



Universidade Federal
do Rio de Janeiro

Escola Politécnica

COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DO DIESEL E SUA RELAÇÃO COM OS PREÇOS DO PETRÓLEO NO MERCADO INTERNACIONAL

Natália da Costa Ramalho Ribeiro

Projeto de Graduação apresentado ao Curso de Engenharia de Petróleo da Escola Politécnica, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Engenheiro de Petróleo.

Orientador: André Assis de Salles

Rio de Janeiro

Agosto de 2016

COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DO DIESEL E SUA RELAÇÃO COM OS PREÇOS
DO PETRÓLEO NO MERCADO INTERNACIONAL

Natália da Costa Ramalho Ribeiro

PROJETO DE GRADUAÇÃO SUBMETIDO AO CORPO DOCENTE DO CURSO DE
ENGENHARIA DE PETRÓLEO DA ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE
FEDERAL DO RIO DE JANEIRO, COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS
PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE ENGENHEIRO DE PETRÓLEO.

Examinado por:

Prof. André Assis de Salles, D. Sc.

Prof^a. Rosemarie Bröker Bone, D. Sc.

Prof. Virgílio José Martins Ferreira Filho, D. Sc.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

AGOSTO DE 2016

Ribeiro, Natália da Costa Ramalho

Comportamento dos Preços do Diesel e sua Relação com os Preços do Petróleo no Mercado Internacional / Natália da Costa Ramalho Ribeiro – Rio de Janeiro: UFRJ / Escola Politécnica, 2016.

VIII, 47 p.: il.; 29,7 cm

Orientador: André Assis de Salles

Projeto de Graduação – UFRJ / Escola Politécnica / Curso de Engenharia de Petróleo, 2016.

Referências Bibliográficas: p.46-47.

1. Preços do Diesel. 2. Preços do Petróleo. 3. Correlação. 4. Cointegração. 5. Causalidade.

I. Salles, André Assis de. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, Escola Politécnica, Curso de Engenharia de Petróleo. III. Comportamento dos Preços do Diesel e sua Relação com os Preços do Petróleo no Mercado Internacional.

“É loucura odiar todas as rosas porque uma te espetou. Entregar todos os teus sonhos porque um deles não se realizou, perder a fé em todas as orações porque em uma não foi atendido, desistir de todos os esforços porque um deles fracassou. É loucura condenar todas as amizades porque uma te traiu, descrer de todo amor porque um deles te foi infiel. É loucura jogar fora todas as chances de ser feliz porque uma tentativa não deu certo. Espero que na tua caminhada não cometas estas loucuras. Lembrando que sempre há uma outra chance, uma outra amizade, um outro amor, uma nova força. Para todo fim um recomeço.”

(Antoine de Saint-Exupéry)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, aos meus pais por todo amor, carinho, compreensão, dedicação e esforço para que eu pudesse estudar no Colégio Santo Agostinho – NL, e assim poder ingressar na Universidade Federal do Rio de Janeiro e concluir a graduação em Engenharia de Petróleo.

Agradeço ao meu irmão pelo companheirismo e por ser, acima de tudo, meu grande amigo.

Agradeço ao meu namorado e amigos pelos momentos de descontração, estudo e aprendizado durante minha caminhada na graduação.

Agradeço ao meu orientador André Salles, pelo apoio, ensinamentos, paciência, disponibilidade e todo auxílio necessário à conclusão deste trabalho.

Agradeço também à Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) que, através do Programa de Recursos Humanos PRH-21, me forneceu apoio financeiro para a realização deste trabalho.

RESUMO

Resumo do Projeto de Graduação apresentado à Escola Politécnica / UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Engenheiro de Petróleo.

COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DO DIESEL E SUA RELAÇÃO COM OS PREÇOS DO PETRÓLEO NO MERCADO INTERNACIONAL

Natália da Costa Ramalho Ribeiro

Agosto/2016

Orientador: André Assis de Salles

Curso: Engenharia de Petróleo

O preço do petróleo e seus derivados são importantes para a atividade econômica em geral. Conhecer o comportamento dos seus preços e seus retornos é interessante para compreender como os preços dos derivados de petróleo variam e a sua relação com o preço do petróleo bruto: a associação, a cointegração e a causalidade. Dessa forma, são fundamentais para o planejamento dos governos, assim como para os agentes responsáveis pelo planejamento macroeconômico, políticas de incentivos setoriais e outras políticas governamentais necessárias ao desenvolvimento das economias nacionais.

Este trabalho se propõe a estudar a evolução do comportamento dos preços do diesel e sua relação com os preços do petróleo no mercado internacional através de regularidades estatísticas, análise de correlação, testes de cointegração, testes de causalidade e modelos de regressão.

Palavras-chave: Preços do Diesel, Preços do Petróleo, Correlação, Cointegração, Causalidade.

ABSTRACT

Abstract of Undergraduate Project presented to Escola Politécnica / UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Petroleum Engineer.

BHAVIOR OF DIESEL PRICES AND THEIR RELATIONSHIP WITH CRUDE OIL PRICES IN THE INTERNATIONAL MARKET

Natália da Costa Ramalho Ribeiro

August/2016

Advisor: André Assis de Salles

Course: Petroleum Engineering

The price of oil and its derivatives are important for economic activity in general. Knowing the behavior of their prices and their returns is interesting to understand how oil product prices vary and their relation with the price of crude oil: the association, cointegration and causality. Thus, they are central to the planning of governments, as well as the agents responsible for macroeconomic planning, sectoral incentives policies and other government policies necessary to the development of national economies.

This paper aims to study the evolution of the behavior of diesel prices and their relation to oil prices in the international market through statistical regularities, correlation analysis, cointegration tests, causality tests and regression models.

Keywords: Diesel Prices, Oil Prices, Correlation, Cointegration, Causality.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	1
2. OBJETIVOS.....	3
3. METODOLOGIA ADOTADA	4
3.1. Estatística Descritiva dos Dados	5
3.2. Testes da Hipótese de Normalidade.....	6
3.3. Teste da Hipótese de Estacionariedade.....	7
3.4. Análise de Correlação Amostral.....	8
3.5. Teste de Cointegração.....	10
3.6. Teste de Causalidade.....	11
3.7. Análise de Regressão	14
3.7.1. Modelos de Regressão Linear Simples Heteroscedásticos	15
3.7.2. Modelos Assimétricos de Regressão.....	16
4. DADOS – AMOSTRA UTILIZADA.....	17
5. RESULTADOS OBTIDOS.....	24
6. COMENTÁRIOS FINAIS.....	44
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	46

LISTA DE TABELA

Tabela 1 – Resumo Estatístico dos preços semanais do Diesel.....	18
Tabela 2 – Teste de Estacionariedade para os preços do Diesel.....	18
Tabela 3 – Resumo Estatístico dos preços semanais do Petróleo.....	20
Tabela 4 – Teste de Estacionariedade para os preços do Petróleo.....	21
Tabela 5 – Resumo Estatístico dos retornos dos preços semanais do Diesel.....	22
Tabela 6 – Teste de Estacionariedade para retornos dos preços do Diesel.....	22
Tabela 7 – Teste de Estacionariedade para os retornos dos preços do Petróleo.....	23
Tabela 8 – Correlação dos retornos dos preços do Diesel com o Petróleo Brent.....	24
Tabela 9 – Correlação dos retornos dos preços do Diesel com o Petróleo WTI.....	24
Tabela 10 – Teste de Significância do Coeficiente de Correlação – Brent.....	25
Tabela 11 – Teste de Significância do Coeficiente de Correlação – WTI.....	25
Tabela 12 – Intervalo de confiança e Transformação de Fisher – Brent.....	28
Tabela 13 – Intervalo de confiança e Transformação de Fisher – WTI.....	28
Tabela 14 – Intervalo de Confiança do Coeficiente de Correlação – Brent.....	29
Tabela 15 – Intervalo de Confiança do Coeficiente de Correlação – WTI.....	29
Tabela 16 – Resultados dos Testes de Cointegração – Brent.....	30
Tabela 17 – Resultados dos Testes de Cointegração – WTI.....	31
Tabela 18 – Conclusão do Teste de Cointegração – Brent.....	31
Tabela 19 – Conclusão do Teste de Cointegração – WTI.....	31
Tabela 20 – Resultado dos Testes de Causalidade – Brent.....	33
Tabela 21 – Resultado dos Testes de Causalidade – WTI.....	34
Tabela 22 – Resultado dos Testes de Causalidade – Brent.....	35
Tabela 23 – Resultado dos Testes de Causalidade – WTI.....	36
Tabela 24 – Resultados do modelo com intercepto – Brent.....	37
Tabela 25 – Resultados do modelo sem intercepto – Brent.....	38
Tabela 26 – Resultados do modelo com intercepto – WTI.....	39
Tabela 27 – Resultados do modelo sem intercepto – WTI.....	40
Tabela 28 – Resultados do modelo com intercepto – Brent.....	41
Tabela 29 – Resultados do modelo sem intercepto – Brent.....	42
Tabela 30 – Resultados do modelo com intercepto – WTI.....	42
Tabela 31 – Resultados do modelo sem intercepto – WTI.....	43

LISTA DE GRÁFICO

Gráfico 1 – Preços semanais do Diesel.....	17
Gráfico 2 – Preços semanais do Petróleo.....	20
Gráfico 3 – Variação dos preços semanais do Diesel.....	21
Gráfico 4 – Comparação dos preços semanais do Diesel e Petróleo.....	23

1. INTRODUÇÃO

O diesel é um óleo derivado da destilação do petróleo bruto, usado como combustível nos motores a diesel/gasóleo, constituído basicamente por hidrocarbonetos. A evolução dos projetos de motores diesel permitiu seu funcionamento em rotações maiores e o uso de peças mais leves, também adequando sua utilização aos automóveis ou carros de passeio. No Brasil essa aplicação do diesel não é permitida, pois o Brasil ainda não é autossuficiente em óleo diesel, muito menos autossuficiente em petróleo. O petróleo produzido no Brasil possui, em média, um baixo grau API. Com isso tem-se uma menor produção de diesel quando se compara com o petróleo de alto grau API, como o que é produzido no Oriente Médio, por exemplo. Em função dos tipos de aplicações, o óleo diesel apresenta características e cuidados diferenciados para conservar sempre o mesmo ponto de fulgor e não fugir dos padrões de ignição pré-estabelecidos por essa tecnologia. Em alguns países, os governos permitirem a mistura de outras substâncias ao óleo diesel. Apesar de nos veículos motorizados a utilização de gasóleo ou óleo diesel ser mais poluente para o meio ambiente devido à sua composição química, o óleo diesel oferece mais segurança na prevenção de incêndios e/ou casos de perigo de fogo. Isto porque este combustível é inflamável apenas pelo fogo em altíssimas temperaturas ou altíssimas pressões.

No Brasil, há predominância do transporte rodoviário, tanto de passageiros quanto de carga. Por esta razão, o óleo diesel é o derivado de petróleo mais consumido no país. O volume de óleo diesel vendido no Brasil em 2009 representou 41% do volume total de derivados de petróleo. E suas vendas tem se elevado, com o crescimento econômico recente. Com a elevação da produção interna recente, houve uma redução percentual da importação deste derivado. O óleo diesel, de acordo com sua aplicação, é comercializado como: rodoviário e marítimo. Mas a Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) autoriza a utilização do óleo diesel para outras aplicações, denominadas *off road*.

O conhecimento do comportamento do mercado de petróleo e de seus derivados, mais especificamente o diesel, é importante para o desenvolvimento de modelos que possibilitem a obtenção de estimativas mais acuradas dos preços de combustíveis provenientes do refino do óleo bruto. As expectativas dos preços do petróleo e de derivados de petróleo são fundamentais para o planejamento dos governos, econômicos, em particular para o planejamento macroeconômico, para as políticas de incentivos setoriais e outras políticas governamentais necessárias ao desenvolvimento das economias nacionais. Da mesma forma, os agentes econômicos envolvidos no planejamento das empresas que direta ou indiretamente têm seus custos de produção ou de distribuição associados aos preços de derivados de petróleo, precisam acompanhar e prever o comportamento dos preços do petróleo e de seus derivados.

Os estudos sobre o comportamento dos preços dos combustíveis praticados aqui devem permitir aos agentes econômicos observar o que vem acontecendo com os preços dos combustíveis nos últimos anos e, a partir disso, verificar como esse comportamento vem afetando seus custos. Dada a importância do diesel para o transporte brasileiro, o conhecimento das variações de preços do diesel é de grande relevância para o planejamento do transporte rodoviário, uma vez que a participação dos combustíveis e lubrificantes no custo dessa atividade é alto. Este trabalho procura estudar o comportamento dos preços do diesel no mercado brasileiro, e também em outros mercados de modo a se ter uma comparação com o mercado brasileiro. Além do mercado brasileiro, dada a limitação na disponibilidade de informações para este estudo, foram o mercado norte-americano e seis mercados europeus.

O capítulo seguinte explicita os objetivos deste trabalho e o restante do trabalho está estruturado da seguinte forma: no Capítulo 3 são descritas as metodologias estatísticas utilizadas para a elaboração deste trabalho, que podem ser divididas em oito partes: séries temporais, estatística descritiva, hipótese de normalidade, hipótese de estacionariedade, teste de correlação, teste de cointegração, testes de causalidade e análise de regressão. No Capítulo 4 são mostrados os dados que foram utilizados, como as séries temporais de preços e suas principais propriedades. No Capítulo 5, são descritos os resultados obtidos com os testes de estacionariedade, com testes de cointegração, com testes de causalidade e com as estimativas dos modelos de regressão propostos. Por fim, no Capítulo 6 estão os comentários finais do trabalho seguidos da listagem das referências bibliográficas utilizadas.

2. OBJETIVOS

O objetivo deste trabalho é estudar o comportamento dos preços do diesel praticados no Brasil e em outros mercados selecionados, Além do estudo dos preços do diesel e de suas variações, este trabalho procura estudar a relação entre os preços do diesel e os preços do petróleo bruto negociado no mercado internacional.

Para atingir tal objetivo, foram coletados os preços semanais do diesel negociados no Brasil, nos Estados Unidos, bem como em seis países europeus: Alemanha, Bélgica, França, Itália, Holanda e Reino Unido. Para viabilizar a comparação das informações, todos os preços foram convertidos em dólares norte-americanos por litro. Foram coletados, também, preços dos tipos de petróleo bruto Brent e WTI, que são as principais referências dos tipos de petróleo negociados no mercado internacional. A amostra estudada se refere ao período de junho de 2004 até abril de 2013.

Procurando estudar o comportamento dos preços do diesel e suas variações, o trabalho se propõe a proceder resumos estatísticos, testes de normalidade e testes de estacionariedade, das séries temporais dos preços e das variações desses preços. Enquanto para o estudo da relação dos preços e de suas variações com os preços e variações dos preços do petróleo no mercado internacional, este trabalho propõe a estudar a associação entre as series temporais desses preços e variações, através do coeficiente de correlação momento-produto de Pearson, e verificar a hipótese de cointegração entre as series temporais dos preços o petróleo e do diesel nos mercados selecionados.

Ainda com o intuito de estudar a relação entre os preços do diesel e suas variações com os preços e variações dos preços do petróleo, este trabalho tem o propósito de verificar a relação causal entre essas séries temporais através de testes de causalidade e de modelos de regressão linear. Na construção de modelos de regressão linear, deve-se considerar os modelos de regressão heterocedásticos e os modelos assimétricos, para que anda de forma preliminar, se verifique a assimetria entre os preços do petróleo e do diesel nos mercados selecionados. Os modelos de regressão foram construídos levando em consideração a não normalidade e a heteroscedasticidade das séries temporais envolvidas.

3. METODOLOGIA ADOTADA

Neste trabalho são estudadas séries temporais dos preços e dos retornos do petróleo e do diesel, assim como suas associações e relações econométricas. Uma série temporal pode ser definida como uma ocorrência de um processo estocástico, dado que a cada instante do tempo existe uma distribuição de probabilidade associada a possíveis valores de uma série. Uma série temporal é representada por um conjunto de observações de uma variável quantitativa coletada no tempo. As séries temporais podem ser diárias, semanais, mensais, trimestrais, semestrais, anuais e etc. No estudo de séries temporais procura-se inferir o processo estocástico representado por um modelo que explica a formação de determinada série temporal. O conhecimento de modelos que representem séries temporais além de ser útil na descrição de variáveis é, importante para predição de quantidades aleatórias importantes para a atividade de planejamento de empresas e governos. O principal pressuposto da análise de séries temporais é que os fatores que influenciaram as informações da série histórica no passado serão os mesmos que influenciarão a série histórica no futuro. Na análise de séries temporais procura-se identificar os componentes que retratam esses fatores. Os fatores que influenciam uma série temporal podem ser sumarizados em uma componente irregular, componente aleatória, e outras três componentes, que são tratadas nos modelos, tendência, sazonalidade e cíclica. A componente irregular, ou ruído branco da série, se referem às variações aleatórias ou irregulares da série, em geral, provocadas por eventos imprevisíveis e sem correspondência com intervalos de tempo. A componente tendência corresponde a um movimento sistemático, crescente ou decrescente, dos valores da série temporal. A sazonalidade se refere às variações periódicas no tempo, ciclos que se repetem regularmente na série histórica provocados por fatores climáticos, por eventos associados a determinado período do tempo ou outros ligados a estações do tempo. A componente cíclica se assemelha a componente sazonal apresentando como diferença a amplitude do ciclo, ou dos ciclos, que apresentam um maior espaçamento, isto é, se referem a um prazo maior ao passo que variação sazonal se aplica, ou se reporta, ao curto prazo. A seguir são descritos tópicos referentes a metodologia adotada neste trabalho.

Inicialmente foi elaborada uma análise descritiva dos dados através de: gráficos e tabelas; medidas de resumo tais como: média, mediana, variância, desvio padrão, coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose. Além disso foram feitos testes estatísticos da hipótese

de normalidade e da hipótese de estacionariedade. Esses testes são fundamentais para o aprofundamento desse estudo e na aplicação de modelos econométricos.

Em uma etapa posterior foram feitos estudos da associação entre os preços do petróleo e do diesel praticados nos mercados selecionados. Procedeu-se assim, a análise de correlação amostral, determinando-se o coeficiente de correlação momento-produto de Pearson. Além do estudo da associação entre as séries temporais dos preços e retornos dos preços do petróleo dos tipos Brent e WTI negociados no mercado internacional e dos preços e retornos dos preços do diesel negociado nos mercados selecionados, foram feitos também testes de causalidade e testes de cointegração entre os preços do petróleo dos tipos Brent e WTI negociados no mercado internacional e os preços e retornos do diesel praticado em cada um dos mercados selecionados.

3.1. Estatística Descritiva dos Dados

A estatística descritiva, ou análise descritiva dos dados, é a etapa inicial do trabalho utilizada para descrever e resumir os dados. A disponibilidade de uma grande quantidade de dados e de métodos computacionais muito eficientes revigorou esta área da estatística. As medidas que serão usadas neste trabalho são: a média, a mediana, o desvio padrão, o coeficiente de assimetria e o coeficiente de curtose, que estão listados a seguir:

* *Média:*
$$\bar{X} = \frac{\sum_1^n (F_i X_i)}{\sum F_i}$$

Onde:

X_i = variável de uma amostra;

F_i = frequência do valor X_i na amostra;

X_{\min} = variável com menor valor na amostra;

X_{\max} = variável com maior valor na amostra.

* *Mediana:*

Se a amostra tem um número de elementos ímpar: $m = \frac{n+1}{2}$

Se a amostra tem um número de elementos par: $m = \frac{\left(\frac{n}{2}\right) + \left(\frac{n}{2} + 1\right)}{n}$

$$* \text{ Desvio Padrão: } s = \sqrt{\frac{\sum_1^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$$

$$* \text{ Variância: } s^2 = \frac{\sum_1^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$* \text{ Coeficiente de Assimetria: } S = \frac{\sum_1^n (X_i - \bar{X})^3 / n}{s^3}$$

$$* \text{ Coeficiente de Curtose: } K = \frac{\sum_1^n (X_i - \bar{X})^4 / n}{s^4}$$

3.2. Testes da Hipótese de Normalidade

Testes de normalidade são usados para verificar se uma amostra de dados de uma variável aleatória, se ajusta a uma distribuição normal ou não. A partir daí pode-se inferir a probabilidade de variável aleatória subjacente se ajustar a uma distribuição normal.

Neste trabalho foi utilizado o Teste de Jarque-Bera (JB), que é baseado em testes de significância dos coeficientes de assimetria e curtose da distribuição observada da série temporal e da distribuição normal teórica. O Teste de Jarque-Bera é adequado para testar a hipótese nula de que a amostra foi extraída de uma distribuição normal, ou seja, a hipótese nula de que os dados são normais contra a hipótese alternativa dos dados não serem normais. Sob a hipótese nula dos dados serem normais tendo como alternativa dados não normais, o Teste de Jarque-Bera tem como estatística de teste a seguinte fórmula:

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$$

Onde, para haver normalidade, K (o coeficiente de curtose) tem que ser próximo de três e S (coeficiente de assimetria) próximo de zero. O Teste Jarque-Bera segue uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade e nível de significância de 5%. Para um maior detalhamento do Teste de Jarque-Bera, pode-se recorrer a Gujarati (2000).

3.3. Teste da Hipótese de Estacionariedade

Um processo estocástico é estacionário se suas médias e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distancia ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada.

Os testes de estacionariedade mais utilizado na literatura de séries temporais são os testes de raízes unitárias. Dentre esses, o teste de estacionariedade utilizado neste trabalho foi o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme descrito em Gujarati (2000). A estatística teste ADF é dada pela fórmula abaixo, descrita em Gujarati (2000).

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

Para se testar a hipótese nula dos dados não serem estacionários tendo como alternativa os dados serem estacionários

Nesse teste as defasagens (ou *lag's*), isto é, os valores de m , são escolhidos de acordo com a periodicidade da série de tempo. Como regra geral, se as informações da série são trimestrais são estimados quatro modelos, se as informações são mensais são estimados doze modelos e assim por diante. A escolha do modelo para realização do teste ADF, em geral, é feita com a partir de critérios de informação utilizados para a seleção de modelos de regressão. Dentre os critérios mais utilizados pode-se citar o critério de Akaike (AIC) e o critério de Schwarz (BIC). O modelo que minimizar o critério deve ser escolhido pelo analista como o mais adequado para o Teste de Dickey-Fuller Aumentado. O teste ADF feito neste trabalho inclui o intercepto e a componente tendência na fórmula da estatística de teste do teste mostrado acima. E na escolha do modelo mais adequado, o critério de seleção de modelos utilizado foi o critério de Akaike, que pode ser descrito da seguinte forma (ver SALLES (2010)):

Critério de informação de Akaike:

$$AIC = \left(\frac{ESS}{n}\right) e^{\left(\frac{2k}{n}\right)}$$

Onde ESS é a soma dos quadrados dos resíduos, k é o número de parâmetros estimados no modelo e n é o número de observações.

3.4. Análise de Correlação Amostral

Se existe associação, entre duas ou mais variáveis, é importante o conhecimento do grau, ou intensidade, dessa associação e é esse o objeto de estudo da correlação amostral.

O coeficiente de correlação entre duas variáveis é a razão da covariância pelos desvios padrões das variáveis em questão. Assim a estimativa do coeficiente de correlação mede o grau de associação de variáveis aleatórias e pode ser expressa pela seguinte fórmula:

$$r_{xy} = \frac{n \sum xy - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{n \sum x^2 - (\sum x)^2} \sqrt{n \sum y^2 - (\sum y)^2}}$$

Pode-se demonstrar que o coeficiente de correlação está nos limites entre mais ou menos 1, ou seja:

$$-1 \leq r_{xy} \leq +1$$

De uma forma simplificada, pode-se interpretar o coeficiente de correlação da seguinte maneira:

Se $|r| = 0 \Rightarrow$ Correlação Nula;

Se $0 < |r| \leq 0,3 \Rightarrow$ Correlação Fraca;

Se $0,3 < |r| \leq 0,7 \Rightarrow$ Correlação Moderada;

Se $0,7 < |r| < 1 \Rightarrow$ Correlação Forte;

Se $|r| = 1 \Rightarrow$ Correlação Perfeita.

Dessa forma, foram estimados coeficientes de correlação entre cada série temporal de variação dos preços do diesel, ou retornos dos preços, nos mercados dos países selecionados e para os retornos dos preços do barril de petróleo dos tipos Brent e WTI. E a partir dessas estimativas foram feitos testes de significância dos coeficientes de correlação, para níveis de significância de 10%, 5% e 1%, com n sendo o número de observações e tendo:

Nesses testes de significância estatística, as hipóteses nula e alternativa podem ser escritas da seguinte forma:

Ho: $\rho = 0$ (coeficiente de correlação populacional não é estatisticamente significativo) e a

Há: $\rho \neq 0$ (coeficiente de correlação populacional é estatisticamente significativo).

Enquanto a estatística de teste é dada pela fórmula: $t = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}}$, onde t segue uma distribuição t Student com $n - 2$ graus de liberdade.

A partir das estimativas dos coeficientes de correlação, foram elaborados intervalos de confiança dos coeficientes de correlação populacionais, utilizando-se para tal a Transformação de Fisher, que pode ser descrita pela seguinte fórmula:

$$Z = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+r}{1-r} \right)$$

Os intervalos de confiança para a média de Z e para os coeficientes de correlação são dados pelas seguintes expressões listas a seguir. O intervalo de confiança para Z :

$$Z \pm Z_{\alpha/2} \left(\frac{1}{\sqrt{n-3}} \right)$$

Enquanto o intervalo de confiança do coeficiente de correlação populacional pode ser determinado através das seguintes expressões:

$$LIC_Z = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho_1}{1-\rho_1} \right), \text{ onde } \rho_1 = LIC_\rho$$

$$LSC_Z = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho_2}{1-\rho_2} \right), \text{ onde } \rho_2 = LSC_\rho$$

Onde LIC_ρ e LSC_ρ são o limite inferior de confiança e o limite superior de confiança do referido intervalo, respectivamente. Para um maior detalhamento da análise de correlação amostral, pode-se recorrer a Salles (2010).

3.5. Teste de Cointegração

Duas variáveis são cointegradas se a combinação linear dessas variáveis for estacionária e, por conseguinte, existe uma relação de longo prazo entre essas variáveis, ou seja, essas variáveis compartilham as mesmas tendências estocásticas no longo prazo. Existem algumas alternativas para testes de cointegração entre duas variáveis, que no caso deste trabalho o teste realizado foi o teste de cointegração de Engle-Granger (ver ENGLE e GRANGER (1987)). A cointegração tem algumas implicações relevantes. Se duas variáveis são cointegradas, é possível procurar por um modelo para explicar, ou prever, uma dessas variáveis que deve ser feito utilizando a outra como um regressor. Além disso, a não rejeição da hipótese de cointegração de duas variáveis indica que o estudo do comportamento dessas variáveis deve considerar um mecanismo de correção de erros (MCE) nos modelos estocásticos construídos para tal. Em outras palavras, se a hipóteses de cointegração de duas variáveis for aceita, a introdução de um mecanismo de correção de erros é essencial na estimativa dos modelos estocásticos que relacionam essas duas variáveis.

Em uma segunda etapa, foram construídos modelos estocásticos para explicar os retornos dos preços do diesel através de duas variáveis que representam: as variações positivas dos preços do petróleo e as variações negativas ou retornos negativos dos preços do petróleo. Esses modelos mostrados adiante levam em consideração um dos problemas que em geral são encontrados nas séries temporais de preços de ativos financeiros e de commodities: a não normalidade observada em séries históricas semanais dos retornos. A distribuição *t Student* tem sido amplamente utilizada como uma alternativa para retornos semanais de ativos financeiros e commodities devido à atratividade apresentadas pelas variações da forma dada pela variação dos graus de liberdade (ver SALLES (2014)).

Através do teste de Engle e Granger, pode-se testar a cointegração entre duas séries temporais Y_t e X_t a partir do teste da estacionariedade do erro estocástico, ou do termo

aleatório, do modelo estatístico construído a partir da relação linear entre as variáveis, que pode ser pela seguinte equação:

$$Y_t = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_t + \varepsilon_t$$

Nesse modelo de regressão, que relaciona séries temporais não-estacionárias, verifica-se a estacionariedade ou não do termo estocástico. Duas séries não estacionárias que têm um resíduo estacionário, são cointegrados. O teste utilizado para proceder a verificação da hipótese de cointegração foi o teste de raiz unitária ADF, descrito anteriormente.

3.6. Teste de Causalidade

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Além do estudo da correlação amostral, foram feitos testes de causalidade de Granger, para estudar a relação de causalidade dos preços do petróleo bruto sobre os preços do diesel nos mercados selecionados.

Uma variável X causa outra variável Y no sentido de Granger, se a observação de X no presente ou no passado, ajuda a prever os valores futuros de Y para algum horizonte de tempo, como observados por Granger (1969). De acordo com Gujarati e Porter (2011), considerando duas séries temporais X_t e Y_t , o teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a previsão das respectivas variáveis X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária X causa, no sentido de Granger, uma outra série estacionária Y se melhores previsões estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y. O teste envolve estimar as seguintes regressões:

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

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \delta_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

Sendo X_{t-j} e Y_{t-i} , $i, j, = 0, \dots, k$, valores defasados das séries, respectivamente. Já ε_{1t} e ε_{2t} são termos de erro supostamente não correlacionados. Dessa forma, a causalidade pode ser unidirecional (de Y para X; de X para Y), bilateral e de independência. Esses quatro casos são evidenciados a seguir, conforme Almeida (2016):

1. Causalidade unidirecional de Y para X: quando os coeficientes estimados em X_t para a variável defasada Y são conjuntamente diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados em Y_t para a variável X não forem estatisticamente diferentes de zero.

$$\begin{aligned} \sum \beta_j &\neq 0 \\ \sum \gamma_i &= 0 \end{aligned}$$

2. Causalidade unidirecional de X para Y: quando os coeficientes estimados em Y_t para a variável defasada X são conjuntamente diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados em X_t para a variável Y não forem estatisticamente diferentes de zero.

$$\begin{aligned} \sum \beta_j &= 0 \\ \sum \gamma_i &\neq 0 \end{aligned}$$

3. Causalidade bilateral: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

$$\begin{aligned} \sum \beta_j &\neq 0 \\ \sum \gamma_i &\neq 0 \end{aligned}$$

4. Independência: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero. Em termos gerais,

desde que o futuro não pode prever o passado, se a variável X causa a variável Y, então mudanças em X devem preceder temporalmente mudanças em Y.

$$\sum \beta_j = 0$$
$$\sum \gamma_i = 0$$

Neste estudo, o teste de causalidade permite inferir se o regressor é uma variável interessante a ser usada como um previsor da variável resposta em questão ou, em outras palavras, uma variável exógena interessante. Para testar a hipótese nula de que todos os coeficientes defasados são conjuntamente iguais a zero, é utilizado a estatística de teste para a hipótese de causalidade de Granger, a estatística F, dada pela fórmula (ver ALMEIDA (2016)):

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/m}{SQR_{IR}/(n - k)}$$

Onde SQR_R é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito, SQR_{IR} é a soma de quadrados dos resíduos do modelo irrestrito, m é o número de defasagens, k é o número de parâmetros estimados da regressão sem restrições e n é o número de observações. A estatística F se distribui como sendo o nível de significância. Se o valor de F calculado for maior que o valor crítico de F ao nível de significância escolhido, rejeita-se a hipótese nula, ou seja, há relação de causalidade. A hipótese nula H_0 para testar, por exemplo, se Y_t causa X_t , é dado por:

$$H_0: \sum a_i = 0$$

De forma análoga, pode ser feito para X_t causando Y_t . Quando ambas hipóteses nulas são rejeitadas, diz-se que existe causalidade em ambas as direções (causalidade bilateral), enquanto se ambas as hipóteses nulas são aceitas, não são relacionadas casualmente no sentido Granger (independência).

Conforme descreve Almeida (2016), para investigar essa causalidade entre as variáveis estudadas, será utilizado o teste de Granger, como já foi dito acima. Pode-se supor duas séries temporais para as quais há o interesse em saber se há alguma causalidade entre elas. Para tal, pode-se utilizar o modelo de Vetor Autoregressivo (VAR). A causalidade bilateral identificada entre duas variáveis X e Y é o caso mais indicado para usar o modelo VAR, no qual consiste em ajustar as equações dadas a seguir:

$$X_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j Y_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^k \theta_j X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

A equação de X_t indica que o X corrente está relacionado a uma constante e a seus valores, bem como os valores passados de Y. E a equação de Y_t postula comportamento semelhante. Nestas equações, os ε_{1t} e ε_{2t} são termos de erro estocástico e também α_1 e α_2 são constantes.

Ao estimar um modelo VAR, deve-se escolher a defasagem k das variáveis, o que é feito por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC). As estimativas do modelo VAR são obtidas por meio do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

3.7. Análise de Regressão

A análise de regressão linear permite se fazer inferências a respeito da relação de uma variável dependente ou variável de resposta com variáveis independentes específicas ou variáveis explicativas. A análise de regressão pode ser usada como um método descritivo da análise de dados sem serem necessárias quaisquer suposições acerca dos processos que permitiram gerar os dados, podem-se investigar a relação causal entre variáveis ou ainda podem prever o comportamento da variável resposta ou variável de interesse.

Nesse trabalho, as variáveis de interesse são os retornos dos preços do diesel nos mercados selecionados enquanto a variável explicativa é o retorno do preço do petróleo no mercado internacional.

Dentre modelos de regressão construídos para de verificar a relação causal das variáveis selecionadas com retornos do diesel negociados no mercado internacional, escolheu-se um modelo de regressão simples estimado através do método dos Mínimos Quadrados, como mostrado adiante:

O modelo linear simples utilizado pode ser descrito da seguinte forma:

$$Y_{i,t} = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Onde a média não passa pela origem. Esse método considera a variância do erro fixa. É uma técnica de otimização matemática que procura encontrar o melhor ajuste para um conjunto de dados, tentando minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre o valor estimado e os dados observados (tais diferenças são chamadas de resíduos). É necessário que o modelo seja linear para os parâmetros, ou seja, as variáveis apresentam uma relação linear entre si. Mas, caso o valor de β_1 não seja estatisticamente significativo e exista regressão, o outro modelo sem intercepto ou passando na origem deve ser estimado, e esse pode ser representado pela relação mostrada a seguir:

$$Y_{i,t} = \widehat{\beta} X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Para considerar β_1 como não sendo estatisticamente significativo, em geral, seu valor-p é maior que 10%. A escolha de um modelo Uma maneira de escolher o melhor modelo dentre outros pode ser feito observando-se a menor soma dos quadrados dos erros ou a Estatística-F.

3.7.1. Modelos de Regressão Linear Simples Heteroscedásticos

Um dos problemas recorrentes na estimação de modelos de regressão é a violação da homoscedasticidade ou a heteroscedasticidade dada dos resíduos. A heteroscedasticidade pode ser tratada através de modelos ARCH, ou modelos autoregressivos condicionais heteroscedásticos. O modelo Autoregressivo Heteroscedasticidade Condicional, ou

simplesmente ARCH, foi proposto por Engle (1982). Esse método considera que a variância do erro não é fixa, ou seja, a variância varia com o tempo. A partir desse modelo, foi feita a generalização sugerida por Bollerslev (1986), designado por GARCH.

Este trabalho se utilizou de modelos GARCH (1,1) para a variância dos erros, sem restrição e com distribuição de erro Normal (Gaussiana) ou *t Student* com baixo grau de liberdade, na estimação de modelos de regressão para descrever melhor a série de retornos de preços.

3.7.2. Modelos Assimétricos de Regressão

Com o objetivo de estudar a hipótese de assimetria entre os preços do diesel e os preços do petróleo foram construídos modelos assimétricos para explicar os retornos dos preços do diesel através de duas variáveis que representam: as variações positivas dos preços do petróleo e as variações negativas dos preços do petróleo. E dessa forma, também foram utilizados para estimação o método dos Mínimos Quadrados e modelos GARCH para se obter as estimativas mais acuradas do modelo, respectivamente, com intercepto e sem intercepto, que podem ser representadas pelas seguintes equações:

$$Y_{i,t} = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X^+_{i,t} + \widehat{\beta}_3 X^-_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$Y_{i,t} = \widehat{\beta}_1 X^+_{i,t} + \widehat{\beta}_2 X^-_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Onde $X^+_{i,t}$ representa a variação positiva do petróleo do tipo i no período t , $X^-_{i,t}$ representa a variação negativa do preço do petróleo do tipo i no período t , $Y_{i,t}$ representa a variação do preço do diesel no mercado i no período t e $\varepsilon_{i,t}$ representa o termo estocástico em cada uma das equações.

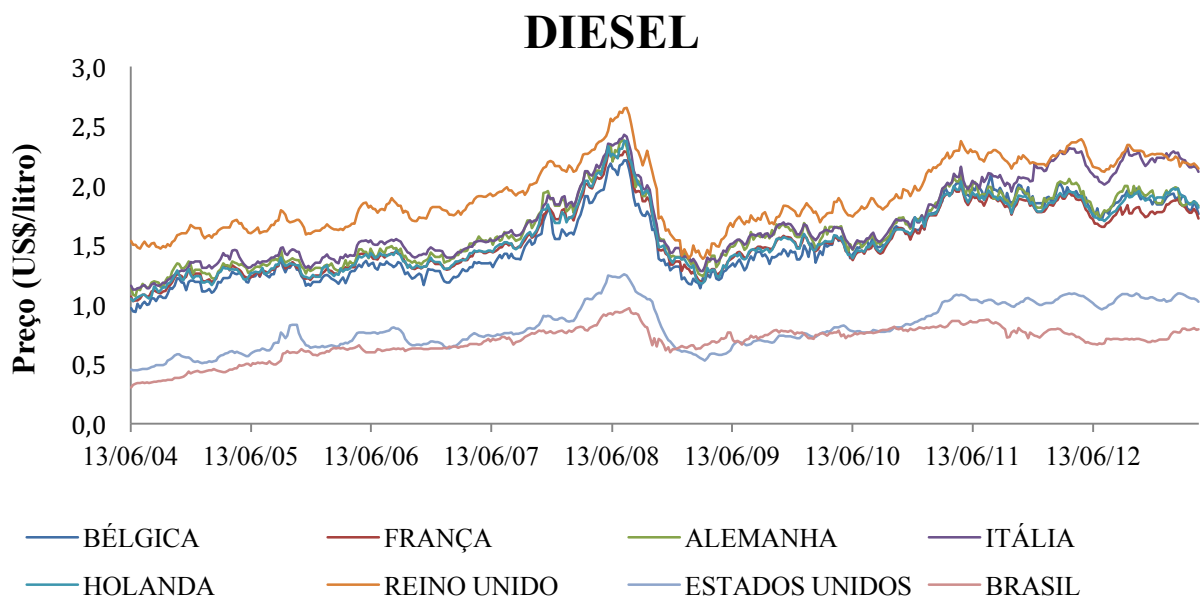
A seguir, são apresentados os dados utilizados neste trabalho.

4. DADOS – AMOSTRA UTILIZADA

Para alcançar os objetivos do presente trabalho, foram estudadas as séries temporais dos preços semanais do diesel nos mercados selecionados, a saber: Alemanha, Bélgica, França, Itália, Holanda, Reino Unido, Estados Unidos e Brasil. E dos preços do petróleo dos tipos Brent e WTI. Foram coletadas as séries semanais de preços do diesel no Brasil em R\$/litro no site da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP). Já para os Estados Unidos, Alemanha, Bélgica, França, Itália, Holanda, Reino Unido e petróleo dos tipos Brent e WTI, os preços estavam em US\$/galão, coletados do site da agência oficial de estatísticas de energia do governo dos Estados Unidos, *U.S. Energy Information Administration* (EIA). Todos os preços coletados foram convertidos em US\$/litro. Os dados abrangem o período de junho de 2004 até abril de 2013, perfazendo 463 observações em cada série temporal.

O Gráfico 1 adiante, permite comparar as séries temporais dos preços do diesel negociado nos mercados selecionados. As linhas mostram a variação dos preços do diesel e similaridades entre os mercados no período estudado. Pode-se observar, ainda, um aumento acentuado nos preços antes da crise de 2008 e um decréscimo acentuado depois do período de maior repercussão da crise.

Gráfico 1 – Preços semanais do Diesel.



A Tabela 1, a seguir, mostra um resumo estatístico das séries temporais semanais dos preços do diesel que serão utilizados nesse trabalho. Ela também apresenta os resultados do teste de normalidade dessas séries. Já na Tabela 2 são mostrados os resultados para o teste de estacionariedade para cada série de preço.

Tabela 1 – Resumo Estatístico dos preços semanais do Diesel.

Estatística	Brasil	EUA	Bélgica	França	Alemanha	Itália	Holanda	R. Unido
Média	0,6910	0,8163	1,5266	1,5544	1,6300	1,7057	1,5739	1,9214
Mediana	0,7141	0,7714	1,4424	1,4846	1,5692	1,5930	1,4926	1,8545
Máximo	0,9717	1,2575	2,2138	2,2904	2,3828	2,4304	2,3775	2,6576
Mínimo	0,3304	0,4491	0,9405	1,0329	1,0752	1,1280	1,0329	1,3843
D. Padrão	0,1318	0,1939	0,3041	0,2715	0,2829	0,3373	0,2884	0,2892
Assimetria	-0,7950	0,2300	0,3388	0,4321	0,3537	0,4392	0,4283	0,2691
Curtose	3,4451	2,0067	1,8548	2,4067	2,1881	1,9032	2,2747	2,0096
Teste JB	52,5921	23,1171	34,1553	21,1959	22,3721	38,0898	24,5114	24,5114

Tabela 2 – Teste de Estacionariedade para os preços do Diesel.

País	Teste ADF	valor-p	nº de lags
Alemanha	-2,3504	0,4053	0
Bélgica	-2,4260	0,3655	0
Brasil	-2,5320	0,3125	3
Estados Unidos	-2,8417	0,1831	3
França	-2,2754	0,4461	1
Holanda	-2,3611	0,3996	2
Itália	-2,9065	0,1569	7
Reino Unido	-3,2544	-0,0754	12

Na Tabelas 1, o menor preço médio ocorre no Brasil, seguido dos Estados Unidos, enquanto o maior preço médio ocorre no Reino Unido, seguido da Alemanha. Dessa forma, pode-se observar que há uma diferença acentuada desses países europeus em relação ao Brasil e Estados Unidos. Observando-se os desvios padrão, o mercado brasileiro apresenta a menor variabilidade dos preços, enquanto a Itália apresenta a maior. Assim, pode-se concluir que os

países europeus têm uma similaridade quanto a sua variabilidade de preço, se comparados com os mercados brasileiro e norte-americano. Os coeficientes de assimetria e curtose obtidos para a série de preços para o diesel de todos os países diferem da distribuição normal, ($S = 0$, $K = 3$). Isto é, são diferentes de zero e três respectivamente, o que indica ser uma distribuição não-normal, o que é confirmado pelo Teste de Jarque-Bera, rejeitando-se assim a hipótese nula para distribuição normal. No Brasil, o coeficiente de assimetria foi negativo, sendo assim, implica em um maior risco na queda dos preços ao longo do tempo.

Da Tabela 2, pode-se observar que para a série de preços do diesel, o Teste de Dickey-Fuller Aumentado de raiz unitária mostrou estatísticas negativas para todos os países, bem como pequenos valores para cada uma das séries temporais de preços do diesel, indicando a não-estacionariedade dessas séries de preços, como mostram os valores-p abaixo de 10%.

O Gráfico 2, a seguir, mostra os preços dos dois tipos de petróleo, Brent e WTI, negociados no mercado internacional. Assim como aconteceu no diesel, pode-se esperar um aumento acentuado nos preços antes da crise de 2008 e um decréscimo acentuado depois do período de maior repercussão da crise. Na Tabela 3, como pode-se observar que a média é menor nos preços do petróleo, se comparado com a média do diesel dos mercados selecionados. Os coeficientes de assimetria e curtose, obtidos a partir da série de preços do petróleo, também diferem dos coeficientes de distribuição normal. Isso indica que a distribuição de probabilidade de preços do petróleo difere da distribuição normal, o que é confirmado pelos Testes de Jarque-Bera. O Teste de Dickey-Fuller Aumentado, apresentado na Tabela 3, mostrou estatísticas negativas, com valores baixos, mostrando a não-estacionariedade dessas séries de preços.

Gráfico 2 – Preços semanais do Petróleo.

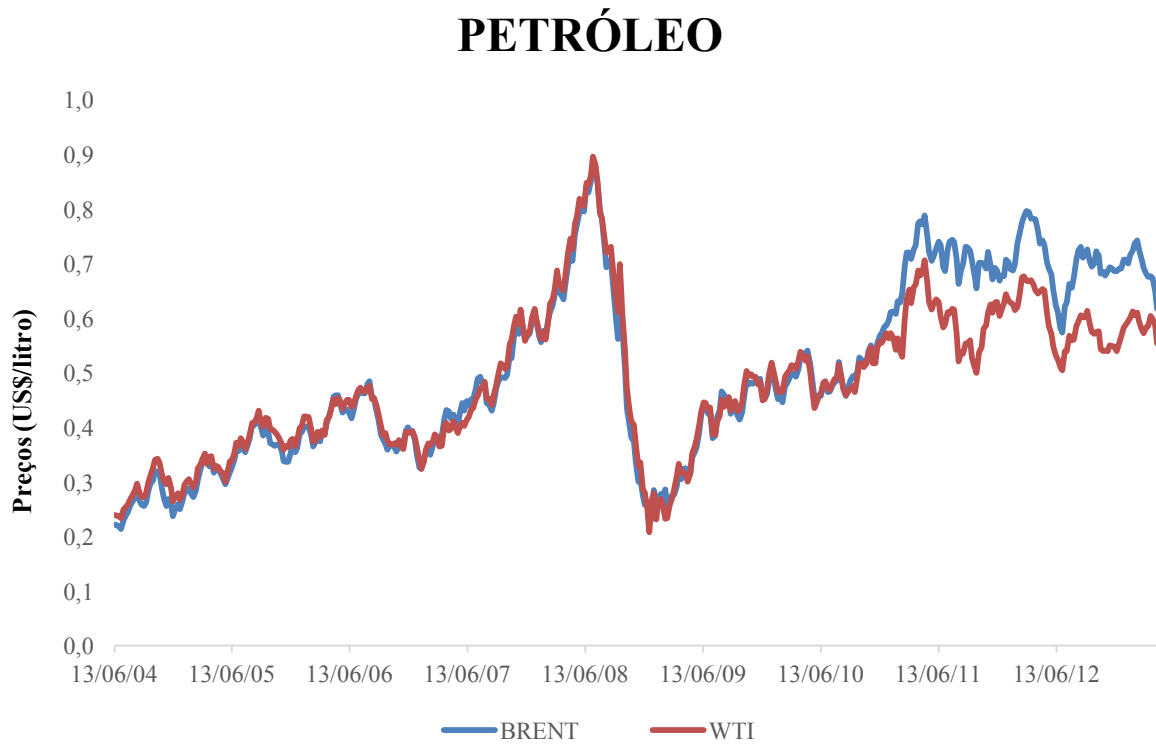


Tabela 3 – Resumo Estatístico dos preços semanais do Petróleo.

Estadística	Brent	WTI
Média	0,5045	0,4820
Mediana	0,4743	0,4716
Máximo	0,8873	0,8964
Mínimo	0,2139	0,2074
D. Padrão	0,1636	0,1329
Assimetria	0,2339	0,3333
Curtose	1,8866	2,8117
Teste JB	28,1375	9,2566
Teste ADF	-3,4432	-3,6589
(valor-p)	(-0,0295)	(-0,0331)

Tabela 4 – Teste de Estacionariedade para os preços do Petróleo.

Petróleo	Teste ADF	valor-p	nº de lags
Brent	-2,3504	0,0471	8
WTI	-2,4260	0,0262	8

Além dos preços do diesel e do petróleo, foram calculados os retornos logarítmicos de todas as séries estudadas. Adicionalmente, foram realizados resumos estatísticos e testes de estacionariedade para todos os retornos, ou variação dos preços utilizados neste trabalho. Para o cálculo dos retornos, foi utilizada a seguinte fórmula:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

O Gráfico 3 adiante mostra esses retornos ao longo das semanas da amostra. Já a Tabela 5 ilustra os resultados dos resumos estatísticos dessas variações dos preços do diesel, enquanto a Tabela 6, a seguir, que mostra os testes de estacionariedade para essas variações.

Gráfico 3 – Variação dos preços semanais do Diesel.

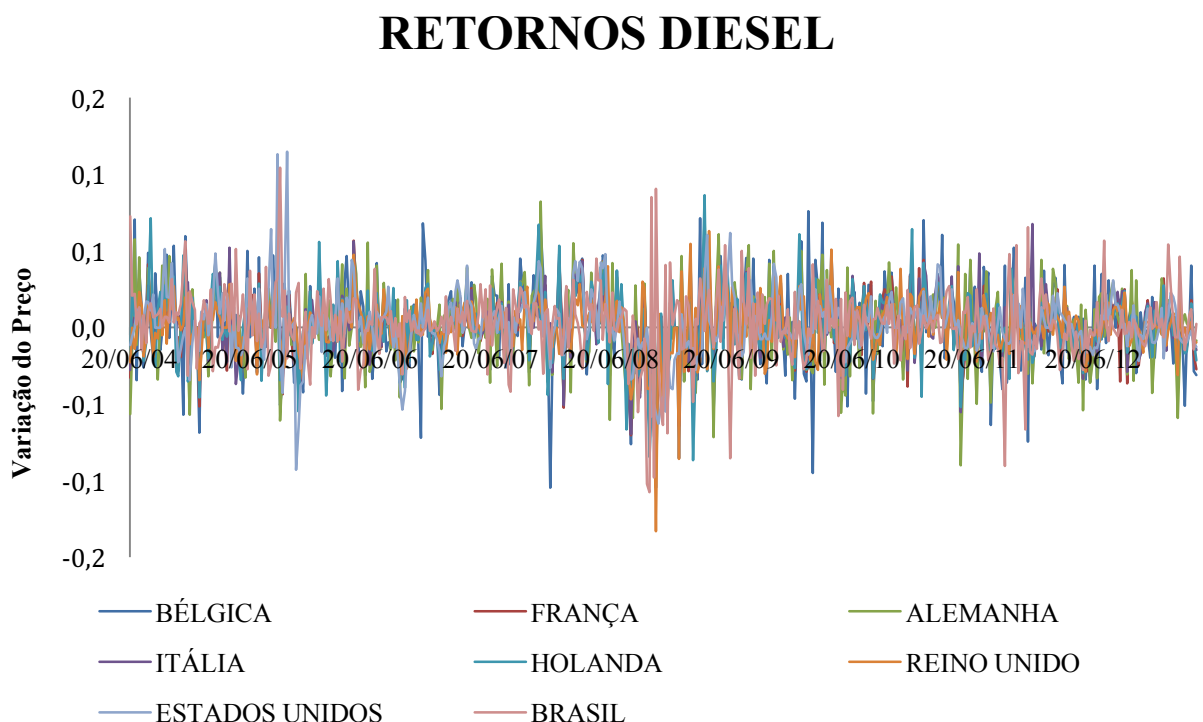


Tabela 5 – Resumo Estatístico dos retornos dos preços semanais do Diesel.

Estatística	Brasil	EUA	Bélgica	França	Alemanha	Itália	Holanda	R. Unido
Média	0,0021	0,0018	0,0013	0,0010	0,0010	0,0013	0,0012	1,9214
Mediana	0,0024	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Máximo	0,1043	0,1146	0,0706	0,0565	0,0822	0,0674	0,0863	0,0630
Mínimo	-0,1076	-0,0928	-0,0105	-0,0799	-0,0899	-0,0773	-0,0868	-0,1330
D. Padrão	0,0231	0,0202	0,0281	0,0202	0,0256	0,0189	0,0217	0,0179
Assimetria	-0,4762	0,4338	-0,3316	-0,4137	-0,1744	-0,3569	-0,1195	-1,0146
Curtose	7,7457	8,3048	3,8650	4,0936	3,3207	4,6829	4,6322	10,5667
Teste JB	451,9758	557,4132	22,9207	36,4895	4,3314	64,4620	52,4976	1183,9790

Tabela 6 – Teste de Estacionariedade para retornos dos preços do Diesel.

País	Teste ADF	valor-p	nº de lags
Alemanha	-22,2171	0,0000	0
Bélgica	-22,3933	0,0000	0
Brasil	-14,4747	0,0000	1
Estados Unidos	-8,0513	0,0000	2
França	-17,3289	0,0000	0
Holanda	-18,2014	0,0000	0
Itália	-17,3761	0,0000	0
Reino Unido	-4,7443	0,0006	11

A Tabela 5 mostra que médias e medianas apresentam pequenas diferenças em todos os retornos estudados. Os desvios padrão também são baixos, o que representa que os mercados apresentam baixa variabilidade. Todos os coeficientes de assimetria foram negativos, exceto para os Estados Unidos, e todos diferem do coeficiente de assimetria da distribuição normal. Enquanto todos os coeficientes de curtose das séries históricas de retornos dos preços do diesel foram maiores que o da distribuição normal. Desta forma, os valores obtidos para assimetria e curtose foram diferentes dos valores dos coeficientes de distribuição normal, o que indica distribuição de probabilidade dos dados diferente da distribuição normal, confirmado pelos resultados do Teste de Jarque-Bera, uma vez que os

valores-p dos testes foram próximos de zero. Sendo assim, pode-se rejeitar a hipótese nula de normalidade das séries temporais dos dados utilizados.

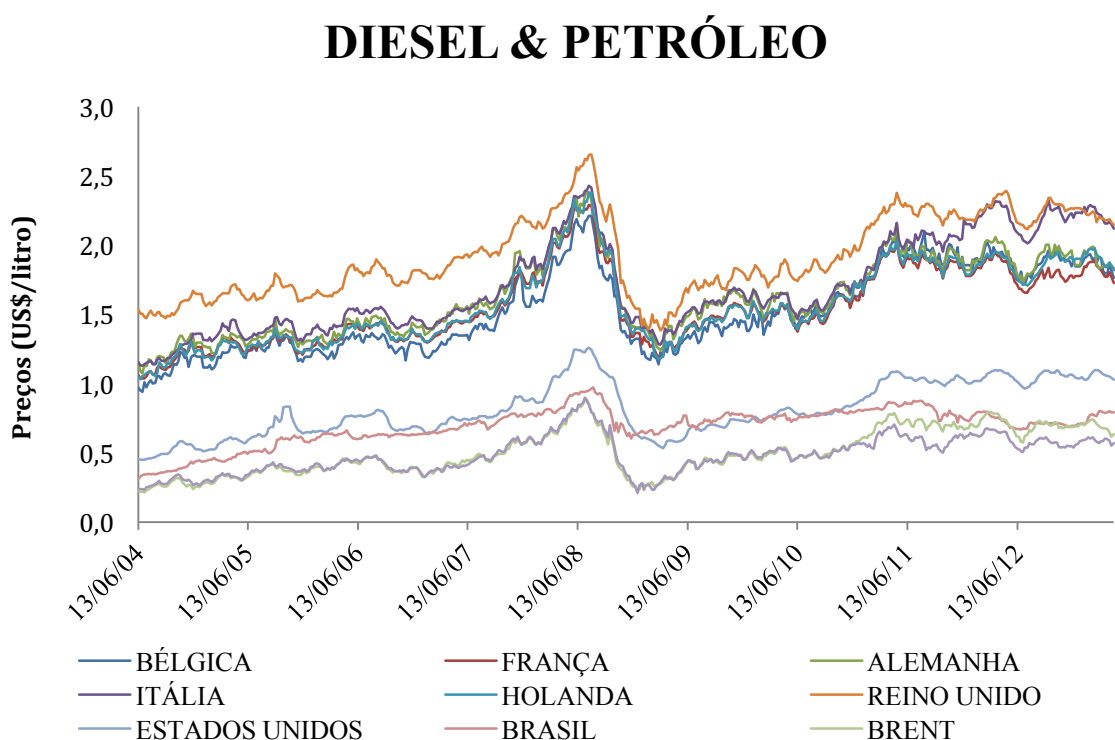
Como pode-se verificar na Tabela 6, o Teste de Dickey-Fuller Aumentado mostrou estatísticas negativas para todos os países, bem como altos valores para cada uma das séries temporais de retornos de preços do diesel, indicando a estacionariedade dessas séries de retornos de preços, como mostram os valores-p, que foram muito próximos ou iguais a zero.

Tabela 7 – Teste de Estacionariedade para os retornos dos preços do Petróleo.

Petróleo	Teste ADF	valor-p	nº de lags
Brent	-2,3504	0,0000	2
WTI	-2,4260	0,0000	7

O Gráfico 4 adiante apresenta uma comparação entre os preços do diesel e do petróleo. Como já foi dito anteriormente, para os Estados Unidos, Brasil, Brent e WTI, a média de preços foram baixas, com a pouca variabilidade deles, e por isso há a discrepância observada nas curvas do gráfico, ao longo dos anos.

Gráfico 4 – Comparação dos preços semanais do Diesel e Petróleo.



5. RESULTADOS OBTIDOS

Como descrito anteriormente, foram realizadas análises de correlação e testes de cointegração e de causalidade para estudar como os preços do diesel se comportam em relação ao comportamento dos preços do petróleo dos tipos Brent e WTI.

A análise de correlação indica a intensidade da associação entre as variáveis de uma amostra. A causalidade indica uma relação de causa, ou seja, se uma variável causa a outra. E a cointegração, se duas variáveis compartilham as mesmas propriedades estocásticas, ou tem um mesmo comportamento aleatório no longo prazo.

Tabela 8 – Correlação dos retornos dos preços do Diesel com o Petróleo Brent.

Correlação	Coefficiente r
Alemanha - Brent	0,2934
Bélgica - Brent	0,1418
Brasil - Brent	0,2426
Estados Unidos - Brent	0,1951
França - Brent	0,2385
Holanda - Brent	0,4190
Itália - Brent	0,2617
Reino Unido - Brent	0,2712

Tabela 9 – Correlação dos retornos dos preços do Diesel com o Petróleo WTI.

Correlação	Coefficiente r
Alemanha - WTI	0,2175
Bélgica - WTI	0,1236
Brasil - WTI	0,2613
Estados Unidos - WTI	0,1381
França - WTI	0,1879
Holanda - WTI	0,3085
Itália - WTI	0,2105
Reino Unido - WTI	0,1896

Após calcular o coeficiente de correlação amostral r , foi feito um Teste de Significância Estatística do Coeficiente de Correlação, com as 463 observações e com valores críticos de 1,65 para 10%, 1,96 para 5% e 2,58 para 1% de níveis de significância. Esses resultados são apresentados nas Tabelas 8 e 9, respectivamente, para associação dos retornos dos preços dos diesel com os retornos dos preços do Brent e dos retornos dos preços do diesel com os retornos dos preços do WTI.

Tabela 10 – Teste de Significância do Coeficiente de Correlação – Brent.

Correlação	Estatística-τ
Alemanha - Brent	4,6688
Bélgica - Brent	2,1800
Brasil - Brent	3,8042
Estados Unidos - Brent	3,0274
França - Brent	3,7359
Holanda - Brent	7,0209
Itália - Brent	4,1256
Reino Unido - Brent	4,2873

Tabela 11 – Teste de Significância do Coeficiente de Correlação – WTI.

Correlação	Estatística-τ
Alemanha - WTI	3,3901
Bélgica - WTI	1,8951
Brasil - WTI	4,1189
Estados Unidos - WTI	2,1209
França - WTI	2,9105
Holanda - WTI	4,9348
Itália - WTI	3,2758
Reino Unido - WTI	2,9375

Fazendo uma análise na Tabela 10, a decisão de acordo com a hipótese nula (vide seção 3.4) para cada país tem-se as observações que estão listadas adiante:

- Alemanha: como 4,6688 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Bélgica: como 2,1800 está dentro do intervalo de -2,58 e +2,58, se aceita H_0 ao nível de significância de 1%, ou seja, o coeficiente não é estatisticamente significativo.
- Brasil: como 3,8042 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Estados Unidos: como 3,0274 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- França: como 3,7359 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Itália: como 4,1256 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Holanda: como 7,0209 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Reino Unido: como 4,2873 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.

Da mesma forma para a Tabela 11, a decisão de acordo com a hipótese nula (vide seção 3.4) para cada país é podem ser feitas as seguintes inferências que estão listadas adiante:

- Alemanha: como 3,3901 está fora do intervalo de -2,58 e +2,58 não se aceita H_0 ao nível de significância de 1%, ou seja, o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Bélgica: como 1,8951 está dentro dos intervalo de -2,58 e +2,58 e -1,96 e +1,96, se aceita H_0 aos níveis de significância de 1% e 5%, ou seja, o coeficiente não é estatisticamente significativo.
- Brasil: como 4,1189 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Estados Unidos: como 2,1209 está dentro do intervalo de -2,58 e +2,58, se aceita H_0 ao nível de significância de 1%, ou seja, o coeficiente não é estatisticamente significativo.
- França: como 2,9105 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Itália: como 3,2758 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Holanda: como 4,9348 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.
- Reino Unido: como 2,9375 está fora do intervalo para todos os valores críticos, não se aceita H_0 aos níveis de 10%, 5% e 1%, então o coeficiente de correlação calculado é estatisticamente significativo.

A partir desses resultados, foram feitos testes de hipóteses de significância estatística e determinados intervalos de confiança, através da Transformação de Fisher, cujo os resultados são mostrados nas Tabelas 12 e 13.

Tabela 12 – Intervalo de confiança e Transformação de Fisher – Brent.

Correlação	Z	LSC	LIC	LSC_p	LIC_p
Alemanha - Brent	0,3022	0,3936	0,2108	0,3745	0,2078
Bélgica - Brent	0,1428	0,2342	0,0514	0,2300	0,0514
Brasil - Brent	0,2475	0,3389	0,1561	0,3265	0,1549
Estados Unidos - Brent	0,1977	0,2891	0,1063	0,2813	0,1059
França - Brent	0,2431	0,3345	0,1518	0,3326	0,1506
Holanda - Brent	0,4465	0,5378	0,3551	0,4914	0,3409
Itália - Brent	0,2679	0,3593	0,1766	0,3446	0,1747
Reino Unido - Brent	0,2782	0,3696	0,1868	0,3536	0,1846

Tabela 13 – Intervalo de confiança e Transformação de Fisher – WTI.

Correlação	Z	LSC	LIC	LSC_p	LIC_p
Alemanha - WTI	0,2210	0,3124	0,1296	0,3026	0,1289
Bélgica - WTI	0,1242	0,2156	0,0328	0,2123	0,0328
Brasil - WTI	0,2675	0,3589	0,1761	0,3442	0,1743
Estados Unidos - WTI	0,1389	0,2303	0,0476	0,2263	0,0475
França - WTI	0,1901	0,2815	0,0988	0,2743	0,0984
Holanda - WTI	0,3189	0,4103	0,2275	0,3887	0,2237
Itália - WTI	0,2137	0,3051	0,1223	0,2959	0,1217
Reino Unido - WTI	0,1919	0,2833	0,1005	0,2759	0,1002

A partir dos valores de LSC e LIC, intervalos de confiança para a média Z, foram feitos cálculos para achar os intervalos para o coeficiente de correlação (LSC_p e LIC_p). Dessa forma, pode-se fazer uma associação entre cada diesel e petróleo para saber que tipo de associação tem a variação de preços para cada derivado e o petróleo bruto. As Tabelas 14 e 15 mostram esse tipo de associação de forma resumida.

Tabela 14 – Intervalo de Confiança do Coeficiente de Correlação – Brent.

Correlação	Coefficiente r	LSC ρ	LIC ρ	Associação
Alemanha - Brent	0,2934	0,3745	0,2078	Fraca a Moderada Positiva
Bélgica - Brent	0,1418	0,2300	0,0514	Fraca Positiva
Brasil - Brent	0,2426	0,3265	0,1549	Fraca a Moderada Positiva
Estados Unidos - Brent	0,1951	0,2813	0,1059	Fraca Positiva
França - Brent	0,2385	0,3326	0,1506	Fraca a Moderada Positiva
Holanda - Brent	0,4190	0,4914	0,3409	Moderada Positiva
Itália - Brent	0,2617	0,3446	0,1747	Fraca a Moderada Positiva
Reino Unido - Brent	0,2712	0,3536	0,1846	Fraca a Moderada Positiva

Tabela 15 – Intervalo de Confiança do Coeficiente de Correlação – WTI.

Correlação	Coefficiente r	LSC ρ	LIC ρ	Associação
Alemanha - WTI	0,2175	0,3026	0,1289	Fraca a Moderada Positiva
Bélgica - WTI	0,1236	0,2123	0,0328	Fraca Positiva
Brasil - WTI	0,2613	0,3442	0,1743	Fraca a Moderada Positiva
Estados Unidos - WTI	0,1381	0,2263	0,0475	Fraca Positiva
França - WTI	0,1879	0,2743	0,0984	Fraca Positiva
Holanda - WTI	0,3085	0,3887	0,2237	Fraca a Moderada Positiva
Itália - WTI	0,2105	0,2959	0,1217	Fraca Positiva
Reino Unido - WTI	0,1896	0,2759	0,1002	Fraca Positiva

Como observado nas Tabelas 14 e 15, o coeficiente de correlação é de fraco para moderado para ambos os tipos de petróleo bruto em relação ao diesel. Assim, torna-se difícil estabelecer algum tipo associação padrão entre os preços e retornos das séries temporais estudadas.

Para os Testes de Cointegração, foi realizado uma regressão para cada par de séries temporais. Em cada uma delas, uma variável é dependente e a outra é independente. Dessa forma, para os testes de cointegração entre os preços do diesel e preços do petróleo, foram estimados modelos de regressão linear que pode ser representado pela seguinte equação:

$$diesel_t = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 \text{petróleo}_t + \varepsilon_t$$

Assim, foram estimados as séries dos preços estocásticos para cada par de relação preço diesel-petróleo. A partir daí, foram feitos testes de estacionariedade para esses termos estocásticos ou resíduos, de forma a verificar a cointegração. Como observado na metodologia, duas séries não-estacionárias que têm resíduos estacionários, são cointegradas. As Tabelas 16 e 17 mostram os resultados desses testes de cointegração.

A Tabela 16 apresenta resultados dos Testes de Cointegração entre os preços do diesel, de cada país selecionado, e os preços do petróleo do tipo Brent. Estes resultados foram obtidos utilizando o Brent como variável independente. A hipótese nula do teste diz que os preços do diesel e do petróleo do tipo Brent não são cointegrados. A análise dos resultados do teste é feita a partir da estatística de teste, ou seja, quanto menor ela, menor a probabilidade de se cometer um erro ao se aceitar a hipótese de cointegração entre as variáveis envolvidas, sendo esta probabilidade dada pelo valor-p.

Tabela 16 – Resultados dos Testes de Cointegração – Brent.

País	Estatística- τ	valor-p	nº de lags
Alemanha	-2,8608	0,1765	6
Bélgica	-4,5168	0,0016	4
Brasil	-2,3950	0,3817	1
Estados Unidos	-3,5190	0,0385	2
França	-3,1349	0,0995	5
Holanda	-3,6097	0,0300	3
Itália	-2,8894	0,1669	5
Reino Unido	-4,1969	0,0049	6

A Tabela 17 mostra os resultados dos testes de cointegração entre os preços do diesel de cada país selecionado e os preços do petróleo tipo WTI, sendo este a variável independente. A hipótese nula enuncia a não cointegração entre os preços do diesel e do petróleo tipo WTI. A análise foi feita igualmente a do tipo de petróleo Brent, como dito anteriormente. As Tabelas 18 e 19, mais adiante, mostram em quais países há a cointegração com os respectivos tipos de petróleo ou não.

Tabela 17 – Resultados dos Testes de Cointegração – WTI.

País	Estatística- τ	valor-p	nº de lags
Alemanha	-4,6846	0,0008	2
Bélgica	-3,7707	0,0189	4
Brasil	-3,4622	0,0448	8
Estados Unidos	-3,4418	0,0472	8
França	-3,7270	0,0215	5
Holanda	-3,5324	0,0371	8
Itália	-2,5197	0,3184	5
Reino Unido	-3,0726	0,1142	6

Tabela 18 – Conclusão do Teste de Cointegração – Brent.

Cointegrados	Bélgica	Estados Unidos*	França**	Holanda*	Reino Unido
Não Cointegrados	Alemanha	Brasil	Itália		

* para níveis de significância de 5% e 10%.

** para um nível de significância de 10%.

Tabela 19 – Conclusão do Teste de Cointegração – WTI.

Cointegrados	Bélgica*	Estados Unidos*	França*	Holanda*	Brasil*	Alemanha
Não Cointegrados	Itália	Reino Unido				

Como mostrado na Tabela 18, os países onde os preços do diesel são cointegrados com o petróleo Brent são: Bélgica, Reino Unido, Estados Unidos e Holanda para níveis de significância de 5% e 10%, França para um nível de significância de 10%. Alemanha, Brasil e Itália não são cointegrados com o petróleo Brent.

Enquanto a Tabela 19 apresenta a lista de países onde o preço do diesel são cointegrados com o petróleo WTI. Esses países são: Alemanha, Bélgica, Estados Unidos, França, Holanda e Brasil. Para todos os países, exceto a Alemanha, a hipótese de cointegração dos preços do diesel com os preços do petróleo do tipo WTI é aceita a um nível de significância de 5%. Enquanto os preços do diesel negociados na Itália e Reino Unido não são cointegrados com o petróleo WTI.

Para as séries de preços do diesel e dos dois tipos de petróleo que são cointegrados, ou seja, que o termo estocástico estimado do modelo de regressão mostrado anteriormente é estacionário, mostra que a longo prazo, existe uma relação entre esses preços. Dessa forma, esses preços têm uma relação entre si, permitindo estimar, a partir do preço do petróleo, a tendência que o preço do diesel terá. Assim, os preços e retornos do petróleo dos tipos Brent e WTI podem ser usados como variáveis explicativas para explicar os retornos dos preços do diesel, ou seja, fazer previsões dos preços desses derivados a partir do preço ou retorno petróleo.

As Tabelas 20 e 21, a seguir, mostram resultados do Teste de Causalidade de Granger, para o Brent e WTI causando no diesel, respectivamente, separados pelo número de *lags*, e suas respectivas Estatísticas F e seus valores-p. Enquanto as Tabelas 22 e 23 mostram resultados para os retornos dos mesmos.

Tabela 20 – Resultado dos Testes de Causalidade – Brent.

n° de Lags	2	4	6	8	10	12	14	16
Variáveis								
Alemanha	97,3321 (6E-36)	53,9847 (4E-37)	37,2759 (1E-36)	27,3024 (2E-34)	22,1329 (2E-33)	18,6837 (2E-32)	15,6856 (1E-30)	13,7749 (1E-29)
Bélgica	76,4532 (2E-29)	44,3346 (2E-31)	32,2188 (3E-32)	25,1828 (6E-32)	19,8561 (3E-30)	16,6786 (3E-29)	13,6579 (8E-27)	12,3503 (1E-26)
Brasil	0,2860 (0,7514)	2,5234 (0,0403)	2,7996 (0,0110)	3,2472 (0,0013)	2,2948 (0,0125)	2,2477 (0,0092)	2,3696 (0,0035)	2,2008 (0,0049)
Estados Unidos	190,9550 (6E-61)	92,9765 (1E-57)	62,9542 (2E-56)	46,0496 (2E-53)	36,7465 (8E-52)	30,1191 (1E-49)	25,4430 (1E-47)	21,6335 (4E-45)
França	97,2310 (7E-36)	59,0289 (5E-40)	39,7610 (1E-38)	29,4204 (1E-36)	25,3062 (1E-37)	20,9720 (3E-36)	18,2989 (2E-35)	16,2350 (8E-35)
Holanda	80,8363 (9E-31)	43,3615 (9E-31)	29,0347 (2E-29)	21,2017 (3E-27)	16,8904 (7E-26)	13,7302 (4E-24)	12,0113 (2E-23)	10,4306 (2E-22)
Itália	67,3506 (2E-26)	37,3440 (6E-27)	25,7357 (3E-26)	18,5438 (5E-24)	15,2638 (2E-23)	12,7302 (2E-22)	11,1129 (1E-21)	9,6997 (1E-20)
Reino Unido	36,0990 (3E-15)	22,0913 (1E-16)	17,3593 (5E-18)	14,6893 (4E-19)	12,9213 (8E-20)	10,9539 (4E-19)	9,2291 (8E-18)	8,1523 (4E-17)

Tabela 21 – Resultado dos Testes de Causalidade – WTI.

<i>n° de Lags</i> Variáveis	2	4	6	8	10	12	14	16
Alemanha	91,0349 (5E-34)	51,8824 (6E-36)	35,2268 (8E-35)	25,3183 (4E-32)	20,5318 (4E-31)	17,3445 (2E-30)	14,5528 (1E-28)	12,9035 (8E-28)
Bélgica	47,4631 (2E-19)	31,9106 (1E-24)	25,1831 (1E-25)	19,6799 (2E-25)	15,4278 (1E-23)	13,0401 (7E-23)	10,7626 (5E-21)	9,6128 (2E-20)
Brasil	0,1313 (0,8770)	2,7703 (0,0269)	3,7230 (0,0013)	3,8175 (0,0002)	2,8378 (0,0020)	2,8071 (0,0010)	2,8472 (0,0004)	2,4779 (0,0013)
Estados Unidos	164,1790 (2E-54)	83,0817 (9E-53)	56,5074 (9E-52)	41,2884 (5E-49)	33,3209 (8E-48)	27,3249 (1E-45)	23,1471 (7E-44)	19,8414 (8E-42)
França	84,9931 (4E-32)	53,5976 (6E-37)	35,8084 (2E-35)	25,9246 (8E-33)	21,5217 (1E-32)	18,2553 (8E-32)	15,7162 (9E-31)	14,0259 (3E-30)
Holanda	96,6033 (1E-35)	51,9140 (6E-36)	34,5505 (3E-34)	24,9839 (1E-31)	19,7385 (5E-30)	16,4022 (1E-28)	14,4288 (3E-28)	12,7346 (2E-27)
Itália	58,6401 (2E-23)	36,3446 (2E-26)	24,7032 (3E-25)	17,8630 (4E-23)	14,7090 (1E-22)	12,3673 (1E-21)	10,7800 (5E-21)	9,3952 (5E-20)
Reino Unido	25,6343 (3E-11)	20,7631 (1E-15)	16,0224 (1E-16)	13,3662 (2E-17)	11,1358 (6E-17)	9,4294 (3E-16)	7,8776 (6E-15)	7,0635 (2E-14)

Tabela 22 – Resultado dos Testes de Causalidade – Brent.

<i>n° de Lags</i> Variáveis	2	4	6	8	10	12	14	16
Alemanha	76,6710 (2E-29)	39,7229 (2E-28)	26,7184 (3E-27)	20,7282 (1E-26)	16,6456 (2E-25)	14,3276 (4E-25)	12,5006 (2E-24)	10,8994 (2E-23)
Bélgica	57,8376 (4E-23)	32,3299 (1E-23)	22,3743 (5E-23)	17,2670 (2E-22)	13,6310 (6E-21)	11,8135 (1E-20)	10,1379 (1E-19)	9,2482 (1E-19)
Brasil	1,6756 (0,1884)	1,9303 (0,1043)	2,1674 (0,0451)	2,1599 (0,0295)	2,2823 (0,0130)	2,1618 (0,0127)	1,8833 (0,0264)	1,7527 (0,0354)
Estados Unidos	144,0720 (3E-49)	73,9030 (4E-48)	50,3271 (4E-47)	37,6773 (2E-45)	30,1426 (6E-44)	25,0517 (2E-42)	21,0575 (2E-40)	17,8746 (4E-38)
França	87,2740 (8E-33)	45,3030 (6E-32)	30,2657 (2E-30)	24,4542 (4E-31)	19,2448 (2E-29)	16,7128 (3E-29)	14,4011 (3E-28)	13,0215 (4E-28)
Holanda	55,6134 (2E-22)	28,6519 (3E-21)	19,4248 (4E-20)	15,3569 (6E-20)	12,3014 (8E-19)	10,4345 (4E-18)	9,0766 (2E-17)	8,0317 (9E-17)
Itália	49,2689 (4E-20)	25,5272 (4E-19)	17,5323 (3E-18)	13,8119 (6E-18)	10,9127 (1E-16)	9,3950 (3E-16)	8,0459 (3E-15)	7,4010 (3E-15)
Reino Unido	30,3807 (4E-13)	19,0669 (2E-14)	14,6035 (3E-15)	12,8967 (1E-16)	10,2800 (1E-15)	9,1184 (1E-15)	8,0703 (2E-15)	7,4462 (2E-15)

Tabela 23 – Resultado dos Testes de Causalidade – WTI.

n° de Lags Variáveis	2	4	6	8	10	12	14	16
Alemanha	72,4869 (5E-28)	38,2372 (1E-27)	24,8470 (2E-25)	18,8015 (3E-24)	14,8610 (8E-23)	12,6884 (3E-22)	11,3791 (3E-22)	9,8483 (5E-21)
Bélgica	44,7843 (2E-18)	27,7993 (1E-20)	18,9909 (1E-19)	14,6340 (5E-19)	11,4761 (2E-17)	9,7384 (7E-17)	8,4018 (5E-16)	7,2780 (5E-15)
Brasil	1,4298 (0,2404)	1,4272 (0,2239)	2,5195 (0,0208)	2,5837 (0,0091)	2,6108 (0,0043)	2,4547 (0,0042)	2,0588 (0,0131)	2,0037 (0,0120)
Estados Unidos	125,7150 (3E-44)	66,4538 (4E-44)	45,5382 (2E-43)	33,9532 (1E-41)	26,9590 (7E-40)	22,2525 (3E-38)	19,0813 (6E-37)	16,2669 (7E-35)
França	72,7282 (4E-28)	39,5584 (2E-28)	25,4428 (5E-26)	19,7859 (2E-25)	15,8272 (3E-24)	13,5910 (7E-24)	12,3069 (4E-24)	10,7840 (4E-23)
Holanda	70,5080 (2E-27)	37,9594 (2E-27)	24,8716 (2E-25)	18,7119 (3E-24)	14,8733 (8E-23)	13,1617 (4E-23)	11,7115 (6E-23)	10,4495 (2E-22)
Itália	43,5249 (5E-18)	24,6881 (2E-18)	15,7534 (2E-16)	12,3221 (6E-16)	9,8614 (6E-15)	8,4512 (2E-14)	7,4510 (5E-14)	6,6865 (1E-13)
Reino Unido	30,2580 (5E-13)	19,4300 (9E-15)	14,3744 (5E-15)	11,7932 (3E-15)	9,3102 (5E-14)	8,7037 (7E-15)	7,9481 (5E-15)	6,9248 (4E-14)

Sendo a estatística F utilizada para testar a hipótese de significância que indica uma relação causal entre as variáveis estudadas, é possível notar, pelas Tabelas 20 e 21, que para Alemanha, Bélgica, Estados Unidos, França, Holanda, Itália e Reino Unido, seus valores são altos, para valores-p pequenos, o que mostra a rejeição da hipótese nula, ou seja, o preço do petróleo Brent causa o preço do diesel desses países. A mesma inferência pode ser feita no caso do preço do petróleo WTI.

No que tange ao preço do diesel no Brasil, tanto para a relação de causalidade com o preço do petróleo Brent como para o WTI, a estatística F foi pequena e os valores-p foram altos. Sendo assim, não se pode rejeitar a hipótese nula, pode-se então inferir que o preço de cada tipo de petróleo não causa o preço do diesel brasileiro.

Essas conclusões podem se repetir de maneira igual para as Tabelas 22 e 23, ou seja, os retornos do Brent e WTI não causam os retornos do Brasil e causam para os retornos do diesel dos outros países estudados. Para explicar a causalidade das variáveis estudadas, foram feitos modelos de regressão que estão apresentados nas tabelas a seguir para os retornos dos preços do diesel nos mercados selecionados e petróleo dos tipos Brent e WTI, com o método dos mínimos quadrados.

Como mostram as Tabelas 24 e 25, foi escolhido um modelo de regressão para o Brasil e Estados Unidos em relação ao petróleo do tipo Brent com intercepto (que não passa na origem) e outro modelo sem intercepto para os demais países também em relação ao petróleo do tipo Brent. De maneira semelhante foi feito para o petróleo do tipo WTI nas Tabelas 26 e 27.

Tabela 24 – Resultados do modelo com intercepto – Brent.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	β_2 (Erro Padrão) (valor-p)	Estatística-F (valor-p)	AIC
Brasil	0,0017 (0,0010) (0,0951)	0,1363 (0,0254) (0,0000)	28,8188 (0,0000)	-4,7562
Estados Unidos	0,0015 (0,0009) (0,0980)	0,0962 (0,0225) (0,0000)	18,2507 (0,0000)	-4,9958

O coeficiente de determinação R^2 é uma medida de aderência dos dados em torno da reta de regressão e é usualmente interpretada como a proporção da variância na variável dependente explicada pela variação das variáveis independentes, ou seja, a qualidade do ajuste do modelo aos dados, o quanto a variável dependente é explicada pelo modelo. Nos resultados da Tabela 24, pode-se apresentar o coeficiente de determinação para o Brasil, ele tem valor igual a 0,0588 e para os Estados Unidos vale 0,0381. Ou seja, isso mostra que aproximadamente 6% da variação no preço da variável dependente Brasil pode ser explicada pela variação no preço da variável independente Brent. O mesmo pode ser dizer para os Estados Unidos, que é aproximadamente 4% explicado pelo retorno do preço do Brent. Esses

valores não são altos, o que poderia sugerir um ajuste inadequado entre o modelo estimado e os dados observados.

O erro padrão do estimador ou simplesmente erro padrão, é uma medida do grau com que a média da amostra se desvia da média das possíveis médias amostrais. Quanto menor, melhores as estimativas realizadas, uma vez que ele representa a estimativa do efeito que o erro exerce sobre o ajuste geral modelo. Para todos os países, o erro padrão é pequeno para o intercepto β_1 e relativamente alto para o parâmetro que multiplica a variável explicativa β_2 . Já a probabilidade de que o coeficiente esteja errado é alto em β_1 em comparação ao coeficiente β_2 , que é baixo.

Tabela 25 – Resultados do modelo sem intercepto– Brent.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	Somatório do Erro Quadrado	AIC
Alemanha	0,1837 (0,0277) (0,0000)	0,2762	-4,5820
Bélgica	0,0986 (0,0315) (0,0019)	0,3582	-4,3223
França	0,1187 (0,0223) (0,0000)	0,1788	-5,0169
Holanda	0,2219 (0,0223) (0,0000)	0,1789	-5,0164
Itália	0,1212 (0,0207) (0,0000)	0,1549	-5,1023
Reino Unido	0,1187 (0,0195) (0,0000)	0,1369	-5,2844

A Tabela 25 não apresenta R^2 pois é comprovado que este é um valor negativo, o que não faz sentido já que esse tem que ser um valor positivo. Então seria uma análise errada. Para todos países mostrados nessa tabela, o erro padrão é relativamente alto para o parâmetro β_2 . Mas seu valor-p é baixo, mostrando que dificilmente o coeficiente está errado. A mesma análise pode ser inferida para a Tabela 27, mais adiante.

Tabela 26 – Resultados do modelo com intercepto – WTI.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	β_2 (Erro Padrão) (valor-p)	Estatística-F (valor-p)	AIC
Brasil	0,0018 (0,0010) (0,0845)	0,1375 (0,0237) (0,0000)	33,7838 (0,0000)	-4,7663
Estados Unidos	0,0016 (0,0009) (0,0813)	0,0637 (0,0213) (0,0029)	8,9573 (0,0029)	-4,9763

Analisando a Tabela 26, para o Brasil, R^2 tem valor igual a 0,0683 e para os Estados Unidos vale 0,0191. Ou seja, isso mostra que aproximadamente 7% da variação no preço da variável dependente Brasil pode ser explicada pela variação no preço da variável independente WTI. O mesmo pode ser dizer para os Estados Unidos, que é aproximadamente 2% explicado pelo retorno do preço do Brent. Esses valores não são altos, o que também poderia sugerir um ajuste inadequado entre o modelo estimado e os dados observados, como pode-se observar na Tabela 24.

Tabela 27 – Resultados do modelo sem intercepto – WTI.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	Somatório do Erro Quadrado	AIC
Alemanha	0,1277 (0,0265) (0,0000)	0,2881	-4,5401
Bélgica	0,0804 (0,0296) (0,0069)	0,3600	-4,3172
França	0,0876 (0,0211) (0,0000)	0,1830	-4,9939
Holanda	0,1533 (0,0219) (0,0000)	0,1964	-4,9231
Itália	0,0918 (0,0197) (0,0000)	0,1589	-5,1350
Reino Unido	0,0762 (0,0186) (0,0001)	0,1427	-5,2428

Como mostra a Tabela 28, a seguir, foi feito o mesmo processo que as tabelas citadas anteriormente, porém utilizou-se separadamente uma série positiva e uma série negativa de retornos de preços do Brent. Assim, entre os modelos selecionados, quando o petróleo do tipo Brent é a variável explicativa, observa-se que no geral, os coeficientes da variável que representa as variações positivas não são estatisticamente significativos, enquanto os coeficientes da variável que representa as variações negativas são estatisticamente significativos. Isso mostra que os retornos dos preços do diesel para esses países são mais sensíveis à variação negativa dos preços do petróleo do tipo Brent.

Tabela 28 – Resultados do modelo com intercepto – Brent.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	β_2 (Erro Padrão) (valor-p)	β_3 (Erro Padrão) (valor-p)	Estatística-F (valor-p)	AIC
Bélgica	0,0061 (0,0020) (0,0023)	-0,0682 (0,0589) (0,2476)	0,2512 (0,0560) (0,0000)	10,3228 (0,0000)	-4,3387
Brasil	0,0048 (0,0016) (0,0031)	0,0368 (0,0476) (0,4402)	0,2290 (0,0453) (0,0000)	17,6168 (0,0000)	-4,7651
Estados Unidos	0,0045 (0,0014) (0,0018)	-0,0006 (0,0422) (0,9892)	0,1864 (0,0401) (0,0000)	12,9224 (0,0000)	-5,0074
França	0,0042 (0,0014) (0,0032)	0,0058 (0,0417) (0,8885)	0,2218 (0,0396) (0,0000)	19,1881 (0,0000)	-5,0314
Holanda	0,0035 (0,0014) (0,0129)	0,1275 (0,0418) (0,0024)	0,3080 (0,0398) (0,0000)	53,0614 (0,0000)	-5,0240
Itália	0,0037 (0,0013) (0,0055)	0,0332 (0,0389) (0,3937)	0,2005 (0,0370) (0,0000)	20,3172 (0,0000)	-5,1697
Reino Unido	0,0037 (0,0012) (0,0027)	0,0108 (0,0364) (0,7661)	0,2179 (0,0346) (0,0000)	24,7550	-5,3024

Como pode ser visto na Tabela 29, a Alemanha não apresenta coeficiente estatisticamente significativo, então foi feito um modelo em que a média passe na origem, sendo assim os coeficientes das variações positivas e negativas são estatisticamente significativos. Logo o retorno do preço da Alemanha é sensível a ambas as variações dos preços do Brent.

Tabela 29 – Resultados do modelo sem intercepto – Brent.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	β_2 (Erro Padrão) (valor-p)	Somatório do Erro Quadrado	AIC
Alemanha	0,1693 (0,0391) (0,0000)	0,1982 (0,0393) (0,0000)	0,2761	-4,5783

Já na Tabela 30, foi feito o mesmo processo, mas utilizou-se uma série positiva e uma série negativa de retornos de preços do WTI. Assim, entre os modelos selecionados, quando o petróleo do tipo WTI é a variável explicativa, apenas Bélgica, Brasil e Estados Unidos apresentam os coeficientes estatisticamente significativos, sendo os coeficientes da variável que representa as variações positivas não sendo estatisticamente significativos, enquanto os coeficientes da variável que representa as variações negativas são estatisticamente significativos. Conclui-se então, da mesma forma que nas tabelas anteriores, que para esses países, as suas variações são mais sensíveis a variação negativa do que positiva do WTI.

Tabela 30 – Resultados do modelo com intercepto – WTI.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	β_2 (Erro Padrão) (valor-p)	β_3 (Erro Padrão) (valor-p)	Estatística-F (valor-p)	AIC
Bélgica	0,0045 (0,0019) (0,0183)	-0,0313 (0,0589) (0,5667)	0,1792 (0,0509) (0,0005)	6,5177 (0,0016)	-4,3227
Brasil	0,0045 (0,0015) (0,0032)	0,0487 (0,0435) (0,2637)	0,2177 (0,0406) (0,0000)	20,0153 (0,0000)	-4,7747
Estados Unidos	0,0045 (0,0014) (0,0011)	-0,0302 (0,0391) (0,4404)	0,1486 (0,0364) (0,0001)	8,6305 (0,0002)	-4,9895

Os retornos dos preços da Bélgica possuem aproximadamente 3%, no Brasil 8% e nos Estados Unidos 4% do quanto pode ser explicado pela variação do preço do WTI.

Finalmente, como pode ser visto na Tabela 31, os demais países não apresentam coeficientes estatisticamente significativos, então foi feito um modelo em que a média passe na origem, sendo assim possui ambos os coeficientes das variações positivas e negativas estatisticamente significativos, então são sensíveis a ambas as variações dos preços do petróleo do tipo WTI.

Tabela 31 – Resultados do modelo sem intercepto – WTI.

País	β_1 (Erro Padrão) (valor-p)	β_2 (Erro Padrão) (valor-p)	Somatório do Erro Quadrado	AIC
Alemanha	0,1237 (0,0379) (0,0012)	0,1315 (0,0371) (0,0004)	0,2880	-4,5359
França	0,0829 (0,0302) (0,0062)	0,0922 (0,0296) (0,0020)	0,1830	-4,9897
Holanda	0,1538 (0,0313) (0,0000)	0,1528 (0,0306) (0,0000)	0,1964	-4,9188
Itália	0,1050 (0,0281) (0,0002)	0,0791 (0,0276) (0,0043)	0,1588	-5,1316
Reino Unido	0,0696 (0,0266) (0,0093)	0,0826 (0,0261) (0,0017)	0,1426	-5,2387

Além de todos esses modelos mostrados anteriormente, foram também estimados modelos heteroscedásticos utilizando modelos GARCH. Embora não tenham mostrado uma melhora nas estimativas, acredita-se que a partir da utilização de variações de modelo ARCH, pode-se ter modelos melhores.

6. COMENTÁRIOS FINAIS

Este trabalho teve como objetivo verificar hipóteses, através de testes, que permitissem estabelecer relações de curto e longo prazo entre o diesel e o preço do petróleo no mercado internacional. Pode-se afirmar que os objetivos deste trabalho foram alcançados, uma vez que foi possível estabelecer critérios consistentes para verificar a correlação, cointegração e causalidade entre cada um dos mercados do diesel selecionados e os preços do petróleo no mercado internacional.

No segmento desse trabalho, seria interessante estudar outras metodologias de inferências estatísticas, como por exemplo o modelo de regressão ARCH, para obter previsões mais precisas e acuradas para investigar a relação causal dos preços e retornos do diesel com os preços e retornos do petróleo dos tipos Brent e WTI.

No que se refere a correlação, a associação entre os preços do diesel e os preços do petróleo (Brent e WTI), em geral, ficou abaixo de 0,4, ou seja, isso se constitui uma correlação fraca para todos os países. O mesmo vale para o Brasil, que não se diferencia dos outros países. Os resultados foram significativos como mostrados nas tabelas.

Avaliando a cointegração, no caso do petróleo do tipo Brent, pode-se verificar que há cointegração no mercado belga, norte-americano, holandês e britânico. Para o mercado brasileiro, a probabilidade de cointegração foi muito baixa. Já para o petróleo do tipo WTI, só para os mercados britânico e italiano que se aceita a hipótese de cointegração. O Brasil tem cointegração com WTI, porém isso não tem significância para o mercado brasileiro, já que a referência aqui é o Brent.

A probabilidade de causalidade, no que se refere ao petróleo Brent, existe em todos os e para todos os *lags*, menos para o caso do mercado brasileiro. A mesma inferência pode ser feita para o petróleo WTI. Isso mostra que o mercado brasileiro não está vinculado ao mercado internacional nesse período de estudo.

Como foi visto na análise de regressão, os modelos de regressão mostram que, em geral, que o preço do diesel depende do preço do petróleo, tanto para o Brent como para o WTI.

Esse trabalho contou com dados de países europeus e dos Estados Unidos, pois foi escolhido trabalhar com os dados mais facilmente disponíveis, já que para países emergentes (mais parecidos com o Brasil), é difícil de encontrar dados e dessa forma, compara os preços e suas variações em relação ao petróleo bruto.

É importante reiterar que ao longo do intervalo estudado os preços dos combustíveis no Brasil eram administrados pela Petrobras. E o Governo Federal exerceu permanente controle dos preços dos combustíveis para manter a inflação baixa. Esse controle impactou diretamente nos resultados obtidos nesse trabalho e também para as outras séries macroeconômicas brasileiras estudadas. Isto deve ser considerado na utilização das inferências advindas deste trabalho.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, P. H. A. (2016), *Causalidade e Cointegração Entre os Preços do Petróleo no Mercado Internacional e Indicadores Macroeconômicos da Economia Brasileira*, Projeto de Graduação, Escola Politécnica, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

ANP (Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis). *Preços Médios Ponderados Semanais*. Disponível em <http://www.anp.gov.br/>, acessado em 6 jun. 2013.

BOLLERSLEV, T. (1986). *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, Journal of Econometrics, v.31, n.3, p.307-327.

CNT (Confederação Nacional do Transporte). *O Preço (Desproporcional) do Litro do Diesel no Brasil*. Disponível em <http://cms.cnt.org.br/>, acessado em 17 ago. 2016.

EIA (U.S. Energy Information Administration). *Petroleum & Other Liquids – Spot Prices*. Disponível em: http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_w.htm, acessado em 7 jul. 2014.

ENGLE, R. (1982), *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation*. Econometrica, v.50, p.987-1007.

ENGLE, R., GRANGER, C. (1987), *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, v.55, p.251-276.

GUJARATI, D. (2000), *Econometria Básica*, ed. Makron Books, p.715-735.

GUJARATI, D. N., PORTER, D. C. (2011), *Econometria Básica*. 5 ed., McGraw-Hill.

GRANGER, C. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*. Econometrica, v.37, p.424-438.

JARQUE-BERA, A. (1987), *A Test for Normality of Observations and Regression Residuals*, International Statistical Review, 55, p.163-172.

SALLES, A. A. (2010), *Notas de Aula - Análise de Correlação*, Escola Politécnica, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

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

SALLES, A. A. (2015), *Assimetria e Cointegração na Relação entre os Preços da Gasolina e do Petróleo em Mercados Selecionados*, XLVII Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional – SBPO, v.1, p.1.

SALLES, A. A., ALVES, I. S. (2015), *Comportamento dos Preços do Etanol Brasileiro: Determinação de Variáveis Causais*, SOBRAPO – Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento, v.7, p.19-28.

SILVA, T. C. (2014), *Análise de Co-Integração e Causalidade das Séries: Produção e Preço do Petróleo e Consumo Aparente de Derivados do Petróleo no Brasil no Período de Jan/1979 a Ago/2013*, Projeto de Graduação, Universidade Federal de Alfenas.