

DETERMINAÇÃO DAS EXPECTATIVAS FUTURAS DOS PREÇOS DO GÁS NATURAL NO MERCADO INTERNACIONAL

Ana Beatriz Mendes Campanate

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

Orientador: André Assis de Salles

Rio de Janeiro

Janeiro de 2017

**DETERMINAÇÃO DAS EXPECTATIVAS FUTURAS DOS PREÇOS DO GÁS
NATURAL NO MERCADO INTERNACIONAL**

Ana Beatriz Mendes Campanate

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

Examinado por:

Prof. André Assis de Salles, DSc.

Prof. José Roberto Ribas, DSc.

Prof. Edilson Fernandes de Arruda, DSc.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

JANEIRO de 2017

Campanate, Ana Beatriz Mendes

Determinação das expectativas futuras dos preços do gás natural no mercado internacional / Ana Beatriz Mendes Campanate – Rio de Janeiro: UFRJ / Escola Politécnica, 2017.

VI, 49 p.: il.; 29,7 cm

Orientador: André Assis de Salles

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

Referências Bibliográficas: p. 44-47.

1. Preço do Gás Natural. 2. Preço do Petróleo Bruto. 3. Cointegração. 4. Causalidade. 5. Modelo ARDL.

I. Salles, André Assis de. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, Escola Politécnica, Curso de Engenharia de Produção. III. Determinação das expectativas futuras dos preços do gás natural no mercado internacional.

Agradecimentos

Primeiramente, agradeço à minha família e aos meus amigos por toda motivação e suporte durante minha trajetória acadêmica.

Agradeço também aos professores da Escola Politécnica, que proporcionaram ensino excelente para a minha formação, e à Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), que forneceu apoio financeiro para a realização do presente trabalho.

Um agradecimento especial ao professor André Salles, que, além de agir como meu orientador, teve grande papel no aprofundamento dos meus conhecimentos de econometria, e deu apoio e incentivo contínuo ao meu contato com a pesquisa.

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

DETERMINAÇÃO DAS EXPECTATIVAS FUTURAS DOS PREÇOS DO GÁS NATURAL NO MERCADO INTERNACIONAL

Ana Beatriz Mendes Campanate

Janeiro/2017

Orientador: André Assis de Salles

Curso: Engenharia de Produção

A determinação de expectativas futuras dos preços do gás natural é importante, e muitas vezes decisiva, para formuladores de políticas econômicas, empresas e participantes dos mercados de *commodities* energéticas. Este trabalho se propõe a avaliar a relação entre os preços de gás natural e de petróleo, e a desenvolver um modelo dinâmico para representar os movimentos dos retornos dos preços do gás natural para previsão de expectativas futuras. Com este fim, foram empregadas séries temporais de referências de preços de gás e de petróleo do mercado europeu e norte-americano. Testes estatísticos indicaram a violação dos pressupostos de estacionariedade das séries de preços e de homocedasticidade das séries de retornos. Os resultados sugerem que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços de petróleo e de gás natural. Um modelo autoregressivo de *lag* distribuído, com a inclusão de processo GARCH para tratar a volatilidade dos retornos, foi considerado apropriado para previsão dos retornos do gás natural.

Palavras-chave: Preço do Gás Natural, Preço do Petróleo Bruto, Cointegração, Causalidade, Modelo ARDL.

Abstract of Undergraduate Project presented to POLI/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Production Engineer.

MEASUREMENT OF FUTURE EXPECTATIONS FOR NATURAL GAS PRICES IN THE INTERNATIONAL MARKET

Ana Beatriz Mendes Campanate

Janeiro/2017

Advisor: André Assis de Salles

Course: Production Engineering

The measurement of future expectations for natural gas prices is important, and frequently decisive, for policymakers, businesses and energy market participants. This work proposes to evaluate the relationship between natural gas and crude oil prices, and to develop a dynamic model in order to represent the movement of natural gas price returns for the prediction of future expectations. To that end, benchmark oil and gas price time series for the European and US market were employed. Statistical tests indicated the violation of the assumptions of stationarity for the price series, and of homoscedasticity for the return series. Results suggest there is a long-term stable relationship between oil and natural gas prices. An autoregressive distributed-lag model (ARDL), with the inclusion of a GARCH process to address return volatility, was considered appropriate for the prediction of natural gas returns.

Keywords: Natural Gas Price, Crude Oil Price, Cointegration, Causality, ARDL Model.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Motivação	3
1.2. Objetivos	6
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	7
3. METODOLOGIA ADOTADA	11
3.1. Conceitos Básicos de Econometria com Séries Temporais	11
3.2. Estacionaridade e Testes de Raízes Unitárias	11
3.3. Cointegração.....	14
3.4. Modelos Autoregressivos.....	15
3.5. Processos de Heterocedasticidade Condicional Autoregressiva	17
3.6. Causalidade no Sentido Granger.....	19
4. AMOSTRA: DADOS UTILIZADOS	21
4.1. Dados.....	21
4.2. Resumos Estatísticos e Teste de Estacionariedade	30
5. RESULTADOS OBTIDOS.....	33
6. COMENTÁRIOS FINAIS	43
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	44
APÊNDICE	48
APÊNDICE A – Modelo ARDL para previsão de retornos do gás Henry Hub	48
APÊNDICE B – Modelo ARDL para previsão de retornos do gás NBP	49

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Consumo de gás natural nos EUA por uso final	1
Gráfico 2: Distribuição do consumo de gás natural por setor nos EUA.....	2
Gráfico 3: Trajetória das diversas referências de preços de gás.....	4
Gráfico 4: Trajetória da capacidade ociosa de gás natural	5
Gráfico 5: Preço spot semanal do NBP (em dólares por milhão de Btu)	22
Gráfico 6: Preço spot semanal do Henry Hub (em dólares por milhão de Btu)	22
Gráfico 7: Preço spot semanal do petróleo Brent (em dólares por barril).....	25
Gráfico 8: Preço spot semanal do petróleo WTI (em dólares por barril)	25
Gráfico 9: Preços spot semanais do WTI (em dólares por barril) e do Henry Hub (em dólares por Btu).....	26
Gráfico 10: Preços spot semanais do Brent (em dólares por barril) e do NBP (em dólares por Btu)	27
Gráfico 11: Retorno semanal do NBP	28
Gráfico 12: Retorno semanal do Henry Hub	28
Gráfico 13: Retorno semanal do Brent	29
Gráfico 14: Retorno semanal do WTI	29
Gráfico 15: Ajuste do modelo ARCH para retornos do Henry Hub	41
Gráfico 16: Ajuste do modelo ARCH para retornos do NBP.....	41

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Retorno estatístico das séries de preço	30
Tabela 2: Retorno estatístico das séries de retornos	32
Tabela 3: Resultados do teste de Engle-Granger	33
Tabela 4: Valores críticos do teste de Engle-Granger	33
Tabela 5: Resultados do teste de causalidade de Granger para séries de retornos	34
Tabela 6: Estimação da regressão ARDL com retorno do Henry Hub como variável dependente	35
Tabela 7: Estimação da regressão ARDL com retorno do NBP como variável dependente	37
Tabela 8: Resultados do teste ARCH	37
Tabela 9: Estimação do modelo ARCH com retorno do gás Henry Hub como variável dependente	39
Tabela 10: Estimação do modelo ARCH com retorno do gás NBP como variável dependente	40

1. INTRODUÇÃO

O gás natural é um combustível versátil e eficiente de queima limpa, utilizado em uma variedade de aplicações. Durante os séculos XIX e XX, o gás era utilizado primordialmente para iluminação de ruas e prédios; hoje, o aperfeiçoamento de sua distribuição tornou possível uma grande variedade de usos em casas, empresas, fábricas e usinas de energia.

Natural Gas Consumption by End Use

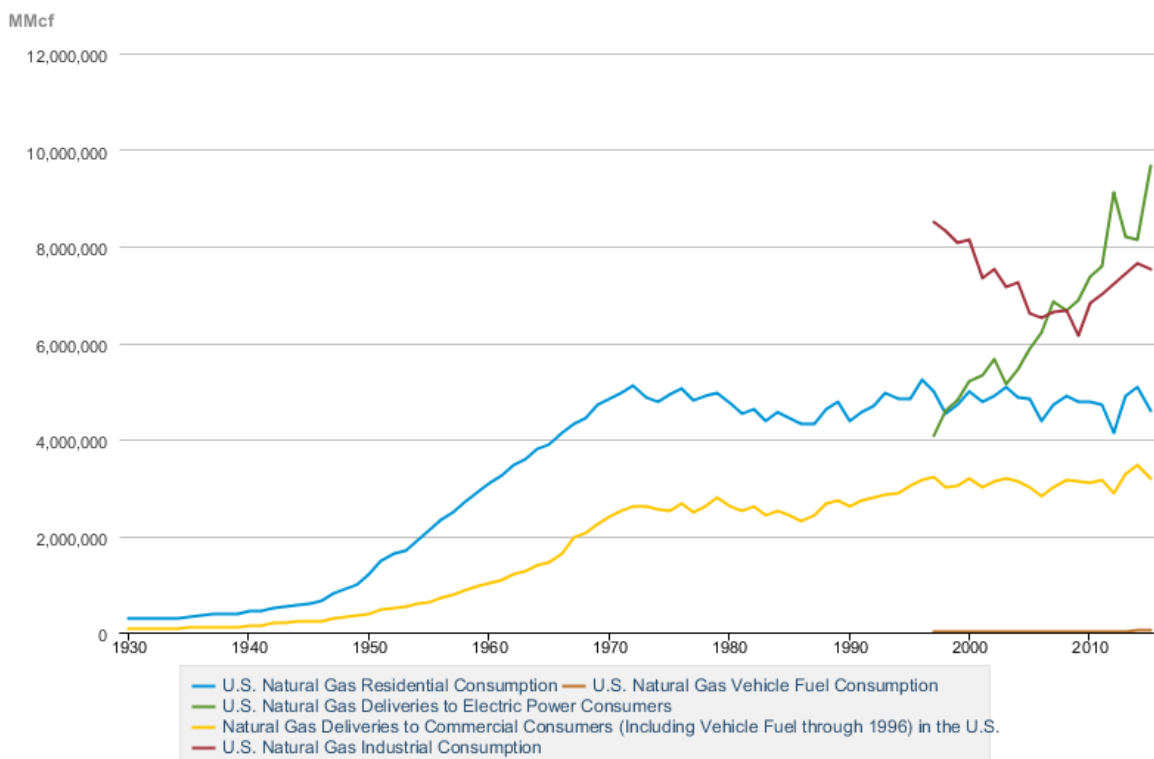


Gráfico 1: Consumo de gás natural nos EUA por uso final

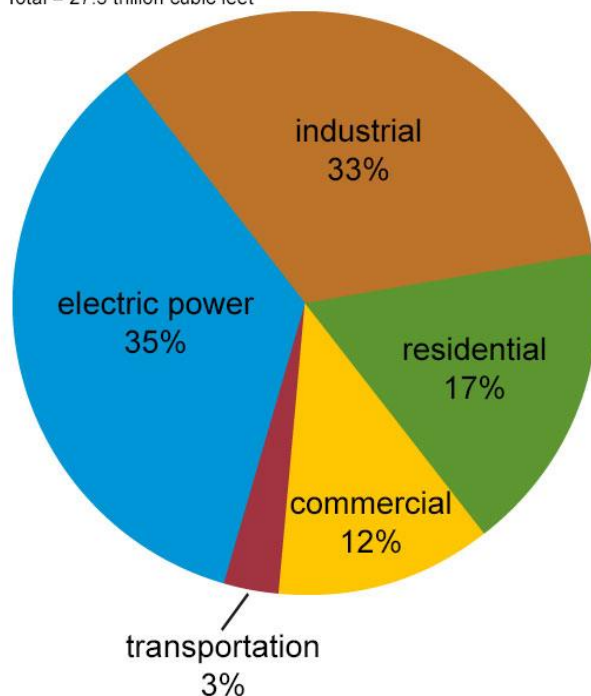
Fonte: U.S. Energy Information Administration

O Gráfico 1 mostra a variação do consumo do gás natural por setor nos EUA. Nota-se que a aplicação com maior tendência de crescimento atualmente é a geração de energia elétrica. Os baixos preços de gás na década de 1990 e início da década de 2000 estimulou

pesados investimentos e a rápida construção de usinas de energia à base de gás natural, que têm maior flexibilidade operacional do que aquelas à base de carvão.

U.S. natural gas consumption by sector, 2015

Total = 27.5 trillion cubic feet



Source: U.S. Energy Information Administration, *Monthly Energy Review*, April 2016, preliminary data

Gráfico 2: Distribuição do consumo de gás natural por setor nos EUA

Fonte: U.S. Energy Information

Como pode ser observado no Gráfico 2, os usos residenciais e comerciais constituem aproximadamente metade do consumo norte-americano de gás natural. Cerca de 50% das casas dos EUA utilizavam gás natural para aquecimento em 2013, e 70% das novas casas eram construídas com sistema de aquecimento de gás. A utilização na indústria é também expressiva, como fonte de calor e energia, e como um insumo para a produção.

Dessa forma, a ampla gama de usos para o gás natural torna este um recurso crítico não só para os EUA, mas para as economias ao redor do mundo. Uma implicação relevante dessa versatilidade consiste no fato de que variações na demanda para certo uso do gás natural

podem ter impacto significativo sobre os preços das demais aplicações. De fato, desde o início da década de 2000, têm sido notória a volatilidade associada aos preços de gás; após atingir níveis recordes com os picos de 2005 e 2008, os preços após a recessão mundial decaíram de forma contínua. Parte dessa volatilidade está associada às dificuldades no transporte de gás onde a infraestrutura de gasoduto não está consolidada. Devido a tal limitação, não há mercado global para o gás natural, e preços locais podem depender fortemente da produção e disponibilidade regionais. Assim, a determinação de preços fica sujeita, até certo ponto, às forças de oferta e demanda locais. (Union of Concerned Scientists, 2014).

Entretanto, em relação à questão de formação de preços, um aspecto adicional importante a ser considerado são as relações de longo prazo no mercado de energia. Como fontes de energia podem ser substituídas para usos finais, é razoável supor que os preços de diferentes combustíveis estejam associados. Em acordo com essa previsão econômica básica, muitos autores documentaram cointegração entre os preços de diferentes *commodities* de energia; dentre estes encontram-se os preços de gás natural e de petróleo. A existência de uma relação estável de longo prazo entre os preços dessas duas *commodities* foi defendida por um número considerável de autores, o que é consistente com o que a teoria econômica sugere acerca de combustíveis que competem entre si (HARTLEY e MEDLOCK, 2014). No entanto, vários outros estudos documentaram evidência de desvios desta relação.

1.1. Motivação

Tanto a existência quanto a dissolução da ligação estável entre preços de petróleo bruto e gás têm importantes consequências econômicas. A verificação desta questão pode indicar potenciais investimentos lucrativos para empresas, além de possibilitar receitas por arbitragem. Mudanças permanentes na relação de preços entre combustíveis podem ser relevantes também para tomadores de decisões de políticas; é possível que tais alterações frustrem as tentativas de promover o uso de um combustível em detrimento de outro, quando, por exemplo, um deles está sujeito a externalidades ambientais mais significativas. (HARTLEY e MEDLOCK, 2014).

O estudo da dinâmica dos preços de óleo e gás se torna particularmente relevante no contexto atual de crise do setor. Em 2011, a previsão era de que, até 2030, o gás natural substituiria o carvão, devido à demanda com rápido crescimento, associada principalmente a economias emergentes e geração de energia. Entretanto, o subsequente ressurgimento do carvão como combustível predominante na geração de energia, principalmente na Europa, constituiu um fenômeno inesperado. Esse acontecimento esteve associado em parte à ampla oferta de carvão nos mercados mundiais, além de o regime falho instituído pela União Europeia quanto às permissões para emissão de dióxido de carbono, que não impunha imposto alto o suficiente sobre o carvão. Assim, a fraca demanda por gás natural, aliada à queda dos preços de petróleo contribuiu para que os preços de gás afundassem. O Gráfico 3 ilustra este fenômeno.

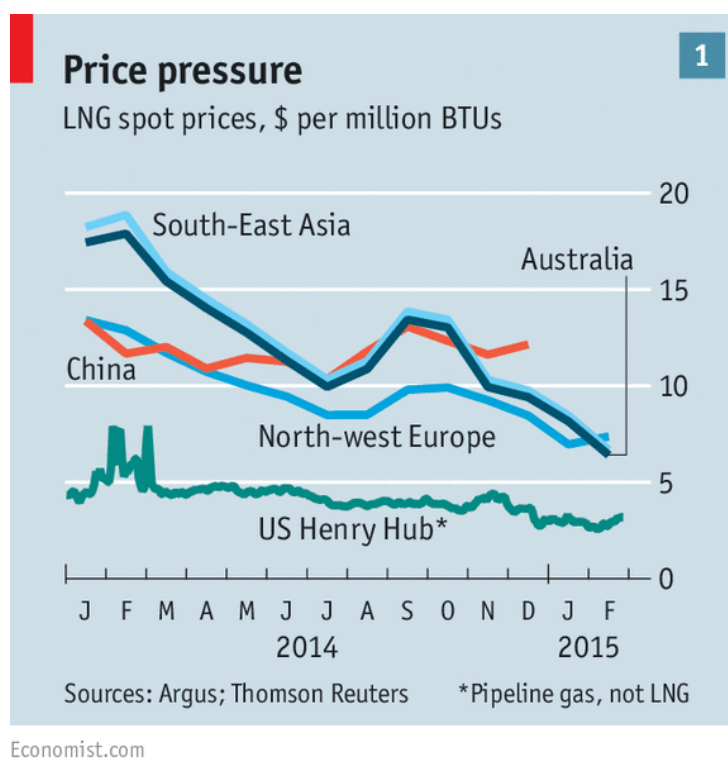


Gráfico 3: Trajetória das diversas referências de preços de gás

Fonte: The Economist

Investidores que na época de otimismo quanto ao papel futuro do gás haviam estimulado grandes projetos para aumento da produção estão sofrendo no panorama atual. De forma similar ao preço do petróleo, a queda do preço do gás é resultado de fraca demanda

e grande oferta, com o fator adicional de um cartel em colapso. De fato, para os dois combustíveis, os preços têm refletido o preocupante cenário macroeconômico mundial de crescimento anêmico, incapaz de impulsionar a demanda. A oferta de petróleo é ainda impulsionada pela recusa de certos países exportadores em diminuir seu ritmo de produção para elevação de preços, com o intuito de garantir seu *market share*.

Atualmente, a ansiedade quanto à perspectiva futura do mercado de gás provocou uma estagnação em novos investimentos. As esperanças da indústria estão em um impulso na demanda; a América Latina têm demonstrado uma forte procura, a tendência é também positiva para a Grã-Bretanha, e a Indonésia, que já foi exportadora, hoje importa gás. No longo prazo, o congelamento de novos projetos significa que o crescimento da demanda pode superar o da oferta dentro de alguns anos (Gráfico 4), permitindo que produtores recuperem seu poder de precificação. No entanto, o cenário de curto prazo, com o crescimento fraco no Japão e decadente na China, é sombrio. (THE ECONOMIST, 2016). Fica evidente, portanto, a relevância de tentativas de prever tendências futuras para os preços e retornos destes combustíveis.

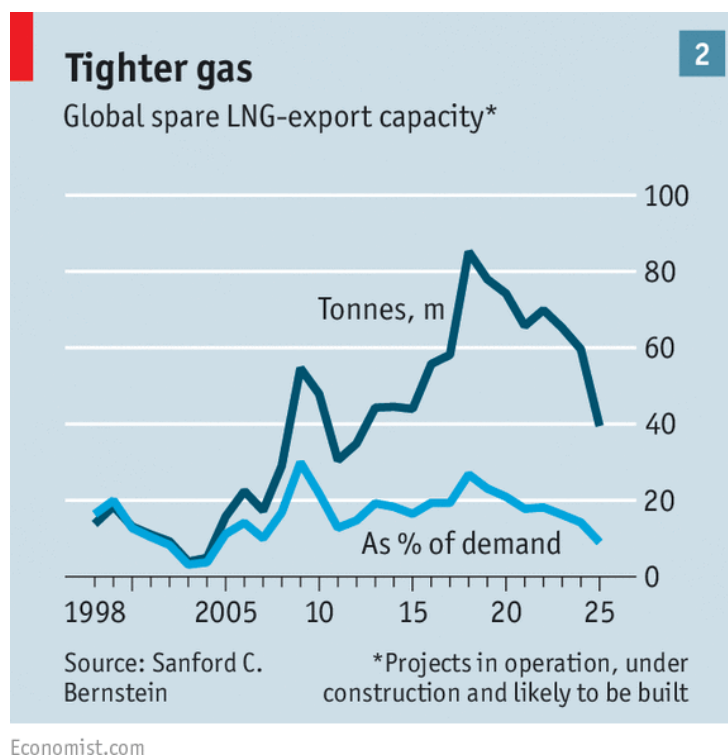


Gráfico 4: Trajetória da capacidade ociosa de gás natural

Fonte: The Economist

1.2 Objetivos

O objetivo deste trabalho consiste no estudo da relação entre os preços de gás natural e de petróleo bruto, investigando a natureza e equilíbrio desta associação, e no desenvolvimento de um modelo econométrico adequado para previsão dos retornos dos preços de gás. Séries temporais de referências de preços de gás e de petróleo são analisadas por meio de testes estatísticos, com o intuito de validar pressupostos para prosseguir com a elaboração de modelos dinâmicos autoregressivos apropriados. A heterocedasticidade condicional das séries de retornos, comum em mercados de energia, será tratada no modelo.

O presente trabalho é estruturado da seguinte forma: o capítulo 2 conduz uma revisão bibliográfica de estudos que analisam a relação entre os preços de gás e de petróleo. O capítulo 3 apresenta as abordagens metodológicas utilizadas para atingir os objetivos deste trabalho. O capítulo 4 descreve os dados utilizados, e exibe um resumo de estatística descritiva, além de os resultados de testes básicos. O capítulo 5 mostra os resultados obtidos com os testes mais relevantes e desenvolvimento de modelos. Finalmente, o último capítulo trata das considerações finais do estudo.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A literatura empírica tratando da relação entre preços de combustíveis tais como o gás natural e o petróleo é extensa e abrangente, dada a relevância de tais estudos econométricos para a tomada de decisão de diversos agentes no mercado. Nas décadas recentes, especialmente, muitos estudos têm sido desenvolvidos para averiguar a existência de uma relação de longo prazo entre os preços de gás natural e do petróleo bruto, e verificar a adequação de modelos de séries temporais para descrever esta associação.

Hartley e Medlock (2007) investigam a existência de uma relação estável de longo prazo entre os preços de petróleo bruto e de gás natural, identificando choques que causam desvios dessa relação, e estima a duração do processo de ajustamento que reestabelece a relação. Três séries são estudadas: os preços do óleo bruto WTI, do gás natural Henry Hub e os de petróleo combustível residual, com uma frequência mensal de Fevereiro de 1990 a Outubro de 2006, e um modelo de correção de erros é empregado para estudar a sua associação. É concluído que esses preços se mantêm conectados em seus movimentos de longo prazo através de uma relação indireta, que age por meio da competição entre gás natural e óleo combustível residual, em contraste à relação direta para que a maior parte da literatura prévia aponta. Os resultados encontrados indicam que os preços de óleo bruto são exógenos ao sistema que inclui preços de gás natural e óleo combustível residual; mais especificamente, esse sistema tende a responder a movimentos no mercado internacional de óleo bruto, mas o inverso não é verdade. As relações de longo prazo serão atingidas depois de um período de ajustamento. Assim, um aumento no preço do global do óleo bruto resultará em última instância a um aumento do preço do óleo combustível e, assim, a um aumento do preço do gás natural.

Brown e Yucel (2007) utilizam um modelo de correção de erro para mostrar que quando fatores tais como clima, estoque e outros são levados em conta, movimentos em preços de óleo bruto têm um papel significativo na formação de preços de gás natural. O conjunto de dados empregado permite a análise da relação entre preços semanais de óleo bruto e gás natural no período de Janeiro de 1994 a Julho de 2006, que é restringido a Junho de 1997 a Julho de 2006 quando a influência do clima, sazonalidade, choques na produção e condições de armazenagem são levados em conta. Regressões simples não explicam os

movimentos dos preços de óleo e gás de forma satisfatória, o que pode ter contribuído para a visão de que essas variáveis são independentes uma da outra. Essa visão tem sido endossada pela observação de que instalações atualmente têm uma menor capacidade de substituir gás por óleo combustível e vice-versa. O estudo revela, utilizando um modelo de correção de erros, que preços semanais de óleo e gás ainda têm uma relação importante, condicionada a clima, sazonalidade e armazenagem de gás natural. Considerando esses fatores adicionais, os movimentos dos preços de gás são bem explicados pelos de óleo.

Panagiotidis e Rutledge (2007) avalia a relação entre preços de gás no Reino Unido e do petróleo Brent ao longo do período de 1996 a 2003, com o objetivo de investigar se esses preços se “desligaram”, como a teoria do mercado liberal de gás sugere. Testes de raiz unitária e de cointegração são empregados para esse fim. É frequentemente argumentado que em mercados liberais como o do Reino Unido, a ligação entre preços de óleo e gás desaparece; entretanto, 1999 e o final de 2000, a ligação entre os dois no Reino Unido parece ser forte. Há evidência de que os preços de gás do Reino Unido são cointegradas com preços de óleo. Técnicas recursivas mostram que a cointegração é aceita para todo o período amostral de 1996 a 2004 e que essa relação não é afetada pelo gasoduto Bacton-Zeebrugge . Isso indica que, apesar da natureza altamente liberal do mercado do Reino Unido, preços de óleo e gás se movem juntos no longo prazo, o que põe dúvida sobre os esforços da Comissão Européia para liberalizar os mercados de gás.

Leykam e Frauendorfer (2008) utilizam dados históricos dos preços *spot* diários das quatro maiores referências de gás natural europeu para analisar suas relações: NBP, Zeebrugge, TTF e Bunde. O conjunto de dados cobre o período de Março de 2005 a Maio de 2008, e inclui 824 observações para cada série. Os testes de Engle-Granger e de Johansen são aplicados para testar a cointegração entre os quatro mercados. Além disso, modelos de correção de erro são estimados para analisar os *spreads* entre mercados. Modelos GARCH e o teste Granger de causalidade para volatilidade entre os quatro mercados também foram estimados. Os resultados da análise indicam que os mercados de gás natural da Europa estão ligados por uma relação de longo prazo, em que os preços não podem se desviar mais do que custos de transporte e transação no longo prazo. Entretanto, a magnitude dessa integração difere para cada par de mercados, com especial atenção conferida ao par NBP e Zeebrugge, que parece estar muito bem integrado.

Brigida (2014) conduz uma análise da relação de cointegração entre o preço do gás natural e o de petróleo bruto ao incorporar alternâncias no vetor de cointegração na estimação da equação de cointegração. A equação é alternada entre m estados, de acordo com um processo Markoviano de primeira ordem. A adequação da equação de cointegração ao modelo de alternância de regime de dois estados constitui uma evidência de que há uma relação de alternância no regime entre preços de gás natural e óleo bruto. Além disso, a superioridade desse modelo é indicada por uma comparação direta dos resultados do MCE (Modelo de Correção de Erros) de dois estados ao relacionado à equação padrão de resíduos de um estado. A análise indica a integração desses mercados de energia, e é evidência de que modelos de preço relativo de gás natural e óleo bruto devem ser condicionados à probabilidade no estado.

Nick e Thoenes (2014) desenvolveu um modelo VAR (Vetor Autoregressivo) para aplicação no mercado alemão de gás natural, analisando fatores determinantes do preço do gás natural em um quadro abrangente; em particular, a utilidade da abordagem é ilustrada ao discriminar os efeitos de influências fundamentais no preço do gás durante três interrupções de oferta recentes. Os dados utilizados incluem os preços do gás natural NCG (NetConnect Germany), do petróleo Brent e o do carvão do Nordeste europeu no período de Janeiro de 2008 a Junho de 2012. Os resultados indicam que o preço do gás natural é afetado por temperatura, armazenamento e escassez de oferta a curto prazo, enquanto o seu desenvolvimento a longo prazo está ligado aos preços de petróleo bruto e carvão, o que captura o ambiente econômico e a relação de substituição entre diferentes *commodities* de energia.

Por fim, Frey *et al.* (2009) investigam a literatura econométrica existente acerca da previsão de preços de óleo. Uma taxonomia para os modelos econométricos para previsão de preços de óleo é desenvolvida, além de ser conduzida a análise crítica das diferentes metodologias, e uma interpretação e justificativa abrangente é proporcionada para as descobertas empíricas heterogêneas em previsões de preço de óleo publicadas. Os modelos econométricos na literatura empírica existente são divididos em três categorias; modelos de séries temporais que exploram propriedades estatísticas dos dados, modelos financeiros baseados na relação entre preços *spot* e futuro, e modelos estruturais que descrevem como fatores específicos e o comportamento de agentes econômicos afetam os valores futuros dos

preços de óleo bruto. Foi notado que, nos estudos analisados, que passeios aleatórios e o modelo autorregressivo nunca têm performance superior a modelos mais gerais. Alguns autores sugerem que uma boa estratégia consiste em combinar a performance de diferentes modelos. Ao combinar os valores previstos por meio de modelos autorregressivo, passeio aleatório e de mudança de tendência, é possível obter melhoras significativas na precisão das previsões. Apesar do grande número de critérios que podem ser utilizados para avaliar a performance de previsão de cada modelo, não é possível identificar que classe de modelos tem melhor performance que outras, em termos de precisão.

3. METODOLOGIA ADOTADA

3.1. Conceitos Básicos de Econometria com Séries Temporais

Uma série temporal é um conjunto de observações dos valores assumidos por uma variável ao longo do tempo (GUJARATI, 2004). O tempo é uma variável importante para esse conjunto de dados, pois eventos passados podem influenciar eventos futuros, e defasagens em comportamento são predominantes em ciências sociais. Assim, a ordenação cronológica de observações traz informações importantes, e tais observações raramente, se em algum momento, são independentes ao longo do tempo. (WOOLDRIDGE, 2015).

Dessa forma, séries temporais apresentam problemas que trazem vários desafios para pesquisadores. A maior parte dos trabalhos empíricos com esses dados assume que a série temporal subjacente é estacionária, o que significa, de forma ampla, que suas média e variância não variam sistematicamente ao longo do tempo. Como modelos de regressão envolvendo séries temporais são comumente usados para previsões, é importante verificar se estas ainda são válidas se a série temporal subjacente não for estacionária. (GUJARATI, 2004).

Um dos problemas mais comuns inerentes a séries não estacionárias se refere à regressão espúria, definida como uma regressão com coeficiente de determinação R^2 significativo entre duas variáveis que, *a priori*, não possuem relação alguma. Yule (1926) verificou que esse fenômeno permanece em séries não estacionárias, mesmo que a amostra utilizada seja muito grande. De acordo com Granger e Newbold (1976), $R^2 > d$ (d denota a estatística de Durbin –Watson) é um bom princípio para suspeitar que a regressão estimada é espúria.

3.2. Estacionariedade e Testes de Raízes Unitárias

As condições de estacionariedade para uma série temporal são satisfeitas quando sua média, variância e autocovariância (a vários *lags*) não variam com o tempo. Assim, essa série terá uma tendência de reversão à média, enquanto flutuações ao redor dessa média (medidas pela variância) terão uma amplitude constante. (GUJARATI, 2004).

Considerando um modelo autoregressivo de primeira ordem, descrito por:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, |p| \leq 1 \quad (1)$$

A equação (1) mostra que o valor da série Y no instante t é igual ao seu valor no tempo $t - 1$ multiplicado pela constante ρ e somado a um choque aleatório, o que caracteriza um modelo autoregressivo de primeira ordem, ou $AR(1)$. O termo u_t é erro de ruído branco, com média zero e variância σ^2 .

Se $\rho = 1$, o processo da equação (1) se torna modelo de passeio aleatório, um exemplo clássico de processo não estacionário. Nesse caso, o valor da série Y no instante t é tão somente seu valor no tempo $t - 1$ somado a um choque aleatório. É possível provar a não estacionariedade reescrevendo a equação (1) para obtenção de suas média e variância. Tal procedimento é conduzido a seguir, atribuindo-se um valor de Y_0 à série no momento $t = 0$:

$$Y_t = Y_0 + \sum u_t \quad (2)$$

$$E(Y_t) = Y_0 \quad (3)$$

$$var(Y_t) = t\sigma^2 \quad (4)$$

A equação (2) é equivalente à equação (1). A nova notação torna o cálculo das média e variância, representadas pelas equações (3) e (4), respectivamente, mais objetivo. Nota-se que, à medida que t aumenta, a variância cresce indefinidamente, violando um dos pressupostos de estacionariedade. É também interessante observar a permanência de choques aleatórios em um modelo de passeio aleatório, tornada evidente pela equação (2). Por esta razão, é dito que processos de passeio aleatório têm memória infinita. (GUJARATI, 2004).

Assim, se $\rho = 1$, há problema de raiz unitária, ou seja, situação de não estacionariedade. Em contraste, se o valor absoluto de ρ for menor que um, é possível demonstrar que a série subjacente é estacionária, como mantido por Gujarati (2004). Portanto, é importante conduzir testes de raiz unitária, ou de estacionariedade, para tratar séries temporais.

O teste de raiz unitária é um dos testes que se tornaram mais populares nas últimas décadas. A equação (1) é o ponto de partida para esse teste. Se $\rho = 1$, o sabe-se que o

processo é não estacionário. Assim, é intuitivo regredir Y_t em seu valor defasado Y_{t-1} e verificar se ρ é estatisticamente igual a 1. Para isso, a equação (1) é manipulada, subtraindo-se Y_{t-1} de ambos os lados, de forma a obter a equação (5):

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

onde $\delta = \rho - 1$ e Δ é o operador de primeira diferença. Dessa forma, a equação (5) é estimada na prática, e testa-se a hipótese nula de que $\delta = 0$. Se $\delta = 0$, e, consequentemente, $\rho = 1$, a série sob consideração é não estacionária.

Nota-se, ainda, que se $\delta = 0$ na equação (5):

$$\Delta Y_t = u_t \quad (6)$$

Assim, a equação (6) mostra que a primeira diferença de uma série de tempo de passeio aleatório é estacionária.

A forma mais direta de verificar a existência de estacionariedade, seria, portanto, realizar o teste t ; entretanto, sob a hipótese nula, o valor t do coeficiente estimado de Y_{t-1} não segue a distribuição t , mesmo em grandes amostras.

A alternativa foi elaborada por Dickey e Fuller (1979), que mostraram que, sob a hipótese nula de $\delta = 0$, o valor t estimado do coeficiente de Y_{t-1} segue a estatística τ (tau). Os valores críticos dessa estatística foram calculados por simulações de Monte Carlo, e na literatura o teste tau é conhecido como teste de Dickey-Fuller (DF).

Uma variação popular desse teste é o teste de Dickey-Fuller Aumentado, para o caso em que o termo de erro u_t é correlacionado. Como demonstrado na equação (7), o novo teste é conduzido com a adição de valores defasados da variável ΔY_t :

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde ε_t é um termo de erro puro de ruído branco, β_1 e β_2 são constantes. O número de *lags* da variável ΔY_t incluídos é determinado empiricamente, de forma que o termo de erro não possua correlação serial. O termo $\beta_2 t$ inclui uma tendência determinística, enquanto o termo β_1 se aplica para o caso em que há suspeita de que o processo estocástico seja um passeio aleatório com *drift*, em vez de passeio aleatório puro.

3.3. Cointegração

De forma geral, se uma série temporal precisa ser diferenciada n vezes para se tornar estacionária, é dito que tal série é integrada de ordem n . Nesse caso, a representação utilizada para a ordem de integração é $Y_t \sim I(n)$. Se a série em questão for estacionária (não se faz necessária a diferenciação), diz-se que a série é integrada de ordem zero, ou $Y_t \sim I(0)$. (WOOLDRIDGE, 2015).

Tomando duas séries temporais, X_t e Y_t , ambas $I(1)$, para a regressão de Y_t em X_t , obtém-se:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (8)$$

$$u_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t \quad (9)$$

Uma situação interessante ocorre quando u_t , isolado na equação (9), é $I(0)$, ou seja, quando a combinação linear de duas séries temporais não estacionárias é estacionária. Nesse caso, a combinação linear cancela as tendências estocásticas das duas séries. Como resultado, a regressão de Y_t em X_t não é espúria, e as duas variáveis são cointegradas. A regressão descrita pela equação (8) é chamada regressão de cointegração, e o termo β_2 denominado parâmetro de cointegração (GUJARATI, 2004).

Enquanto a possibilidade de regressões espúrias estimula um certo cuidado em relação à utilização de variáveis $I(1)$ a nível, tornando sua diferenciação o curso de ação mais seguro, explorar a relação de cointegração torna o escopo das questões que podem ser respondidas mais abrangente. Pela perspectiva econômica, duas variáveis cointegradas têm uma relação de longo prazo de equilíbrio entre si, o que permite a utilização da metodologia de regressão tradicional. Suponha que Y_t represente a série da taxa de juros de títulos de seis meses do Tesouro norte-americano, e X_t a taxa de juros de títulos de três meses do Tesouro norte-americano. Se tais séries não fossem cointegradas, a diferença entre elas poderia se tornar muito grande, sem tendência para retorno, o que não é provável baseando-se em um simples argumento de arbitragem. (WOOLDRIDGE, 2015).

Como foi dito, se u_t da equação (8) é estacionário, as séries Y_t e X_t são cointegradas. Para testar se esse é o caso, basta simplesmente aplicar o teste de Dickey-Fuller (DF) ou de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre os resíduos da equação de cointegração, que, nesse contexto, são chamados de teste de Engle-Granger (EG) ou de Engle Granger Aumentado (AEG), respectivamente (GUJARATI, 2004). A distinção importante é que, como o resíduos estimados da equação (8) são baseados no parâmetro de coinegração β_2 estimado, os valores críticos dos testes DF e ADF não são apropriados. Assim, Engle e Granger (1987) calcularam novos valores críticos para o teste de cointegração.

Se Y_t e X_t não são cointegradas, a regressão da equação (8) é espúria e não tem sentido: não há relação de longo prazo entre Y e X . É possível ainda regredir as variáveis na primeira diferença, ΔY_t e ΔX_t ; entretanto, nesse caso a interpretação se refere à explicação da diferença em Y em termos da diferença em X , e essa regressão nada diz necessariamente sobre a relação de tais variáveis em nível. Por outro lado, se as variáveis são cointegradas, modelos dinâmicos mais gerais podem ser utilizados. (WOOLDRIDGE, 2011).

3.4. Modelos Autoregressivos

Um modelo autoregressivo inclui um ou mais valores defasados da variável dependente dentre suas variáveis explicativas. A equação (10) mostra um exemplo de modelo autoregressivo:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Tais modelos são também conhecidos como dinâmicos, por representarem a trajetória no tempo da variável dependente em relação aos seus valores passados.

Quando o modelo de regressão inclui não somente o valor atual, mas também valores defasados das variáveis explicativas, este é denominado modelo de defasagens distribuídas. De forma genérica, esse modelo, com k períodos de defasagem, tem o seguinte formato:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \cdots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (11)$$

O coeficiente β_0 na equação (11) é conhecido como multiplicador de curto prazo, por conferir a mudança na média de Y devido a uma variação contemporânea de unidade em X . Depois de k períodos, o multiplicador de longo prazo de defasagens distribuídas é dado pela equação (12):

$$\sum_{i=0}^k \beta_i = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_k = \beta \quad (12)$$

Na economia, a dependência da variável endógena Y da exógena X é raramente instantânea, mas ocorre com uma defasagem, denominada *lag*. Assim, modelos autoregressivos e de defasagens distribuídas são de grande utilidade na análise econométrica. Há três principais razões por trás do fenômeno de lags.

O primeiro conjunto pode ser caracterizado por razões psicológicas e resulta da força do hábito (inércia) dos agentes econômicos. As pessoas não alteram seus hábitos de consumo imediatamente após variações em preços ou renda. No entanto, dado um intervalo de tempo suficiente, aqueles que adquiriram uma nova fonte de renda, por exemplo, podem adaptar seu estilo de vida à nova fortuna.

Em seguida, há razões tecnológicas para a ocorrência de *lags*. Estas estão relacionadas ao tempo que se leva para implementar mudanças em resposta a variações de preços e ao conhecimento imperfeito de tais variações. A limitação do conhecimento é notável principalmente ao se tratar de setores dinâmicos, como o de alta tecnologia, que provocam hesitação quanto à realização de mudanças em resposta.

Finalmente, a terceira categoria se refere a razões institucionais para *lags*. Obrigações contratuais podem impedir que empresas mudem suas fontes de mão-de-obra ou matéria-prima no curto prazo. (GUJARATI, 2004).

Com os conceitos estabelecidos acima, é possível definir um modelo dinâmico de séries temporais denominado modelo autoregressivo de defasagens distribuídas (ARDL). Tal modelo é uma combinação dos modelos autoregressivo e de defasagens distribuídas já descritos, contendo *lags* das variáveis dependentes e independentes no lado direito da equação. A equação (13) representa um modelo $ARDL(p, m)$, com p *lags* da variável dependente e m *lags* da variável independente:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \beta_1 x_t + \sum_{i=1}^m \beta_{i+1} x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde ε_t é um termo de erro puro de ruído branco. (PICKUP, 2014).

3.5. Processos de Heterocedasticidade Condicional Autoregressiva

Os modelos definidos anteriormente têm como pressuposto a homocedasticidade dos erros. Entretanto, é possível que haja autocorrelação da variância do termo de erro no instante t em relação a seus valores passados. Tal fenômeno foi observado por pesquisadores ao conduzirem análises de séries de tempo financeiras, como preços de estoques, taxas de inflação e taxas de câmbio. Essa autocorrelação é denominada heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH), caso a variância do erro seja relacionada ao termo de erro do período anterior elevado ao quadrado. Se a variância do erro for relacionada ao termo de erro elevado ao quadrado em vários períodos anteriores, o processo é de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada (GARCH). (GUJARATI, 2004).

O modelo ARCH foi formulado por Engle (1982) e subsequentemente difundido na literatura econométrica para estimação da volatilidade de variáveis macroeconômicas.

O conhecimento e mensuração de volatilidade são cruciais para muitas áreas; formuladores de políticas econômicas se preocupam com a variabilidade da inflação, que dificulta o planejamento financeiro, enquanto investidores estão interessados na volatilidade de preços de estoque, que pode significar grandes lucros ou grandes perdas. As séries temporais financeiras e de mercados de energia que apresentam esse comportamento são, em sua maioria, passeio aleatórios. Assim, seria natural modelar sua primeira diferença, que costuma ser estacionária; entretanto, as primeiras diferenças de tais séries frequentemente apresentam grande volatilidade, sugerindo que a variância das séries de tempo financeiras varia ao longo do tempo. A função do modelo ARCH é tratar essa variância desigual. (GUJARATI, 2004).

Considerando o seguinte modelo dinâmico representado pela equação (14):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

Para modelar a dinâmica da variância de ε_t , é importante estabelecer a distinção entre as variâncias condicional e incondicional. É assumido que a variância incondicional de ε_t é constante e sem correlação serial, como mostrado na equação (15):

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = \begin{cases} \sigma^2, & \text{para } s = 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (15)$$

Embora o pressuposto de variância incondicional constante seja mantido, é permitido que a variância condicional sobre valores passados dos erros varie ao longo do tempo. Assim, os erro são agora modelados como um processo com variância condicional, $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s})$, ou seja, como uma função dos valores passados da variância. Uma forma comum de fazer isso é modelando o quadrado dos erros como de um processo autoregressivo de ordem m , que define o processo $ARCH(m)$:

$$\varepsilon_t^2 = \zeta + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \phi_m \varepsilon_{t-m}^2 + \omega_t \quad (16)$$

onde ω_t é um processo de ruído branco com média zero e variância incondicional constante. Modelos de séries de tempo que incluem tal processo na modelagem de erros recebem o nome de modelos ARCH (PICKUP, 2014). Segundo Engle (1982), a equação (16) pode ser estimada pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e de máxima verossimilhança, gerando resultados consistentes e similares.

O teste ARCH é útil para verificar a existência de correlação na variância do erro, e consiste em estimar a equação (16) e empregar a estatística F para analisar a seguinte hipótese nula:

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \cdots = \phi_m = 0 \quad (17)$$

No caso da hipótese nula descrita pela equação (17), $\varepsilon_t^2 = \zeta$; a variância é constante e não há efeito ARCH.

Uma das variações do modelo ARCH que se tornaram mais populares consiste no modelo GARCH, proposto por Engle e Bollerslev (1986). A nova abordagem define o processo de geração da variância condicional como um processo do tipo ARMA. O modelo $GARCH(p, q)$ é descrito pela equação (18).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (18)$$

A equação (18) sugere que a variância condicional do erro no instante t depende não apenas do termo quadrático dos erros passados, mas também da variância condicional em períodos passados. (GUJARATI, 2004)

3.6. Causalidade no Sentido Granger

Como elucidado por Gujarati (2004), a existência de uma relação entre duas variáveis, verificada pela análise de regressão, não prova causalidade ou a direção da influência. Uma situação particular se materializa no caso de regressões envolvendo séries temporais: se o evento A precede o evento B , é possível que A cause B , mas não há possibilidade de o evento B causar o efeito A , já que, evidentemente, o futuro não pode causar o passado.

Granger (1969) partiu deste princípio na elaboração de um teste causalidade que se tornou popular na literatura econométrica. Dadas duas séries temporais X_t e Y_t , a questão a ser considerada é se X_t “causa” Y_t , ou se Y_t “causa” X_t . É assumido que a informação relevante para a predição dessas variáveis está contida inteiramente em suas séries de tempo. A condução do teste envolve a estimação das seguintes regressões:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (19)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + u_{2t} \quad (20)$$

onde os termos residuais u_{1t} e u_{2t} devem ser não correlacionados entre si. A equação (19) propõe que o valor contemporâneo de X está relacionado aos seus próprios valores

passados e aos de Y , enquanto a equação (20) prevê um comportamento similar para Y . Há, então, quatro possíveis desfechos que implicam em diferentes conclusões para o teste.

O primeiro se dá quando os coeficientes dos valores defasados de Y na equação (19) são, em conjunto, estatisticamente diferentes de zero ($\sum_{i=1}^n \alpha_i \neq 0$), enquanto o conjunto de coeficientes de X na equação (20) não o são ($\sum_{j=1}^n \delta_j = 0$). Nesse caso, é dito que há causalidade unidirecional de Y para X .

A segunda possibilidade consiste na causalidade unidirecional de X para Y , existente sob as condições de $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 0$ e $\sum_{j=1}^n \delta_j \neq 0$.

O terceiro resultado, de causalidade bilateral, é sugerido quando os conjuntos de coeficientes de X e Y são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

Finalmente, o quarto caso se refere à independência, que indicada quando os coeficientes de X e Y não se mostram significativos em ambas as regressões.

Dessa forma, em uma regressão de Y em outras variáveis, incluindo seus próprios valores defasados, se a inclusão de valores defasados de X provoca uma melhora significativa na previsão de Y , é possível dizer que X causa Y no sentido Granger.

No entanto, alguns pressupostos devem ser satisfeitos para garantir a validade das conclusões advindas do teste de causalidade de Granger. Dentre estes, as duas variáveis X e Y devem ser estacionárias. Como já mencionado, os termos de erro não devem ter correlação entre si. O número de *lags* a serem introduzidos no teste é uma questão empírica, a ser resolvida por meio de critérios de informação, como o critério de Akaike ou de Schwarz. É importante notar que a direção da causalidade pode depender fortemente do número de *lags* incluídos (GUJARATI, 2004).

4. AMOSTRA: DADOS UTILIZADOS

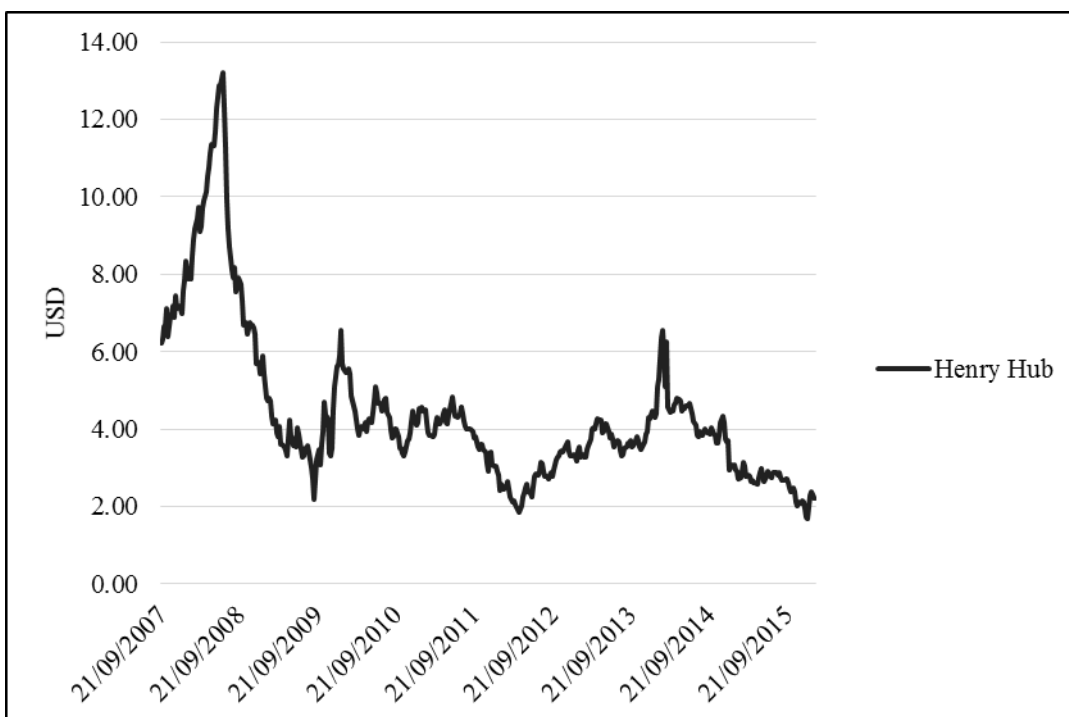
4.1. Dados

A precificação adotada para o gás natural em mercados liberalizados se baseia na cotação de um *hub* de referência com livre flutuação, ou seja, que varia de acordo com as condições de oferta e demanda em uma localidade geográfica específica. Esses mercados são caracterizados pela presença de um grande número de demandantes e ofertantes, elevada capacidade de transporte e estocagem, e existência de mecanismos financeiros de mitigação de riscos. Os dois principais *hubs* de referência são o Henry Hub, nos EUA, e o National Balancing Point (NBP), no Reino Unido. (ESTEVES E BICALHO, 2013).

O mercado de gás National Balancing Point (NBP) do Reino Unido é o mais antigo da Europa, em operação desde o final da década de 1990. Dentro desse modelo, o gás natural de qualquer local do país, desde que esteja contido no sistema nacional de transmissão, é tido como gás NBP. Dessa forma, promove-se a reunião de compradores e vendedores, com o intuito de simplificar o comércio. Diversos participantes constituem esses agentes, tais como produtores de óleo e gás, usuários industriais, empresas de serviços públicos e comerciantes financeiros. O preço de referência do NBP é amplamente utilizado como indicador do mercado atacadista de gás natural da Europa. (PLATTS, 2016).

O Henry Hub, localizado em Louisiana, nos EUA, é o ponto de comércio de gás natural mais conhecido da América do Norte. O mercado é caracterizado como sendo extremamente líquido (ALTERMAN, 2012), e representa o ponto de entrega padrão de contratos futuros de gás natural negociados na bolsa New York Mercantile Exchange (NYMEX) (PLATTS, 2016).

O conjunto de dados utilizado neste trabalho contém séries dos preços *spot* semanais para os *hubs* de gás natural de referência mais relevantes e de maior liquidez, NBP e Henry Hub. Os dados abrangem o período de Setembro de 2007 a Janeiro de 2016, obtidos pela Bloomberg, totalizando 437 observações. As séries dos preços *spot* semanais do NBP e do Henry Hub estão representadas nos Gráficos 5 e 6, respectivamente.



A estacionariedade destas séries é improvável; o gráfico sugere grandes mudanças na média ao longo do período considerado, com uma tendência de decaimento para ambos os gases após meados de 2012. A variância também não parece ser constante ao longo do tempo. É possível identificar movimentos cíclicos na série; entretanto, não parecem se repetir em intervalos regulares ou possuir a mesma forma para justificar o emprego de *dummies* sazonais em modelagens.

É interessante observar o pico no preço de ambos os gases em meados de 2008, pouco antes da crise financeira desencadeada pelo mercado de imóveis dos EUA. Reconhece-se que, desde o final de 2007 até este período, os preços de gás natural subiram de forma acentuada, com uma trajetória espelhada naquela dos preços de petróleo durante o mesmo intervalo de tempo (U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION, 2009).

Estes, por sua vez, tiveram seu aumento associado ao declínio da oferta fora da Organização de Países Exportadores de Petróleo (OPEP) e a um súbito impulso sem precedentes na demanda global. Apesar de os membros da OPEP terem respondido com um aumento de sua produção, os limitados investimentos passados restringiram a capacidade de suprir a lacuna entre a demanda global e a oferta fora da OPEP. Esse fenômeno foi seguido, finalmente, por uma queda nos preços, associada à crise financeira iniciada no mercado de imóveis, que implicou em uma demanda diminuída e queda nos preços de energia. Fatores contribuintes para a elevação de preços de 2008 que concernem particularmente o mercado de gás natural incluem o clima do período, com uma maior média de dias frios na América do Norte, que provocou um aumento do consumo do Henry Hub. Em contraste, os furacões Gustav e Ike ocasionaram diminuição no consumo, por meio de paradas em atividades econômicas no Texas e em Louisiana, nos EUA. O dramático declínio de preços subsequente esteve relacionado, evidentemente, à queda da demanda provocada pela recessão global. (RESOURCES FOR THE FUTURE, 2009).

De forma similar ao que ocorre no mercado de gás, a utilização de tipos específicos de óleo bruto, amplamente negociados e pertencentes a um pequeno grupo, como referências torna o processo de precificação desses ativos mais fácil para agentes econômicos ao redor do mundo.

Os tipos de petróleo empregados com mais frequência como referências têm quatro características em comum. Em primeiro lugar, sua produção é ampla e estável. O mercado

de negociação desses ativos é livre, em uma região estável em termos geopolíticos e financeiros, que incentiva interações de mercado. Estocagem apropriada também incentiva o desenvolvimento deste mercado. Finalmente, há pontos de entrega em locais estratégicos para facilitar o comércio com outros mercados, permitindo assim a arbitragem, de forma que os preços reflitam a oferta e a demanda globais. Assim, outros tipos de petróleo bruto podem ser negociados tomando essas referências como base e analisando um conjunto de fatores do petróleo em questão, incluindo características de qualidade, custos de transporte das áreas de produção para refinarias e condições de oferta e demanda globais e regionais. (U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION, 2014).

As duas referências mais importantes dos mercados de petróleo bruto globais são o petróleo Brent e o petróleo WTI. O petróleo Brent designa todo o petróleo extraído no Mar do Norte e comercializado na Bolsa de Londres, e sua cotação é referência para os mercados europeu e asiático. O petróleo WTI, por sua vez, tem seu nome derivado da principal região petrolífera dos EUA, West Texas, de onde o óleo se origina. O WTI é negociado na Bolsa de Nova York, e sua cotação é referência para o mercado norte-americano. Este tipo de petróleo costuma ser mais caro que o Brent, o que reflete a qualidade do produto, além do custo de refino e transporte. (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2005).

Os dados coletados obtidos pela Bloomberg dos tipos de petróleo Brent e WTI constituem séries temporais de preços *spot* semanais, em dólares por barril, e compreendem o período de Setembro de 2007 a Janeiro de 2016, com um total de 437 observações. Os Gráficos 7 e 8 apresentam as séries do petróleo Brent e do petróleo WTI, respectivamente.



Gráfico 7: Preço spot semanal do petróleo Brent (em dólares por barril)

Fonte: Elaboração própria



Gráfico 8: Preço spot semanal do petróleo WTI (em dólares por barril)

Fonte: Elaboração própria

As séries de preços de petróleo apresentam comportamento similar às de gás natural. A suspeita de raiz unitária é mais uma vez levantada, e os movimentos semelhantes parecem sugerir correlação. Nota-se, ainda, que os Gráficos 5 a 8 exibem comportamento clássico de séries de tempo financeiras, isto é, o padrão de passeio aleatório em nível. Sua primeira diferença, portanto, costuma ser estacionária (GUJARATI, 2004). A relação entre preços de óleo e gás é indicada ainda pela sobreposição das séries de referência de preços de petróleo e gás em um mesmo gráfico para os mercados norte-americano e europeu, mostrada nos Gráficos 9 e 10, respectivamente.

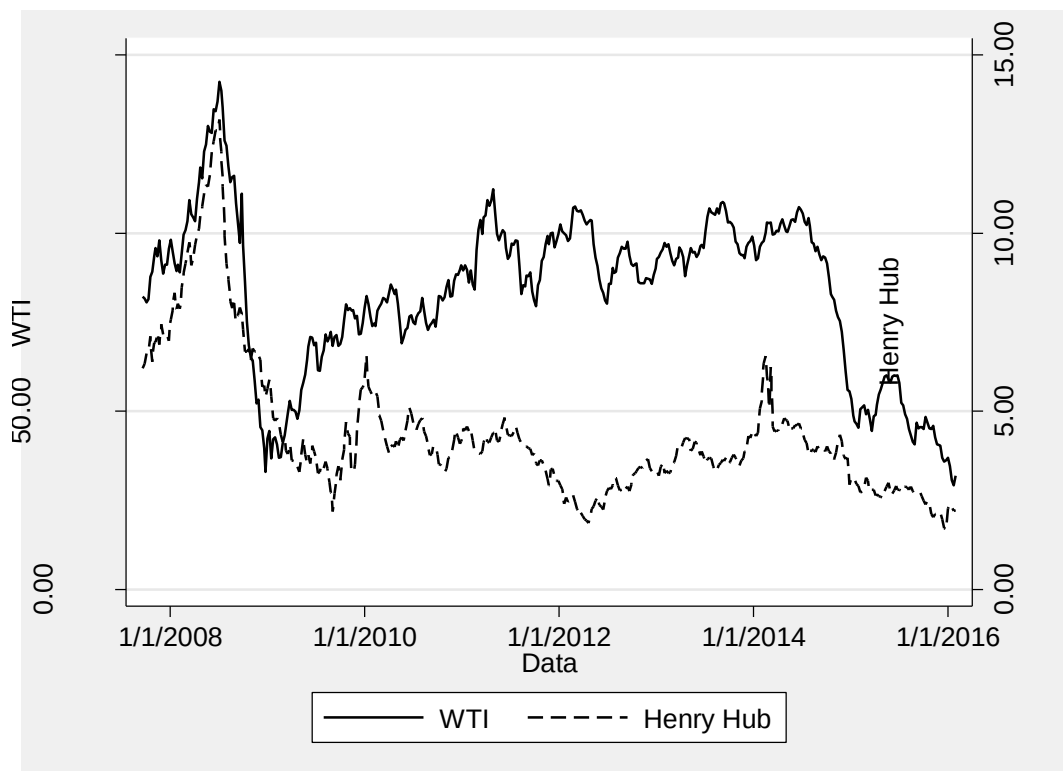


Gráfico 9: Preços *spot* semanais do WTI (em dólares por barril) e do Henry Hub (em dólares por Btu)

Fonte: Elaboração própria

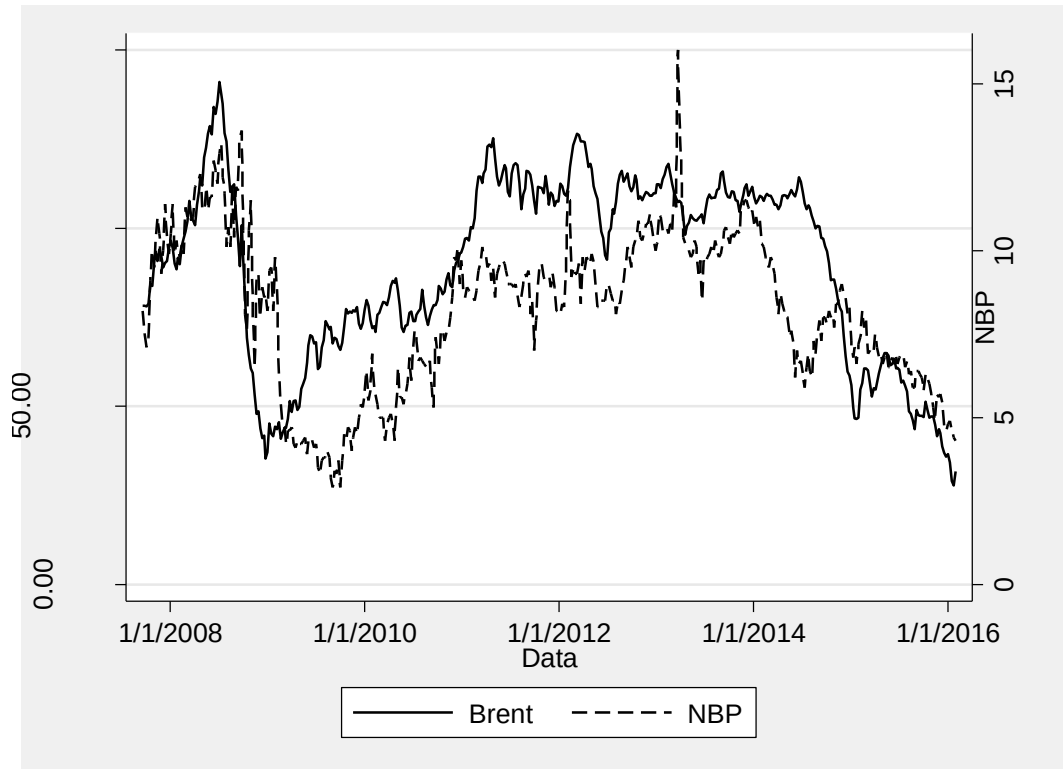


Gráfico 10: Preços *spot* semanais do Brent (em dólares por barril) e do NBP (em dólares por Btu)

Fonte: Elaboração própria

Os retornos logarítmicos semanais foram calculados para cada uma das quatro séries de preços utilizadas neste trabalho por meio da fórmula mostrada na equação (21).

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (21)$$

onde R_t representa o retorno no instante t , e P_t , o preço no instante t . Como as séries de preço originais são integradas de ordem 1, ou $I(1)$, as novas séries advindas dessa transformação serão estacionárias, ou $I(0)$. Os gráficos a seguir mostram as quatro séries de retorno.

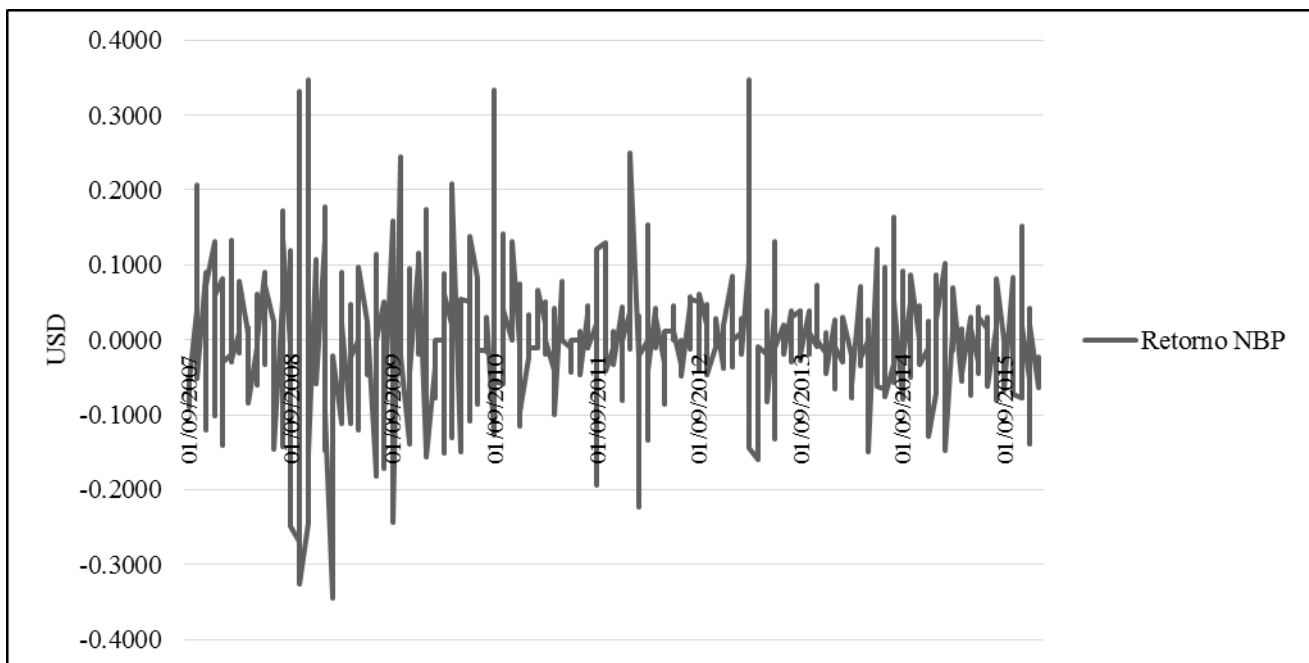


Gráfico 11: Retorno semanal do NBP

Fonte: Elaboração própria

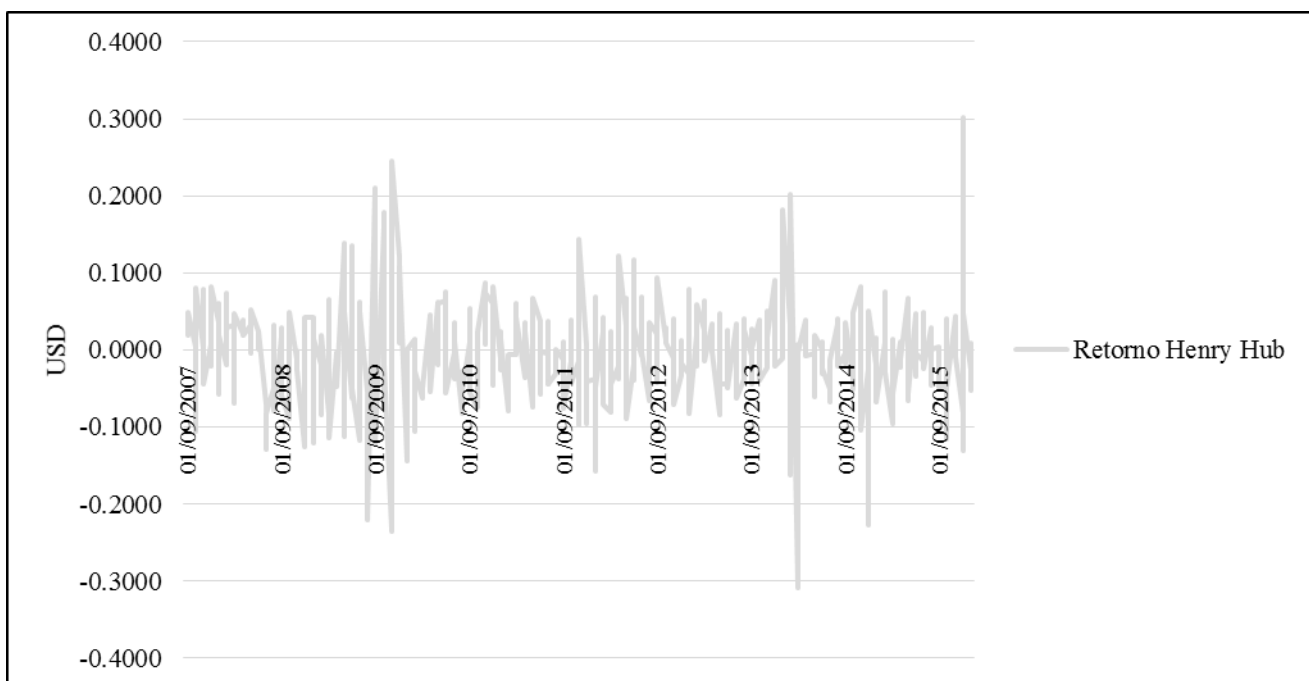


Gráfico 12: Retorno semanal do Henry Hub

Fonte: Elaboração própria

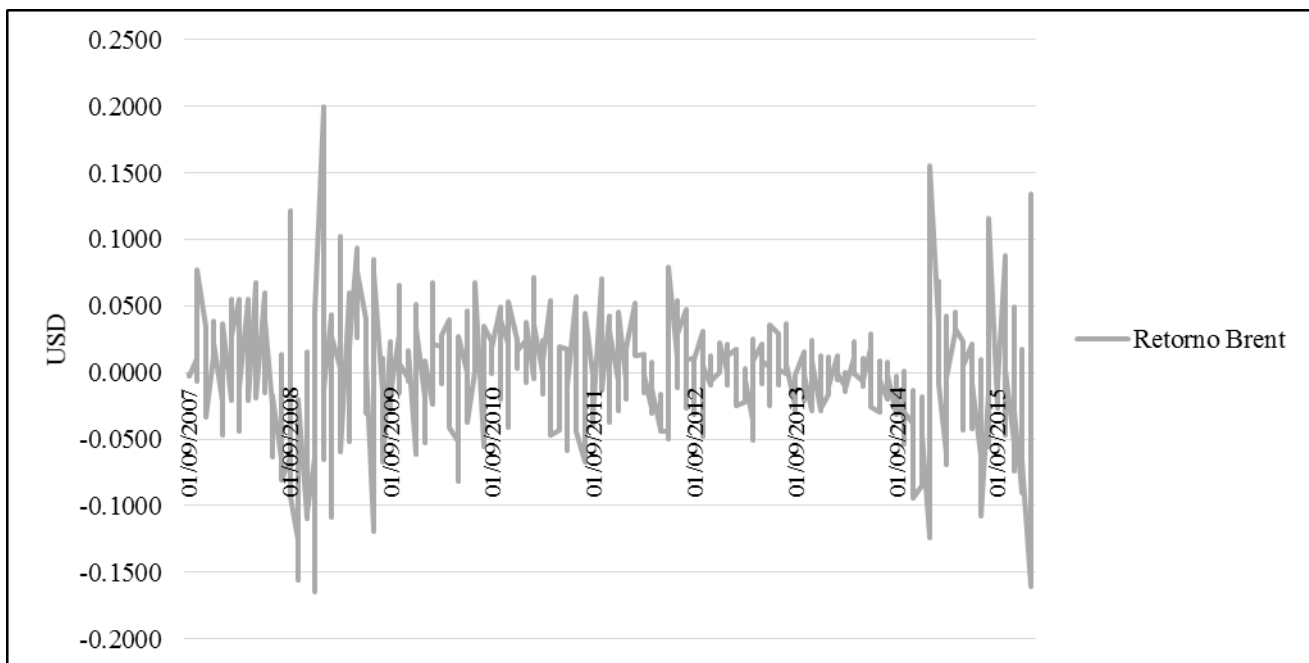


Gráfico 13: Retorno semanal do Brent

Fonte: Elaboração própria

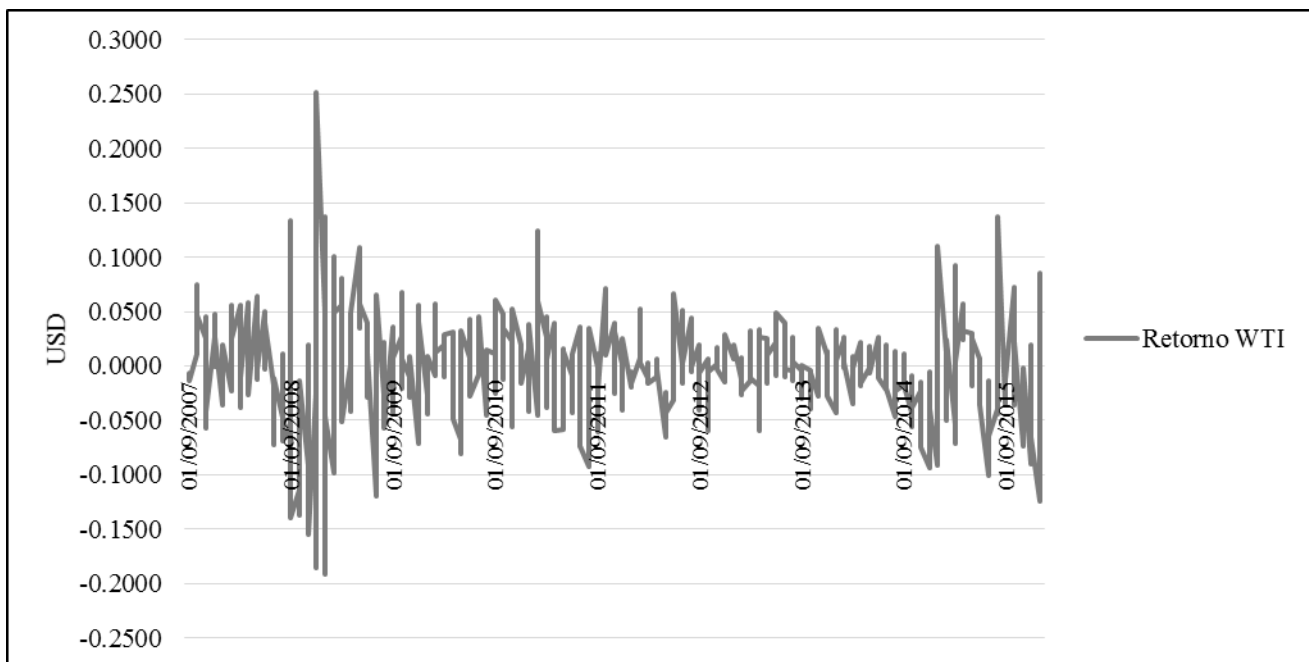


Gráfico 14: Retorno semanal do WTI

Fonte: Elaboração própria

Analisando os Gráficos 11 a 14, é possível identificar um comportamento comum de séries de retornos, em que observações altamente positivas ou negativas aparecem em aglomerados, ou seja, é aparente o fenômeno de concentração de períodos de alta volatilidade seguido por outros de relativa calma. (GUJARATI, 2004). Há, portanto, indícios de que a volatilidade do período atual está relacionada à de períodos passados, o que pressupõe heterocedasticidade condicionada a autoregressão (PEREIRA, DANTAS e COSTA JUNIOR, 2003). Tal proposição será confirmada com o emprego do teste ARCH sobre as séries de retorno.

4.2. Resumos Estatísticos e Teste de Estacionariedade

A Tabela 1 fornece estatística descritiva das séries de preços de petróleo e gás natural para a descrição e resumo preliminar dos dados.

Tabela 1: Retorno estatístico das séries de preço
Fonte: Elaboração própria

	Brent	Henry Hub	NBP	WTI
Média	89.4313	4.4050	8.2437	83.4118
Mediana	97.1300	3.8900	8.6000	88.5000
Máximo	141.0700	13.2000	16.0000	142.5200
Mínimo	27.7600	1.6800	2.9000	29.1900
Desvio Padrão	25.5750	2.0603	2.3492	22.2560
Assimetria	-0.4879	1.9500	-0.0184	-0.0426
Curtose	2.1077	7.1343	2.4726	2.7453
Jarque-Bera	31.8344	588.1695	7.5386	14.3795
P-valor (Jarque-Bera)	0.0000	0.0000	0.0231	0.0008
Soma	39081.4600	1924.9800	3602.5000	36450.9400
Som dos Quadrados dos Desvios	285179.2000	1850.6960	2406.0950	215963.6000
Número de Observações	437	437	437	437
P-valor (ADF)	0.3818	0.1988	0.3894	0.3391

O resumo descritivo da Tabela 1 exhibe uma média de preço em torno de US\$ 80 por barril para ambos os tipos de petróleo. As duas referências de preço de gás natural apresentam uma maior diferença percentual em sua média de preço, com Henry Hub mostrando uma média ao longo do período considerado de aproximadamente US\$ 4 por milhão de Btu, em contraste à média de aproximadamente US\$ 8 por milhão de Btu do gás natural NBP. Essa

discrepância nos preços, que se faz presente para áreas geográficas distintas dos mercados de gás regionais, está associada à diferença na formação de preços entre o gás vendido em contratos de longo prazo e os mercados *spot* dos EUA e do Reino Unido, tendo como principal direcionador as forças da oferta e demanda. Historicamente, o fluxo de gás entre os EUA e Reino Unido tem sido limitado; o mercado de gás dos EUA é, de forma geral, auto-suficiente, de forma que é razoável supor que os dois mercados são afetados por conjuntos de fatores distintos. (ALTERMAN, 2012).

A assimetria fornece informação sobre a forma da distribuição dos dados, medindo o quanto esta desvia da simetria. À medida em que os dados convergem para a simetria, o valor da assimetria se aproxima de zero. O valor negativo, presente para todas as séries de preço, exceto para o Henry Hub, indica uma distribuição tendendo à esquerda.

A curtose indica como o pico e as “caudas” da distribuição diferem da distribuição Normal. Assim, é útil para compreender, de forma preliminar, as características gerais da distribuição dos dados. A curtose positiva exibida para todas as séries da Tabela 1, aponta para “caudas” mais pesadas e um pico mais pontudo que a distribuição Normal. Os valores obtidos para assimetria e curtose são fortes indícios da não normalidade dessas séries.

De fato, o teste de Normalidade de Jarque-Bera apresentou uma alta estatística JB para todas as séries, sendo possível rejeitar a hipótese de Normalidade a um nível de significância de 5%. (MINITAB, 2016).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi empregado para testar a hipótese de existência de raiz unitária nas séries de preços. Os altos p-valores obtidos indicam que nenhuma das séries analisadas é estacionária.

A análise exploratória dos retornos sobre os preços que compõe as quatro séries do conjunto de dados deste trabalho também foi conduzida. A Tabela 2 contém a estatística descritiva dessas novas séries.

Tabela 2: Retorno estatístico das séries de retornos
Fonte: Elaboração própria

	Retorno Brent	Retorno Henry Hub	Retorno NBP	Retorno WTI
Média	-0.0020	-0.0023	-0.0012	-0.0021
Mediana	-0.0007	-0.0022	0.0000	-0.0013
Máximo	0.2002	0.3010	0.3478	0.2512
Mínimo	-0.1646	-0.3093	-0.3455	-0.1910
Desvio Padrão	0.0424	0.0634	0.0857	0.0450
Assimetria	-0.0968	0.0747	0.2092	-0.0619
Curtose	5.7759	6.6423	6.0357	6.9453
Jarque-Bera	140.9915	241.9677	170.9820	283.6992
P-valor (Jarque-Bera)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Soma	-0.8845	-0.9992	-0.5155	-0.9090
Som dos Quadrados dos Desvios	0.7833	1.7535	3.1995	0.8832
Número de Observações	437	437	437	437
P-valor (ADF)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

As médias das séries agora apresentam valores similares, e a série que apresentou maior variabilidade, de acordo com o desvio padrão, foi a do gás natural NBP. Nota-se que todas as médias apresentaram valores negativos. É possível rejeitar a hipótese de normalidade a um nível de significância menor que 1%.

De acordo com o teste ADF, é possível rejeitar a hipótese de raiz unitária para as séries de retornos a um nível de significância menor que 1%. Assim, como se suspeitava pela análise de gráficos e pelo comportamento esperado de séries financeiras, as séries de preços de petróleo e gás natural são integradas de ordem 1, ou $I(1)$, pois suas primeiras diferenças constituem séries estacionárias.

5. RESULTADOS OBTIDOS

A relação entre os preços de gás natural e petróleo foi investigada para os mercados dos EUA e do Reino Unido, por meio da condução do teste de cointegração de Engle-Granger para as séries em nível. Considerando o isolamento geográfico do mercado norte-americano, os teste foi aplicado separadamente entre as referências de preço nos EUA e entre as referências do Reino Unido. A Tabela 3 mostra os resultados obtidos.

Para o par Henry Hub e WTI, a regressão de resíduos tida como mais apropriada para condução do teste de Engle-Granger, de acordo com o critério de Akaike, foi a de passeio aleatório com deslocamento, expressa pela equação (22).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (22)$$

No caso do par NBP e Brent, a regressão mais adequada, pelo mesmo critério, foi de passeio aleatório puro, como exibido na equação (23).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (23)$$

Tabela 3: Resultados do teste de Engle-Granger
Fonte: Elaboração própria

	<u>Estatística de Engle-Granger</u>
Henry Hub – WTI	-4.3992
NBP – Brent	-3.6557

Tabela 4: Valores críticos do teste de Engle-Granger
Fonte: Elaboração própria

<u>Nível de significância</u>	<u>Valores críticos</u>
1%	-3.922
5%	-3.350
10%	-3.054

A partir dos valores críticos da estatística de Engle-Granger fornecidos na Tabela 4, é possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração entre os preços de petróleo e gás natural

a um nível de significância de menos de 1% para o mercado norte-americano, e a um nível de significância de menos de 5% para o mercado do Reino Unido. Portanto, as séries Henry Hub e WTI são cointegradas, assim como NBP e Brent, o que significa que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis que dá sentido à regressão tradicional em nível.

Entretanto, o interesse do presente trabalho está em modelar a relação entre os retornos dos preços de petróleo e gás natural, que correspondem à primeira diferença dessas variáveis. Torna-se, assim, importante verificar a relação causal entre as séries de retornos. Para tal fim, o uso do teste de causalidade de Granger é adequado, já que, como explicitado na seção de metodologia, funciona sob o pressuposto de estacionariedade das variáveis envolvidas. Os resultados deste teste podem ser observados na Tabela 5.

Tabela 5: Resultados do teste de causalidade de Granger para séries de retornos
Fonte: Elaboração própria

<i>Lags</i>	Henry Hub → WTI		WTI → Henry Hub		NBP → Brent		Brent → NBP	
	Estatística F	P-valor	Estatística F	P-valor	Estatística F	P-valor	Estatística F	P-valor
1	1.9461	0.1637	4.5946	0.0326	13.1024	0.0003	0.0941	0.7592
2	1.2045	0.3009	3.0446	0.0486	6.8624	0.0012	2.3708	0.0946
3	0.6755	0.5674	2.5863	0.0527	5.3943	0.0012	1.5485	0.2013
4	0.8822	0.4744	2.2729	0.0607	4.1854	0.0025	1.2799	0.2771
5	0.5932	0.7052	1.8291	0.1059	3.3652	0.0054	1.0560	0.3843
6	0.5245	0.7898	1.9232	0.0758	3.3183	0.0033	2.0818	0.0543
7	0.4701	0.8562	1.9863	0.0557	3.5623	0.0010	1.9493	0.0607
8	0.5591	0.8113	2.5955	0.0089	5.4900	0.0000	2.1218	0.0328
9	0.6236	0.7771	2.3104	0.0153	5.1628	0.0000	2.0720	0.0309
10	0.7164	0.7092	2.0425	0.0281	5.0606	0.0000	1.8944	0.0443
11	1.4361	0.1539	1.7859	0.0544	5.0482	0.0000	1.6453	0.0839
12	1.6879	0.0670	1.6574	0.0740	4.7386	0.0000	2.0151	0.0219

Para a maioria dos *lags* considerados, parece haver uma relação de causalidade unilateral da série de retornos WTI para a Henry Hub, o que condiz com a escolha da última como variável dependente no modelo ARDL a ser apresentado. Curiosamente, para alguns dos primeiros *lags* utilizados, os resultados parecem sugerir uma relação de causalidade unilateral do Brent para o NBP, que vai de encontro com a percepção comumente estabelecida de que os preços de petróleo são um fator na formação de preços de gás natural,

em vez de o contrário. Os demais *lags* apontam para uma relação bilateral, incluindo a defasagem de dois períodos.

Foi imposto um limite de 12 lags para a estimação do modelo ARDL mais adequado para explicar os retornos das séries de gás natural. Para o modelo que relaciona o gás Henry Hub e o petróleo do tipo WTI, o modelo mais adequado, de acordo com o critério de Akaike, foi o *ARDL*(3,3), descrito pela equação (24).

$$RetHH = \alpha_0 + \alpha_1 RetHH_{t-1} + \alpha_2 RetHH_{t-2} + \alpha_3 RetHH_{t-3} + \beta_1 RetWTI_t + \beta_2 RetWTI_{t-1} + \beta_3 RetWTI_{t-2} + \beta_4 RetWTI_{t-3} + u_t \quad (24)$$

As estatísticas da regressão representada pela equação (24) podem ser conferidas no Apêndice I. A partir deste modelo preliminar, um novo modelo foi proposto, retirando-se variáveis não significativas e, novamente, sendo aplicado o critério de Akaike. Tal procedimento resultou na regressão da equação (25).

$$RetHH = \alpha_1 RetHH_{t-1} + \alpha_3 RetHH_{t-3} + \beta_1 RetWTI_t + u_t \quad (25)$$

Tabela 6: Estimação da regressão ARDL com retorno do Henry Hub como variável dependente
Fonte: Elaboração própria

α_1	0.1089 (0.0466)*
α_3	-0.1349 (0.0466)**
β_1	0.2709 (0.0656)**
R^2	0.0640
Desvio Padrão	0.0616
SQR	1.6373
Estatística F	10.0714**
Critério de Akaike	-2.7283
Critério de Schwarz	-2.7001
Critério de Hannah-Quinn	-2.7172
Estatística de Durbin-Watson	2.0149

Observação: * denota significância ao nível de 5%; ** denota significância ao nível de 1%.

As estimativas e critérios de informação do modelo ARDL para explicar os retornos do gás Henry Hub são mostradas na Tabela 6. A regressão é estatisticamente significativa, assim como todos os regressores. Observa-se que o R^2 tem valor relativamente baixo, o que já era esperado para esse modelo. Gujarati (2004) nota, que, em análise de regressão, o objetivo não é encontrar um alto R^2 , mas obter estimativas confiáveis dos coeficientes de regressão populacionais verdadeiros e extrair inferências estatísticas sobre eles. É comum, na análise empírica, obter altos R^2 com coeficientes sem significância estatística ou com sinais contrários às expectativas teóricas. Assim, o pesquisador deve se preocupar mais com a relevância lógica ou teórica das variáveis explicativas em relação à dependente. Goldberger (1991) afirma, ainda, que o R^2 tem papel muito modesto na análise de regressão, e que um alto R^2 não é evidência a favor do modelo, assim como um R^2 baixo não é evidência contra ele.

O próximo modelo a ser estimado tem o intuito de explicar o retorno dos preços do gás natural NBP. O critério de Akaike foi mais uma vez utilizado para verificar o modelo preliminar mais propício, com um limite máximo de 12 lags para as variáveis dependente e independente. O resultado foi um $ARDL(2,8)$, representado pela equação (26).

$$\begin{aligned} RetNBP = & \alpha_0 + \alpha_1 RetNBP_{t-1} + \alpha_2 RetNBP_{t-2} + \beta_1 RetBrent_t + \beta_2 RetBrent_{t-1} + \\ & \beta_3 RetBrent_{t-2} + \beta_4 RetBrent_{t-3} + \beta_5 RetBrent_{t-4} + \beta_6 RetBrent_{t-5} + \\ & \beta_7 RetBrent_{t-6} + \beta_8 RetBrent_{t-7} + \beta_9 RetBrent_{t-8} + u_t \end{aligned} \quad (26)$$

As estatísticas desse modelo preliminar podem ser conferidas no Apêndice II. Retirando-se as variáveis com coeficientes não estatisticamente diferentes de zero, foi obtido o modelo proposto, mostrado na equação (27).

$$RetNBP = \alpha_1 RetNBP_{t-1} + \alpha_2 RetNBP_{t-2} + \beta_1 RetBrent_t + u_t \quad (27)$$

Tabela 7: Estimação da regressão ARDL com retorno do NBP como variável dependente
Fonte: Elaboração própria

α_1	-0.1623 (0.0473)*
α_2	-0.2020 (0.0463)*
β_1	0.3301 (0.0948)*
R^2	0.0776
Desvio Padrão	0.0823
SQR	2.9281
Estatística F	12.1497*
Critério de Akaike	-2.1493
Critério de Schwarz	-2.1212
Critério de Hannah-Quinn	-2.1382
Estatística de Durbin-Watson	2.0383

Observação: * denota significância ao nível de 1%.

A Tabela 7 mostra que todos os coeficientes da regressão são significativos.

Os resíduos dos modelos ARDL apresentados foram testados para verificar a condição de heterocedasticidade autoregressiva sugerida pelos Gráficos 11 a 14. Assim, o teste ARCH foi conduzido, para os dois modelos ARDL, por meio da regressão mostrada na equação (28).

$$\varepsilon_t^2 = \zeta + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (28)$$

As estatísticas da regressão do teste ARCH podem ser encontradas na Tabela 8.

Tabela 8: Resultados do teste ARCH
Fonte: Elaboração própria

Modelo Henry Hub		Modelo NBP	
Estatística F	P-valor	Estatística F	P-valor
21.4334	0.0000	30.3193	0.0000

Como a regressão existe, de acordo com a estatística F , a nível de significância menor que 1%, é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de efeito ARCH.

Dessa forma, com o intuito de aprimorar os modelos, torna-se importante incluir os processos ARCH para tratar a heterocedasticidade autorregressiva e possivelmente melhorar sua capacidade de previsão. Para tal fim, várias alternativas de processos $GARCH(p, q)$ foram incluídos nos modelos de retornos do gás natural já apresentados, com p e q variando de zero até cinco. Os modelos mais apropriados foram escolhidos pelo critério de Akaike; estes foram $GARCH(1,2)$ e $GARCH(1,3)$, para os gases Henry Hub e NBP, respectivamente.

Assim, as equações da variância para os modelos do Henry Hub e NBP estão representadas pelas equações (29) e (30), respectivamente.

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1 u_{t-1}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 \sigma_{t-2}^2 \quad (29)$$

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1 u_{t-1}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 \sigma_{t-2}^2 + \gamma_3 \sigma_{t-3}^2 \quad (30)$$

Tabela 9: Estimação do modelo ARCH com retorno do gás Henry Hub como variável dependente
Fonte: Elaboração própria

α_1	0.1623 (0.0462)***
α_3	-0.0923 (0.0495)*
β_1	0.1945 (0.0556)***
δ_0	0.0002 (0.0000)***
δ_1	0.0826 (0.0240)***
γ_1	1.4729 (0.0656)***
γ_2	-0.5969 (0.0485)***
R^2	0.0563
Desvio Padrão	0.0619
SQR	1.6509
Estatística F	6.3194**
Critério de Akaike	-2.9372
Critério de Schwarz	-2.8621
Critério de Hannah-Quinn	-2.9075
Estatística de Durbin-Watson	2.1201

Observação: * denota significância ao nível de 10%; ** denota significância ao nível de 5%; denota significância ao nível de 1%.

Tabela 10: Estimação do modelo ARCH com retorno do gás NBP como variável dependente
Fonte: Elaboração própria

α_1	-0.1469 (0.0496)**
α_2	-0.0970 (0.0480)*
β_1	0.2547 (0.0846)**
δ_0	0.0005 (0.0002)**
δ_1	0.2954 (0.0478)**
γ_1	0.9915 (0.1152)**
γ_2	-0.7867 (0.1351)**
γ_3	0.4428 (0.0828)**
R^2	0.0653
Desvio Padrão	0.0610
SQR	2.9671
Estatística F	6.3194**
Critério de Akaike	-2.3986
Critério de Schwarz	-2.3236
Critério de Hannan-Quinn	-2.3690
Estatística de Durbin-Watson	2.0398

Observação: * denota significância ao nível de 5%; ** denota significância ao nível de 1%.

As Tabelas 9 e 10 exibem os critérios de informação para os novos modelos dos retornos dos gases Henry Hub e NBP, respectivamente, incluindo o processo GARCH. Comparando-as com as Tabelas 7 e 8, tornam-se evidentes os valores mais baixos para os critérios de informação em relação aos modelos ARDL puros, o que sugere que houve melhora dos modelos. Em seguida, são mostrados os gráficos de ajuste.

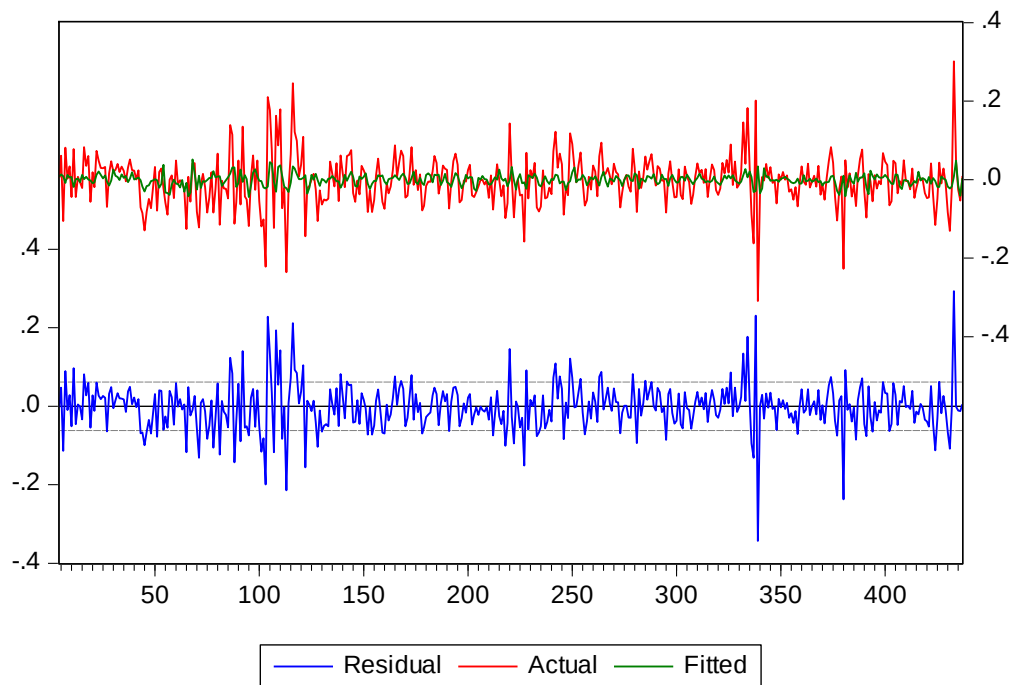


Gráfico 15: Ajuste do modelo ARCH para retornos do Henry Hub

Fonte: Elaboração própria

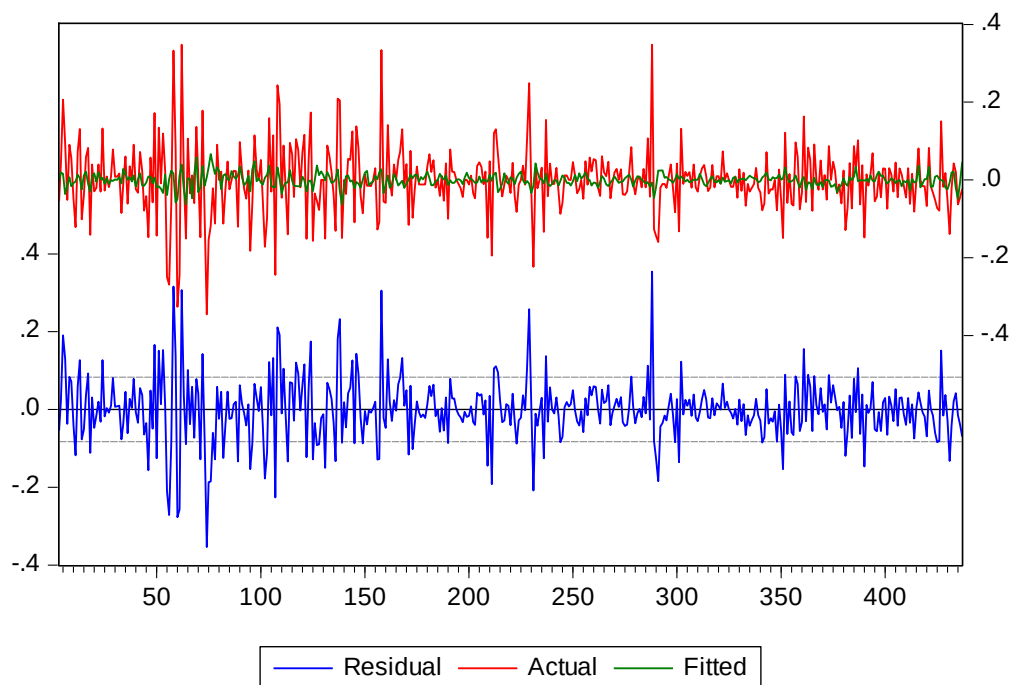


Gráfico 16: Ajuste do modelo ARCH para retornos do NBP

Fonte: Elaboração própria

Os Gráficos 15 e 16 mostram o ajuste dos modelos elaborados. Como explicitado anteriormente, a estimação de possíveis modelos para esse trabalho foi restringida, no caso do $ARDL(p, m)$ para ambos p e m com valor máximo de 12, e para o $GARCH(p, q)$, com p e q variando de zero a cinco. Dadas as alternativas limitadas, é possível que haja modelos com melhor ajuste, porém, os resultados obtidos apontam para um índice de acerto em sinalização do mercado, isto é, indicações corretas de quando os retornos são positivos ou negativos, de cerca de 70% para os modelos escolhidos.

6. COMENTÁRIOS FINAIS

Este trabalho teve como objetivos a investigação da relação entre os preços de gás natural e de petróleo bruto, e a elaboração de um modelo econométrico de previsão dos retornos de preços do gás natural.

A existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo foi confirmada pelo teste de cointegração de Engle-Granger a nível de significância de 5%, tanto para o par Henry Hub e WTI, quanto para NBP e Brent.

O teste de causalidade de Granger conduzido sugere que os retornos passados do petróleo ajudam a explicar os retornos do gás natural. Essa relação de causalidade parece ser unilateral para o par WTI e Henry Hub, enquanto para NBP e Brent parece haver uma relação bilateral.

O teste ARCH para os resíduos do modelo ARDL preliminar, desenvolvido entre as séries de retornos de gás natural e de petróleo, apontou para a existência de heterocedastidade autoregressiva a nível de significância menor que 1%. Assim, o modelo foi aprimorado com inclusão processo GARCH para tratar a volatilidade dos retornos. O novo modelo foi, então, considerado adequado para explicar os retornos do gás natural.

Nota-se que a imposição de limites para a quantidade de *lags*, tanto para o modelo GARCH quanto para o ARDL, restringiu a gama de modelos, de forma que é possível que exista outro que descreva melhor a relação dinâmica entre os retornos do gás e do petróleo. Entretanto, o modelo proposto apresenta um índice de acertos satisfatório dos sinais dos retornos.

Propostas de continuação deste trabalho incluem a ampliação das alternativas de modelos a serem testadas, por meio de limites de *lags* mais abrangentes ou variações dos modelos apresentados. O modelo GARCH, em especial, possui diversas variações, como o EGARCH ou TGARCH, que possivelmente renderiam ajustes melhores. Os resultados das previsões poderiam ainda ser aprimorados por meio da inclusão de outras variáveis explicativas relevantes; outros estudos mencionam que fatores como clima, condições de estocagem e sazonalidade têm papel relevante na relação entre preços de petróleo e de gás.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALTERMAN, S., 2012, *Natural gas price volatility in the UK and North America*, Oxford Institute for Energy Studies.

BRIGIDA, M., 2014, “The switching relationship between natural gas and crude oil prices”, *Energy Economics*, v. 43, pp. 48-55.

BROWN, S. P.; YÜCEL, M. K., 2008, “What drives natural gas prices?”, *The Energy Journal*, pp. 25-44.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A., 1979, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, pp. 427-431.

ENGLE, R. F., 1982, “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 987-1007.

ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T., 1986, “Modelling the persistence of conditional variances”, *Econometric reviews*, v. 5, n. 1, pp. 1-50.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W., 1987, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, v. 55, pp. 251-276.

ESTEVEZ, H. B. B.; BICALHO, L. N., 2013, *Há perspectiva de convergência para os preços de gás natural no mercado internacional?*, Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), Rio de Janeiro, Brasil.

FREY, G.; MANERA, M.; *et al.*, 2009, “Econometric models for oil price forecasting: A critical survey”. In: *CESifo Forum*, v. 1, pp. 29-44.

GOLDBERGER, A. S., 1991, *A Course in Econometrics*. Harvard University Press, Cambridge.

GRANGER, C. W. J., 1969, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, pp. 424-438.

GRANGER, C.; NEWBOLD, P., 1976, “ R^2 and the Transformation of Regression Variables”, *Journal of Econometrics*, v. 4, pp. 205-210.

GUJARATI, D., 2004, *Basic Econometrics*. 4 ed. The McGraw-Hill Companies.

HARTLEY, P. R.; MEDLOCK III, K. B., 2014, “The relationship between crude oil and natural gas prices: The role of the exchange rate”, *The Energy Journal*, v. 35, n. 2, pp. 25-44.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. O que é? – Petróleo Brent e WTI, 2005. Disponível em: http://desafios.ipea.gov.br/index.php?option=com_content&view=article&id=2083:catid=28&Itemid=23>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

LEYKAM, K.; FRAUENDORFER, K., 2008, *Co-integration and volatility in the european natural gas spot markets*, University of St. Gallen, St. Gallen, Switzerland.

MINITAB. Como a assimetria e a curtose afetam sua distribuição, 2016. Disponível em: <http://support.minitab.com/pt-br/minitab/17/topic-library/basic-statistics-and-graphs/summary-statistics/how-skewness-and-kurtosis-affect-your-distribution/>>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

MINITAB. Teste de normalidade, 2016. Disponível em: <<http://support.minitab.com/pt-br/minitab/17/topic-library/basic-statistics-and-graphs/introductory-concepts/normality/test-for-normality/>>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

NICK, S.; THOENES, S., 2014, “What drives natural gas prices?—A structural VAR approach”, *Energy Economics*, v. 45, pp. 517-527.

PANAGIOTIDIS, T.; RUTLEDGE, E., 2007, “Oil and gas markets in the UK: evidence from a cointegrating approach”, *Energy economics*, v. 29, n. 2, pp. 329-347.

PEREIRA, A., DANTAS, A. e COSTA JUNIOR, N. C. A., 2003, “Estimação da volatilidade das principais bolsas da América Latina, Estados Unidos e Japão pela metodologia ARCH e GARCH”. *XXIII Encontro Nacional de Engenharia de Produção*, Ouro Preto, Minas Gerais, Brasil.

PICKUP, M., 2014, *Introduction to time series analysis*. Sage Publications.

PLATTS. Henry Hub: Natural Gas price assessments, 2016. Disponível em: <<http://www.platts.com/price-assessments/natural-gas/uk-nbp>>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

PLATTS. UK NBP: natural gas price assessments, 2016. Disponível em: <<http://www.platts.com/price-assessments/natural-gas/uk-nbp>>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

RESOURCES FOR THE FUTURE. The 2008 Oil Price Shock: Markets or Mayhem?, 2009. Disponível em: <<http://www.rff.org/blog/2009/2008-oil-price-shock-markets-or-mayhem>>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

THE ECONOMIST. Golden scenarios, 2015. Disponível em: <<http://www.economist.com/news/business/21645212-promised-golden-age-gas-arrivingbut-consumers-are-cashing-well-producers>>. Acesso em 20 de novembro de 2016.

U.S. ENERGY INFORMATION ASSOCIATION. Benchmarks play an important role in pricing crude oil, 2014. Disponível em: <<http://www.eia.gov/todayinenergy/detail.php?id=18571>>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

U.S. ENERGY INFORMATION ASSOCIATION. Natural Gas Year-In-Review 2008, 2009. Disponível em: <https://www.eia.gov/pub/oil_gas/natural_gas/feature_articles/2009/ngyir2008/ngyir2008.html>. Acesso em 28 de novembro de 2016.

UNION OF CONCERNED SCIENTISTS. Uses of Natural Gas, 2014. Disponível em: <<http://www.ucsusa.org/clean-energy/coal-and-other-fossil-fuels/uses-of-natural-gas>>. Acesso em 20 de novembro de 2016.

WOOLDRIDGE, J. M., 2015, *Introductory Econometrics: A modern approach*. 4 ed. Nelson Education.

YULE, G. U., 1926, “Why do we sometimes get nonsense-correlations between Time-Series?—a study in sampling and the nature of time-series”, *Journal of the royal statistical society*, v. 89, n. 1, pp. 1-63.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Modelo ARDL para previsão de retornos do gás Henry Hub

Dependent Variable: RETHH

Method: ARDL

Date: 01/01/17 Time: 10:54

Sample (adjusted): 4 437

Included observations: 434 after adjustments

Maximum dependent lags: 12 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (12 lags, automatic): RETWTI

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 156

Selected Model: ARDL(3, 3)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
RETHH(-1)	0.095564	0.047876	1.996092	0.0466
RETHH(-2)	0.008036	0.048073	0.167171	0.8673
RETHH(-3)	-0.128003	0.047662	-2.685654	0.0075
RETWTI	0.264311	0.067426	3.920020	0.0001
RETWTI(-1)	0.120419	0.069004	1.745097	0.0817
RETWTI(-2)	-0.081831	0.069272	-1.181304	0.2381
RETWTI(-3)	-0.098501	0.069692	-1.413375	0.1583
C	-0.002073	0.002965	-0.699078	0.4849
R-squared	0.079302	Mean dependent var	-0.002528	
Adjusted R-squared	0.064173	S.D. dependent var	0.063562	
S.E. of regression	0.061488	Akaike info criterion	-2.721677	
Sum squared resid	1.610629	Schwarz criterion	-2.646597	
Log likelihood	598.6038	Hannan-Quinn criter.	-2.692041	
F-statistic	5.241792	Durbin-Watson stat	1.996596	
Prob(F-statistic)	0.000009			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

APÊNDICE B – Modelo ARDL para previsão de retornos do gás NBP

Dependent Variable: RETNBPBTU

Method: ARDL

Date: 01/01/17 Time: 10:55

Sample (adjusted): 9 437

Included observations: 429 after adjustments

Maximum dependent lags: 12 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (12 lags, automatic): RETBRENT

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 156

Selected Model: ARDL(2, 8)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
RETNBPBTU(-1)	-0.175370	0.048779	-3.595195	0.0004
RETNBPBTU(-2)	-0.172939	0.048867	-3.538997	0.0004
RETBRENT	0.297653	0.098301	3.027979	0.0026
RETBRENT(-1)	0.087695	0.102695	0.853936	0.3936
RETBRENT(-2)	-0.197757	0.099998	-1.977603	0.0486
RETBRENT(-3)	0.032523	0.102158	0.318363	0.7504
RETBRENT(-4)	0.090388	0.101800	0.887901	0.3751
RETBRENT(-5)	-0.018372	0.101585	-0.180850	0.8566
RETBRENT(-6)	-0.299886	0.100684	-2.978482	0.0031
RETBRENT(-7)	0.097239	0.101800	0.955196	0.3400
RETBRENT(-8)	0.162695	0.100867	1.612959	0.1075
C	-0.002126	0.003949	-0.538489	0.5905
R-squared	0.113018	Mean dependent var	-0.002059	
Adjusted R-squared	0.089620	S.D. dependent var	0.085190	
S.E. of regression	0.081284	Akaike info criterion	-2.154174	
Sum squared resid	2.755123	Schwarz criterion	-2.040567	
Log likelihood	474.0703	Hannan-Quinn criter.	-2.109309	
F-statistic	4.830300	Durbin-Watson stat	2.024689	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.