

Determinantes dos preços do petróleo no mercado internacional: Uma análise empírica utilizando modelos GARCH.

OZON, R., H.¹

¹Economista pela UFPR

RESUMO - O presente artigo analisa o comportamento, a volatilidade e a dinâmica dos preços do petróleo no mercado internacional combinando três modelos econométricos distintos; o modelo de co-integração, os modelos GARCH e de Vetores Auto-Regressivos. Em linhas gerais, com a metodologia econométrica empregada, foi possível avaliar as expectativas dos agentes envolvidos frente ao surgimento de boas e más notícias e seus efeitos diretamente na trajetória de preços e volatilidades, possibilitando desenhar a Curva de Impacto de Notícias desenvolvida por Engle e NG (1991)², para o período compreendido entre 1986 e início de 2008 com dados diários, testando desta maneira a hipótese de que uma escala de altas sucessivas nos patamares de preços, não necessariamente implicam em maiores níveis de volatilidade e incerteza, tanto para países de economias desenvolvidas, quanto subdesenvolvidas, uma vez que um modelo de equações simultâneas de equilíbrio entre oferta e demanda não se mostra eficiente para determinar os preços desta *commoditie* não convencional. Todavia, o atual patamar de preços e a conjuntura internacional embutem riscos, tanto macroeconômicos, como o impacto inflacionário, por exemplo, onde a antecipação quanto a tomada de decisão por parte dos governos centrais por medidas de controle influenciam as expectativas dos agentes, afetando os investimentos e o próprio crescimento econômico, direcionando as atenções para o planejamento em direção de uma possível substituição da matriz energética de combustível renovável futuramente.

Palavras-chave: Preços do petróleo. Volatilidade. Curva de Impacto de Notícias.

¹Al. Dr. Carlos de Carvalho, 1497, ap. 48 - 80730-200 - Curitiba - PR.
Endereço eletrônico: rodrigoozon@yahoo.com.br

² [11]

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho propõe-se a investigar o comportamento dos preços do petróleo no mercado internacional, em especial os dois principais *benchmarks*, o *light sweet crude* WTI, negociado na NYMEX que é um importante referenciador para as bolsas de valores e o óleo do tipo Brent europeu, responsável por cerca de 2/3 do mercado físico, ambos comercializados no mercado *spot*, os quais vem apresentando altas significativas, exercendo impactos relevantes nas principais variáveis macroeconômicas e no bem estar social, como a inflação no curto prazo por exemplo, destacando suas principais características mercadológicas e as interdependências entre os mercados europeu e norte-americano, elucidando quais os principais determinantes de seus preços e as devidas relações entre o surgimento de boas e más notícias e a sua devida conexão com as expectativas dos agentes envolvidos.

Neste sentido, as relações entre as oscilações de preços dos óleos e o ritmo da economia, são de grande importância justificando o surgimento de estudos que colaborem na explicação de sua formação, volatilidade e a rede de efeitos sobre as variáveis econômicas e ambientais, deste energético que é ainda o mais consumido no mundo e utilizado em praticamente todas as atividades produtivas.

Algumas das principais pesquisas atribuem a fatores políticos no oriente médio, a crescente demanda chinesa, as restrições na oferta por parte dos países árabes e até mesmo fatores climáticos não previstos nos EUA, como limitantes a visualização da dinâmica de curto prazo incorrendo em tensões especulativas nos movimentos de preços. Como o fluxo de informações influencia de maneira significativa a formação de preços do petróleo no mercado internacional, esta pode ser explicada pelos modelos de co-integração, que objetivam avaliar se há uma relação de longo prazo entre os preços do WTI e do Brent, os modelos da família ARCH/GARCH com o intuito de captar a volatilidade inerente em certos pontos do tempo em conjunto com a metodologia de Vetores Auto-Regressivos e decomposição da variância de erros, na qual se pode estimar quanto tempo um dado choque nos preços ou na volatilidade de cada óleo leva para se ajustar a sua trajetória.

Para tal finalidade, foram utilizadas as séries diárias do mercado *spot* do WTI e Brent (em dólares por barril), disponíveis em EIA (2008) [7], destacando os principais fatos históricos, sua rede de efeitos sobre as variáveis macroeconômicas e os impactos no processo de desenvolvimento econômico. Com esse objetivo, o artigo está dividido em mais cinco seções além desta introdução. A seção 2 descreve de forma breve a revisão de literatura, enfocando os principais estudos desenvolvidos para a análise destas séries de preços. Na seção seguinte são apresentadas a metodologia de co-integração, os modelos ARCH/GARCH e de Vetores Auto-Regressivos na estimação. Na quarta seção são descritos os principais resultados obtidos e na quinta e última as principais conclusões do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A análise dos preços do petróleo não é uma tarefa simples. No entanto, existem inúmeros estudos que buscam responder quais as conseqüências de suas variabilidades no sistema econômico em especial logo após o primeiro choque do petróleo em 1973 direcionando o pensamento dos economistas do lado da oferta a implementarem suas teorias.

Primeiramente, faz-se necessário apresentar o conceito de energia, que nada mais é do que a capacidade de produzir trabalho; e que capital é constituído por trabalho acumulado.

“Se conseguir energia necessária para a sobrevivência é a atividade que tem precedência sobre qualquer outra, em qualquer ser vivente, com a evolução, as diversas formas de vida desenvolveram estratégias diversificadas para captar, armazenar e utilizar de forma mais eficaz a energia disponível, aumentando sua capacidade de sobreviver e de deixar descendência.” (PORTO, 2006, p. 4) [27]

Como a espécie humana aprendeu a maximizar artificialmente a capacidade de suporte do meio ambiente, que é determinada por sua capacidade de fornecer energia suficiente para a sobrevivência de um certo número de indivíduos daquela espécie, por tempo indeterminado, mediante ações que minimizassem o gasto próprio de energia e maximizem seus ganhos (como por exemplo, nos primórdios, o uso do fogo pelo homem, pelo plantio de ervas produtoras de grãos de alto valor energético e depois pela domesticação de animais que propiciavam a obtenção de proteína a um custo energético infinitamente inferior ao da caçada.); este modelo se mostra esgotável, uma vez que o suporte do sistema é determinado pela quantidade existente do elemento não renovável, concentrado, que estimula o crescimento. Uma vez que ele dure, a população crescerá explosivamente e a sua redução para níveis muito inferiores aos existentes no momento da “ultrapassagem”³ torna-se inevitável não apenas pela exaustão dos recursos que viabilizaram o crescimento mas porque a depredação do meio ambiente, qualquer que seja, causada pelo aumento populacional, leva a sua capacidade de sustento para níveis muito menores que os iniciais.(PORTO, 2006) [27]

Todavia, este modelo teve início no século XIX, onde a humanidade procurava esgotar um elemento essencial não renovável que duraria tanto quanto durassem as reservas deste elemento existente no meio ambiente acessível a população, pelo uso energia fóssil armazenada pelos restos de organismos pré-históricos e parece perdurar durante muitos anos, chegando muito próximo da atualidade.

Parece evidente que o petróleo que era visto como um fator-chave⁴ no processo de desenvolvimento econômico viera a chamar a atenção dos especialistas em relação ao chamado “Pico de Hubert” nos anos 90, ou seja, o momento em que a produção mundial de petróleo atingirá seu ponto máximo antes de começar a cair.

Como salienta PORTO (2006, p. 30) [27] “A visão hoje compartilhada por muitos especialistas independentes foi exposta por Kenneth S. Deffeyes, professor de geociências da Universidade de Princeton, que num meticuloso trabalho publicado em 2001, situou o ponto de inflexão da produção mundial de petróleo em algum momento entre os anos de 2004 e 2008.”

³Momento pelo qual a população ultrapassa o número em que se poderia manter estabilizada dentro da capacidade de renovação natural dos elementos indispensáveis á sua preservação.

⁴Fator com oferta abundante e preço decrescente.

É recorrente no entanto, a visão de alguns economistas alegando que os preços mais altos do barril de petróleo favorecem aos avanços tecnológicos na busca de novas fontes. Para PÉREZ (2001) [26], o petróleo já foi um fator-chave da economia até o final do século passado, que alavancava a economia a um novo salto dentro do ciclo de Kondratieff, o que hoje só seria possível com os avanços tecnológicos oriundos de toda a contribuição de um novo fator-chave como a microeletrônica uma vez que esta abrange praticamente todas os segmentos produtivos. Na visão de TIGRE (1998) [33]:

“Em termos econômicos, a revolução microeletrônica traz de volta o fantasma da “destruição criadora” de Schumpeter. Desde que foi esgotado o modelo do petróleo e energia barata, o mundo passa por um processo de crise estrutural, do qual só escapam poucos países como Japão que estão na vanguarda do processo de difusão das novas tecnologias e por isso se beneficiam de uma situação competitiva privilegiada.”

Numa perspectiva futurista, o conceito de “singularidade”, oriundo da física se mostra evidente dentro deste contexto, (KENSKI, 2003) [20] onde a idéia de que a tecnologia de várias áreas evoluem cada vez mais aceleradamente, se integrando e mudando cada vez mais rapidamente a realidade, limitando desta maneira a designação de fenômenos tão extremos nos quais as equações não seriam mais capazes de descrevê-los.

“Para o inventor Ray Kurzweil, um computador de mil dólares tem hoje a mesma inteligência de um inseto. No futuro ele se igualará á capacidade de um rato, de um homem e, finalmente, de toda a humanidade.” (KENSKI, 2003) [20]

Com o desenvolvimento da indústria do petróleo, das melhorias das condições sociais e sanitárias, o crescimento populacional e o modelo de industrialização vigente até então, os seus preços sofreram diversas modificações na forma de precificação e negociação. O quadro abaixo simplifica este processo:

1950s	1960s	1970s	1980s	1990-2000s
Petróleo negociado por contratos de longo prazo	Petróleo negociado por contratos de longo prazo	Oferta de petróleo com maior incerteza	Crescimento dos mercados <i>spot</i> e a termo (<i>forward</i>)	Petróleo negociado via mercado <i>spot</i> e a termo
Mercado <i>spot</i> inexpressivo	Mercado <i>spot</i> inexpressivo	Crescimento do mercado <i>spot</i>	Início das negociações de contratos futuro	Expansão dos mercados futuros e derivativos
Preços estáveis	Preços estáveis	Preços em ascensão Estáveis em 1974 e 1978	Preços pouco estáveis	Alta volatilidade dos preços
<i>Majors</i> controlam a produção mundial	<i>Majors</i> controlam a produção mundial	1º e 2º choque do petróleo	Contra-choque (<i>netback pricing</i>)	Guerra do Golfo OPEP vs. OPEP
	Criação da OPEP (1960)	Nacionalização das <i>majors</i> (<i>upstream</i>)		

QUADRO 1 - EVOLUÇÃO DO MERCADO DE PETRÓLEO: BREVE HISTÓRICO
 FONTE: CAVALCANTE (2007) [4]

Hoje as pesquisas científicas se debruçam na busca de descoberta de novas fontes de energia e o que torna a era do petróleo realmente danosa é que não existe na verdade um substituto para ele. Neste sentido conclui PORTO (2006, p.116) [27]: “NENHUMA das possíveis alternativas tem condições de substituir o petróleo: nem os vastos depósitos de gás natural, nem a “gasolina sintética” tirada do carvão, ou os milhares de usinas termonucleares que seriam necessárias para carregar diretamente as baterias, ou

produzir o hidrogênio para as “células de combustível”, destinadas a energizar as casas e as futuras frotas de carros elétricos.” Há de se destacar alguns dos principais efeitos macroeconômicos de suas variabilidades:

- Efeito direto sobre os preços ao consumidor; dado que seus derivados fazem parte da cesta de consumo das famílias e indiretamente via aumento dos preços ao produtor.(SOUZA, 2006, p.127) [29]. A alta dos preços do petróleo geram um aumento do custo de vida, retraindo a produtividade do trabalho, elevando o número de demissões, criando também uma instabilidade na demanda pela redução dos níveis de investimento, ou seja, em linhas gerais, o aumento da capacidade ociosa das empresas reduz o crescimento econômico sintetizando-se em inflação ao consumidor final.
- Influência na política de juros: uma política monetária orientada para manter a estabilidade de preços no médio prazo, haverá uma maior probabilidade de os trabalhadores aceitarem a redução no rendimento real e de as expectativas inflacionárias não serem afetadas pelo aumento temporário da inflação provocado pela alta dos preços do petróleo. Se as expectativas de inflação aumentarem, a política monetária ortodoxa fará subir as taxas de juros;(DORNBUSCH & FISCHER, 1991) [5]
- Crescimento e atividade econômica: como o petróleo é um importante fator de produção, uma explicação plausível é que a influência de um choque nos seus preços afete a economia real no lado da oferta, gerando aumentos nos custos de produção uma vez que sua substituição no curto prazo se mostra limitada. Assim, como um resultado do aumento dos custos oriundos do petróleo mais caro, poderá haver uma redução no nível do produto e retração na demanda do fator trabalho. (PORTO, 2006 [27] e DORNBUSCH & FISCHER, 1991 [5])
- Câmbio: As combinações de queda do preço do petróleo e queda dólar no mercado internacional, aumentam os lucros das companhias petrolíferas tanto para as localizadas nos países exportadores como importadores. O inverso desta combinação reduz as receitas do governo com o setor de combustíveis dificultando assim o processo de ajuste fiscal, como no caso brasileiro em 1993⁵, além de gerar prejuízos as empresas do ramo. (SOUZA e VERSIANI, 1999) [30]. Já a combinação de desvalorização cambial com alta dos preços do petróleo e derivados tendem a provocar um aumento das expectativas de inflação.

Uma discussão completa dos efeitos macroeconômicos é encontrada em DORNBUSCH & FISCHER (1991, p. 54) [5], onde um aumento dos preços do petróleo desde os choques nas décadas de 70 e 80 (em especial em 1973) passou a ser visto como um choque de oferta adverso deslocando a curva de oferta agregada para cada nível de produção juntamente com um aumento dos níveis de preços no curto prazo.

Com o aumento dos preços do petróleo, a curva de oferta agregada se desloca para trás, freando a economia e gerando inflação, levando muitos países a utilizarem um aperto nas suas políticas monetárias, com o intuito de não agravarem a recessão. Assim, as políticas econômicas de contenção (fiscal e monetária) deslocariam a demanda agregada para cima, reduzindo os salários reais, não surtindo o efeito necessário uma vez que aumentariam a inflação e reduziriam o impacto no desemprego.

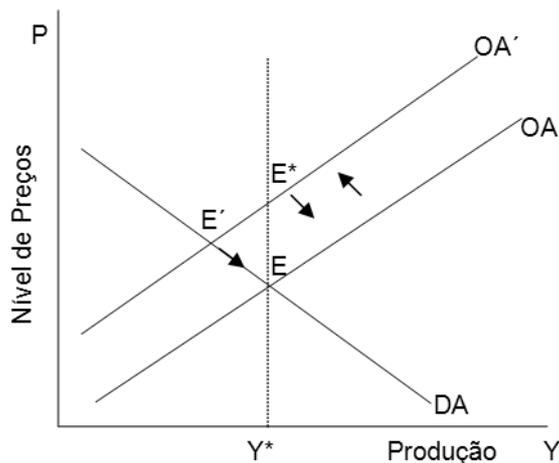


FIGURA 1. OS EFEITOS DE UM CHOQUE DE OFERTA ADVERSO NO CURTO PRAZO
 NOTA: Adaptado pelo autor a partir de DORNBUSCH e FISCHER, (1991, p. 578) [5]

Parece claro que um choque adverso de oferta motivado pelo aumento inesperado e insustentado dos preços do petróleo gere estagflação uma vez que retrai a curva de oferta agregada da economia e eleva os níveis de preços.

Portanto, essas constatações possibilitam afirmar que o cenário futuro que se pode traçar motivado por uma escalada de preços do petróleo é o de uma estagflação, ou seja, recessão com inflação, piorando desta maneira os níveis gerais de renda, uma vez que os preços do petróleo causam a chamada inflação de custo pela seu encarecimento e sua oferta decrescente.

Vale mencionar ainda que para a Teoria Econômica, energia não pode ser produzida, somente consumida, no sentido de que ela não é uma mercadoria como outra qualquer, sempre incorrendo em perdas, da forma como se apresenta a natureza.

No caso brasileiro,⁶ os efeitos negativos deste cenário não se mostram muito fortes, uma vez que possuímos uma matriz energética favorável. A tabela 1 mostra a comparação dos perfis de oferta de energia primária mundial com a brasileira.

TABELA 1. COMPARATIVO DOS PERFIS DE OFERTA DE ENERGIA PRIMÁRIA

Fonte Primária	Brasil	Mundo
Petróleo & Derivados	40,20%	35,30%
Gás Natural	7,70%	21,10%
Carvão Mineral	6,50%	23,20%
Nuclear	1,80%	6,50%
Hidráulica	14,60%	2,20%
Biomassa	29,20%	10,60%
1 - Derivados de cana	-13,40%	-
2 - Carvão vegetal	-12,90%	-
3 - Outros renováveis	-2,90%	-
Total	100,00%	100,00%

FONTE: ANEEL(2004) [1]

⁵SOUZA, V. e VERSIANI, I. [30] **Petróleo e dólar complicam ajuste fiscal**, in Folha de São Paulo, 16 de setembro de 1999.

⁶Para uma discussão completa das possibilidades brasileiras no cenário energético, vide PORTO (2006) [27].

Destaca-se que apenas 12,8% da energia primária ofertada no mundo é oriunda de fontes renováveis (hidráulica e biomassa), enquanto que no Brasil 43,8% da energia primária se origina desta fonte. A parcela correspondente de energia hidroelétrica chega a 92% do total da oferta de energia elétrica (térmica + hidroelétrica). (ANEEL, 2004) [1]

3 METODOLOGIA

A alta dos preços do petróleo vem afetando os mercados mundiais ultimamente, atingindo altas históricas, preocupando os governos de diversas economias a tomarem medidas cabíveis para contornar tal fenômeno. Com o objetivo de fazer levantamentos empíricos sobre a evolução histórica das séries de preços do petróleo e de fazer projeções de curto prazo, este trabalho emprega os seguintes procedimentos econométricos de séries temporais para três modelos distintos a saber⁷:

- Testes de estacionariedade e modelo de co-integração; (Equações 1, 2 e 3)
- Verificação dos pressupostos do modelo clássico de regressão linear normal; (Equações 5, 7, 8, 9, 10 e 11)
- Estimativa dos modelos GARCH, TARCH e EGARCH para variâncias condicionais; (Equações 12 a 14)
- Estimativa da Curva de Impacto de Notícias de Engle & NG (1991) [11];
- Estimativa e projeção n passos à frente pelo modelo VAR e VEC, formando uma espécie de modelo GARCH-VAR (ou GARCH multivariado). (Equações 17 a 20)

Na primeira etapa o modelo de cointegração objetiva testar a relação de longo prazo entre os preços do WTI e Brent, com a aplicação de testes de estacionariedade em ambas as séries com o intuito de checar a presença de raízes unitárias nas séries caracterizadas como caminhos aleatórios, ou seja, processos estocásticos não-estacionários afim de checar a hipótese de que os preços do passado são capazes de influenciar os preços no presente e determinar a ordem de integração das mesmas. Dentro da segunda etapa da análise, são avaliados os 10 pressupostos do modelo clássico de regressão linear normal (MCRLN) para a regressão cointegrante de longo prazo: (GUJARATI, 2000) [17]

1. Linearidade nos parâmetros do modelo;
2. Nenhum erro de medida nos X 's, ou seja, a variável explicativa é não-estocástica;
3. A expectativa do erro deve ser nula, $E(u_i) = 0$; Testada sobre H_0 : média populacional = 0. (Equação (7))
4. Ausência de heterocedasticidade, $E(u_i^2) = \sigma^2$; Avaliada pelo teste de White. (Equação (8))
5. Não há autocorrelação nas perturbações para os dados X 's, $E(u_i u_j) = 0$ para $i \neq j$; Verificada através do teste de Breusch-Godfrey e de efeito ARCH. (Equação (9))

⁷Vide o conjunto de equações no apêndice.

6. O termo de perturbação é não-correlacionado ou independente, ou seja, $E(u_i X_{1,i}) = E(u_i X_{2,i}) = \dots = E(u_i X_{k,i}) = 0$.
7. O número de observações deve ser maior do que o número de regressores.
8. “Deve haver variabilidade suficiente em valores assumidos pelos regressores.” (Gujarati, 2000, p.311) [17]
9. O modelo tem especificação correta, ou seja, ausência de erro de especificação. Avaliada pelo teste RESET. (Equação (10))
10. Postula que não há relação linear exata (multicolinearidade) nos regressores.
11. A variável u_i tem distribuição normal. Avaliada através do teste de Jarque-Bera. (Equação (11))

Através da suposição levantada por PINDYCK e RUBINFELD (2004, p. 328) [28] de que: “Em algumas aplicações pode haver motivo para acreditar que a variância do termo de erro não é uma função de uma variável explanatória, mas, em vez disso, varia ao longo do tempo de uma maneira que depende de quão elevados tenham sido os erros no passado.” Deste modo, com os resíduos obtidos das equações de longo prazo (4) e a de curto prazo (6) verificam-se os padrões de aglomeração de volatilidades e se a capacidade de previsão das variáveis oscila consideravelmente de um período para outro.

A presença de volatilidade na dinâmica de preços do petróleo pode ajudar a explicar tal variabilidade que na maioria das vezes são atribuídas a convulsões políticas, mudanças nas políticas macroeconômicas, notícias e informações, etc. Como propõe GUJARATI (2000, p.438) [17] “Isto sugeriria que a variância dos erros de previsão não é constante, mas varia de um período para outro, ou seja, há uma espécie de autocorrelação na variância dos erros de previsão.”

Para justificar a autocorrelação na variância no termo de perturbação das regressões de curto e de longo prazos, Robert Engle introduziu a modelagem de heterocedasticidade condicional regressiva (ARCH) afim de trazer maior eficiência.⁸

No entanto, parece haver a chance da volatilidade dos preços dos óleos ser explicada por vários períodos de tempo para trás, de acordo com PINDYCK e RUBINFELD (2004, p. 329) [28] “(Isto é verdade, por exemplo, em aplicações financeiras que implicam o uso de dados diários ou semanais). O problema é que nesse caso é preciso estimar um grande número de parâmetros, e isso pode ser difícil se fazer com precisão.” O modelo GARCH (p, q) incorpora a volatilidade do último período (termo ARCH) e a variância do último período (termo GARCH). Nesta modelagem, se a soma dos parâmetros ARCH e GARCH forem muito próximas de 1, há um indicativo de que os choques de volatilidade serão persistentes, havendo uma convergência da previsão da variância condicional direcionar-se para uma constante lentamente. (EViews 4 USER’S GUIDE, 2002) [12].

Salientam GOULART *et. alli* (2005, p. 89) [16], que “apesar de o modelo GARCH (p, q) captar corretamente diversas características observadas nas séries históricas financeiras, como a leptocurtose (ou seja, com curtose > 3 , as distribuições apresentam “picos

⁸PINDYCK e RUBINFELD (2004) [28], explicam a importância da eficiência de um estimador, pois para que β seja não-tendencioso eficiente, dado um tamanho de amostra, a sua variância será menor que qualquer outro estimador não-tendencioso. A eficiência é desejável, pois quanto maior seja a eficiência associada a uma estimativa, tanto mais forte é a afirmação estatística que se pode fazer a respeito de parâmetros estimados.

altos” e “caudas gordas”) e agrupamento de volatilidades, não capta o efeito de alavancagem [sic]⁹, uma vez que a variância condicional é função apenas da magnitude das inovações e não dos seus sinais.”

Assim surgiram algumas extensões com a finalidade de modelar o problema da assimetria, tais como os modelos EGARCH e TARCH.

ZAKOIAN e GLOSTEN (1994), JAGANATHAN e RUNKLE (1993) [35], introduziram de maneira independente o modelo TARCH. Nesse modelo, é acrescentado um termo à equação-padrão GARCH, que objetiva reconhecer os componentes assimétricos à volatilidade condicional. Segundo Eviews 4 User’s Guide (2002), neste modelo as boas notícias ($\epsilon_1 > 0$) e as más notícias ($\epsilon_1 < 0$), exercem diferentes efeitos na variância condicional:

As boas notícias tem impacto em a_1 , enquanto as más notícias tem impacto em $(a_1 + \gamma_1)$. Se $\gamma_1 > 0$ dizemos que o chamado leverage effect existe, onde as más notícias elevam a volatilidade. Se $\gamma \neq 0$, o impacto de notícias é assimétrico.

O modelo EGARCH, foi proposto por NELSON (1991) [24], onde incorpora os efeitos assimétricos de mercado aos modelos auto-regressivos de volatilidade condicional, e a não imposição artificial de restrições aos parâmetros da equação, dada a sua formulação em termos logarítmicos. SHEPPARD (2006, p. 13) [31] explica que o modelo EGARCH, modela o logaritmo da variância condicional e inclui ambos os termos simétrico e assimétrico.

Ressaltam Goulart *et alli* (2005, p. 89) [16] que o referido modelo necessita de adaptações para a sua implementação computacional e, por vezes, apresenta um alto grau de persistência após choques significativos de volatilidade.

Recentemente, tem-se observado constantes choques de notícias e informações desviando os preços dos óleos de uma tendência definida, dificultando as previsões de muitos analistas de mercado e investidores. Um exemplo de notícia em VALOR (2006) [34], aponta para a falta de uma tendência definida nos preços da *commoditie* WTI, baseada unicamente em fundamentos microeconômicos:

Os preços do petróleo operam sem tendência definida em Nova York nesta tarde, após a decisão da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (Opep) de manter inalterada a cota de produção da commodity pelo cartel. Os agentes do segmento ponderam ainda o aumento da previsão do grupo para a demanda global neste ano, que passou de 85,37 milhões de barris diários para 85,5 milhões de barris por dia. Instantes atrás, o contrato de WTI negociado para abril em Nova York apurava aumento de US\$ 0,08, para US\$ 58,24. O vencimento de maio era negociado a US\$ 60,43, com queda de US\$ 0,04.

Nesse contexto, o conceito da Curva de Impacto de Notícias foi desenvolvida por ENGLE & NG (1991) [11] para representar a resposta da volatilidade a choques nos valores dos retornos dos preços. No entanto, é muito observado que movimentos para baixo do mercado, são seguidos de altas volatilidades da mesma magnitude.

Esta característica se deve a distribuição de probabilidade leptocúrtica de ativos financeiros, possuindo média alta e caudas largas. Segundo GLEISER (2002, p. 220) [15]:

As caudas largas podem ser atribuídas ao fato de que as informações que movimentam o mercado surgem em blocos, e não de forma contínua. Assim, grandes variações nos preços ocorrem em pequenas quantidades de grandes magnitudes (...). Como a distribuição das informações é leptocúrtica, a distribuição das variações de preços também o é.

⁹Os autores se referem ao leverage effect ou efeito assimetria.

Para descrever este fenômeno ENGLE & NG (1991) [11], descrevem a Curva de Impacto de Notícias com resposta assimétrica a boas e más notícias. A Curva é representada a seguir:

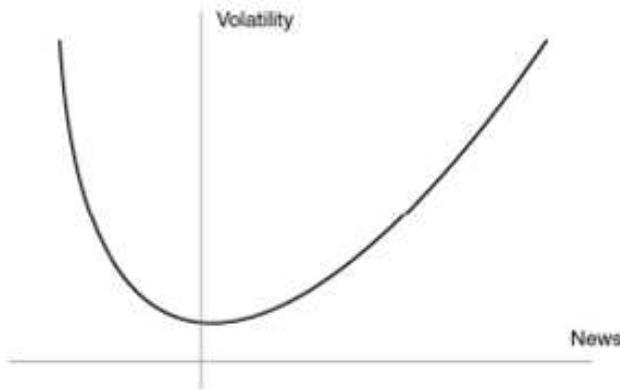


FIGURA 2 - REPRESENTAÇÃO TEÓRICA DA CURVA DE IMPACTO DE NOTÍCIAS DE GRANGER & NG [11]

FONTE: EVIEWS 4 USER'S GUIDE (2002, p. 408) [12]

Salienta SHEPPARD (2006, p.18) [31], ainda que com uma escala larga de modelos de volatilidade, pode ser difícil determinar o efeito preciso de um choque à variância condicional [volatilidade].

“Assim como a função de impulso-resposta resolveu edições similares em modelos VAR, a curva de impacto de notícias resolve este problema em modelos ARCH. A curva do impacto de notícias é quase auto-descritiva. Mede o efeito de um choque na variância condicional do período seguinte. Para normalizar a curva, a variância no período atual é ajustada à variância incondicional.”

A estimativa desta curva, objetiva plotar a volatilidade σ^2 de encontro com o impacto de choques, $z = \epsilon/\sigma$, onde fixam-se o ultimo período de volatilidade, σ_{t-1}^2 , a mediana da série de variância condicional estimada e aproxima o impacto de um período condicionado ao ultimo período de volatilidade. (EVIEWS 4 USER'S GUIDE, 2002, p. 410) [12].

Finalmente na última etapa, com o objetivo de analisar o comportamento dinâmico dos preços do petróleo, as etapas metodológicas para o desenvolvimento do VAR são as seguintes: (GUJARATI, 2000 [17] e PINDYCK & RUBINFELD, 2004 [28])

- 1º: Escolher a defasagem ótima do sistema pelos critérios Akaike (AIC) e Schwartz (SC); (Equações 15 e 16)
- 2º: Relacionar três variáveis principais no modelo, a saber: O logaritmo natural dos preços do WTI, $\ln WTI_t$; o logaritmo natural do preço do Brent, $\ln Brent_t$ e a volatilidade dos óleos gerada pelo processo GARCH, σ_t^2 ; (Equação 17)
- 3º: Realizar o teste de Johansen-Juselius para verificação de mais de um vetor de cointegração diferentemente do teste EG disposto anteriormente que supõe a presença de uma única relação de cointegração;
- 4º: Estimar o modelo VAR para as séries cointegradas e interpretar sua relação de longo prazo; (Equação (17))

- 5º: Estimar o modelo VEC (Vetor de correção de erros) para analisar o comportamento de curto prazo;
- 6º: Sumariar os resultados por meio da função de impulso-resposta e da decomposição da variância; (Equação (18))
- 7º: Computar as projeções para os preços com base no modelo simulado em relação aos valores efetivos; (Equações 17 a 19)

Os dados foram obtidos junto ao site do órgão de pesquisas energéticas norte-americanas, EIA (2008) [7] e segue a periodicidade diária para os preços *spot*¹⁰ do Brent¹¹, negociado na Bolsa de Londres e WTI (West Texas Intermediate) que é negociado na Bolsa Mercantil de Nova Iorque, com período de cobertura de 02 de janeiro de 1986 até 8 de abril de 2008, totalizando 5719 observações, período este conhecido como início do contra-choque.

Como explica CAVALCANTE (2007) [4], a precificação de referência para o petróleo se deu com os *benchmarks*, ou seja, um padrão de referência a partir do qual o preço de uma determinada *commodity* é obtida a partir das décadas de 70 e 80 com o crescimento do mercado *spot*. O gráfico a seguir demonstra o comportamento dos preços do petróleo em dólares norte-americanos por barril, cobrindo o período proposto para análise.

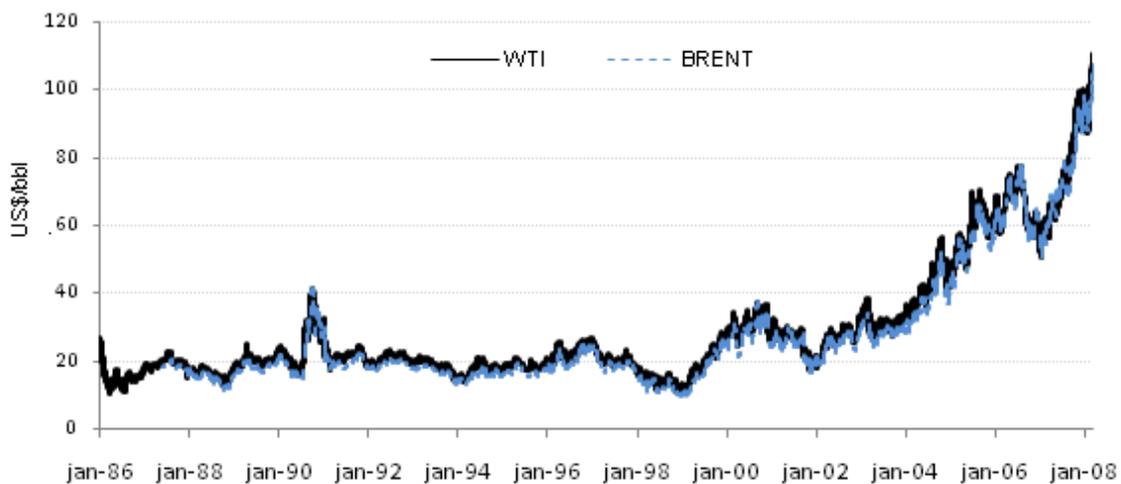


GRÁFICO 1 - COMPORTAMENTO DOS PREÇOS *spot* DO PETRÓLEO (em US\$/bbl.)
 FONTE: EIA (2008) [7]

Antes da predominância do mercado *spot*, os preços eram determinados com base em contratos de longo prazo entre compradores e vendedores (em sua maioria, países da OPEP) através das empresas estatais de petróleo dos países produtores. (*Benchmark* não-oficial: Árabe Leve). O crescimento da produção não-OPEP a partir do final dos anos de 1970 (Reino Unido, México e Egito), o processo de nacionalização das *majors*, e o maior número de agentes operando no mercado internacional favoreceu a expansão do *spot* e a reformulação do mercado de contratos de longo prazo (que se tornaria o atual mercado a termo ou *forward*). Neste trabalho serão analisadas somente os preços *spot* uma vez que se espera uma convergência dos preços *spot* aos preços futuros e vice-versa em relação ao tempo. (HULL, 2006) [18]

¹⁰“O termo *spot* provém do inglês e significa a vista, ou seja, é usada a série *spot*, pois se acredita numa maior volatilidade dos preços do que no mercado futuro ou estrutura a termo” (DIAS, 2005) [6].

¹¹Brent era o nome de uma antiga plataforma de petróleo (Brent Spar) da Shell no Mar Norte.

4 RESULTADOS

Dentro da literatura de análise de séries temporais sugere-se a apresentação dos dados em gráficos¹². A seguir são ilustrados as séries de preços do WTI e Brent (sem transformações logarítmicas) e seus retornos ($rWTI$ e $rBrent$ ¹³ com os respectivos histogramas e distribuições de probabilidade.

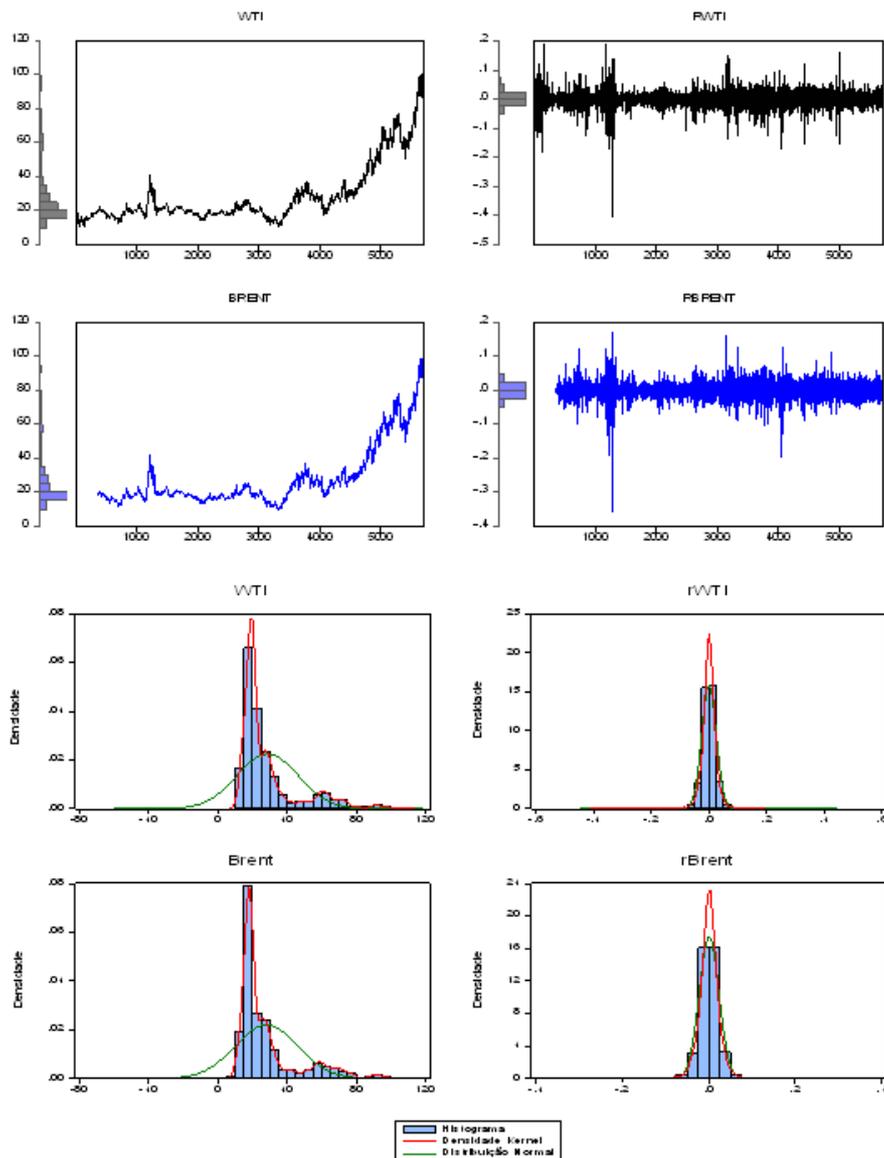


GRÁFICO 2 - Trajetória dos preços do WTI e Brent e retornos ($rWTI$ e $rBrent$). Histogramas nos eixos das ordenadas.

NOTA: Abaixo histogramas e distribuições de probabilidade normal (em verde) e densidade Kernel (em vermelho).

¹²Os procedimentos econométricos deste trabalho foram realizados através dos softwares Eviews 6.0 [13] e Matlab 6.5 [22].

¹³As séries $rWTI$ e $rBrent$ são iguais a transformação das séries logarítmicas na sua primeira diferença. Por exemplo, a série $rWTI = (\ln WTI_t / \ln WTI_{t-1}) - 1 = \Delta \ln WTI_t$

Partindo para os resultados através da metodologia proposta, mediante aplicação dos testes de estacionariedade DF, DFA e PP (Equações 1, 2 e 3) verificou-se que as séries dos preços *spot* do $\ln WTI_t$ e $\ln Brent_t$ não se mostraram estacionárias em nível, apresentando assim raiz unitária, sugerindo que a influência dos (*logs*) preços no presente são explicados pelos (*logs*) dos preços no passado e que as observações do passado fornecem algum poder de previsão acerca dos preços no futuro, enquanto que seus retornos $\Delta \ln WTI_t$ e $\Delta \ln Brent_t$, ou seja, na forma de primeira diferença se mostraram I(1)¹⁴.

Como a representação visual exposta no gráfico 1 demonstra a tendência para cima de forma estocástica e com uma relativa sincronia para ambas as séries de preços, com a estimativa da equação de longo prazo (4)¹⁵ obtêm-se os seguintes resultados:

$$\begin{aligned} \ln \widehat{WTI}_t &= 0,224253 + 0,9496887 \ln Brent_t \\ t &= (68,45) \quad (935,40) \\ R^2 &= 0,99 \quad d = 0,3152 \end{aligned}$$

Onde cerca de 99% das variações nos preços do Brent explicam as variações de WTI, com o coeficiente de elasticidade apresentando sinal esperado (relação positiva), indicando que para cada oscilação de 1% no WTI, o Brent tende a variar em torno de 0,95%.

A sua combinação linear irá mostrar que as séries são estacionárias evitando deste modo o problema de regressão espúria, não estacionariedade e de tendência estocástica. Para checar esta possibilidade, rodaram-se os testes de Engle Granger e Durbin Watson para Regressão Cointegrante, com os seguintes resultados:

DWRC: $H_0 : d = 0$; Valores tabulados: 1% = 0,511; 5% = 0,386; 10% = 0,322

EG¹⁶: $\tau = -29,79154$; Valor $p = 0,00$

$$\begin{aligned} H_0 : |\tau| \geq 1\% &= | -3,95975 | \\ H_0 : |\tau| \geq 5\% &= | -3,410643 | \\ H_0 : |\tau| \geq 10\% &= | -3,127102 | \end{aligned}$$

O teste DWRC apontou para a rejeição da hipótese de cointegração em todos os níveis de significância uma vez que d foi maior que os valores tabulados.

Em contraste o teste EG apontou para a estacionariedade do resíduo da equação de longo prazo, com valor de $|\tau|$ maior do que os valores tabulados, mostrando desta forma, que, mesmo que as séries $\ln WTI_t$ e $\ln Brent_t$ sejam individualmente não-estacionárias, elas são cointegradas, validando desta maneira os testes t , F , etc. obtidos na equação de longo prazo.

Neste trabalho serão considerados os resultados obtidos pelo teste EG para fins práticos de análise¹⁷, pois conforme destaca GUJARATI (2000, p. 732 [17]): “A valiosa contribuição dos conceitos de raiz unitária, co-integração, etc, é nos obrigar a verificar se os resíduos da regressão são estacionários.” Logo, ainda que haja equilíbrio de longo prazo, no curto prazo, podem ocorrer desequilíbrios e o erro de (4) pode ser usado para ligar o comportamento de $\ln WTI_t$ de curto prazo com seu valor a longo prazo, como um “erro equilibrador” (Gujarati, 2000 p. 734 [17]). O Mecanismo de Correção de Erros corrige quanto ao desequilíbrio, gerando desta

¹⁴Os testes de estacionariedade incluem tendência e intercepto.

¹⁵A especificação na forma logarítmica ameniza o problema da heterocedasticidade nas variâncias do erro (MADDALA 2003, p.115 [21]) e possibilita a interpretação dos coeficientes como elasticidades.

¹⁶Estimativa pelo teste PP para (\hat{u}_i) com tendência e intercepto. Os testes DF e ADF também se mostraram altamente significativos e apontaram para a hipótese de cointegração das séries de longo prazo. Para a equação de curto prazo o teste EG também indicou a presença de cointegração.

¹⁷Há uma vasta discussão na literatura a respeito da superioridade de DWRC sobre EG e EGA e seu poder estatístico, ou seja, a probabilidade de não se cometer um erro do Tipo II, ou seja, aceitar uma hipótese nula quando ela é falsa. Vide ENGLE & GRANGER (1987) [10].

maneira as respectivas elasticidades de ajuste e a velocidade da captura ao ajustamento de longo prazo.

Por intermédio da estimativa da equação (6) de curto prazo, foram obtidos os seguintes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \widehat{WTI}_t &= 0,000106 + 0,649109 \Delta \ln Brent_t - 0,127156 \widehat{\mu}_{t-1} \\ t &= (0,404412) \quad (56,05346) \quad (-18,05930) \text{ valor } p = 0,00 \\ R^2 &= 0,3755 \quad d = 2,36 \quad \text{Verossimilhança log} = 13596,44 \end{aligned}$$

Mostrando que alterações a curto prazo nos preços do Brent têm efeitos positivos significativos nos preços do WTI e que cerca de 13% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou equilíbrio dos preços do WTI, é eliminada ou corrigida a cada dia de negociação. A elasticidade de longo prazo obtida em (4) é cerca de 0,95% para os preços do Brent confirmando a relação de longo prazo entre as duas séries de preços e que os preços WTI se ajustam a sua trajetória de crescimento a longo prazo com razoável rapidez após uma perturbação.

Partindo para a próxima etapa metodológica, verifica-se que somente a 1^a, 2^a, 7^a e 8^a hipóteses do MCRLN não foram violadas, enquanto que da 3^a a 6^a, da 9^a a 11^a foram violadas. Uma atenção especial tem de ser dada a respeito da violação da 4^a hipótese que pressupõe que a variância dos erros seja homocedástica, da 5^a e 6^a hipótese que assumem ausência de autocorrelação e independência de erros; o teste de efeito ARCH e estatística DW sugeriram fortes indicativos de que a variância dos erros se correlaciona serialmente; e ademais, a respeito da violação da 9^a hipótese avaliada pelo teste RESET de Ramsey, o valor de F se mostrou altamente significativo, incorrendo em viés de especificação para ambas as equações de curto e longo prazo, talvez pela provável omissão de variáveis relevantes como taxas de juros ou inflação norte-americanas ou de países da OECD, valores de contrato futuro de petróleo ou até mesmo das relações entre as variações das relações cambiais entre o euro e o dólar americano, conforme trabalhos desenvolvidos por BARREL e POMERANTZ (2004) [2] e CPB (2006) [3].

Com a finalidade de contornar esses problemas a estimativa pelos modelos da família GARCH permitem visualizar os padrões das volatilidades no período selecionado. Assim, parte-se para a estimativa do modelo GARCH (1,1) através da equação (12), assumindo a distribuição geral/generalizada dos erros¹⁸ e levando-se em conta a heterocedasticidade na covariância dos coeficientes¹⁹:

$$\begin{aligned} \Delta \ln WTI_t &= 0,000511 & \Delta \ln Brent_t &= 0,000543 \\ z &= (2,278506) & z &= (2,389108) \\ \sigma_i^2 &= 7,41 + 0,079931 \epsilon_{t-1}^2 + 0,909692 \sigma_{t-1}^2 & \sigma_i^2 &= 7,07 + 0,08079 \epsilon_{t-1}^2 + 0,9074 \sigma_{t-1}^2 \\ z &= (1,54) \quad (0,007) \quad (0,9096) & z &= (4,76) \quad (10,98) \quad (109,03) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Parâmetro } r &= 1,278523 \\ R^2 &= -0,000105 \quad d = 2,03 \\ \text{Verossimilhança log} &= 13930,18 \\ & \quad s = 0,025161 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Parâmetro } r &= 1,338487 \\ R^2 &= -0,000092 \quad d = 1,92 \\ \text{Verossimilhança log} &= 13429,02 \\ & \quad s = 0,022883 \end{aligned}$$

Os resultados obtidos com ambas as equações mostram que os coeficientes ARCH e GARCH foram estatisticamente significativos e apresentaram os sinais esperados. Os valores dos erros-padrão (s) foram baixos, com suspeitas de ausência de autocorrelação de acordo com as estatísticas Durbin Watson (d) e ainda, os valores da função de verossimilhança logarítmica diminuíram em relação ao modelo de co-integração estimado anteriormente.

¹⁸Vide a equação (20).

¹⁹Vale destacar ainda que o algoritmo de otimização utilizado na estimação foi o de Berndt-Hall-Hall-Hausman.

O valor dos parâmetros r foram inferiores a 2, evidenciando a hipótese de que os erros de distribuem com caudas gordas.

Para ambas as equações, os valores da soma dos coeficientes ARCH (ϵ_{t-1}^2) e GARCH (σ_{t-1}^2) foram muito próximos de 1, indicando desta maneira que os choques de volatilidade serão persistentes, havendo deste modo uma convergência da variância condicional se direcionar a uma constante lentamente.

Vale destacar o baixo valor obtido com o R^2 , conforme uma explicação clara dada por PINDYCK e RUBINFELD (2004, p.335) “Como a estimação por mínimos quadrados ordinários maximiza o R^2 a correção para levar em conta a heterocedasticidade (...) pode levar a uma redução do R^2 . (Esse é um exemplo de que o valor de R^2 para avaliar uma regressão é limitado).”

Como a equação de longo prazo estimada possibilita uma visualização sutil dos agrupamentos de volatilidades através de seus resíduos, o modelo GARCH (1,1) de (12) trabalha as variâncias condicionais para cada série temporal individualmente, melhorando significativamente seus resultados uma vez que não viola alguns pressupostos teóricos básicos do modelo clássico de regressão linear normal MCRLN e capta algumas características das distribuições de probabilidade nestes retornos.

Uma visão geral que se pode observar no gráfico a seguir é a de que o aumento dos patamares de preços do petróleo, não necessariamente indicam maiores níveis de volatilidade, o que corrobora com o trabalho de JUNIOR, LOOTY E FERNANDES (2006) [19].

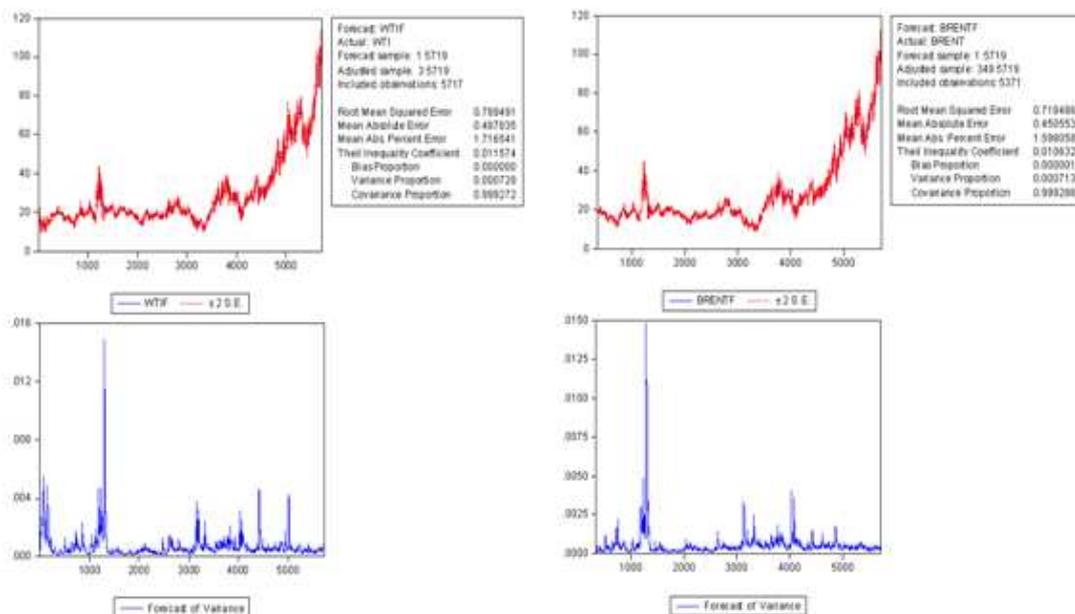


GRÁFICO 4 - AJUSTE HISTÓRICO PELO MODELO GARCH (1, 1) PARA OS RETORNOS DOS PREÇOS DO WTI e BRENT (EM VERMELHO) E RESPECTIVAS VOLATILIDADES (EM AZUL).

FONTE: Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 6 [13].

Outro ponto interessante a destacar diz respeito ao período coberto pela Guerra do Golfo, onde a volatilidade oscilou em torno de 50% para os retornos dos preços do WTI e 25% para o Brent. As volatilidades se mostraram relativamente altas em seguida, entre de 21/05/1986 a 29/01/1999, com o início do programa de exportação iraquiano o qual impôs uma elevação nos seus preços posteriormente em conjunto com o aumento da produção da OPEP, os preços do Brent variaram na casa dos 25% e os do WTI na ordem dos 35%.

Já entre 01/02/1999 a 03/08/2006, fatos e notícias marcantes afetaram os processos de tomada de decisão dos agentes econômicos em conjunto com a modernização dos mercados financeiros com o início da iminência de guerra dos EUA contra o Iraque motivados pelos ataques

as torres gêmeas, da desvalorização da moeda norte-americana, a crescente demanda mundial em especial a chinesa, adversidades climáticas, oferta fragilizada e questões políticas de países exportadores, motivaram uma variação entre 5 a 7,5% para ambas as *commodities*.

E finalmente, numa perspectiva mais recente, de 05/08/2006 a 08/04/2008, os principais eventos atribuídos a conflitos políticos entre EUA e Irã quanto ao seu programa de beneficiamento nuclear, furacões nos EUA, a desaceleração do ritmo de crescimento da economia norte-americana e sua crise hipotecária e a alta histórica no patamar de preços quebrando a barreira histórica dos US\$ 100,00/barril geraram uma instabilidade na ordem de 4%.

Através da estimativa do modelo TARARCH (1, 1) para toda a série de $\Delta \ln WTI_t$ e $\Delta \ln Brent_t$ torna-se possível reconhecer os componentes assimétricos na volatilidade condicional. Os resultados alcançados com a estimativa da equação (13) foram os seguintes:

$$\begin{aligned} \Delta \ln WTI_t &= 0,000547 \\ z &= (2,400992) \\ \sigma_t^2 &= 7,44 + 0,087863\epsilon_{t-1}^2 - 0,014\epsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,909\sigma_{t-1}^2 \\ z &= (4,79) \quad (9,18) \quad (-1,24) \quad (114,09) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r &= 1,280724 \\ R^2 &= -0,000137 \quad d = 2,03 \\ \text{Verossimilhança} & \log=13930,82 \quad s = 0,025161 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln Brent_t &= 0,000524 \\ z &= (2,274221) \\ \sigma_t^2 &= 7,16 + 0,077\epsilon_{t-1}^2 + 0,0007\epsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,906\sigma_{t-1}^2 \\ z &= (4,80) \quad (8,033) \quad (0,622) \quad (108,65) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r &= 1,338824 \\ R^2 &= -0,000077 \quad d = 1,92 \\ \text{Verossimilhança} & \log=13429,19 \quad s = 0,022883 \end{aligned}$$

Como em ambas as equações para $\Delta \ln WTI_t$ e $\Delta \ln Brent_t$ os valores dos parâmetros ϵ_{t-1}^2 se mostraram superiores a zero, indicando que os efeitos das “boas notícias” tiveram uma maior influência na composição dos preços, enquanto que o parâmetro $\epsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ foi inferior a zero para o WTI, evidenciando desta maneira que não há um movimento de alta da volatilidade quando os preços estão em trajetória de queda ou vice-versa, ou seja, o chamado *leverage effect* onde o efeito das “más notícias” assimétricas elevam o grau de volatilidade não se mostrou presente nesta série temporal.

Em relação ao Brent os resultados divergem no que diz respeito ao parâmetro $\epsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ que foi superior a zero indicando a presença do efeito assimetria.

Vale ressaltar que o valor do parâmetro r foi menor que 2, indicando que a distribuição dos erros não segue uma normal mas do contrário possui caudas largas.

Incorporando os impactos dos efeitos assimétricos e simétricos no modelo, a estimativa do modelo EGARCH (1, 1), para a variância logarítmica que garante que a projeção da variância condicional seja não-negativa, atingiu os seguintes resultados: (Equação (14))

$$\begin{aligned} \Delta \ln WTI_t &= 0,000541 \\ z &= (2,396777) \\ \log \sigma_t^2 &= -0,244593 + 0,175985 \log \sigma_{t-1}^2 + 0,001216 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,985272 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| \\ z &= (-8,284) \quad (13,29) \quad (0,15) \quad (309,16) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r &= 1,284666 \quad R^2 = -0,000131 \quad d = 2,03 \\ \text{Verossimilhança} & \log=13947,07 \quad s = 0,025161 \end{aligned}$$

$$\Delta \ln Brent_t = 0,000499$$

$$z = (2,198963)$$

$$\log \sigma_t^2 = -0,266282 + 0,173733 \log \sigma_{t-1}^2 - 0,004997 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,982591 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$$

$$z = \quad (-8,07) \quad (13,04) \quad (-0,63) \quad (277,36)$$

$$r = 1,328998 \quad R^2 = -0,000058 \quad d = 1,92$$

$$\text{Verossimilhança log} = 13432,76 \quad s = 0,022883$$

Todos os coeficientes se mostraram significativos estatisticamente, com evidência da ausência de autocorrelação serial e com baixos erros-padrão. A função de verossimilhança aumentou para $\Delta \ln WTI_t$ e diminuiu para $\Delta \ln Brent_t$ em relação ao modelo GARCH (1,1).

Divergindo dos resultados encontrados, com o modelo TARCH, agora com o chamado *leverage effect* sendo exponencial sua presença se confirma, uma vez que $\gamma \neq 0$ para ambas as séries de retornos.

A próxima etapa dos procedimentos econométricos visa estimar a Curva de Impacto de Notícias, com resposta simétrica e assimétrica a boas e más notícias, desenvolvida por ENGLE & NG (1993) para representar a resposta da volatilidade a choques nos valores dos retornos dos preços.

Através dos modelos EGARCH (1,1) e TARCH (1,1) estimados anteriormente, torna-se possível representar os choques simétricos e assimétricos à volatilidade.

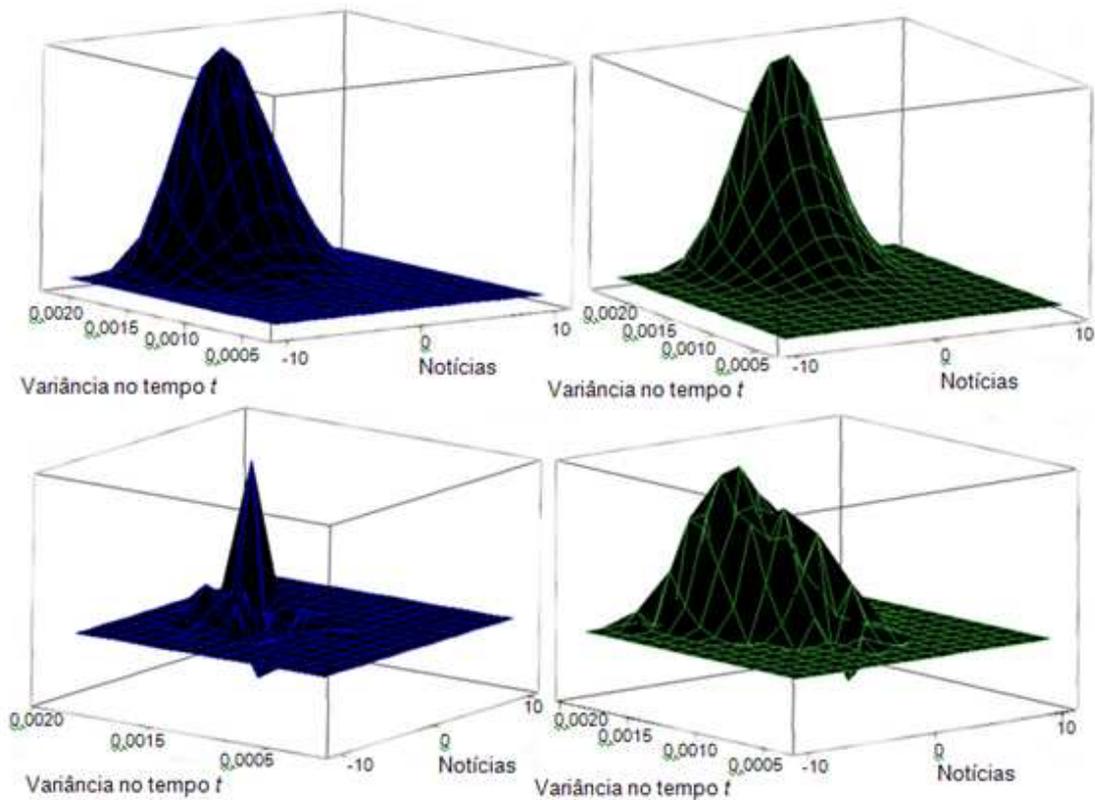


GRÁFICO 5 - Curvas de Impacto de Notícias de Engle & NG. (Acima ajuste EGARCH (1,1) para $\Delta \ln Brent_t$ com grades azuis e $\Delta \ln WTI_t$ com grades verdes. Abaixo ajuste TARCH (1,1) para $\Delta \ln Brent_t$ e $\Delta \ln WTI_t$ respectivamente.)

NOTA: Elaborado pelo autor a partir de saída de Matlab 6.5 [22]

A superfície dos padrões TARCH (1,1) parecem muito mais irregulares do que a obtida com o modelo EGARCH (1,1). Como o *leverage effect* ou ainda, o “efeito prêmio de risco” se mostrou presente na estimativa do modelo EGARCH (1,1), parece que o surgimento das “más

notícias” elevaram a volatilidade recentemente, o que pode ser visto no gráfico acima e pelo parâmetro estimado γ com $\gamma > 0$. Uma outra abordagem assimétrica da Curva de Impacto de Notícias é capaz de capturar quanto o valor mínimo se distancia de $\epsilon_{t-1} = 0$ (ou seja, das novas notícias) é vista por exemplo no modelo GARCH não-linear (NGARCH) em Engle e NG (1993) [11].

Conforme explicam os autores, o modelo EGARCH se diferencia do GARCH em dois aspectos básicos para a Curva de Impacto de Notícias: o modelo EGARCH permite que as boas e más notícias exerçam diferentes impactos na volatilidade e que as “grandes notícias” tenham um impacto maior na volatilidade do que o modelo GARCH convencional.

O que o modelo capta é que, as chamadas más notícias foram capazes de elevar a volatilidade neste mercado, mas não foi capaz de apontar o que pode ser considerada uma má notícia, cabendo ao economista conhecer o funcionamento, a reação dos agentes envolvidos e a dinâmica do mercado com relativa profundidade. Para tal finalidade, recorre-se a ferramenta do modelo VAR/VEC, com 7 defasagens, selecionadas pelos critérios de Akaike e Schwartz (Equações 15 e 16) relacionando as volatilidades geradas pelos processos GARCH (1, 1) de maneira exógena com o $\ln WTI_t$ em função de $\ln Brent_t$ ²⁰.

Através do teste de cointegração de *Johansen-Juselius* os critérios de informação divergem somente no que diz respeito ao tipo de tendência contida nos dados, mas apontam para a existência de três vetores de cointegração na relação proposta. Dessa maneira opta-se pela escolha definida pelo critério de Schwartz da ausência de tendência determinística e intercepto para a escolha do modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), ao nível de 5% de significância, uma vez que as séries de preços seguem um processo de tendência estocástica.

A próxima etapa metodológica consiste em sumariar os resultados obtidos com a decomposição da variância e funções de impulso-resposta para uma alteração de um desvio padrão a 10 períodos à frente obtida com o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR), para simular a reação de $\ln WTI_t$ quando há algum choque exógeno nas variáveis incorporadas no modelo.

As funções de impulso-resposta mostram que o efeito de um choque na volatilidade sobre os preços do WTI são negativos (*Response of log(wti) to garch01*), enquanto a resposta de um choque na volatilidade dos preços do Brent são positivos em relação a seus preços. (*Response of log(brent) to garch02*)

²⁰Consulte anexo para visualizar a regressão estimada e demais resultados do modelo VAR/VEC.

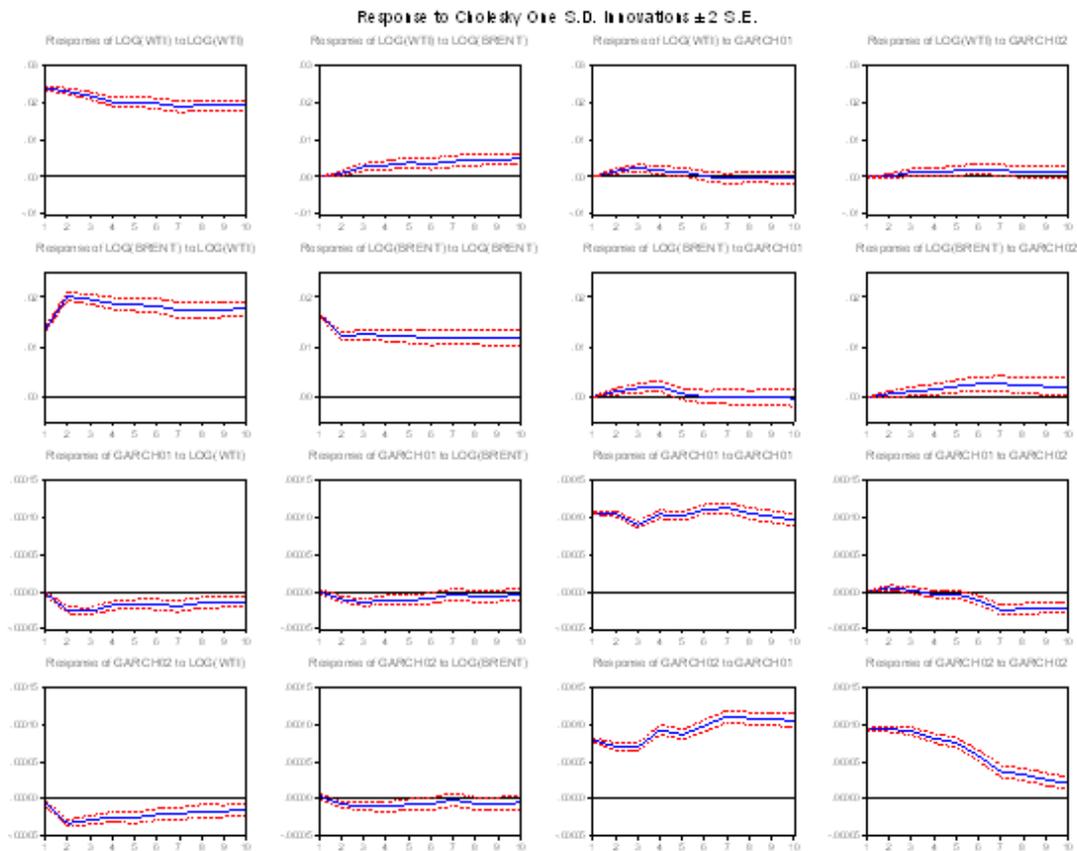


GRÁFICO 6 - Funções de Impulso-Resposta

FONTA: Resultados obtidos a partir da saída de Eviews 6 [13].

NOTA: As linhas contínuas representam as funções impulso-resposta, enquanto as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança para dois desvios-padrão, obtido a partir de uma simulação de Monte Carlo com 1000 repetições.

Com o objetivo de se verificar quanto tempo em média os preços de cada óleo em função de outro e de suas volatilidades podem demorar a se ajustar a um possível choque, desviando de sua tendência de reversão à média²¹, foi calculada a Decomposição da Variância para $\ln WTI_t$ por intermédio da equação (18):

Verifica-se que para 10 dias após o choque, cerca de 21% do comportamento dos preços do WTI se devem a ele mesmo, sendo que os preços do Brent correspondem a cerca de 0,3% dos preços do WTI somente.

²¹Sobre o chamado componente do “Movimento de Reversão à Média” dos preços do petróleo vide DIAS (2005) [6].

TABELA 2 - RESULTADO DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (%) PARA $\ln WTI_t$

Período	$\ln WTI_t$	$\ln Brent_t$	$\sigma_i^2 WTI_t$	$\sigma_i^2 Brent_t$
1º	2,36	0,00	0,00	0,00
2º	4,70	0,00	0,01	0,00
3º	6,90	0,03	0,03	0,01
4º	8,94	0,06	0,05	0,02
5º	10,98	0,09	0,07	0,03
6º	12,98	0,13	0,07	0,05
7º	14,90	0,17	0,07	0,07
8º	16,85	0,21	0,07	0,08
9º	18,81	0,25	0,07	0,09
10º	20,78	0,30	0,07	0,11

FONTE: Resultados obtidos a partir de saída de Eviews 6 [13].

Ainda é interessante ressaltar que do quinto período em diante, após o choque, a volatilidade do WTI tende a se manter um pouco mais estável (0,07%) e a do Brent com uma relativa tendência de alta (de 0,03% para 0,11%).

No entanto, a representatividade do efeito da volatilidade dos preços do Brent é a que detêm um menor impacto após um choque nos preços do WTI, com um média de 0,04% em 10 dias de negociação.

Como o modelo de Vetores de Correção de Erros produz uma projeção razoável para os próximos 7 dias de negociação, é possível estimar o sistema de equações como um modelo GARCH multivariado pelo método diagonal de Baba, Engle, Kraft e Kroner, (BEKK) (ENGLE e KRONER, 1995 [8]) dentro de um processo TAR(1, 1), assumindo-se a distribuição *Student t* multivariada para os erros²² através de algoritmo de otimização de Bern-Hall-Hall-Hausman (BHH)²³.

Os resultados alcançados desta simulação estocástica são representados na tabela 3. É possível notar que o modelo captou a tendência de alta de curto prazo, no entanto não foi capaz de prever a exagerada alta dos preços, fora da trajetória esperada no período.

²²Em ENGLE (1982) [9] a distribuição normal é utilizada, porém, as distribuições Generalizada e a *t* vem sendo empregadas para capturar o excesso de curtose e caudas gordas.

²³Vide resultados obtidos em anexo.

TABELA 3 - RESULTADO DAS PROJEÇÕES PARA OS PRÓXIMOS 7 DIAS DE NEGOCIAÇÃO OBTIDOS COM O MODELO GARCH MULTIVARIADO (GARCH -VAR)

Período (dia de negociação)	WTI (US\$/bbl.)	$\sigma_t^2 WTI_t$	Brent (US\$/bbl.)	$\sigma_t^2 Brent_t$
Valores Projetados				
quarta-feira, 9 de abril de 2008	108,98	0,04%	106,47	0,07%
quinta-feira, 10 de abril de 2008	108,79	0,04%	106,32	0,06%
sexta-feira, 11 de abril de 2008	108,94	0,04%	106,33	0,06%
segunda-feira, 14 de abril de 2008	108,92	0,04%	106,39	0,06%
terça-feira, 15 de abril de 2008	108,90	0,04%	106,36	0,06%
quarta-feira, 16 de abril de 2008	108,96	0,04%	106,45	0,06%
quinta-feira, 17 de abril de 2008	108,95	0,04%	106,47	0,06%
Valores Efetivos				
quarta-feira, 9 de abril de 2008	110,89	0,06%	107,46	0,05%
quinta-feira, 10 de abril de 2008	110,07	0,06%	107,37	0,05%
sexta-feira, 11 de abril de 2008	110,14	0,06%	107,15	0,04%
segunda-feira, 14 de abril de 2008	111,71	0,05%	108,32	0,04%
terça-feira, 15 de abril de 2008	113,77	0,05%	110,84	0,04%
quarta-feira, 16 de abril de 2008	114,8	0,05%	110,95	0,04%
quinta-feira, 17 de abril de 2008	114,8	0,05%	111,34	0,04%
Erro (em %)				
quarta-feira, 9 de abril de 2008	1,75%	0,02%	0,93%	-0,02%
quinta-feira, 10 de abril de 2008	1,17%	0,02%	0,99%	-0,01%
sexta-feira, 11 de abril de 2008	1,10%	0,02%	0,77%	-0,02%
segunda-feira, 14 de abril de 2008	2,56%	0,01%	1,81%	-0,02%
terça-feira, 15 de abril de 2008	4,47%	0,01%	4,21%	-0,02%
quarta-feira, 16 de abril de 2008	5,36%	0,01%	4,23%	-0,02%
quinta-feira, 17 de abril de 2008	5,37%	0,00%	4,58%	-0,02%

FONTE: Dados trabalhados pelo autor a partir de EIA (2008) [7].

Todavia, o modelo afirmou a hipótese levantada por DIAS (2005) [6], em relação ao movimento dos preços no futuro mesmo se adotarmos a extrapolação para 80 dias à frente.

Em relação ao movimento da volatilidade (variâncias condicionais) o modelo apresentou considerável aderência representando os “altos e baixos” das oscilações de sua trajetória histórica, porém desencorajou no que diz respeito a representação do agrupamento de volatilidade (*volatility clustering*) como documentado por MANDELBROT (1963) [23] e FAMA (1965) [14]. Acompanhe o gráfico 7 a seguir:

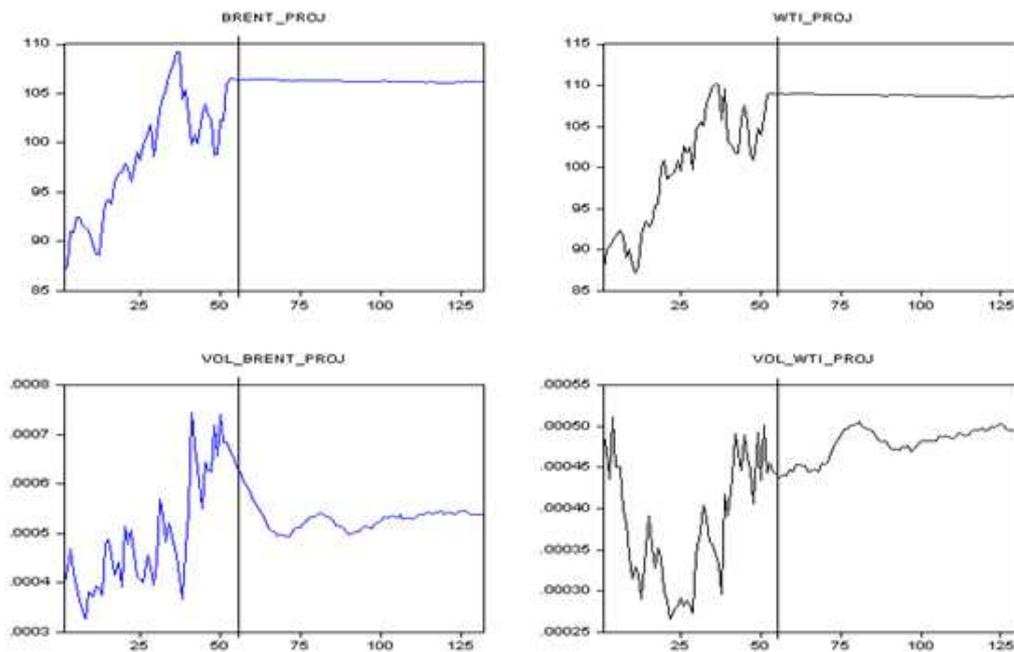


GRÁFICO 7 - Projeções dos preços do Brent (BRENT_PROJ) e WTI (WTI_PROJ) e volatidades projetadas (VOL_BRENT_PROJ e VOL_WTI_PROJ) desde 2 de janeiro de 2008 a 8 de abril de 2008 (período até a linha preta, intervalo de projeção extrapolativa para os próximos 80 dias de negociação á direita da linha preta).

FONTE: Elaboração própria a partir de Eviews 6 [13].

5 CONCLUSÕES

O artigo utilizou a séries de preços *spot* do petróleo WTI e Brent com dados diários de 02 de janeiro de 1986 a 8 de abril de 2008 negociados no mercado norte-americano (NYMEX) e europeu (Bolsa de Londres) respectivamente combinando técnicas de cointegração com o intuito de avaliar a relação de longo prazo entre as séries, com modelos da família GARCH para verificar os graus de volatilidade e os impactos do surgimento de notícias na dinâmica dos preços e variâncias condicionais e de Vetores Autoregressivos construindo o chamado GARCH multivariado, para formar uma previsão para os próximos dias de negociação.

Alguns resultados interessantes foram identificados. Em primeiro lugar verificou-se que a alta dos preços do petróleo desencadeiam efeitos na inflação de curto prazo no sistema econômico motivados por um choque de oferta adverso, elevando o custo de vida, reduzindo a produtividade do trabalho e influenciando os níveis de emprego. Em relação a combinação de desvalorização cambial com alta dos preços do petróleo e derivados tendem a provocar um aumento das expectativas de inflação.

No que diz respeito a política monetária há uma pressão sobre os juros quando esta for orientada para manter a estabilidade de preços, possibilitando traçar um cenário de estagflação dentro deste contexto. No caso brasileiro, os efeitos negativos deste cenário não se mostram muito fortes, uma vez que possuímos uma matriz energética favorável, motivando alguns economistas da linha desenvolvimentista a afirmarem que os preços mais altos motivem maiores investimentos em pesquisa e desenvolvimento de novas tecnologias, fontes de energia renovável, novos poços e bacias, etc.

Cabe salientar ainda, que para a Teoria Econômica, energia não pode ser produzida, somente consumida, no sentido de que ela não é uma mercadoria como outra qualquer, sempre incorrendo

em perdas, da forma como se apresenta a natureza.

Um segundo aspecto relevante pode ser destacado com a metodologia empregada pelo modelo de cointegração apontando para uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços estabelecidos nos dois principais mercados mundiais e que a dinâmica de curto prazo entre ambos segue uma relação positiva evidenciadas pelos valores das elasticidades estimadas. Todavia este modelo violou algumas das principais hipóteses do MCRLN, tais quais a homocedasticidade, ausência de autocorrelação e independência de erros além de um forte viés de especificação de sua forma funcional avaliada pelo teste RESET, possivelmente motivada pela omissão de variáveis relevantes.

O modelo GARCH (1,1) estimado para os retornos dos preços do WTI e Brent ($\Delta \ln WTI_t$ e $\Delta \ln Brent_t$) permitiu visualizar a volatilidade histórica, mostrando que patamares mais elevados dos preços não necessariamente implicam em maiores níveis de incerteza. Mostrou também que o período marcado pela Guerra do Golfo foi o mais volátil da história ($\sigma_t^2 WTI_t$ em torno de 50% e $\sigma_t^2 Brent_t$ na faixa de 25%) seguidos do período de 21/05/1983 a 29/01/1999 marcado pelo início do programa de exportação iraquiano em conjunto com o aumento de preços e oferta da OPEP. Já de 05/08/2006 a 08/04/2008, a volatilidade atingiu 4% motivados pela desvalorização da moeda norte-americana e desaceleração do ritmo de crescimento de sua economia em conjunto com a alta quebrando a barreira dos US\$ 100,00/barril.

A estimativa com $r < 2$ evidenciou a hipótese de que os erros se distribuem com caudas gordas, com a soma dos coeficientes ARCH e GARCH (ϵ_{t-1} e σ_{t-1}^2) muito próximos de 1 indicando que os choques de volatilidade serão persistentes, havendo um processo de convergência da variância condicional á sua média.

Os modelos TAR(1,1) e EGARCH (1,1) apontaram para um maior efeito do surgimento das chamadas “más notícias” motivadas pela presença do leverage effect no aumento dos níveis da variabilidade dos retornos, facilmente visualizados através da Curva de Impacto de Notícias de Engle e Ng. (1995) [11].

Contudo, os modelos assimétricos não são capazes de indicar o que pode ser considerada uma “má notícia” cabendo ao economista conhecer a dinâmica e o funcionamento do mercado com relativa profundidade. Para tal finalidade, os modelos de Vetores Autoregressivos (VAR/VEC) são incorporados na análise como uma útil ferramenta pela Decomposição da Variância dos Erros de previsão e Funções de Impulso-Resposta, simulando os efeitos de choques exógenos até 10 de negociação no mercado nas variáveis do sistema, mostrando que cerca de 20% do comportamento dos preços do WTI se devem a ele próprio sendo que 0,3% dos preços do Brent corresponderão ao impacto sofrido no WTI, com sua volatilidade se estabilizando após o 5º dia e a do Brent com uma leve tendência de alta.

Finalmente um modelo GARCH multivariado é utilizado para projetar os preços e volatilidade 7 dias de negociação á frente, corroborando com os resultados encontrados no trabalho de DIAS (2005) em relação ao movimento futuro dos preços e desencorajando no que diz respeito ao agrupamento de volatilidade (*volatility clustering*), abrindo espaço para o surgimento de estudos futuros com o emprego de modelos com variáveis mais influentes na sua dinâmica e especificação, variabilidade e composição como por exemplo, variáveis qualitativas de cunho político ou informacional, energéticos concorrentes, taxas de juros e outras variáveis macroeconômicas relevantes, ou ainda, a combinação destes modelos num enfoque Bayesiano, ou até mesmo modelos para testar a racionalidade dos agentes envolvidos neste mercado como é sugerido em MADDALA (2003, p. 223-226 [21]).

Referências

- [1] ANEEL Agência Nacional de Energia Elétrica - MME **Balço Energético.**, 2004.
- [2] BARRELL, R., POMERANTZ, O. **Oil Prices and the World Economy**, *In* NIESR Discussion Paper 242., 2004.
- [3] CPB CENTRAAL PLAINBUREAU. **Economic Outlook: The World Economy**, Setembro de 2006, Disponível em: <<http://www.cpb.nl> > Acesso em: Julho de 2007
- [4] CAVALCANTE, M. **Sobre os preços de referência, tipos de mercado e hedging.** Apresentação de Slides, *In* Instituto Brasileiro de Petróleo e Gás, curso Preços do Petróleo Evolução Histórica e Perspectivas de Longo Prazo, 14 a 17 de agosto, Rio de Janeiro, 2007.
- [5] DORNBUSCH, R. FISCHER, S. **Macroeconomia**, ed. Makron Books, McGraw-Hill, São Paulo, 1991.
- [6] DIAS, M., A., G. **Análise de Investimentos com Opções Reais e Jogos de Opções.** Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, *Apresentação de Slides*, primeiro semestre de 2005.
- [7] EIA, ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION. **Spot Prices.** Disponível em: <http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm > Acesso em: 01 de janeiro de 2007.
- [8] ENGLE ROBERT F., K. F. KRONER **Multivariate Simultaneous Generalized ARCH.** *Econometric Theory*, 11, 122-150, 1995. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/cdl/ucsdec/89-57r.html> > Acesso em: abril de 2008.
- [9] ENGLE R., F. **Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation.** *In* *Econometrica* 50: 987-1007, 1982.
- [10] ENGLE R. F. GRANGER C., W. J. **Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.** *In* *Econometrica*, 55, 251-276, 1987.
- [11] ENGLE, R., F., NG, K., V. **Measuring and testing the impact of the news on volatility.** *In* NBER's Working Paper Series, National Economic Bureau Research, Massachusetts, Cambridge, Abril de 1991.
- [12] EVIEWS 4 USER'S GUIDE *Quantitative Micro Software*.LLC, Estados Unidos, fevereiro de 2002.
- [13] EVIEWS 6 USER'S GUIDE *Quantitative Micro Software*.LLC, Estados Unidos, março de 2007.
- [14] FAMA, E. F. **Efficient Capital Markets II.** *In* *Journal of Finance*, v.66, 1970.
- [15] GLEISER, I., **Caos e Complexidade A evolução do pensamento econômico.** Ed. Campus, Rio de Janeiro, 2002.
- [16] GOULART, *et. alli* **Previsão da Volatilidade no Mercado Interbancário de Câmbio.** *In* *Revista de Administração e Economia*. V. 45 CEDEPLAR/UFMG, 2005.
- [17] GUJARATI, D.N., **Econometria Básica.** ed. Pearson Education do Brasil, São Paulo, 2000.
- [18] HULL, J., C. **Options, futures and other derivatives.** ed. Pearson Prentice Hall, New Jersey, 2006.

- [19] JÚNIOR, H., Q., P., LOOTY, M., FERNANDES, C. **O Mercado Internacional do Petróleo: preços altos significam maior volatilidade?**. In *Petróleo e Gás Natural*; Disponível em: < http://www.gee.ie.ufrj.br/publicacoes/pdf/2006_mercado_inter.pdf > Acesso em: fevereiro de 2007.
- [20] KENSKI, R. **Fora de controle: Singularidade. O futuro enlouqueceu?** In *Revista Superinteressante*, Ed. 191, agosto de 2003.
- [21] MADDALA, G.,S. **Introdução à econometria**. ed. LTC - Livros Técnicos e Científicos S.A., Rio de Janeiro, 2003.
- [22] MATLAB, *Matrix Laboratory. The Mathworks Inc.* Estados Unidos, junho de 2002.
- [23] MANDELBROT, B., B. **The variation of certain speculative prices**. In *The journal of business*, 36, p. 394-419, 1963.
- [24] NELSON, D., B. **Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach**. In *Econometrica*, 59, 347-370, Estados Unidos, 1991.
- [25] ONO F.,H. *et alli* **Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente**.In *Econ. aplic.*, São Paulo, v. 10, n. 4, p. , outubro-dezembro de 2006.
- [26] PÉREZ, C. **Cambio tecnológico y oportunidades de desarrollo como blanco móvil**. In *Revista de la CEPAL* n. 75, dezembro de 2001.
- [27] PORTO, M.,F.,P. **O crepúsculo do petróleo Acabou-se a gasolina, salve-se quem puder!**. ed. Brasport, Rio de Janeiro, 2006.
- [28] PINDYCK, S. R., RUBINFELD L. D, **Econometria Modelos e Previsões**. ed. Elsevier, Rio de Janeiro, 2004.
- [29] SOUZA, F., R. **Impacto do preço do petróleo na política energética mundial**, Dissertação de Mestrado apresentada na Universidade Federal do Rio de Janeiro, novembro de 2006.
- [30] SOUZA V., VERSIANI I. **Petróleo e dólar complicam ajuste fiscal**, In *Folha de São Paulo*, 16 de setembro de 1999.
- [31] SHEPPARD, K. **Univariate Volatility Modeling. Lecture 7, Chapter 5**. Disponível em: < <http://www.kevinsheppard.com> > Acesso em: janeiro de 2007.
- [32] SILVA J., C. **Estimação do valor em risco usando informação intra diária**, Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia, Dissertação de Mestrado, Rio de Janeiro, 28 de fevereiro de 2002.
- [33] TIGRE, P. **Inovação e teoria da firma em três paradigmas**. In *Revista de Economia Contemporânea* n.3, Rio de Janeiro, IE/UFRJ, jan.-jun.1998.
- [34] VALOR ECONÔMICO **Preços do petróleo fecham último pregão do mês sem tendência definida**. Disponível em: < <http://www.valoronline.com.br> > Acesso em 01 de abril de 2007.
- [35] ZAKOIAN, J., M., **Threshold Heteroscedastic Models**. In *Journal of Economic Dynamics and Control*, p., 931-944, 1994.

APÊNDICE

Teste Dickey-Fuller:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Teste Dickey-Fuller Ampliado:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta T_{t-1} + a_1 \sum_{t=1}^m \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Teste Phillips-Perron:

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Equação co-integrante de longo prazo:

$$\ln WTI_t = \alpha_1 + \beta_2 \ln Brent_t + \mu_t \quad (4)$$

Teste DWRC:

$$DW = \frac{\sum(e_t - e_{t-1})^2}{\sum(e_t)^2} \quad (5)$$

Mecanismo de Correção de Erros:

$$\Delta \ln WTI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Brent_t + a_2 \hat{\mu}_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

Teste de média populacional zero:

$$t_i = \frac{\bar{x}_i - \mu}{\delta_i} \quad (7)$$

onde: δ_i = desvio-padrão dos resíduos da regressão i ;

\bar{x}_i = média populacional dos resíduos da regressão i ;

Teste de White:

$$\hat{u}_t^2 = a_1 + a_2 X_{2i} + a_3 X_{3i} + a_4 X_{2i}^2 + a_5 X_{3i}^2 + a_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (8)$$

Sobre a hipótese nula: $H_0 : nR_{ass}^2 \sim \chi_{gl}^2$

Teste de Breusch-Godfrey:

$$\mu_t = \rho_1 \mu_{t-1} + \rho_2 \mu_{t-2} + \dots + \rho_\rho \mu_{t-\rho} + \epsilon_t \quad (9)$$

Com $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots + \rho_\rho = 0$

Teste RESET: (GUJARATI, 2000, p. 476 [17])

$$F = \frac{R_{novo}^2 - R_{velho}^2 / (\text{nro. de regressores})}{(1 - R_{novo}^2) / (\text{nro. de parâmetros do novo modelo})} \quad (10)$$

Teste de normalidade Jarque-Bera:

$$JB = n \left(\frac{A^2}{6} + \frac{(c-3)^2}{24} \right) \quad (11)$$

Modelo GARCH (p, q) : (PINDYCK & RUBINFELD, 2004 [28])

$$\Delta \ln WTI_t = a_0 + \epsilon_t; \quad \Delta \ln Brent_t = a_0 + \epsilon_t \quad (12)$$

Variância Condicional: $\sigma_t^2 = a_0 + a_p \epsilon_{t-p}^2 + \lambda_q \sigma_{t-q}^2$

Modelo TAR(1):

$$\Delta \ln WTI_t = a_0 + \epsilon_t; \quad \Delta \ln Brent_t = a_0 + \epsilon_t \quad (13)$$

Variância Condicional: $\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \epsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \epsilon_{1t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$

EGARCH (p, q): Equação da variância condicional:

$$\log \sigma_t^2 = a_0 + \sigma_{t-1}^2 + a \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| \quad (14)$$

Cr terios de Informa  o de Akaike e Schwartz:

$$AIC = \log \left(\frac{\sum \tilde{\epsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{2k}{N} \quad (15)$$

$$SC = \log \left(\frac{\sum \tilde{\epsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{k \log N}{N} \quad (16)$$

Modelo VAR:

$$\ln WTI_t = a + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln WTI_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \ln Brent_{t-j} + \sum_{j=1}^m \varphi_j WTI \sigma_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^m \lambda_j Brent \sigma_{it-j}^2 + \mu_{1t} \quad (17)$$

$$\ln Brent_t = a' + \sum_{j=1}^m \Theta_j \ln WTI_{t-j} + \sum_{j=1}^m \phi_j \ln Brent_{t-j} + \sum_{j=1}^m \psi_j WTI \sigma_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^m \xi_j Brent \sigma_{it-j}^2 + \mu_{2t}$$

Decomposi  o da Vari ncia dos Erros de Previs o (ONO *et. alli*, 2006 [25]):

$$y_{1t} = a_{11} y_{1t-1} + a_{12} y_{2t-1} \epsilon_{1t} \quad (18)$$

$$y_{2t} = a_{21} y_{1t-1} + a_{22} y_{2t-1} \epsilon_{2t}$$

GARCH Multivariado (BEKK diagonal) Engle & Kroner (1995) [8]:

$$H_t = \Omega \Omega' + A \epsilon_{t-1} + \epsilon'_{t-1} A' + B H_{t-1} B' \quad (19)$$

“This Diagonal BEKK model is identical to the Diagonal VEC model where the coefficient matrices are rank one matrices. For convenience, EViews provides an option to estimate the Diagonal VEC model, but display the result in Diagonal BEKK form.” (EViews 6 USER’S GUIDE II, 2007, p. 343 [13])

Algoritmo BHHH (MADDALA, 2001, p. 315 [21]):

$$\Theta_1 = \Theta_0 + \left[\sum_{i=1}^T \left(\frac{(Y_i, \Theta)}{\partial \Theta_0} \right)^2 \right]^{-1} S(\Theta_0) \quad (20)$$

Distribuição geral/generalizada dos erros: (EViews 6 USER'S GUIDE II, 2007, p. 188 [13])

$$l_t = -\frac{1}{2} \log \left(\frac{\Gamma(1/r)^3}{\Gamma(3/r)(r/2)^2} \right) - \frac{1}{2} \log \sigma_t^2 - \left(\frac{\Gamma(3/r)(y_t - X_t' \Theta)^2}{\sigma_t^2 \Gamma(1/r)} \right)^{r/2}$$

Onde o parâmetro caudal $r > 0$. A Distribuição Geral é uma normal se $r = 2$ e de cauda larga se $r < 2$.

ANEXO

TABELA 4 - RESULTADO DO MODELO GARCH MULTIVARIADO PELO MÉTODO DIAGONAL DE BABA, ENGLE, KRAFT E KRONER,(BEKK).

System: SYS02
 Estimation Method: ARCH Maximum Likelihood (BHHH)
 Covariance specification: BEKK
 Date: 04/28/08 Time: 11:50
 Sample: 356 5719
 Included observations: 5364
 Total system (balanced) observations 10728
 Disturbance assumption: Student's t distribution
 Presample covariance: unconditional
 Convergence achieved after 13 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.021433	0.005312	-4.035.074	0.0001
C(2)	-0.057658	0.016483	-3.498.060	0.0005
C(3)	-0.059555	0.018240	-3.265.073	0.0011
C(4)	-0.083127	0.018379	-4.522.991	0.0000
C(5)	-0.057080	0.018406	-3.101.195	0.0019
C(6)	-0.062243	0.018410	-3.380.835	0.0007
C(7)	-0.066615	0.018204	-3.659.282	0.0003
C(8)	-0.025303	0.017158	-1.474.721	0.1403
C(9)	0.029657	0.017512	1.693.493	0.0904
C(10)	0.059141	0.017404	3.398.203	0.0007
C(11)	0.061788	0.018131	3.407.969	0.0007
C(12)	0.067405	0.018123	3.719.217	0.0002
C(13)	0.059177	0.018224	3.247.242	0.0012
C(14)	0.044636	0.018010	2.478.439	0.0132
C(15)	0.028541	0.015937	1.790.826	0.0733
C(16)	2.540.446	1.491.066	1.703.778	0.0884
C(17)	-0.807388	1.434.393	-0.562878	0.5735
C(18)	0.011686	0.004609	2.535.281	0.0112
C(19)	0.460284	0.012872	3.575.815	0.0000
C(20)	0.121696	0.015166	8.024.534	0.0000
C(21)	0.028738	0.015573	1.845.361	0.0650
C(22)	0.039336	0.015238	2.581.441	0.0098
C(23)	-0.012388	0.015467	-0.800916	0.4232
C(24)	-0.008272	0.015010	-0.551079	0.5816
C(25)	-0.000649	0.014860	-0.043646	0.9652
C(26)	-0.258625	0.015924	-1.624.099	0.0000
C(27)	-0.092795	0.016366	-5.670.070	0.0000
C(28)	-0.031055	0.016443	-1.888.701	0.0589
C(29)	-0.001240	0.016445	-0.075431	0.9399
C(30)	0.006574	0.016567	0.396801	0.6915
C(31)	-0.000421	0.016176	-0.025996	0.9793
C(32)	0.026607	0.014364	1.852.370	0.0640
C(33)	-2.263.546	1.290.533	-1.753.963	0.0794
C(34)	2.695.380	1.080.911	2.493.618	0.0126

TABELA 4 - RESULTADO DO MODELO GARCH MULTIVARIADO PELO MÉTODO DIAGONAL DE BABA, ENGLE, KRAFT E KRONER,(BEKK) (Continuação).

t-Distribution (Degree of Freedom)				
C(44)	5.459.451	0.272243	2.005.358	0.0000
likelihood	28466.09	Schwarz criterion		-1.054.331
likelihood	2.653.438	Hannan-Quinn criter.		-1.057.848
criterion	-1.059.735			
Equation: D(LOG(WTI)) = C(1)*(LOG(WTI(-1)) - 1.01873238242				
*LOG(BRENT(-1))) + C(2)*D(LOG(WTI(-1))) + C(3)*D(LOG(WTI(-2))) +				
C(4)*D(LOG(WTI(-3))) + C(5)*D(LOG(WTI(-4))) + C(6)*D(LOG(WTI(-				
+ C(7)*D(LOG(WTI(-6))) + C(8)*D(LOG(WTI(-7))) + C(9)				
*D(LOG(BRENT(-1))) + C(10)*D(LOG(BRENT(-2))) + C(11)				
*D(LOG(BRENT(-3))) + C(12)*D(LOG(BRENT(-4))) + C(13)				
*D(LOG(BRENT(-5))) + C(14)*D(LOG(BRENT(-6))) + C(15)				
*D(LOG(BRENT(-7))) + C(16)*GARCH01 + C(17)*GARCH02				
R-squared	0.011131	Mean dependent var		0.000320
squared	0.008172	S.D. dependent var		0.024220
regression	0.024121	Sum squared resid		3.110.977
statistic)	1.955.849			
Equation: D(LOG(BRENT)) = C(18)*(LOG(WTI(-1)) - 1.01873238242				
*LOG(BRENT(-1))) + C(19)*D(LOG(WTI(-1))) + C(20)*D(LOG(WTI(-2)))				
+ C(21)*D(LOG(WTI(-3))) + C(22)*D(LOG(WTI(-4))) + C(23)				
*D(LOG(WTI(-5))) + C(24)*D(LOG(WTI(-6))) + C(25)*D(LOG(WTI(-7)))				
C(26)*D(LOG(BRENT(-1))) + C(27)*D(LOG(BRENT(-2))) + C(28)				
*D(LOG(BRENT(-3))) + C(29)*D(LOG(BRENT(-4))) + C(30)				
*D(LOG(BRENT(-5))) + C(31)*D(LOG(BRENT(-6))) + C(32)				
*D(LOG(BRENT(-7))) + C(33)*GARCH01 + C(34)*GARCH02				
R-squared	0.114857	Mean dependent var		0.000322
squared	0.112208	S.D. dependent var		0.022898
regression	0.021575	Sum squared resid		2.488.908
statistic)	2.026.402			
Covariance specification: BEKK				
GARCH = M + A1*RESID(-1)*RESID(-1)*A1 + D1.*(RESID(-1))*(RESID(-				
-1)<0))*(RESID(-1))*(RESID(-1)<0))*D1*(RESID(-1))*(RESID(-1)<0))				
(RESID(-1))(RESID(-1)<0))*D1 + B1*GARCH(-1)*B1				
M is an indefinite matrix				
A1 is diagonal matrix				
D1 is diagonal matrix				
B1 is diagonal matrix				
Transformed Variance Coefficients				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
M(1,1)	1.29E-05	1.92E-06	6.712.191	0.0000
M(1,2)	9.37E-06	1.07E-06	8.711.912	0.0000
M(2,2)	1.01E-05	1.47E-06	6.895.914	0.0000
A1(1,1)	0.225193	0.012520	1.798.614	0.0000
A1(2,2)	0.229703	0.014048	1.635.161	0.0000
D1(1,1)	0.072220	0.027856	2.592.580	0.0095
D1(2,2)	-0.129844	0.028312	-4.586.226	0.0000
B1(1,1)	0.959574	0.003842	2.497.899	0.0000
B1(2,2)	0.956245	0.003889	2.458.722	0.0000

NOTA: Resultado obtido pela saída de Eviews 6 [13].