

## UM INVESTIGAÇÃO SOBRE A IMPORTÂNCIA DOS CONTRATOS FUTUROS NA FORMAÇÃO DE PREÇOS À VISTA DO PETRÓLEO BRUTO

**Erick Meira de Oliveira**

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

[erickmeira@poli.ufrj.br](mailto:erickmeira@poli.ufrj.br)

**André Assis de Salles**

Universidade Federal do Rio de Janeiro

[aadesalles@gmail.com](mailto:aadesalles@gmail.com)

### RESUMO

O propósito deste trabalho é verificar a importância dos contratos futuros na formação do preço à vista dos principais tipos de petróleo comercializados no mercado internacional. Inicialmente são testadas as hipóteses de cointegração e a causalidade, através de métodos econométricos apropriados. Após esses testes, foram estimados modelos de defasagens distribuídas visando explicar e prever o comportamento do preço à vista através dos preços futuros. Os resultados fornecem evidências do poder preditivo de determinados contratos negociados em épocas bem específicas, tendo como referência seu prazo de expiração no momento da transação. Foram incluídas na análise cotações diárias dos preços do petróleo bruto tipo Brent e WTI, em dólares por Barril, no mercado spot e nos 4 primeiros contratos futuros correspondentes. O período estudado compreende o intervalo entre junho de 2009 e março de 2013. WTI.

**PALAVRAS CHAVE.** Cointegração. Causalidade. Mercado de Petróleo Bruto.

**ÁREA PRINCIPAL:** Estatística. Gestão Financeira. PO na Área de Petróleo e Gás.

### ABSTRACT

This paper aims to examine the role that future contracts play on oil spot price formation. Firstly, the cointegration and causality hypothesis are tested, using appropriate econometric techniques. On verification, several distributed lag models are estimated in order to forecast spot price behavior, taking into account current information on the future price. The results provide evidence of strong predictive power of certain short-term future contracts, using as reference the corresponding expiry date at the time of the transaction. All data have been obtained from daily quotations of the Brent and WTI crude oil prices, in US\$ per barrel, in the spot market and their four nearest future contracts. The time period spanned by the analysis ranges from June 2009 to March 2013.

**KEYWORDS.** Cointegration. Causality. Crude Oil Market.

**MAIN AREA:** Statistics. Gestão Financeira. OR in Gas and Petroleum.

## 1. Introdução

Os mercados futuros servem hoje a diversos propósitos. O primeiro e mais relevante é prover um mecanismo de gerenciamento de riscos financeiros, permitindo que esses possam ser transferidos de agentes de mercado que desejam evitá-los para especuladores que estejam dispostos a assumi-los. Há também os arbitradores que se valem de ineficiências do mercado, operando simultaneamente em mais de um mercado, aproveitando as diferenças de preços para obter lucros com o mínimo de risco. As informações correntes sobre o preço futuro, em mercados informacionalmente eficientes, podem constituir também bons indicadores para previsão de preços em diversos setores da economia. Neste contexto, a hipótese de eficiência do mercado é certamente uma das proposições mais debatidas entre as partes interessadas, por assumir que os preços futuros correntes são preditores não viesados dos preços do mercado à vista.

A literatura que investiga a relação dos mercados à vista e de futuros é vasta. Um dos trabalhos pioneiros foi o de Bigman *et al.* (1983), que utilizando análise de regressão para testar a eficiência dos mercados de trigo e soja conclui que os preços futuros não são variáveis explicativas significantes para explicar o preço *spot*, o que não permite a aceitação da hipótese de eficiência de mercado. Entretanto, esses resultados foram posteriormente contestados por Marbely (1985), que afirmava que os mesmos eram baseados no teste F e, portanto, inválidos quando os preços são não-estacionários. Com o desenvolvimento da teoria da cointegração por Engle e Granger (1987) e posteriormente por Granger e Hallman (1991), que teve como trabalho seminal a pesquisa apresentada por Granger (1981), forneceu uma nova técnica para se testar eficiência de mercado. A partir desse trabalho, diversos autores investigaram a eficiência dos mercados futuros encontrando resultados que indicaram a não rejeição da hipótese de eficiência de mercado. Uma crítica da abordagem proposta por Engle e Granger (1987) era a possibilidade de ocorrência de fracas inferências para os parâmetros envolvidos na regressão, os quais são os pontos centrais dos testes de eficiência. Dado isso, Johansen e Juselius (1990) apresentaram procedimentos alternativos para testar a cointegração. Tais procedimentos são baseados no modelo vetorial autoregressivo (VAR), permitindo uma possível interação na determinação de preços *spot* e futuro. Apesar da grande produção de trabalhos voltados para o tema, muitos se limitaram a investigar a existência de cointegração entre os preços negociados à vista e os referentes ao primeiro contrato futuro de ativos financeiros e de *commodities*, verificando a existência ou não de eficiência em determinado mercado. Alguns trabalhos se estendem um pouco mais e, também, testam as relações causais entre os preços futuro e à vista, encontrando resultados que muitas vezes apenas reafirmam o que é esperado no curto prazo. Contudo, deve-se observar que muitos mercados vêm se desenvolvendo rapidamente e são dotados hoje de um imenso horizonte de opções de futuros. Muitas vezes a informação corrente sobre o futuro pode não ser consistente, em especial quando são levadas em consideração datas muito afastadas do momento presente. Um exemplo inegável desta situação é o extremamente volátil mercado internacional de petróleo, cuja emergência de contratos futuros para a *commodity* e seus derivados se deu a partir dos anos 80, motivada pelas fortes flutuações de preços, taxas de câmbio e taxas de juros. Atualmente os contratos futuros de petróleo chegam a ser listados em até nove anos à frente, sendo o ano corrente e os próximos cinco anos dotados de contratos correspondentes a cada mês.

Dessa forma, e tendo em vista o importante papel que o mercado internacional do petróleo exerce na economia mundial, este trabalho se propõe a investigar a associação dos contratos futuros com o mercado *spot*, bem como o peso que cada contrato exerce na estimação das cotações do preço à vista. A partir da verificação de existência de cointegração e da relação de causalidade, entre os preços no mercado *spot* dos principais tipos de petróleo bruto comercializados internacionalmente e os preços de seus respectivos contratos futuros, foram construídos e estimados modelos de defasagens distribuídas para explicar os retornos dos preços à vista do petróleo através da informação corrente sobre o retorno dos preços futuros, disponíveis para diversas datas de negociação de contratos.

Além desta seção, onde foi apresentada a justificativa para a escolha do tema de pesquisa bem como os objetivos desta pesquisa, este trabalho contempla ainda outras quatro seções estruturadas a seguir da seguinte forma: amostra, abordagem metodológica, resultados obtidos e conclusões finais, sucedidas pelas referências bibliográficas utilizadas.

## 2. Amostra - Dados Utilizados

Para se atingir os objetivos mencionados, foram utilizadas séries temporais diárias referentes às cotações do petróleo bruto tipo Brent e do tipo WTI, no mercado *spot*, bem como os quatro primeiros correspondentes contratos futuros dos mesmos, classificados segundo o momento da transação com relação ao prazo de expiração. O período estudado abrange o intervalo entre junho de 2009 e março de 2013, com observações diárias dos preços de fechamento de mercado. As séries temporais correspondentes aos preços à vista dos petróleos tipo Brent e WTI foram obtidas através da consulta ao banco de dados do *site* da U.S. Energy Information Administration (EIA). Com relação ao histórico de preços dos mercados futuros, para o caso dos contratos de petróleo bruto tipo Brent, recorreu-se às informações disponíveis no *site* [www.quandl.com/futures/](http://www.quandl.com/futures/), enquanto que para contratos referentes ao petróleo do tipo WTI, fez-se uso das séries temporais diárias de futuros disponíveis no *site* da EIA.

A convenção de nomenclatura para contratos futuros é única, independente do tipo de petróleo bruto comercializado, e extremamente importante para a compreensão dos resultados que serão aqui demonstrados. Primeiramente vale frisar que, no mercado internacional de petróleo, cada contrato futuro expira no terceiro dia comercial anterior ao dia 25 do mês que antecede o mês de entrega. Caso o dia 25 não seja um dia comercial, o contrato expira no terceiro dia comercial antes ao primeiro dia comercial que antecede o dia 25. Nestes termos, seria impossível construir séries temporais referenciadas ao mês de contrato específico. Para ilustrar, tomemos como exemplo o contrato futuro equivalente ao mês de Julho de 2013. As cotações de preços desse contrato já datariam de algum tempo, que seria correspondente à primeira vez em que foi ofertado no mercado futuro, e iriam até o dia 20 de Junho de 2013, uma quinta-feira, o terceiro dia comercial anterior ao dia 25 de Junho de 2013, uma terça-feira. A partir daí, não existiriam mais informações referentes a Julho. No entanto, as informações do contrato de Agosto de 2013 estariam disponíveis até o dia 22 de Julho de 2013, por exemplo. Nesse caso, haveria mais informações disponíveis para contrato de Agosto que para o de Julho e, portanto, não faria sentido comparar séries temporais referenciadas a um momento específico de tempo com séries temporais correspondentes ao mercado à vista. Para contornar esta situação, a terminologia usada pelos mercados futuros permite que o intervalo entre um contrato futuro e o mercado físico seja sempre mantido constante, independente da data que está sendo analisada. A nomenclatura, ao invés de utilizar meses específicos, é dividida em contrato 1, contrato 2, em diante. Dessa forma, a denominação contrato 1 é utilizada apenas para referenciar os contratos comprados com uma antecedência máxima de 30 dias, em média, visto que há possibilidade de ocorrerem pequenas variações devido ao fato do prazo de expiração cair em dias não comerciais. O contrato 2 é apenas uma referência para aqueles comprados com uma antecedência entre 60 e 30 dias antes do término (data de expiração). O contrato 3 faz alusão a contratos negociados com uma antecedência máxima de 90 dias e mínima de 60. A convenção é análoga para contratos posteriores. Vale ressaltar também que prazo de expiração não corresponde à data de entrega. Essa é acertada entre ambas as partes envolvidas na negociação da maneira que é mais conveniente aos mesmos. Como exemplo, nota-se que o contrato de Julho/2013 expiraria no dia 20 de Junho de 2013, mas a entrega deveria ser feita, a princípio, no mês de julho, em uma data em que ambas as partes julgassem mais conveniente.

Após a obtenção de todas as séries temporais de preços em questão, foram geradas séries temporais correspondentes aos retornos desses preços, que nada mais são que a primeira diferenciação das séries de preços original. Para gerar as séries de retornos, foram calculados os logaritmos do quociente entre duas observações subsequentes de preços da seguinte forma:

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

As Tabelas 1 e 2, a seguir, apresentam um resumo estatístico de cada uma das séries de retornos estudadas para os óleos brutos dos tipos Brent e WTI. Além das estatísticas descritivas básicas como média, mediana, valores máximos e mínimos, dentre outras, as tabelas fornecem também os valores obtidos nos testes de Jarque e Bera, apresentado em Jarque e Bera (1987), e Dickey-Fuller aumentado, apresentado em Dickey e Fuller (1981), para testar, respectivamente, a normalidade e a estacionariedade das séries de retornos de preços. Pode-se observar a presença de assimetria e elevada curtose para todas as séries de retornos estudadas, o que indica a não

normalidade dos dados. O que é confirmado pelo teste de Jarque-Bera, quando a hipótese de normalidade é rejeitada para todas as séries temporais utilizadas neste trabalho.

Estatística	Spot	Contrato 1	Contrato 2	Contrato 3	Contrato 4
Média	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005
Mediana	0,0006	0,0007	0,0008	0,0010	0,0010
Máximo	0,0587	0,0681	0,0680	0,0683	0,0681
Mínimo	-0,0825	-0,0896	-0,0898	-0,0898	-0,0899
Desvio-Padrão	0,0176	0,0174	0,0170	0,0168	0,0166
Assimetria	-0,2574	-0,2065	-0,2925	-0,3037	-0,3190
Curtose	3,9874	4,4777	4,5684	4,6383	4,7161
Observações	939	939	939	939	939
Jarque-Bera	48,5168	92,1093	109,6365	119,4494	131,1538
Valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Estatística $\tau$ (teste ADF)	-30,3735	-30,5875	-30,4475	-30,3373	-30,3080
$\tau_{crit}$ para $\alpha = 1\%$	-3,9679	-3,9679	-3,9679	-3,9679	-3,9679

Tabela 1. Brent - Resumo Estatístico das Séries de Retornos

Estatística	Spot	Contrato 1	Contrato 2	Contrato 3	Contrato 4
Média	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003
Mediana	0,0008	0,0008	0,0005	0,0008	0,0009
Máximo	0,0990	0,0895	0,0890	0,0881	0,0872
Mínimo	-0,0854	-0,0904	-0,0895	-0,0889	-0,0884
Desvio-Padrão	0,0192	0,0190	0,0185	0,0181	0,0177
Assimetria	0,0139	-0,1168	-0,1907	-0,2508	-0,2851
Curtose	5,1545	4,6556	4,6257	4,7163	4,8214
Observações	947	947	947	947	947
Jarque-Bera	183,1943	110,3064	110,0191	126,1632	143,7350
Valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Estatística $\tau$ (teste ADF)	-30,5965	-30,6555	-30,8036	-30,8651	-30,9232
$\tau_{crit}$ para $\alpha = 1\%$	-3,9678	-3,9678	-3,9678	-3,9678	-3,9678

Tabela 2. WTI - Resumo Estatístico das Séries de Retornos

Com relação à estacionariedade, os resultados dos testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) apresentados ao final das Tabelas 1 e 2 se referem ao valor da estatística tau ( $\tau$ ) que, para todas as séries de retornos, foi consideravelmente inferior ao valor crítico do teste, mesmo considerando um nível de significância de 1%. Dessa forma não se pode aceitar a hipótese nula da existência de raiz unitária, ou seja, as séries temporais de retornos dos preços em questão são estacionárias.

### 3. Abordagem Metodológica

A aplicação do teste de cointegração permite verificar se duas ou mais variáveis mantêm uma relação de equilíbrio estável de longo prazo. Dessa forma, posto que as séries temporais sejam cointegradas, os parâmetros resultantes das regressões não serão espúrios, como explicitados em Johansen (1991). Existem diversos testes para hipótese de cointegração de séries temporais. Neste trabalho, para obtenção de inferências no que se refere à cointegração das séries temporais estudadas, foram utilizados os métodos propostos por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Como mencionado anteriormente na introdução, o procedimento padrão desses métodos é baseado na estimação de um modelo vetorial autoregressivos (VAR), o que permite uma possível interação

na determinação de preços à vista e futuro. O modelo VAR de ordem  $p$  pode ser descrito da seguinte forma:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

onde  $y_t$  é um vetor  $k \times 1$  de variáveis não-estacionárias integradas de ordem 1 - I(1),  $x_t$  é um vetor  $d \times 1$  de variáveis determinísticas e  $\varepsilon_t$  é um vetor de inovações ou termos aleatórios. Pode-se reescrever ainda o modelo acima da seguinte maneira:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

onde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \text{e} \quad (4)$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j. \quad (5)$$

O teorema de representação de Granger impõe que, se a matriz de coeficientes  $\Pi$  possui rank reduzido  $r < k$ , então existem  $k \times r$  matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  de rank  $r$  de tal forma que  $\Pi = \alpha\beta'$  e  $\beta'y_t$  é integrado de ordem 0. Dessa forma,  $r$  designa o número de relações de cointegração ou *rank* de cointegração, e cada coluna de  $\beta$  corresponde a um vetor de cointegração. Os elementos de  $\alpha$  correspondem aos parâmetros de ajustamento ao se tomar um modelo de correção de erros (VEC). O teste de Johansen consiste em estimar a matriz de coeficientes  $\Pi$  a partir de um modelo VAR irrestrito e testar se é possível rejeitar as restrições implícitas pelo *rank* reduzido de  $\Pi$ . Em Johansen (1991), os testes de hipóteses de razão de verossimilhança usados para verificar o número de raízes características estatisticamente diferentes de zero da matriz de coeficientes  $\Pi$  tiveram suas distribuições assintóticas derivadas, convergindo para duas estatísticas de teste distintas: o traço da matriz e o autovalor máximo da matriz. De forma resumida, têm-se dois testes distintos. O primeiro procura verificar a hipótese nula da existência de  $r$  relações de cointegração contra a hipótese alternativa da existência de  $k$  relações de cointegração, onde  $k$  é o número de variáveis endógenas integradas de ordem 1, para  $r = 0, 1, \dots, k - 1$ . Dessa forma, a estatística de teste pode ser descrita pela seguinte expressão:

$$LR_{\text{traces}}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i), \quad (6)$$

onde  $\lambda_i$  corresponde ao maior autovalor da matriz de coeficientes  $\Pi$  e  $T$  é o número de observações das séries incluídas na análise. Por sua vez, o segundo teste tem como hipótese nula a existência de  $r$  relações de cointegração e como hipótese alternativa a existência de  $r + 1$  relações de cointegração. Nestes termos, a estatística de teste correspondente, denominada de autovalor máximo, é explicitada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} LR_{\text{max}}(r|r+1) &= -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \\ &= LR_{\text{traces}}(r|k) - LR_{\text{traces}}(r+1|k), \end{aligned} \quad (7)$$

para  $r = 0, 1, \dots, k - 1$ .

Deve-se destacar que os resultados dos testes são sensíveis às tendências das séries utilizadas. Johansen (1995) propôs cinco cenários de tendências determinísticas para modelar a

estimação dos modelos envolvidos no teste de cointegração, enumerados a seguir: (i) a série original de dados não tem tendências determinísticas e as equações de cointegração não possuem interceptos; (ii) a série original de dados não tem tendências determinísticas e as equações de cointegração possuem interceptos; (iii) a série original de dados possui tendência linear mas as equações de cointegração possuem apenas interceptos; (iv) a série original e as equações de cointegração possuem tendências lineares; e (v) a série original possui tendência quadrática e as equações de cointegração possuem tendência linear. Contudo, como por vezes fica difícil definir um comportamento específico das séries envolvidas, neste trabalho serão testadas as relações de cointegração para os 5 cenários mencionados. Os valores críticos das estatísticas de teste traço e autovalor máximo variam para cada caso e podem ser encontrados em MacKinnon *et al.* (1999). Por fim, a seleção quanto ao número de defasagens de termos passados incluídos na regressão foi feita segundo os critérios de seleção de modelos de Akaike (AIC), apresentado em Akaike (1974), e de Schwarz (BIC), apresentado em Schwarz (1978).

Após os testes de cointegração entre o mercado *spot* e os 4 primeiros contratos futuros para cada série temporal considerada, prosseguiu-se ao estudo da relação causal entre essas séries. Assim, recorreu-se ao teste de causalidade de Granger (1969), que consiste basicamente em inferir o poder preditivo de variáveis defasadas como regressores. Em sua forma mais simples, o modelo causal proposto por Granger (1969), para duas séries temporais, é dado pela expressão abaixo:

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \\ Y_t &= \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \end{aligned} \quad (8)$$

onde se assume que  $\varepsilon_t$  e  $\eta_t$  são séries não-correlacionadas de distúrbios aleatórios. A definição de causalidade implica que, se  $Y_t$  causa  $X_t$ , então algum, ou alguns, valores de  $b_j$  são diferentes de zero. A recíproca é verdadeira para ocorrência valores não nulos em  $c_j$ . Para testar a hipótese nula de que os parâmetros incluídos no modelo VAR são nulos, ou da não causalidade, são utilizados valores críticos da estatística F.

Os resultados anteriores para a cointegração e causalidade entre as séries incluídas na análise permitem ou auxiliam a construção de modelos para prever ou explicar o comportamento do mercado *spot* através dos mercados de futuros. A construção desses modelos foi elaborada a partir de modelos dinâmicos ou de defasagem distribuídas, generalizações de modelos autoregressivos que, além das defasagens da variável resposta, incorporam outras variáveis independentes defasadas. Tais modelos envolvem variáveis estacionárias, como os retornos dos preços, e são designados por modelos autoregressivos de defasagem distribuída, ARDL, que em uma forma simplificada, como observado em Gujarati (2012), pode ser descrito da seguinte maneira: o modelo ADRL de:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

onde  $Y_t$  corresponde ao retorno da variável resposta,  $Y_{t,j}$  corresponde aos retornos defasados em  $j$  períodos da variável resposta e  $X_{t,j}$  são os retornos defasados da variável independente. Nessa formulação, este modelo é designado por ARDL ( $p, q$ ). Este modelo pode ser generalizado incluindo-se outras variáveis explicativas no modelo de regressão. No caso da inclusão de mais uma variável, o modelo descrito acima passa a ser designado por ARDL ( $p, q, k$ ). Neste trabalho os preços, ou variações desses preços, são a variável resposta de interesse a ser explicada. Considerando-se que as variáveis envolvidas devem ser estacionárias, procurou-se explicar os retornos do mercado à vista através de seu retorno defasado em um período e dos retornos dos preços dos contratos futuros com defasagem, também, de um período. O modelo dinâmico ou de defasagem distribuída foi utilizado na estimação da média dos retornos do mercado *spot*, ao passo

que, para a variância, ou volatilidade dos retornos, foram estimados modelos autoregressivos condicionais heteroscedásticos oriundos do modelo ARCH, proposto por Engle (1982). Neste trabalho, além do modelo ARCH foram utilizados os modelos: GARCH, generalização do modelo ARCH, proposto por Bollerslev (1986); Exponencial GARCH, proposto por Nelson (1991), que permite considerar os choques assimétricos nos retornos; e IGARCH, proposto por Engle e Bollerslev (1986), um caso particular do modelo GARCH que se assemelha ao modelo de média móvel com alisamento exponencial, ou EWMA. Para um maior conhecimento das variações do modelo ARCH, pode-se recorrer ao glossário preparado por Bollerslev (2009). Dado que a hipótese da normalidade dos retornos não pode ser aceita para as séries temporais estudadas neste trabalho, utilizou-se na construção dos modelos a distribuição t de Student, que tem se mostrado adequada para retornos de ativos financeiros e tem a atratividade dada pela estimação do número de graus de liberdade para variados formatos da distribuição de probabilidade da série de retornos dos preços envolvidas.

#### 4. Análise dos Resultados Obtidos

Os resultados do teste de cointegração de Johansen (1990) para as séries do petróleo bruto tipo Brent e WTI estão dispostos, respectivamente, nas Tabelas 3 e 4, a seguir.

Brent	Tendência					
	nos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Séries envolvidas	Tendência Eqs. Cointeg.	s/ intercepto s/ tendência	c/ intercepto s/ tendência	c/ intercepto s/ tendência	c/ intercepto tend. linear	c/ intercepto tend. linear
spot e fut1	LR <sub>trace</sub>	1	1	1	1	2
	LR <sub>max</sub>	1	1	1	1	2
spot e fut2	LR <sub>trace</sub>	1	1	1	1	2
	LR <sub>max</sub>	1	1	1	1	2
spot e fut3	LR <sub>trace</sub>	0	1	1	1	2
	LR <sub>max</sub>	1	1	1	1	2
spot e fut4	LR <sub>trace</sub>	0	1	1	1	2
	LR <sub>max</sub>	0	1	1	1	2

Tabela 3. Brent – número de relações de cointegração por modelo

WTI	Tendência					
	nos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Séries envolvidas	Tendência Eqs. Cointeg.	s/ intercepto s/ tendência	c/ intercepto s/ tendência	c/ intercepto s/ tendência	c/ intercepto tend. linear	c/ intercepto tend. linear
spot e fut1	LR <sub>trace</sub>	1	1	2	1	2
	LR <sub>max</sub>	1	1	2	1	2
spot e fut2	LR <sub>trace</sub>	0	1	2	1	2
	LR <sub>max</sub>	1	0	2	0	0
spot e fut3	LR <sub>trace</sub>	0	0	0	0	0
	LR <sub>max</sub>	0	0	0	0	0
spot e fut4	LR <sub>trace</sub>	0	0	0	0	0
	LR <sub>max</sub>	0	0	0	0	0

Tabela 4. WTI – número de relações de cointegração por modelo

Como mencionado anteriormente, o teste de cointegração de Johansen (1990) foi aplicado nas séries de preços sem transformações logarítmicas, o que poderia invalidar as restrições de cointegração. Foram tomadas séries duas a duas, sendo sempre a primeira referente aos preços no mercado à vista e a segunda correspondente a um dos quatro contratos futuros analisados. Nos

resultados foram omitidas as informações quanto ao número de defasagens das variáveis endógenas incluídas na regressão e os valores correspondentes dos critérios de informação, para evitar a exposição de uma grande carga de dados pouco necessária. Aqui cabe apenas o comentário de que o número de defasagens ideal nas regressões feitas para se testar a cointegração ficou entre 2 e 4 para praticamente todas as análises bivariadas, sendo raro encontrar valores dos critérios de Akaike e Schwarz mais baixos para números maiores de defasagens incluídas.

Os resultados indicam a presença de relações de cointegração entre os preços do mercado à vista e as cotações correspondentes a todos os quatro primeiros contratos futuros analisados para o caso do petróleo tipo Brent. Não se deve levar muito em consideração os resultados obtidos nos cenários 1 e 2 de Johansen (1995), visto que só pela análise gráfica sabemos que as séries de preços aqui estudadas apresentam alguma tendência. Para o petróleo bruto tipo WTI, a situação é bem diferente: somente a cointegração entre o mercado *spot* e o primeiro contrato futuro, isto é, aquele negociado com uma antecedência máxima de 30 dias, pode ser aceita. A relação de longo prazo do preço à vista com o contrato futuro 2 é um pouco dúbia, com algumas estatísticas de teste indicando existência de relações de cointegração para certas tendências nos dados, mas não para outras. Já para os contratos 3 e 4, a cointegração entre o preço à vista e o preço futuro não pode ser aceita. Pode-se inferir, portanto, que o mercado do petróleo bruto tipo Brent encontra-se, nestes últimos anos, mais eficiente que o mercado do petróleo bruto tipo WTI, por apresentar maior possibilidade de cointegração da informação de preço à vista com as informações correntes de preços futuros. Pode-se observar também que, à medida que são levadas em consideração datas de negociação mais afastadas do tempo presente, o preço futuro no WTI tende a se afastar do preço à vista, com registros de pouca ou nenhuma possibilidade de se aceitar a hipótese de cointegração.

Após os resultados dos testes de cointegração, procurou-se verificar também a relação causal entre o mercado *spot* e os contratos futuros, de modo a inferir o poder preditivo de cada série na estimação do preço da outra. Para isso, recorreu-se ao teste de causalidade de Granger (1969), mencionado na seção anterior, cujos resultados estão listados nas Tabelas 5 e 6, a seguir. Para o petróleo bruto tipo Brent, independente do número de defasagens adotado na modelagem das regressões envolvidas, todos os quatro primeiros contratos futuros constituem informações de grande interesse para se prever o mercado à vista. A recíproca, contudo, não é verdadeira: há, de fato, uma relação causal do mercado *spot* no mercado futuro, mas ela é menor e só aparece quando são consideradas muitas defasagens elevadas na equação de regressão, o que não permite inferir ser o preço *spot* um indicador do preço futuro ou uma variável explicativa adequada. Com relação ao petróleo bruto tipo WTI, os resultados do teste de causalidade mais uma vez confirmam o que era já esperado após verificadas as relações de cointegração: apenas o contrato futuro 1 possui uma relação causal considerável no comportamento de preços do mercado à vista. Os demais contratos não apresentaram nenhuma informação consistente para predizer o mercado físico e este último tampouco possui influência no comportamento dos contratos futuros.

Defasagens	2		5		10		20	
	Estat. F	Valor-p	Estat. F	Valor-p	Estat. F	Valor-p	Estat. F	Valor-p
Hipótese nula ( $H_0$ )								
FUT1 não causa SPOT	82,0071	0,0000	34,7097	0,0000	17,4613	0,0000	8,6841	0,0000
SPOT não causa FUT1	0,9765	0,3770	1,3152	0,2552	0,9924	0,4481	1,7740	0,0194
FUT2 não causa SPOT	69,2834	0,0000	32,0547	0,0000	16,1840	0,0000	8,0961	0,0000
SPOT não causa FUT2	1,2498	0,2870	1,1201	0,3479	0,7091	0,7165	1,6078	0,0443
FUT3 não causa SPOT	59,9936	0,0000	28,6234	0,0000	14,4121	0,0000	7,3235	0,0000
SPOT não causa FUT3	1,9382	0,1445	1,3809	0,2290	0,8472	0,5831	1,6357	0,0388
FUT4 não causa SPOT	54,7845	0,0000	26,4604	0,0000	13,2920	0,0000	6,8503	0,0000
SPOT não causa FUT4	2,2843	0,1024	1,5454	0,1731	0,9536	0,4829	1,6705	0,0327

Tabela 5. Brent – Resultados dos Testes de Causalidade



Defasagens Hipótese nula ( $H_0$ )	2		5		10		20	
	Estat. F	Valor-p	Estat. F	Valor-p	Estat. F	Valor-p	Estat. F	Valor-p
FUT1 não causa SPOT	3,7222	0,0246	1,9593	0,0825	2,0438	0,0271	1,2980	0,1775
SPOT não causa FUT1	0,2059	0,8140	0,7937	0,5544	1,4081	0,1725	1,0764	0,3731
FUT2 não causa SPOT	0,1671	0,8462	0,1335	0,9846	0,7329	0,6937	0,8724	0,6228
SPOT não causa FUT2	0,4642	0,6288	0,3419	0,8875	0,6889	0,7353	0,8514	0,6496
FUT3 não causa SPOT	0,1810	0,8344	0,1533	0,9791	0,8573	0,5735	0,9983	0,4638
SPOT não causa FUT3	0,6769	0,5085	0,3599	0,8759	0,7093	0,7161	0,9492	0,5247
FUT4 não causa SPOT	0,2545	0,7754	0,1660	0,9750	0,9173	0,5166	0,9886	0,4756
SPOT não causa FUT4	0,7434	0,4758	0,3764	0,8650	0,7205	0,7055	0,9174	0,5652

Tabela 6. WTI – Resultados dos Testes de Causalidade

De posse dos resultados de cointegração e causalidade, pode-se prosseguir à estimação de modelos de previsão mais consistentes. A expectativa é de que as séries futuras mais bem cointegradas com o presente e de maior poder preditivo do mercado *spot* serão também as variáveis de maior poder explicativo na estimação dos modelos propostos.

Como os resultados tanto dos testes de cointegração quanto dos testes de causalidade entre os preços - à vista e futuros - do petróleo bruto tipo WTI não indicaram, em sua maioria, aceitação das hipóteses testadas, optou-se neste trabalho pela construção e estimação somente de modelos para explicar e prever os retornos dos preços do petróleo bruto tipo Brent. Assim, para explicar os retornos dos preços do Brent no mercado *spot*, foram construídos e estimados 70 modelos, nos quais a média foi representada por um modelo de defasagem distribuída com combinações de variáveis explicativas utilizando-se o retorno *spot* com defasagem de um período e os retornos dos quatro contratos futuros defasados de um período. Dentre os modelos estimados, foram observados resultados estatisticamente significativos em 32 desses modelos. Os critérios de seleção do modelo a ser aqui apresentado foram os seguintes: erro padrão do modelo de regressão; critério de Akaike; e critério de Schwarz. O modelo selecionado está descrito a seguir:

$$(R_t | I_{t-1}) \sim Student(\mu_t; \sigma_t^2; \nu)$$

$$\mu_t = \alpha R_{t-1} + \beta RF3_{t-1} + \delta RF4_{t-1}, \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \lambda e_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2$$

onde:

$R_t$  é retorno do preço do petróleo bruto tipo Brent no mercado *spot*, no período  $t$ ;

$I_{t-1}$  é a informação disponível até o período  $t-1$ ;

$\mu_t$  é retorno médio do Brent no período  $t$ ;

$RF3_{t-1}$  é o retorno do preço do petróleo tipo Brent no contrato futuro 3, no período  $t-1$ ;

$RF4_{t-1}$  é o retorno do preço do petróleo tipo Brent no contrato futuro 4, no período  $t-1$ ;

$\sigma_t$  corresponde ao desvio padrão dos retornos no período  $t$ ; e

$$e_t = (R_t - \mu_t).$$

Os resultados da estimação do modelo acima seguem na Tabela 7, a seguir. Observando-se os modelos com parâmetros estimados estatisticamente significativos pode-se observar que os retornos dos preços do contrato futuro 2, com defasagem de um período, não tem influência nos retornos dos preços à vista do petróleo do tipo Brent. E o modelo de volatilidade que se mostrou mais adequado nas estimativas dos retornos dos preços à vista do petróleo do tipo Brent foi o modelo IGARCH, seguindo pelo modelo EGARCH. No modelo selecionado para explicar e prever os retornos dos preços do petróleo Brent no mercado à vista, apresentado na equação (10), pode-se

observar que o modelo IGARCH foi o modelo utilizado para estimar a variância ou a volatilidade. Enquanto para estimação da média os regressores que se mostram relevantes para estimação da média foram os retornos dos preços do spot, do contrato futuro 3 e do contrato futuro 4, todos com defasagem de um período. Cabe destacar, também, o número de graus de liberdade da distribuição t estimado junto com o modelo foi de aproximadamente 8, podendo-se inferir que a distribuição apresenta, como esperado caudas pesadas.

Parâmetro	Valor	Erro Padrão	Estatística t	Valor-p
Equação da média				
$\alpha$	-0,3854	0,0416	-9,2593	0,0000
$\beta$	5,5124	0,9130	6,0375	0,0000
$\delta$	-5,0491	0,9235	-5,4671	0,0000
Equação da variância				
$\lambda$	0,0349	0,0083	4,2265	0,0000
$\gamma$	0,9651	0,0083	116,8806	0,0000
No. Graus de Liberdade	8,4062	1,7563	4,7863	0,0000
Erro Padrão da Regressão	0,0165	Critério Info. de Akaike		-5,4625
Estat. Durbin-Watson	2,1121	Critério Info. de Schwarz		-5,4367

Tabela 7. Resultados da Estimação do Melhor Modelo Selecionado

## 5. Conclusões e Comentários Finais

Este trabalho se propôs a analisar a relevância de contratos futuros distintos, classificados segundo o momento da transação com relação ao prazo de expiração, na formação de preços à vista dos principais tipos de petróleo bruto comercializados a nível internacional. Num primeiro momento, buscou-se investigar a relação de longo prazo entre o mercado físico e os contratos futuros, onde foram encontrados resultados satisfatórios no sentido da não rejeição da hipótese de cointegração entre os preços à vista do petróleo do tipo Brent com seus respectivos contratos futuros, o que não ocorreu para o WTI, que apresentava relações de cointegração do mercado *spot* apenas com o seu contrato futuro mais próximo. Também foram verificadas as relações causais entre os preços *spot* e futuros dos dois tipos de petróleo bruto, indicando alto poder preditivo dos contratos futuros do petróleo bruto tipo Brent no comportamento do mercado à vista. Já para o correspondente WTI, os futuros apresentaram baixo poder explicativo sobre o preço *spot*. Por fim, buscou-se estimar um modelo ótimo de previsão dos retornos do preço à vista para o petróleo bruto tipo Brent, levando em consideração informações dos próprios retornos de preços à vista defasados em um período e de contratos futuros, também defasados em um período. De acordo com os critérios de seleção empregados, foram observados resultados estatisticamente significativos em 32 modelos, onde o melhor propunha explicar os retornos do preço à vista pelos retornos defasados do mesmo e dos contratos futuros 3 e 4.

Pode-se dizer que os objetivos propostos foram atingidos, uma vez que foi possível estabelecer critérios coerentes de comparação quanto a associação dos preços à vista com o mercado futuro para os diferentes tipos de petróleo bruto analisados e estimar modelos de previsão significantes, do ponto de vista estatístico. Vale ressaltar que, embora bastante atuais, os resultados foram obtidos para um intervalo de tempo específico, podendo haver diferenças quando considerados outros horizontes temporais. Também é importante destacar que outras metodologias de inferência estatística podem ser propostas para trabalhar com os dados aqui selecionados, ficando a escolha de testes econométricos e modelos de previsão mais apropriados vinculada a uma vasta gama de critérios de seleção.

## Referências

- Akaike, H.** (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. AC-19, No. 6, 716-723.
- Bigman, D., Goldfarb D., Schechtman E.** (1983). Futures market efficiency and the time content of the information sets. *The Journal of Futures Markets*, Vol. 3, 321-334.
- Bollerslev, T.** (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, v. 31, pp. 307-327.
- Bollerslev, T.** (2009). Glossary to ARCH (GARCH): in Bollerslev, T., Russel, J., Watson, M. (Org.). *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle*, Oxford University Press, Oxford.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A.** (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49, 1057-1072.
- Engle, R.** (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, v. 50, p. 987-1008.
- Engle, R., Bollerslev, T.** (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, Vol. 5, No. 1, 1-50.
- Engle, R., Granger, C.** (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- Granger, C. W. J.** (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, Vol.37, No. 3, 424-438.
- Granger, C. W. J.** (1981). Some Properties of Time Series Data and their use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, Vol.16, 121-130.
- Granger, C. W. J., Hallman, J. J.** (1991). Long Memory Series with Attractors, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, vol 53, 11-46.
- Gujarati, Damodar N.** (2003). *Basic Econometrics*. 4<sup>th</sup> Edition. New York: McGraw-Hill Book Company.
- Gujarati, Damodar N.** (2012). *Econometrics by Example*. New York: Palgrave Macmillan.
- Jarque, C. M., Bera, A. K.** (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *Revue Internationale de Statistique*, Vol. 55, No. 2, 163-172.
- Johansen, S.** (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No. 2, 231-254.
- Johansen, S.** (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, 1551-1580.
- Johansen, S.** (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: University of Oxford, 1995.
- Johansen, S., Juselius, K.** (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 169-210.
- Maberly, E. D.** (1985). Testing futures market efficiency—a restatement. *The Journal of Futures Markets*, Vol. 5, 425-432.
- MacKinnon, J. G., Haug A. A., Michelis, L.** (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 5, 563-577.
- Nelson, D.** (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, v. 59, p. 347-370.
- Schwarz, G.** (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, Vol. 6, No. 2, 461-464.