

# Previsão do preço nominal do Petróleo Brent: existe modelo ótimo?

Vinícius Phillipe de Albuquerque \*      Rennan Kertlly de Medeiros †  
Sinézio Fernandes Maia ‡      Cássio da Nóbrega Besarria §

## Área 05: Economia Internacional

### Resumo

O objetivo deste artigo é projetar o preço nominal do petróleo Brent, através de distintos modelos de séries temporais, em diferentes amostras. O desenvolvimento metodológico do estudo ocorre em dois estágios: (1) previsão do preço nominal do petróleo Brent, utilizando diversos modelos de séries temporais, em especial, Vetores Autoregressivos (VAR); (2) Avaliação e comparação da qualidade de previsão dentre os modelos, utilizando o método de Diebold-Mariano. Será utilizado de um conjunto de dados da Organização para Coperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), Agência Internacional de Energia (AIE), Fundo Monetário Internacional (FMI) e Banco Central Norte-americano. O confronto de metodologias mostrou que tanto para a série mais completa, quanto para cortes na mesma, a tese de [Beckers \(2015\)](#), de que os modelos VAR acrescidos de variáveis específicas superam os demais modelos não é consistente para o período pós 2014. Na verdade, a abordagem através de preços futuros revela-se como a melhor.

**Palavras-chaves:** Previsão. Petróleo Brent. VARs.

### Abstract

This paper aims to forecast the nominal Brent crude oil price through different time series models in different samples. The methodological development of the study takes place in two stages: (1) prediction of the nominal Brent oil price, using several time series models, especially Auto-regressive Vectors (VAR); (2) Evaluation and comparison of prediction quality among the models, using the Diebold-Mariano method. It will be used data sets from the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), International Energy Agency (IEA), International Monetary Fund (IMF), Central American Bank. The comparison of methodologies showed that for the complete series, as well as for cuts in the same, the thesis of [Beckers \(2015\)](#), that the VAR models plus specific variables surpass the other models is not consistent for the period after 2014. In fact, the approach through future prices is revealed as the best.

**Key-words:** Forecasting. Brent Crude Oil. VARs.

**Classificação JEL:** C53, Q41, Q43

---

\*Mestrando em Economia Aplicada (PPGE-UFPB).

†Mestrando em Economia Aplicada (PPGE-UFPB).

‡Pós-Doutor em Economia Aplicada (UFRGS). Professor da Pós-Graduação (PPGE-UFPB).

§Doutor em Economia Aplicada (PIMES-UFPE). Professor da Pós-Graduação (PPGE-UFPB).

# 1 Introdução

Há muito tempo os economistas vêm tentando compreender como é formado o preço do petróleo no comércio internacional, por um lado é necessário equacionar os determinantes da oferta e demanda pelo petróleo, e seus consequentes impactos sobre a precificação dessa *commodity*. Por outro lado, existe uma série de choques exógenos, por exemplo, os atípicos movimentos de corte ou elevação da produção realizados pela Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP), que geram quebras estruturais nas séries temporais, tornando ainda mais difícil a análise da mesma.

Dois exemplos de grandes quebras estruturais na série temporal dos preços de petróleo ocorreram recentemente, em momentos distintos. O primeiro foi a forte ascensão dos preços entre 2003 e 2008, saindo de um patamar de algo em torno de US\$ 40,00 para US\$ 140,00, quando foi interrompida pela crise financeira norte-americana. O segundo foi em 2014, quando inesperadamente, o que aparentemente foi um excesso de oferta, dada a produção de petróleo de xisto pelos Estados Unidos, fez com que os preços caíssem bruscamente, chegando a valores inferiores a US\$ 50,00.

Compreender como é formado o preço do petróleo e conseqüentemente, realizar previsões acerca do mesmo é de fundamental importância, dado que essa *commodity* oferece elevado risco macroeconômico à conjuntura de qualquer país, tendo impactos diretos e indiretos sobre diversos setores da atividade econômica. Para se ter uma ideia da relevância que essa variável tem sobre a economia internacional, conforme o *The World Factbook* (2017), somente na economia norte-americana, essa commodity é responsável por 8,2% da pauta de importações, ou seja, aproximadamente US\$ 181 bilhões, o que representa apenas 16,5% do valor total importado em todo o mundo.

Dada a importância dessa *commodity*, são comuns trabalhos que tentam relacionar e quantificar a magnitude do impacto dessa variável sobre os ciclos econômicos. [Lee e Ni \(2002\)](#), por exemplo, apontou o efeito nas oscilações da atividade industrial, dado o aumento do custo dos insumos. Já [Kilian e Park \(2009\)](#) e [Turhan, Hacıhasanoglu e Soytas \(2013\)](#) mostraram a influência exercida sobre o mercado financeiro e suas mais diversas variáveis, como a taxa de câmbio.

Em geral, a literatura econômica tem tratado essa temática a partir de modelos de séries temporais para tentar explicar as flutuações da série de preços do petróleo, tendo [Tularam e Saeed \(2016\)](#) utilizado modelagens univariadas, como processos autoregressivos e de médias móveis. No entanto, ainda mais difundido é o emprego de Vetores Autoregressivos (VAR), nesse sentido ressaltam-se os trabalhos de [Alquist, Kilian e Vigfusson \(2011\)](#) e [Beckers \(2015\)](#), em que apresentam previsões mais precisas e com menor viés que as obtidas por meio de preços futuros, passeio aleatório, etc. Além desses, destaca-se os modelos que levam em consideração as quebras estruturais presentes nas séries, em especial, modelos *Threshold Vector Autoregression* (TVAR).

É nesse sentido que o presente artigo faz previsões acerca do preço nominal do petróleo Brent através de diversos modelos de séries temporais, considerando inclusive cortes para o cenário macroeconômico anterior e posterior a crise financeira norte-americana. Em seguida, compara-se a qualidade das previsões geradas para dentro e fora da amostra e testa-se a tese de [Beckers \(2015\)](#), de que a previsão através de VARs menos parcimoniosos, com diversas variáveis específicas, supera os demais modelos, para um recorte temporal diferente, quando foram reveladas quebras estruturais estatisticamente significantes. Portanto, tenta-se preencher a lacuna existente na literatura incipiente mais recente.

Além desta introdução, o presente trabalho está estruturado em cinco seções. A segunda seção reserva-se à revisão da literatura empírica, e tem como finalidade mostrar algumas evidências sobre previsão de preços do petróleo. A terceira seção apresenta os principais instrumentos metodológicos utilizados para previsão, pareamento e conseqüente comparação com o resultado de outros modelos. A quarta seção é dedicada à apresentação dos resultados e discussões da pesquisa. Por último, a quinta seção destina-se às considerações finais.

## 2 Revisão da literatura empírica

Episódios como os vivenciados durante os choques de petróleo na década de 70 mostraram que a previsão dos preços dessa commodity tem representado um verdadeiro desafio, estando sempre em teste a inclusão ou retirada de novas variáveis explicativas, bem como diversas ferramentas metodológicas, tais como: Processos Autoregressivos (AR); Média Móveis (MA); ARIMA; Vetores Autoregressivos (VAR); modelos da família ARCH; modelos Bayesianos. [Ye, Zyren e Shore \(2002\)](#) fizeram uma grande contribuição para a literatura empírica ao rodar um modelo VAR com a inclusão do estoque de petróleo da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) como uma variável *proxy* para medir distúrbios entre a oferta e demanda por petróleo e, consequentemente, preços. No entanto, esse estudo, assim como outros posteriormente realizados, mostra-se frágil no que concerne a significância dos parâmetros estruturais do modelo preditivo, com o passar do tempo.

Posteriormente, [Hamilton \(2008\)](#) resolveu testar em seu modelo VAR, o efeito da elevação da demanda chinesa e as práticas cartelistas dos países membros da OPEP, por exemplo, a Arábia Saudita, que perceberam a possibilidade de obterem um maior fluxo de renda produzindo um menor montante. Como resultados, o autor confirma que ambos os fatos mostraram forte influência na formação dos preços dessa *commodity*, caracterizando-se como quebras estruturais da série de preços da mesma.

[Breitenfellner et al. \(2009\)](#), além de acrescentar as práticas cartelistas expostas pelo autor supracitado, também tentou relacionar as flutuações dos preços dessa *commodity* a especulação financeira bem mais do que aos determinantes do lado da oferta e demanda pelo produto. No entanto, mesmo utilizando de técnicas bayesianas para modelagem da incerteza, chegou em algumas conclusões similares as supracitadas, como, por exemplo, de que a significância dos fatores endógenos do modelo preditivo varia muito ao longo do tempo.

Visto que o poder preditivo dos modelos de previsão do preço do petróleo ainda não estava bom, [Kilian e Park \(2009\)](#) resolveu fazer um VAR incluindo um índice criado por si próprio, o *Real Economic Activity* (REA), que mede o nível de atividade econômica nos países demandantes de petróleo. Tendo mais tarde [Aastveit, Bjørnland e Thorsrud \(2015\)](#) comprovado a efetividade dessa variável, ao demonstrar que o efeito da demanda das economias emergentes sobre a formação dos preços do petróleo é bastante superior ao das economias desenvolvidas.

No entanto, alguns autores, por exemplo, [Reichsfeld, Roache et al. \(2011\)](#), comprovaram que modelos baseados em futuros tinham um poder preditivo melhor do que as previsões dos modelos de séries temporais univariadas ou dos vetores autoregressivos presentes até então.

Foi no trabalho de [Beckers \(2015\)](#) que se chegou a um modelo, até o presente momento, ótimo para previsão para curto e médio prazo (até 24 meses) do preço *spot* nominal. Esse autor rodou alguns modelos VAR considerando uma série de variáveis, dentre elas: produção de petróleo global, índice de produção industrial, variações no nível do estoque de petróleo da OCDE, inflação, taxa de câmbio, taxa de juros, spread da taxa de juros (diferença da taxa de juros de curto e longo prazo), e comparou sua previsão com a de outros modelos de séries temporais pelo método de pareamento e comparação de Diebold-Mariano. Concluindo que, até então, a sua abordagem havia mostrado-se superior a por preços futuros.

## 3 Aspectos Metodológicos

Conforme mencionado nas seções anteriores, o artigo tem o propósito de confrontar uma série de metodologias distintas com a finalidade de verificar aquela que tem o melhor desempenho para previsão do preço nominal do petróleo. Para isso testa uma série de modelos de séries temporais univariadas (Passeio Aleatório e Modelos Autoregressivos Integrados de Média Móveis) e multivari-

adas (VAR), conforme [Beckers \(2015\)](#). No entanto, o presente trabalho além de estender a análise para os anos de 2015 e 2016 (após a crise de superoferta de petróleo, dada a produção de óleo de xisto pelos Estados Unidos), também efetua uma análise de séries dessazonalizadas através do software X13-ARIMA-SEATS, desenvolvido pelo Escritório de Estatística Norte Americano e Banco da Espanha. Em seguida, parte para uma comparação com a previsão de vários modelos de séries temporais através da análise da raiz quadrada média do erro de previsão (*RMSE*) e pelo teste de Diebold-Mariano.

### 3.1 Modelos Empíricos

Utilizando os métodos propostos anteriormente, o presente trabalho efetua testes e previsões sobre os modelos apresentados na tabela a seguir.

Tabela 1: Modelos de previsão

Modelo	Variáveis
Passeio Aleatório	Preço Spot
AR(p)	Preço Spot
MA(q)	Preço Spot
ARMA(p,d,q)	Preço Spot
VAR A	Preços Spot e Futuro
VAR B	Preço Spot + Produção mundial de petróleo + Índice de Produção Industrial Mundial + Nível estoque de petróleo OCDE
VAR C	Modelo B + Índice para taxas de câmbio
VAR D	Modelo B + Taxas de juros de curto prazo
VAR E	Modelo D + Spread da taxa de juros
VAR F	Modelo B com o Índice de Produção Industrial Mundial desagregado entre países desenvolvidos e emergentes
VAR G	Modelo B com a produção mundial de petróleo desagregada entre países membros ou não da OPEP
VAR H	Modelo B com a produção mundial de petróleo desagregada entre países membros da OPEP, Nórdicos e outros
VAR I	Modelo B, com o Índice de Kilian em substituição ao Índice de Produção Industrial Mundial
VAR J	Modelo B acrescido de Índice de risco-país

Fonte: adaptado de [Beckers \(2015\)](#).

Para os todos os modelos acima especificados são testadas apenas versões com deslocamento (*drift*), o que é condizente com a hipótese da influência do intercepto para captação de oscilações na série de preços nominal do petróleo Brent ([HOTELLING, 1931](#) apud [BECKERS, 2015](#)). A estratégia empírica adotada para identificação e estimação dos VARs segue [Enders \(2004\)](#) e [Lütkepohl \(2005\)](#), passando pelas seguintes etapas: i) avaliação da ordem de integração das variáveis através da realização de testes de raiz unitária, por exemplo, Dickey-Fuller e Phillips-Perron (diferenciar se necessário, tornando as séries estacionárias); ii) identificar a quantidade de defasagens ótimas, dado os critérios de informação; iii) verificar a existência de relações de cointegração através do teste de Johansen (deve ser feito com as séries ainda em nível); iv) caso não haja uma ou mais relações de cointegração, estimar um VAR, caso contrário, proceder para um Vetor de Correção de Erros (VEC); v) efetuar os testes de autocorrelação, heterocedasticidade, normalidade dos resíduos e condições de estabilidade; vi) analisar as funções de resposta a impulsos e a decomposição da variância.

### 3.2 Avaliação da previsão

A avaliação da previsão gerada pelos modelos propostos no presente estudo é feita a partir da comparação do erro quadrático médio das previsões (RMSE) para dentro da amostra. De acordo com

Diebold e Mariano (1995), dois modelos de previsão podem ser comparados desde que seja levado em conta a função de perda dos erros da previsão. Para isso, os autores propõem o teste de Diebold-Mariano, cuja hipótese nula é que os métodos comparados têm igual desempenho na realização da previsão.

Esse teste, de início, recebeu críticas por exigir que todas as autovariâncias, dada certa defasagem  $q$ , fossem iguais a zero. No entanto, mais tarde, Harvey, Leybourne e Newbold (1998) propôs correções para o mesmo em amostras finitas, permitindo a sua realização sem viés. Com isso, foram relaxadas as hipóteses da necessidade de termos de erros gaussianos e serialmente não-correlacionados.

Os erros quadráticos médios da previsão para  $h$ -períodos a frente são obtidos através da seguinte fórmula:

$$RMSE_h = \sqrt{\frac{1}{(T-h)} \sum_{t=1}^{(T-h)} (\hat{y}_{t+h} - y_{t+h})^2} \quad (1)$$

Já o teste de Diebold-Mariano tem o formato:

$$DM_h = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{w}_d/(T-h)}} \quad (2)$$

Onde  $\bar{d} = \frac{1}{(T-h)} \sum_{t=1}^{T-h} [(\hat{u}_{t+h}^B)^2 - (\hat{u}_{t+h}^A)^2]$  e  $\hat{u}_{t+h}^A, \hat{u}_{t+h}^B$  são os erros de previsão do preço nominal do petróleo Brent para  $h$ -períodos a frente e  $\hat{w}_d$  é a matriz de covariância de longo prazo de  $\bar{d}$ , levando em conta a autocorrelação da série.

### 3.3 Fonte e tratamento dos dados

Os dados utilizados no referido estudo tem periodicidade mensal e referem-se ao período entre janeiro de 1995 e março de 2016 (maior compatibilidade das observações entre variáveis). A fonte de coleta de todas as variáveis é apresentada na tabela abaixo.

Tabela 2: Fonte das variáveis

Variável	Fonte
Preço Spot Nominal Petróleo Brent	Quandl
Preço Futuro Nominal Petróleo Brent	Quandl
Produção Mundial de Petróleo	Agência Internacional de Energia (EIA)
Índice de Produção Industrial	Fundo Monetário Internacional (FMI)
Índice de Atividade da Economia (Kilian)	Kilian website
Estoque de Petróleo OCDE	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)
Taxas de câmbio	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)
Taxa de juros de curto prazo EUA	Banco Central Norte Americano
Taxa de juros de longo prazo EUA	Banco Central Norte Americano
Spread taxa de juros EUA	Banco Central Norte Americano
Índice de risco-país	Investing website

Fonte: elaboração própria.

Os modelos executados pelo estudo partem de séries em nível, ou estacionárias (feita a remoção da tendência da mesma, após a detecção de raiz unitária), com dessazonalização realizada através do software X-13 ARIMA Seats. Dada a verificação da hipótese nula de não haver cointegração na realização do teste de Johansen, não são realizados modelos de correção de erro (VECM). Quanto as quebras estruturais verificadas através do teste de Zivot-Andrews, foram realizadas análises para cortes no período de estudo, de modo que, esses passaram a considerar os períodos pós 2011 (recuperação da Grande Recessão) e pós 2014 (Crise de superprodução, dado a produção de petróleo de xisto), respectivamente. No entanto, seria mais adequado a realização de um Vetor Autoregressivo com Limiar (TVAR), podendo ser algo a ser realizado posteriormente. O tratamento e análise dos dados foi realizado pelo R Software, podendo ser disponibilizado o script, mediante solicitação. Já a construção dos índices para taxa de câmbio e risco-país é apresentada no apêndice do trabalho.

## 4 Resultados e discussões

Esta seção tem como objetivo expor a forma como foi efetuada a análise e tratamento dos dados, bem como os resultados provenientes do estudo. Nesse sentido, a subseção 4.1 apresenta as séries temporais utilizadas no trabalho, bem como alguns fatos estilizados das mesmas apresentados por alguns autores, culminando em uma breve análise e contextualização do cenário externo em que o petróleo é precificado. Na subseção 4.2 pode ser encontrada a forma como foram efetuados os tratamentos das variáveis, incluindo testes estatísticos, por exemplo, de raiz unitária. Na subseção 4.3 é apresentada a avaliação da qualidade das previsões para dentro e fora da amostra. Por fim, a subseção 4.4 apresenta uma análise da série em cortes.

### 4.1 A série de preços nominais do Petróleo Brent e os seus determinantes

A análise das variáveis da pesquisa se inicia com a verificação dos gráficos da série temporal de preços nominais do Petróleo Brent, contendo 255 observações, conforme apresentado pela figura abaixo.

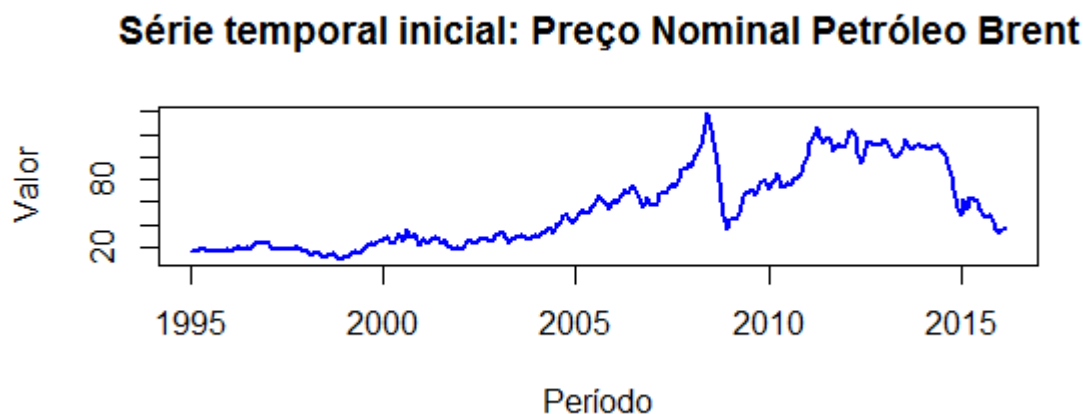


Figura 1: Série temporal: Preços nominais do petróleo Brent

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Conforme se pode perceber, ao longo de período de janeiro de 1995 até março de 2016 a série de preços nominais do petróleo Brent oscilou bastante, tendo passado por uma forte alta entre os anos de 2003 e 2008, saindo de um patamar de algo em torno de US\$ 40,00 para US\$ 140,00, quando foi interrompida pela crise financeira norte americana. Pode-se perceber também que em



2014, inesperadamente, os preços caíram abruptamente chegando a valores inferiores a US\$ 50,00, o que segundo autores como [Baumeister e Kilian \(2016\)](#) pode ser explicado por fatores como a desaceleração da atividade econômica mundial e pelo excesso de oferta do petróleo, dada a produção do petróleo de xisto, pelos Estados Unidos.

Os valores mínimo e máximo para o preço do petróleo foram de US\$ 9,91 e US\$ 138,40, respectivamente. A série tem média de US\$ 54,41 e desvio padrão de US\$ 35,35, o que acarreta um coeficiente de variação de 64,97%, de modo que, a média não é uma medida representativa. De acordo com as medidas de assimetria e curtose, a série tem distribuição assimétrica a direita e forma platicúrtica. Podendo ser percebido pela análise da figura 2.

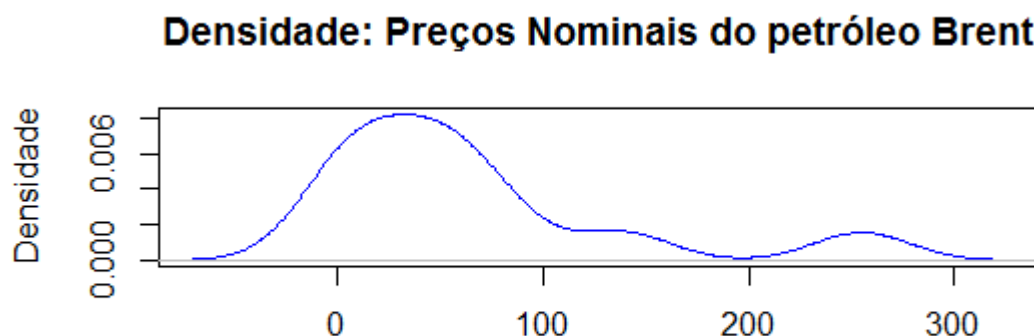


Figura 2: Gráfico de densidade: Preços nominais do petróleo Brent  
Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Quanto as variáveis explicativas da formação de preços nominais do petróleo Brent, temos:

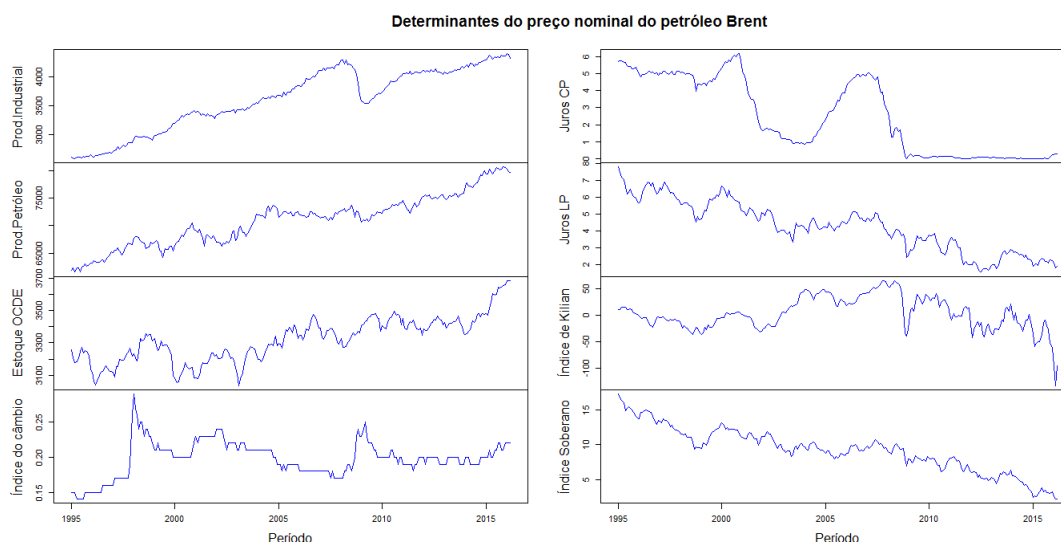


Figura 3: Determinantes do preço nominal do petróleo Brent  
Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: aqui só são apresentadas os gráficos das trajetórias temporais das principais séries.

Conforme se pode perceber, todas as séries sofreram inflexão após a crise econômica mundial, devendo esse fato ser analisado cautelosamente, também é importante frisar que pela análise gráfica

já se tem indícios de séries tendenciosas, reforçando a necessidade de verificar a existência de raízes unitárias. Outro ponto que se pode destacar é a mudança no comportamento das taxas de juros de curto e longo prazo americanas, que após 2008, reduziram-se consideravelmente, com intuito de reaquecer a economia, tendo comportamento similar ocorrido mundialmente.

## 4.2 Análise e tratamento das variáveis

A análise e tratamento das variáveis inicia-se através da detecção de sazonalidade nas séries, pois conforme [Ferreira et al. \(2016\)](#), descarta efeitos repetitivos, em determinados períodos de tempo, permitindo saber qual é a real oscilação da variável e, conseqüentemente, assegurando uma previsão de maior qualidade. Para isso será utilizado o teste QS, do software X13 ARIMA SEATS, cuja hipótese nula é de não haver sazonalidade, conforme apresentado na tabela 03.

Tabela 3: Teste QS: Sazonalidade

Variável	P-Valor				
	qsori	qsorievadj	qsrsl	qssadj	qssadjevadj
Preço Spot	0,87	0,02	0,88	0,87	0,02
Preço Futuro	0,98	0,04	0,99	0,98	0,04
Produção mundial de petróleo	0	0	1	1	1
Índice de produção industrial	1	1	1	1	1
Estoque de petróleo OCDE	0	0	0,98	1	1
Índice do câmbio	1	1	1	1	1
Taxa de juros de curto prazo EUA	0,05	0	1	1	1
Spread da taxa de juros EUA	1	1	1	1	1
Produção de petróleo OPEP	0	0,12	0,11	0	0,12
Produção de petróleo Não-OPEP	0	0	1	1	1
Produção de petróleo mar do norte	0	0	1	1	1
Produção de petróleo independente	0,55	0,69	1	1	1
Índice de produção industrial (avançados)	1	1	0,99	1	1
Índice de produção industrial (emergentes)	0,9	0,79	0,44	0,9	0,79
Índice de Kilian	0	0	1	1	1

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: a saída do R software não disponibiliza os valores críticos e calculados, os p-valores obtidos partem de uma aproximação por simulação de uma distribuição qui-quadrado, com dois graus de liberdade. Para maiores detalhes, ver [Bureau \(2016\)](#).

De acordo com o teste QS, pode-se perceber que todas as séries de produção de petróleo, com exceção da produção independente apresentam sazonalidade, também possuem sazonalidade as séries de estoque de petróleo OCDE e o índice de Kilian, sendo as mesmas corrigidas através do software X13 ARIMA SEATS.

Em seguida, prossegue-se para verificação de estacionariedade das séries temporais através do teste de raiz unitária (Dickey-Fuller Ampliado), apresentado na tabela a seguir.



Tabela 4: Teste de raiz unitária: ADF

Variável	P-Valor	
	Em nível	1º Diferença
Preço Spot	0,82	0,01
Preço Futuro	0,75	0,04
Produção mundial de petróleo	0,08	0,01
Índice de produção industrial	0,39	0,01
Estoque de petróleo OCDE	0,18	0,01
Índice do câmbio	0,08	0,01
Taxa de juros de curto prazo EUA	0,13	0,04
Spread da taxa de juros EUA	0,30	0,01
Produção de petróleo OPEP	0,07	0,01
Produção de petróleo Não-OPEP	0,80	0,01
Produção de petróleo mar do norte	0,81	0,01
Produção de petróleo independente	0,51	0,01
Índice de produção industrial (avançados)	0,37	0,01
Índice de produção industrial (emergentes)	0,45	0,01
Índice de Kilian	0,91	0,01

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: com exceção das séries de índices, juros e estoque de petróleo, todas as demais foram logaritmizadas. As estatísticas críticas não são disponibilizadas na saída do R Software, conforme [Trapletti, Hornik e LeBaron \(2017\)](#), os p-valores são interpolados a partir da tabela 4.2, p.103 de Banerjee et al.

Constata-se que todas as séries apresentam um comportamento explosivo, tornando estacionárias em primeira diferença (o p-valor apresentado na tabela ilustra se aceita-se ou não a hipótese nula de haver raiz unitária). Com o intuito de verificar se não há alguma influência de quebra estrutural sobre a série, recorre-se ao teste de Zivot-Andrews, conforme tabela abaixo apresentada.

Tabela 5: Teste de quebra estrutural: Zivot Andrews

Variável	Potencial Quebra	t calculado	t crítico
Preço Spot	Maió/2013	-3,60	-4,82
Preço Futuro	Junho/2012	-3,32	-4,82
Produção mundial de petróleo	Julho/2008	-4,69	-4,82
Índice de produção industrial	Julho/2008	-5,39	-4,82
Estoque de petróleo OCDE	Setembro/2013	-3,92	-4,82
Índice do câmbio	Outubro/1997	-4,15	-4,82
Taxa de juros de curto prazo EUA	Novembro/2000	-2,27	-4,82
Spread da taxa de juros EUA	Maió/2004	-2,89	-4,82
Produção de petróleo OPEP	Julho/2003	-4,54	-4,82
Produção de petróleo Não-OPEP	Novembro/2004	-4,71	-4,82
Produção de petróleo mar do norte	Dezembro/2004	-5,18	-4,82
Produção de petróleo independente	Abril/2007	-4,77	-4,82
Índice de produção industrial (avançados)	Agosto/2008	-4,58	-4,82
Índice de produção industrial (emergentes)	Junho/2008	-5,42	-4,82
Índice de Kilian	Maió/2006	-3,64	-4,82

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa

Nota técnica: com excessão das séries de índices, juros e estoque de petróleo, todas as demais foram logaritmizadas

Pelo teste de Zivot-Andrews sobre a série completa (255 observações) somente foram significativas ( $t$  calculado  $>$   $t$  crítico) as quebras estruturais de dezembro de 2004 e junho de 2008, sendo essa última quebra decorrente da crise financeira norte americana. Com isso, a análise para série em corte ocorrerá para o período pós 2011, quando já há indícios de recuperação da crise.

Em seguida, parte-se para a definição do número de defasagens ótimas de cada modelo, para isso será utilizado o critério de informação de Akaike com correção para amostras finitas (AICc), de modo que o menor AICc verificado implicará na quantidade de defasagens ideal. A tabela abaixo apresenta o número de defasagens ótimo e respectivo AICc encontrado para cada modelo.

Tabela 6: Teste de defasagem - AICc

Modelo	Defasagens (ótima)	AICc
Passeio aleatório	Não se aplica	-409,17
AR (p)	1	-407,21
MA (q)	1	-407,19
ARIMA (p,d,q)	4,1,4	-415,34
VAR A	7	-11,91
VAR B	3	-17,89
VAR C	3	-27,55
VAR D	3	-21,53
VAR E	3	-24,62
VAR F	3	-26,95
VAR G	3	-26,26
VAR H	3	-36,82
VAR I	2	-4,24
VAR J	2	-19,67

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Conforme apresentado na tabela 06, percebe-se que para os modelos AR e MA, a quantidade de defasagens ideal é uma. Quanto ao modelo Autoregressivo Integrado de Média Móveis, tem-se que o ideal é o ARIMA (4,1,4). Para os modelos de vetores autoregressivos, a quantidade ótima de defasagens varia entre 2,3 e 7.

Com o intuito de verificar a existência de relações equilíbrio de longo prazo não espúria nos modelos A a J, e saber se será necessário um vetor de correção de erros, é realizado o Teste de Johansen, conforme tabela 07.

Tabela 7: Teste de cointegração - Johansen

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
<b>Estatística</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>	<b>r=0</b>
$\lambda_{\text{máximo}}$ (calculado)	14,79	29,85	30,21	36,76	39,5	31,86	37,26	42,61	24,36	36,25
$\lambda_{\text{máximo}}$ (crítico a 1%)	19,19	32,14	38,78	38,78	44,59	38,78	38,78	44,59	32,14	38,78
$\lambda_{\text{traço}}$ (calculado)	17,74	46,19	62,5	65,45	99,15	72,57	71,52	101,82	43,75	76,57
$\lambda_{\text{traço}}$ (crítico a 1%)	23,52	55,43	78,87	78,87	104,20	78,87	78,87	104,2	55,43	78,87

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa

Como se pode perceber nos resultados do teste de cointegração de Johansen, a hipótese nula de não haver cointegração não pode ser rejeitada para nenhuma série, ao nível de significância de 1%, tanto para o teste máximo, quanto para o teste traço (valores calculado inferiores aos valores críticos). Logo, procedemos para estimação dos modelos e testes de autocorrelação, heterocedasticidade, normalidade dos resíduos, como mostrado na tabela 08.

Tabela 8: Testes sobre os modelos estimados

	<b>Portmanteau</b> <b>(autocorrelação)</b>	<b>Arch</b> <b>(heterocedasticidade)</b>	<b>Jarque-Bera</b> <b>(normalidade)</b>
<b>Modelo</b>	<b>P-valor</b>	<b>P-valor</b>	<b>P-valor</b>
Passeio aleatório	0,22	0,78	0
AR(p)	0,89	0,40	0
MA(q)	0,99	0,29	0
ARIMA(p,d,q)	0,95	0,30	0
VAR A	0,12	0,17	0
VAR B	0,17	0,08	0
VAR C	0,06	1	0
VAR D	0,22	1	0
VAR E	0,07	1	0
VAR F	0,06	1	0
VAR G	0,05	1	0
VAR H	0,06	1	0
VAR I	0,12	0,18	0

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: para os modelos univariados é realizado o teste de Box-Pierce e White para detecção de autocorrelação e heterocedasticidade, respectivamente.

Conforme é elucidado pela tabela 08, todos os modelos passam nos testes de autocorrelação e heterocedasticidade, ou seja, os resíduos são não correlacionados entre si e tem variância constante. Logo, tem-se que os modelos estimados são consistentes. Feito isso, procede-se para verificação das previsões para dentro e para fora da amostra<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> As análises da função de resposta a impulsos e decomposição da variância de cada modelo VAR não são aqui

### 4.3 Avaliação das previsões

Com o intuito de analisar a qualidade da previsão de cada modelo estimado, a tabela abaixo apresenta as principais medidas de acurácia (Raíz Quadrada do Erro Médio) encontradas para os mesmos para dentro da amostra.

Tabela 9: Comparativo das medidas de acurácia dos modelos

Modelo	Raíz Quadrada do Erro Médio (RMSE)
Passeio aleatório	0,1071
AR(1)	0,1066
MA(1)	0,1070
ARIMA(4,1,4)	0,1009
VAR A	0,1035
VAR B	0,1041
VAR C	0,1024
VAR D	0,1025
VAR E	0,1018
VAR F	0,1035
VAR G	0,1016
VAR H	0,1007
VAR I	0,1051
VAR J	0,1037

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Conforme se pode perceber pelas medidas de acurácia acima apresentadas, a modelagem VAR supera em qualidade de previsão os modelos univariados, com excessão do ARIMA (4,1,4). A melhor previsão para dentro da amostra foi do modelo VAR H, cuja produção de petróleo foi desagregada pelo origem do produto (OPEP, Mar do Norte ou produção independente). No entanto, no que concerne a análise para fora da amostra, o melhor modelo para previsão em até dois períodos foi o VAR A, em seguida, o modelo mais preciso foi o AR(1), conforme apresentado pela tabela abaixo.

Tabela 10: Raíz Quadrada do Erro Médio para fora da amostra (10 períodos)

Modelo	Horizonte de previsão (meses)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Passeio aleatório	0.192	0.326	0.405	0.390	0.453	0.510	0.541	0.586	0.679	0.759
AR(1)	0.171	0.282	<b>0.332</b>	<b>0.284</b>	<b>0.311</b>	<b>0.329</b>	<b>0.320</b>	<b>0.319</b>	<b>0.362</b>	<b>0.390</b>
MA(1)	0.192	0.326	0.405	0.389	0.452	0.509	0.543	0.587	0.679	0.758
ARIMA(4,1,4)	0.206	0.356	0.452	0.446	0.511	0.566	0.603	0.644	0.735	0.818
VAR A	<b>0.160</b>	<b>0.278</b>	0.353	0.321	0.377	0.425	0.467	0.523	0.628	0.723
VAR B	0.189	0.339	0.436	0.440	0.524	0.603	0.670	0.736	0.851	0.955
VAR C	0.193	0.345	0.441	0.445	0.530	0.609	0.676	0.742	0.857	0.963
VAR D	0.199	0.338	0.434	0.436	0.518	0.598	0.654	0.723	0.840	0.938
VAR E	0.190	0.355	0.458	0.464	0.551	0.632	0.691	0.763	0.882	0.991
VAR F	0.170	0.316	0.409	0.410	0.492	0.568	0.623	0.690	0.805	0.909
VAR G	0.192	0.355	0.464	0.477	0.570	0.657	0.721	0.797	0.920	1.032
VAR H	0.204	0.373	0.484	0.500	0.594	0.683	0.748	0.826	0.951	1.064
VAR I	0.165	0.279	0.349	0.335	0.403	0.466	0.508	0.562	0.666	0.760
VAR J	0.192	0.320	0.405	0.413	0.487	0.557	0.611	0.672	0.762	0.844

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: as células em negrito apresentam os melhores resultados para cada horizonte de previsão.

apresentadas por falta de espaço. No entanto, foram verificadas com o intuito de se encontrar o efeito de uma variável sobre a composição das demais, ao longo do tempo, e também checar se não há algum erro de especificação nos modelos propostos aqui ou por outros autores

Quanto ao teste de Diebold-Mariano, tem-se os resultados para comparação entre os modelos apresentados na tabela 11.

Tabela 11: Comparativo entre modelos: teste de Diebold-Mariano

MODELO	Passeio aleatório	AR(1)	MA(1)	ARIMA (4,1,4)	A	B
Passeio aleatório	-	0,27	0,47	0	0,17	1
AR(1)	0,73	-	0,72	0	0,18	1
MA(1)	0,53	0,28	-	0	0,17	1
ARIMA (4,1,4)	1	1	1	-	0,42	1
A	0,83	0,82	0,83	0,58	-	1
B	0	0	0	0	0	-

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: cada valor representa a probabilidade que um modelo apresenta de gerar uma previsão melhor do que o outro. O modelo A representa a abordagem por preços futuros e o modelo B é o benchmark para os demais modelos VAR.

Conforme se pode visualizar na tabela acima, pelo teste de Diebold-Mariano, o modelo A (VAR baseado em preços futuros) apresentou-se como o melhor para previsão e para série completa (janeiro de 1995 a março de 2016). Em seguida, está o modelo univariado ARIMA(4,1,4). Os demais modelos, incluindo os vetores autoregressivos ficaram para trás no que concerne a acurácia da previsão.

#### 4.4 Análise para cortes na amostra

Considerando a quebra estrutural apresentada no teste de Zivot-Andrews (tabela 05), que de fato, foi a crise econômica norte-americana, são feitos um corte na amostra para o período pós 2011 – em que autores como Reinhart e Rogoff (2014) e Blundell-Wignall (2008) afirmam que já há bons sinais de recuperação da crise do *subprime* nas principais economias do mundo – e para o período pós 2014 – que conforme Kilian (2016), houve um forte declínio dos preços do petróleo, dado excesso de oferta causado pela produção do petróleo de xisto, pelos Estados Unidos da América (essa quebra estrutural também foi detectada ao se realizar o teste de Zivot Andrews para a subamostra pós 2011). São testados todos os modelos de previsão, (para VAR, além do modelo de preços futuros, testa-se o tipo B como benchmark) e faz-se um comparativo de acurácia (RMSE) para dentro da amostra, entre os diferentes conjuntos de dados.

Tabela 12: Comparativo de acurácia (RMSE) para série completa e cortes

Modelo	Série Completa: 1995-2016	Primeiro Corte: 2011-2016	Segundo Corte: 2014-2016
Passeio Aleatório	0,1071	0,0855	0,1059
AR(1)	0,1066	0,0849	0,0966
MA(q)*	0,1070	0,0825	0,1059
ARIMA(p,d,q)*	<b>0,1009</b>	0,1059	0,1059
VAR A	0,1035	<b>0,0642</b>	<b>0,0642</b>
VAR B	0,1041	0,1211	0,0920

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: o número de defasagens ótimo e a ordem (p,d,q) variou entre as séries completa e em cortes para os modelos de médias móveis e ARIMA. As células em negrito representam o melhor RMSE para cada conjunto de dados.

Pelo exposto na tabela acima, no que concerne a previsão para dentro da amostra, pode-se perceber que para a série completa o melhor modelo é o ARIMA. No entanto, para cortes na série, dadas as quebras estruturais verificadas, a modelagem de VAR através de preços futuros se destacou na qualidade de previsão.

Em seguida, prosseguiu-se para o comparativo da medida de acurácia (RMSE) das previsões para fora da amostra, em um horizonte de dez períodos (meses). Conforme apresentado pela tabela abaixo.

Tabela 13: Comparativo Acurácia (RMSE) para fora da amostra

1 Corte: 2011-2016										
Modelo	Horizonte de previsão (meses)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Passeio aleatório	0.207	0.359	0.457	0.465	0.553	0.638	0.714	0.784	0.905	1.015
AR(1)	0.197	0.336	0.422	0.415	0.488	0.556	0.603	0.662	0.769	0.865
MA(q)*	0.184	0.309	0.386	0.371	0.434	0.490	0.522	0.566	0.656	0.735
ARIMA(p,d,q)*	0.205	0.355	0.452	0.459	0.546	0.630	0.692	0.759	0.884	0.997
VAR A	0.195	0.307	<b>0.370</b>	<b>0.350</b>	<b>0.397</b>	<b>0.447</b>	<b>0.472</b>	<b>0.524</b>	<b>0.626</b>	<b>0.719</b>
VAR B	<b>0.112</b>	<b>0.283</b>	0.413	0.436	0.550	0.666	0.758	0.869	1.033	1.187
2 Corte: 2014-2016										
Modelo	Horizonte de previsão (meses)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Passeio aleatório	0.23	0.40	0.52	0.56	0.68	0.79	0.89	1.00	1.16	1.31
AR(1)	0.16	0.32	0.43	0.46	0.57	0.68	0.77	0.87	1.03	1.18
MA(q)*	<b>0.15</b>	<b>0.28</b>	0.38	0.40	0.50	0.59	0.68	0.77	0.92	1.05
ARIMA(p,d,q)*	<b>0.15</b>	0.29	0.38	0.40	0.50	0.60	0.68	0.77	0.92	1.05
VAR A	0.16	<b>0.28</b>	<b>0.35</b>	<b>0.32</b>	<b>0.38</b>	<b>0.43</b>	<b>0.47</b>	<b>0.52</b>	<b>0.63</b>	<b>0.72</b>
VAR B	0.24	0.39	0.47	0.51	0.62	0.72	0.82	0.93	1.08	1.23

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota técnica: as células em negrito apresentam as melhores previsões para cada horizonte temporal.

De acordo com o exposto na tabela acima, tem-se que mesmo para cortes na amostra, a modelagem por VAR utilizando a série de preços *spot* e preços futuros supera os demais modelos, no que concerne a qualidade da previsão (menor RMSE) para fora da amostra, esse resultado está de acordo com o que afirma alguns autores, como, por exemplo, [Reichsfeld, Roache et al. \(2011\)](#).

## 5 Considerações Finais

Este trabalho analisou a qualidade das previsões (para dentro e para fora da amostra) dos preços nominais do petróleo Brent através de diversos modelos de séries temporais, utilizando de dados do período entre janeiro de 1995 e março de 2016. Com isso pretendeu verificar a tese de [Beckers \(2015\)](#) – de que a abordagem através de vetores autoregressivos utilizando de variáveis macroeconômicas fosse mais precisa que os demais métodos – se mantinha para o período pós 2014, quando ocorreu o excesso de oferta de petróleo, dada a produção de petróleo de xisto pelos Estados Unidos, levando a uma queda no nível dos preços.

Para a tarefa proposta, diferenciou-se ao utilizar de séries cuja tendência e sazonalidade foram extraídas, sendo essa última através do software X-13 ARIMA SEATS, desenvolvido em 2015 pela Agência de Estatística Norte-Americana, em conjunto com o Banco da Espanha.

Como resultados, mostra-se que a tese de [Beckers \(2015\)](#) não se mostra válida para o período pós 2014, sendo a abordagem por vetores autoregressivos baseados na série de preços futuros mais adequada, dada sua previsão mais precisa (menor RMSE), o que é conjuntamente validado pelos

testes comparativos de previsões de Diebold-Mariano. Esse resultado foi testado para a série completa (janeiro de 1995 a março de 2016) e para cortes nas séries (janeiro de 2011 a março de 2016 e janeiro de 2014 a março de 2016), em previsões para dentro e para fora da amostra, mantendo-se. Essa informação já era parcialmente esperada, pois vários autores anteriores, por exemplo, [Reichsfeld, Roache et al. \(2011\)](#), chegaram a mesma conclusão. Isso talvez possa ser explicado pelo fato de que as previsões para preços futuros são geralmente realizadas através de técnicas de ??), em que softwares monitoram constantemente a mudança nas variáveis explicativas do modelo utilizado. No entanto, isso é um fato que merece ser aprofundado o estudo em posteriores trabalhos.

Um outro fato verificado é que a existência de quebras estruturais nas séries, principalmente na de preço *spot* nominal, faz com que as análises percam a qualidade de previsão, o que faz com que, constantemente, alguns autores venham a constestar a validade do método para diferentes recortes de tempo, sendo uma sugestão para trabalhos posteriores a adoção de um vetor autoregressivo com limiar (*Threshold Autoregressive Vector, TVAR*), com o intuito de considerar essas mudanças de nível e quebra estrutural nos dados.

## Referências

AASTVEIT, K. A.; BJØRNLAND, H. C.; THORSRUD, L. A. What drives oil prices? emerging versus developed economies. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 30, n. 7, p. 1013–1028, 2015.

ALQUIST, R.; KILIAN, L.; VIGFUSSON, R. Forecasting the price of oil. *Available at SSRN 1911194*, 2011.

BAUMEISTER, C.; KILIAN, L. Understanding the decline in the price of oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 3, n. 1, p. 131–158, 2016.

BECKERS, B. *Forecasting the Nominal Brent Oil Price with VARs—One Model Fits All?* [S.l.]: International Monetary Fund, 2015.

BLUNDELL-WIGNALL, A. The subprime crisis. *OECD Journal: Financial Market Trends*, Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD), v. 2008, n. 1, p. 29–53, 2008.

BREITENFELLNER, A. et al. Determinants of crude oil prices: Supply, demand, cartel or speculation? *Monet Policy Econ Q*, v. 4, p. 111–136, 2009.

BUREAU, U. C. *X-13 ARIMA-SEATS Reference Manual*. 2016. Disponível em: <<https://www.census.gov/ts/x13as/docX13AS.pdf>>. Acesso em: fev. 2017.

DIEBOLD, F. X.; MARIANO, R. S. Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & economic statistics*, American Statistical Association, v. 13, n. 3, p. 253–263, 1995.

ECONOMY: United States. World Factbook, Central Intelligence Agency. Disponível em: <<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/us.html>>. Acesso em: fev. 2017.

EIA. Disponível em: <[http://www.eia.gov/beta/international/data/browser/#/?pa=0000000000000000000000000000000004&f=M&c=ruvvvvfvtnvnlurvvvvfvvvvvfvvvvou20evvvvvvvvvnvuvvo&ct=0&tl\\_id=5-M&vs=INTL](http://www.eia.gov/beta/international/data/browser/#/?pa=0000000000000000000000000000000004&f=M&c=ruvvvvfvtnvnlurvvvvfvvvvvfvvvvou20evvvvvvvvvnvuvvo&ct=0&tl_id=5-M&vs=INTL)>.



5-5-AFG-MBBL.M&ord=SA&cy=200912&vo=0&v=T&start=199501&end=201603>. Acesso em: jan. 2016.

ENDERS, W. Applied econometric time series, by walter. *Technometrics*, v. 46, n. 2, p. 264, 2004.

FED. Disponível em: <<https://www.federalreserve.gov/econresdata/default.htm>>. Acesso em: jan. 2016.

FERREIRA, P. C. et al. Análise de séries temporais em r. 2016.

FMI. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/country.htm>>. Acesso em: jan. 2016.

HAMILTON, J. D. *Understanding Crude Oil Prices*. [S.l.], 2008. (Working Paper Series, 14492). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14492>>.

HARVEY, D. S.; LEYBOURNE, S. J.; NEWBOLD, P. Tests for forecast encompassing. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis Group, v. 16, n. 2, p. 254–259, 1998.

HOTELLING, H. The economics of exhaustible resources. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 39, n. 2, p. 137–175, 1931.

INVESTING Website. Disponível em: <<https://www.investing.com/rates-bonds>>. Acesso em: jan. 2016.

KILIAN, L. The impact of the shale oil revolution on us oil and gasoline prices. *Review of Environmental Economics and Policy*, Oxford University Press, v. 10, n. 2, p. 185–205, 2016.

KILIAN, L.; PARK, C. The impact of oil price shocks on the us stock market. *International Economic Review*, Wiley Online Library, v. 50, n. 4, p. 1267–1287, 2009.

KILIAN Website. Disponível em: <<http://www-personal.umich.edu/~lkilian/>>. Acesso em: jan. 2016.

LEE, K.; NI, S. On the dynamic effects of oil price shocks: a study using industry level data. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 49, n. 4, p. 823–852, 2002.

LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2005.

ORGANIZAÇÃO para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Disponível em: <<https://data.oecd.org.htm>>. Acesso em: jan. 2016.

QUANDL. Disponível em: <<https://www.quandl.com/collections/markets/crude-oil>>. Acesso em: jan. 2016.

REICHSFELD, D. A.; ROACHE, S. K. et al. *Do commodity futures help forecast spot prices?* [S.l.]: International monetary fund (IMF), 2011.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Recovery from financial crises: evidence from 100 episodes. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 104, n. 5, p. 50–55, 2014.

TRAPLETTI, A.; HORNIK, K.; LEBARON, B. *Package ‘tseries’*. 2017. Disponível em: <<https://cran.r-project.org/web/packages/tseries/tseries.pdf>>. Acesso em: fev. 2017.

TULARAM, G. A.; SAEED, T. Oil-price forecasting based on various univariate time-series models. *American Journal of Operations Research*, Scientific Research Publishing, v. 6, n. 03, p. 226, 2016.

TURHAN, I.; HACIHASANOGLU, E.; SOYTAS, U. Oil prices and emerging market exchange rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, Taylor & Francis, v. 49, n. sup1, p. 21–36, 2013.

YE, M.; ZYREN, J.; SHORE, J. Forecasting crude oil spot price using oecd petroleum inventory levels. *International Advances in Economic Research*, Springer, v. 8, n. 4, p. 324–333, 2002.