

**RODRIGO HERMONT OZON**

**UMA ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DO PETRÓLEO NO  
MERCADO INTERNACIONAL UTILIZANDO O MODELO GARCH-M**

**CURITIBA**

**2007**

**RODRIGO HERMONT OZON**

**UMA ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DO PETRÓLEO NO  
MERCADO INTERNACIONAL UTILIZANDO O MODELO GARCH-M**

**Monografia apresentada como  
requisito parcial à obtenção do grau  
de Bacharel em Ciências Econômicas  
do curso de Ciências Econômicas,  
Setor de Ciências Sociais Aplicadas,  
Universidade Federal do Paraná,**

**Orientador: Prof, Dr, Marcelo Luiz  
Curado**

**CURITIBA**

**2007**

Á Deus, a minha família e a todos aqueles que acreditam no meu potencial,

## **AGRADECIMENTOS**

*A maravilhosa disposição e harmonia do universo só pode ter tido  
origem segundo o plano de um Ser que tudo sabe e tudo pode,  
Isto fica sendo a minha última e mais elevada descoberta,  
Isaac Newton*

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	vi
LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS.....	vii
INTRODUÇÃO.....	02
1 PROBLEMA.....	03
1.1 Incoerências nos fundamentos microeconômicos nos preços.....	03
1.2 Instabilidade geopolítica no Oriente Médio.....	04
1.3 As hipóteses do problema.....	04
2 OBJETIVOS.....	05
2.1 Objetivo Geral.....	05
2.2 Objetivos Específicos.....	06
3 JUSTIFICATIVA.....	06
4 REFERENCIAL TEÓRICO.....	07
4.1 Evolução das Teorias de Expectativas dos agentes econômicos.....	10
4.3 Histórico da trajetória dos preços do petróleo e fatos relevantes.....	13
4.4 O mercado futuro do petróleo.....	
4.4 Os impactos macroeconômicos das alterações nos preços do petróleo.....	15
5 METODOLOGIA.....	17
5.1 Dados utilizados.....	17
5.2 Modelagem de co-integração.....	
5.3 Testes de avaliação do modelo de regressão.....	
5.4 Modelagem ARCH. GARCH. EGARCH e TARCH.....	
5.5 Modelagem VAR.....	
6 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	20
6.1 Resultados dos testes de raiz unitária e do modelo de cointegração.....	
6.2 Resultados dos testes de avaliação do modelo de cointegração de longo prazo.....	
6.3 Resultados do modelos da família ARCH e da estimativa da Curva de Impacto de Notícias de Engle & NG.....	
7 CONCLUSÕES.....	19
REFERÊNCIAS.....	21
Apêndice.....	23
Anexos.....	24

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

TABELA	1	-	XXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXX
MAPA	1	-	XXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXX
GRÁFICO	1	-	Curva de Impacto de Notícias de GRANGER & NG
GRÁFICO	2	-	Comportamento mensal dos preços spot do petróleo
FIGURA	1	-	XXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXX

## LISTA DE SIGLAS

WTI	- West Texas Intermediate
GARCH	- Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity
ARCH	- Autoregressive Conditional Heterocedasticity
VAR	- Vetores Auto-regressivos
TARCH	- Thresold Autoregressive Conditional Heterocedasticity
EGARCH	- Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity
OPEP	- Organização dos Países Exportadores de Petróleo

## RESUMO

O objetivo da monografia é analisar o comportamento e a dinâmica dos preços do petróleo com os modelos de co-integração, os modelos ARCH e de Vetores Auto-regressivos e as relações de expectativas dos agentes envolvidos neste mercado frente a notícias boas e ruins no período compreendido entre 1986 e 2007. Em particular, o trabalho procura mostrar como a escalada de alta recente dos preços do petróleo não necessariamente gera maiores níveis de volatilidade desencadeando assim diferentes efeitos nas economias desenvolvidas, reforçando a hipótese de que seu preço não é simplesmente estabelecido de acordo com equilíbrio entre oferta e demanda. Sendo que o novo patamar de preços embute riscos, tanto macroeconômicos, como o impacto inflacionário e que as medidas necessárias para seu controle reduzem as expectativas dos agentes, afetando os investimentos e o próprio crescimento econômico, quanto uma possível substituição por uma matriz energética de combustível renovável futuramente.

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

## ABSTRACT

## INTRODUÇÃO

Apesar de as crises de 1973 a 1979 mostrarem ao mundo as conseqüências de uma economia sustentada energeticamente por um combustível vulnerável a fortes volatilidades no preço, o petróleo continua sendo o energético mais consumido no mundo. Recentemente suas cotações vem atingindo patamares mais elevados do que os evidenciados historicamente e assistimos a uma persistente e renitente elevação de preços.

O comportamento dos preços do óleo como energia não-renovável, exerce impacto sobre os preços aos consumidores finais e níveis de inflação, crescimento econômico e nível de atividade, tanto para países importadores desenvolvidos ou em desenvolvimento que necessitam de sua utilização em insumos para funcionamento, produção e desenvolvimento de praticamente todas as atividades econômicas.

Neste sentido, as relações entre as flutuações dos preços do petróleo e a economia mundial, são de grande importância, tornando relevante a tentativa de definir as condições de contorno que ajudem a explicar a formação e oscilação do preço desse produto no mercado internacional e sua influencia na economia mundial.

Como a assimetria de informações influencia de maneira significativa a formação de preços do petróleo no mercado internacional, esta pode ser explicada pelas Teorias de Expectativas dos Agentes e pelos modelos da família ARCH com o intuito de captar a volatilidade inerente em certos pontos do tempo e com a Decomposição da Variância pode se estimar quanto tempo um dado choque nos preços de cada óleo leva para se ajustar a sua trajetória.

Hoje, os preços dos barris do tipo Brent e WTI são os mais avaliados pelos agentes, onde rumores, convulsões políticas, mudanças nas políticas monetária e fiscal do governo vem afetando o grau de volatilidade e a capacidade de previsão dos analistas de período a período desde meados de janeiro de 1999.

## 1. PROBLEMA

De maneira sintética as principais perguntas que norteiam o estudo são as seguintes:

- Quais os principais fatores determinantes dos preços do petróleo no mercado internacional?;
- Quais as relações entre as boas e más notícias nos preços dos óleos?;
- Quais os efeitos de mudanças nas condições de oferta para a demanda insatisfeita de derivados de petróleo. em termos macroeconômicos?;
- Quais as características do mercado petrolífero?;
- Quais as semelhanças ou diferenças entre o comportamento dos preços dos óleos e as teorias de expectativas dos agentes?;

Em sequência são abordados os principais fatores problemáticos na análise do mercado petrolífero e no final desta seção. serão apresentadas as hipóteses do problema. considerando a abordagem delimitada pelo Projeto de Pesquisa.

### 1.1 Incoerências nos fundamentos microeconômicos nos preços

Algumas evidências atuais apontam para a dificuldade na análise oferta *versus* demanda para compreender o comportamento dos preços dos óleos. Para SOUZA (2006. p.60). “a formação do preço do petróleo é resultado da relação de forças existentes entre os agentes estruturalmente heterogêneos que pertencem a esta indústria. pois o petróleo não é uma *commoditie* convencional. Desta forma. seu preço não é simplesmente estabelecido de acordo com o equilíbrio entre oferta e demanda.”

Dentro do contexto estatístico. conforme explica SOUZA (2006. p. 65). “quanto à demanda há uma grande demora na publicação de dados. (...) não se conhece a situação corrente do balanço da oferta e da demanda de petróleo. O que realmente move os mercados são as percepções que os *traders* tem de desbalanceamentos locais. bem como a forma como os segmentos comerciais das companhias as interpretam e como concebem serem interpretadas notícias que podem ter impacto nos preços”.

## 1.2 Instabilidade geopolítica no Oriente Médio

As iminências de conflitos e tensões sociais. tendem a gerar flutuações nos preços do petróleo. Para SOUZA (2006. p. 92). “Hoje. as tensões políticas na região ainda exercem grande influencia no mercado.”

Souza<sup>1</sup> destaca que. as questões das tensões entre EUA e Irã. a crescente demanda chinesa por derivados de petróleo. as mudanças nas estruturas de demanda e oferta. como por exemplo. a redução na produção por parte dos países árabes ou então os fatores climáticos rigorosos não previstos nos EUA. favorecem movimentos especulativos de curto prazo.

Ressalta ainda SOUZA (2006. p. 93) que: “(...) há uma ‘inelasticidade extrema’ da procura e oferta em relação ao preço do barril no curto prazo. (...) qualquer alteração na demanda (consumidores e importadores) ou na oferta (produtores e exportadores) mesmo que pequena. provoca sempre variações significativas nos preços. Daí a chamada volatilidade do preço do crude [sic]”.

## 1.3 As hipóteses do problema

As hipóteses consideradas para a abordagem inicial da filtragem GARCH para volatilidade dos preços são as seguintes:

- Possíveis graus de impacto de notícias e informações de maneira direta nos preços do petróleo;
- A tomada de decisão dos agentes em relação a uma determinada informação tem um período de memória. ou seja. de acordo com GLEISER (2002. p.221). “ela leva um tempo para ‘caducar’. Este tempo de espera é o que causa o viés do passeio ao acaso. fazendo com que o que aconteceu no passado ainda influencie o que vai acontecer no futuro.”;
- Destaca GLEISER (2002. p.231) que: “Os agentes aprendem a reconhecer padrões que coletivamente estão criando e que por sua vez criam novos padrões para os preços (...). para o qual novos modelos

---

<sup>1</sup> 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.

de previsão são formados”. Ou seja. os agentes conhecem o modelo econômico e ajustam suas expectativas constantemente;

- O mercado do petróleo é complexo e altamente volátil. onde os preços apresentam as características de comportamento GARCH. ou seja. períodos de alta volatilidade nos preços. são seguidos de períodos de calma.
- Possível dependência as condições iniciais nas séries mesmo após a filtração dos modelos de heterocedasticidade condicional;
- Níveis críticos e pontos de imprevisibilidade em certos momentos;

## **2. OBJETIVOS**

Nesta seção serão apresentados os objetivos geral e específicos do Projeto de Pesquisa. De forma resumida. apresentará o que se pretende desenvolver no trabalho de monografia. considerando a delimitação do tema.

### **2.1 Objetivo geral**

O objetivo geral do presente trabalho é demonstrar como a volatilidade e as expectativas dos agentes influenciadas por certas notícias se refletem nos preços do petróleo. no passado e no período recente. gerando movimentos especulativos em certos períodos e mudando o comportamento dos mercados.

### **2.2 Objetivos específicos**

Os objetivos específicos da investigação sinalizam. principalmente. em ressaltar uma discussão técnica. com base na teoria econômica em medir os níveis de oscilação nos preços do petróleo atribuída pelos agentes ao surgimento de boas e más notícias. mudando suas expectativas.

Os passos a serem percorridos para subsidiar a pesquisa são os seguintes:

1. Analisar estatisticamente os preços do petróleo desde janeiro de 1986;
2. Avaliar o comportamento das notícias e suas influencias nos preços dos óleos;
3. Identificar o comportamento das expectativas dos agentes neste mercado;

4. Medir as volatilidades nos períodos selecionados e verificar a capacidade preditiva dos modelos da família ARCH e o respectivo comportamento dinâmico dos modelos propostos;

### **3. JUSTIFICATIVA**

Partindo do estudo que interage a história da ciência e a metodologia da ciência. como revela LAKATOS (2000) no qual: “um processo em que surge um cinturão protetor para evitar as distorções entre a teoria e a realidade. especialmente em uma ciência hermética para a maior parte das pessoas como é a Ciência Econômica. Dessa forma. as teorias têm o papel de explicar o paradoxo entre a evolução da Ciência Econômica e a percepção dos agentes econômicos.”

Especificamente. no caso dos preços do petróleo atuais. no tocante à expectativa dos agentes. “A redução da volatilidade dos preços autoriza afirmar que os agentes econômicos acomodaram suas expectativas em torno desse patamar. mas o atual equilíbrio é extremamente frágil. Tal situação persistirá.ou mesmo se agravará com novos aumentos e retorno de maior grau de volatilidade ...” (JUNIOR. LOOTY E FERNANDES. 2006)

Os autores JUNIOR. LOOTY E FERNANDES (2006) e SOUZA (2006. p.92) ressaltam que a instabilidade de preços continua sendo um traço marcante devido aos fatores exógenos crescentes e possivelmente presentes de maneira aleatória na direção dos preços dos óleos.

O presente trabalho surge da necessidade de mostrar que o novo patamar de preços do petróleo e suas flutuações embutem riscos. tanto macroeconômicos. como o impacto inflacionário e que as medidas necessárias para seu controle reduzem as expectativas dos agentes. afetando os investimentos e o próprio crescimento econômico. quanto uma possível substituição por uma matriz energética de combustível renovável futuramente.

### **4. REFERENCIAL TEÓRICO**

Neste capítulo, serão destacadas a evolução das principais teorias de expectativas dos agentes dentro do mercado de petróleo, passando pelas principais características do funcionamento do seu mercado futuro, a evolução histórica dos

preços e seus impactos nos indicadores macroeconômicos em economias desenvolvidas e subdesenvolvidas.

#### **4.1 Evolução das Teorias de Expectativas dos agentes econômicos no mercado de petróleo**

#### **4.2 O mercado futuro do petróleo**

#### **4.3 Histórico da evolução dos preços do petróleo**

#### **4.4 Os impactos macroeconômicos das alterações nos preços do petróleo**

### **5. METODOLOGIA**

Neste tópico serão abordados quais os dados utilizados, os devidos cortes temporais atribuídos a fatos marcantes e os procedimentos econométricos para analisar o comportamento temporal dos principais preços *spot* como ponto de referência para outros tipos de óleos crus.

#### **5.1 Dados utilizados**

A série temporal para a análise segue a periodicidade diária para os preços *spot*<sup>2</sup> do Brent, negociado na Bolsa de Londres e WTI<sup>3</sup> (West Texas Intermediate) que é negociado na Bolsa Mercantil de Nova Iorque, com período de cobertura de 02 de janeiro de 1986 até 02 de outubro de 2007, disponíveis em EIA (2007), totalizando 5591, período este conhecido como início do contra-choque.

---

<sup>2</sup> “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).

<sup>3</sup> Brent era o nome de uma antiga plataforma de petróleo (Brent Spar) da Shell no Mar Norte.

O gráfico a seguir demonstra o comportamento dos preços do petróleo em dólares norte-americanos por barril, cobrindo o período proposto para análise.

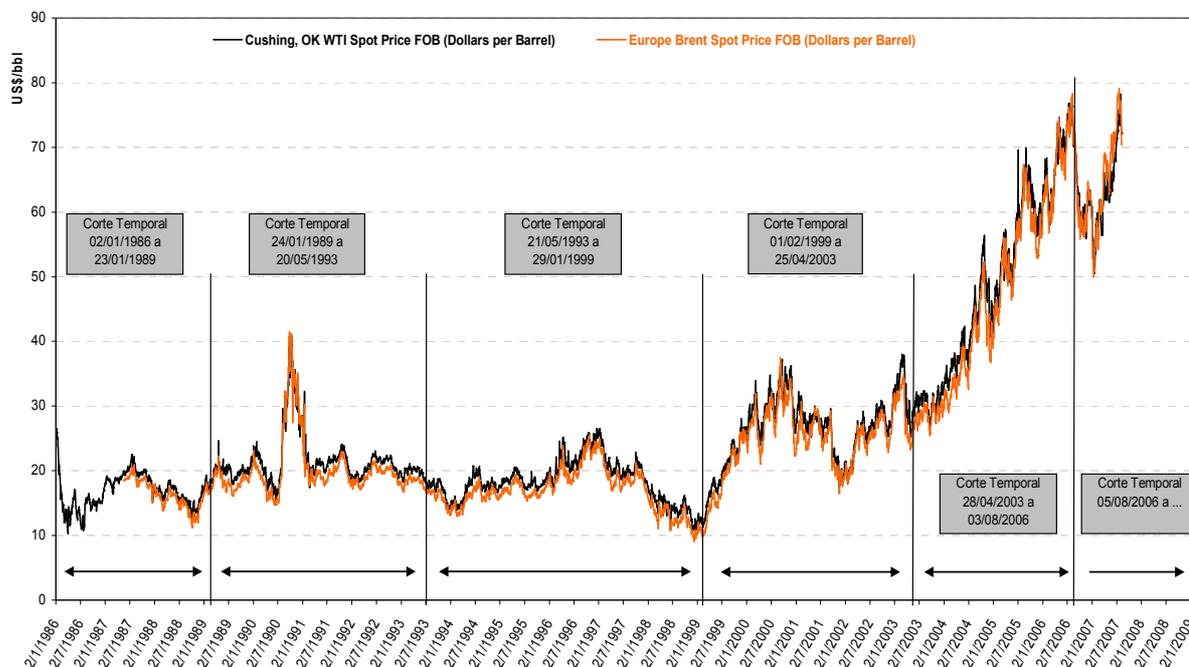
**GRÁFICO 2** – Comportamento dos preços *spot* do petróleo (em US\$/bbl)



**FONTE** : EIA (2007)

Com o intuito de se identificar alguns fatores de turbulência nos preços gerada pelas informações vigentes, foram adotados 6 cortes temporais conforme ilustra o gráfico 3 e os principais eventos relacionados aos preços dos óleos a seguir:

**GRÁFICO 3** – Comportamento dos preços *spot* do petróleo (em US\$/bbl) e os respectivos cortes temporais.



**NOTA:** Representação adaptada pelo autor a partir dos dados obtidos em EIA (2007)

- Primeiro corte – de 02/01/1986 a 23/01/1989. (780 observações): Conforme disposto em EIA (2007). neste período configuraram-se o largo uso de preços fixos e fórmula de preços. a falha no encontro entre países da OPEP e não-OPEP e o desperdício de 11 milhões de galões de óleo cru pela Exxon Valdez;
- Segundo corte – de 24/01/1989 a 20/05/1993. (853 observações): Este período foi marcado pelos aumentos do “teto” da produção para 19.5 milhões de b/d por parte da OPEP. pela invasão do Iraque ao Kuwait marcada principalmente pela “Operação Tempestade no Deserto”. onde 17.3 milhões de barris foram concedidos a venda. Dentre os eventos políticos. ressaltam-se o fim da guerra do Golfo Pérsico e a dissolução da União Soviética e o último fogo nas reservas de petróleo são extinguidos em 06 de novembro de 199. Também destacam-se as ameaças de sanções da ONU em encontros com a Líbia. e a declaração de que a Arábia Saudita concordaria com a manutenção de elevações de preços pela OPEP. onde sua produção alcançaria 255.3 milhões b/d. o maior excesso de oferta da década. Com isso. o Kuwait

alavanca sua produção para 560.000 b/d em desafio a cota estipulada pela OPEP;

- Terceiro corte – de 21/05/1983 a 29/01/1999). (1464 observações): No início deste período ocorreu uma queda brusca da temperatura nos EUA e na Europa. Os EUA lançam mísseis ao navio iraquiano. do sul do Iraque que seguia em direção ao refúgio de curdos no norte do país.

Sob a Resolução 986 do Conselho de Segurança das Nações Unidas o Iraque começa a exportar petróleo.

A tensão aumenta quando o Iraque se recusa a permitir a entrada de inspetores das Nações Unidas nas suas reservas do leste. elevando os preços. E finalmente. a OPEP eleva sua produção para o teto de 2.5 milhões de barris/dia para 27.5 milhões. sendo este o primeiro aumento significativo em quatro anos.

- Quarto corte – de 01/02/1999 a 25/04/2003. (1089 observações): JUNIOR. LOOTY e FERNANDES (2006) avaliam o período coberto pelos anos de 2001 e 2003. marcados pela relativa estabilidade do preço do petróleo. sendo mantido dentro dos patamares estabelecidos pela OPEP. Para os autores. ainda as perspectivas de uma guerra dos EUA contra o Iraque e a queda do dólar americano se caracterizaram no final de 2002 e 2003 respectivamente.

De acordo com EIA (2007). o tripé de insuficiência para atender a forte demanda mundial. os cortes da produção pela OPEP e outros fatores. incluindo condições climáticas e os baixos níveis de estoques de petróleo e os ataques de 11 de setembro marcaram novamente instabilidades nos preços.

Conforme o instituto. ainda destacaram-se as ações estratégicas do lado da demanda. com a autorização do presidente Clinton nos EUA a liberação de 30 milhões de barris da chamada “Reserva Estratégica de Petróleo” por 30 dias para apoiar fornecedores em particular de óleo de calefação.

Os preços voltam a cair devido ao desbalanceamento pelo excesso de oferta frente a demanda desaquecida e pela baixa produção da OPEP.

- Quinto corte – de 28/04/2003 a 03/08/2006. (848 observações): Nesses três anos e quatro meses o cenário foi marcado por uma forte desvalorização da moeda americana, a instabilidade da guerra no Iraque e do crescimento sustentado da demanda, das importações dos países Não-OPEP e das

condições de oferta do petróleo. As atenções se voltaram para o lado da oferta; nas palavras de JUNIOR. LOOTY e FERNANDES (2006):

A China tornou-se o segundo maior importador de petróleo, ficando atrás apenas dos Estados Unidos. O crescimento do consumo, nos últimos anos - conduzido pelo aumento das demandas chinesa e americana - junto à recuperação econômica mundial, aumentou o medo de falta de abastecimento e tem contribuído para a manutenção de patamares elevados do preço do petróleo. No caso da oferta, as atenções se concentraram nos planos de investimento, na capacidade de produção e nas questões políticas dos principais países exportadores.

Ainda neste período, em meados de 2005, os elevados patamares de preços, acima de US\$/bbl 55.00 persistiram com tendência de alta, invertendo para baixo da linha de expectativa dos agentes no final do ano impulsionados pela baixa demanda norte-americana por óleo de calefação.

- Sexto corte – de 05/08/2006 a 02/10/2007: Recentemente, no primeiro semestre de 2007, os possíveis fatores desencadeadores de incerteza nos preços foram atribuídos ao Irã. Os EUA em relação ao beneficiamento de energia nuclear e a guerra diplomática da Inglaterra em relação a captura de marinheiros britânicos em junho e os tremores de terra e furacões perto das reservas de petróleo e refinarias norte-americanas em agosto e na região da Ásia em setembro, podem ser destacados como um dos principais fatores de elevação nos preços.

## 5.2 Modelagem de co-integração

Diversos estudos investigaram as interligações entre os mercados derivativos de petróleo e relações de preços. No contexto de diferenças geográficas, EWING e HARTER (2000), encontraram evidências de que os preços dos óleos crus do Brent e do *Alaska North Slope*<sup>4</sup> tendem a se mover juntos no longo prazo e que reagem similarmente aos choques do mercado mundial.

---

<sup>4</sup> Este é um óleo bruto que apresenta um índice de enxofre um pouco mais elevado em relação ao metal pesado e é negociado com entrega na Califórnia.

A relação entre os preços do Brent e WTI foi investigada por MILONAS e HENKER (2001). que modelaram o spread futuro do Brent e WTI como uma função de conveniência dos rendimentos de dois contratos. Os autores utilizaram os rendimentos de conveniência como substitutos para as condições de oferta e demanda nos dois mercados e verificaram que os rendimentos de conveniência conseguem explicar as oscilações no spread, demonstrando desta forma que os desbalaceamentos entre a oferta e demanda regionais são importantes fatores na determinação dos preços futuros.

Segundo EIA (2007), os preços mundiais (do WTI e Brent) são definidos com base no custo de aquisição média de refino (IRAC), da cesta da OPEP e do mercado futuro da NYMEX, apresentando diferenças devido à qualidade dos mesmos e outros fatores.

Para o ESMAP (2005). o número de óleos crus negociados no mercado internacional tem aumentado fortemente, particularmente em função de uma resposta ao desejo de diversificação nas fontes de oferta e também pelo aumento da demanda global e descoberta de novas fontes de exploração.

Com o objetivo de averiguar as relações de longo e curto prazo entre as principais séries de preço do petróleo, á luz da teoria de co-integração desenvolvida por Engle e Granger, serão descritas as etapas conforme explica GUJARATI (2000) primeiramente aplica-se o teste de estacionariedade para ambas as séries afim de checar a presença de raízes unitárias nas séries caracterizadas como caminhos aleatórios, ou seja, processos estocásticos não-estacionários e determinar a ordem de integração das mesmas. Desta maneira, roda-se a seguinte regressão:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{Equação (1)}$$

Sob a hipótese nula de que  $\hat{\rho}$  é estatisticamente = 1. ou seja, assume-se a presença de raiz unitária na série estudada<sup>5</sup>, onde o resultado da estatística  $t$  conhecido como estatística  $\tau$  (tau) com valores críticos tabulados por Dickey-Fuller (DF) e MacKinnon-DF.

---

<sup>5</sup> Escrevendo a expressão (1)  $\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \mu_t$ ;  $= \delta Y_{t-1} + \mu_t$ ; logo. se a série não for estacionária  $\delta = 0$ ; e  $\Delta Y_t = \mu_t$  indicando que a primeira diferença de um série temporal com caminho aleatório será uma série temporal estacionária. pois por hipótese.  $\mu_t$  é puramente aleatório.

Se o valor de  $\tau$  exceder os valores críticos em termos absolutos, não se rejeita a hipótese de que a série é estacionária, e se o valor for menor aos tabulados, a série temporal é não-estacionária.

Caso uma série temporal for diferenciada uma única vez e a série temporal for estacionária, diz-se que a série original é integrada de ordem 1, (I(1)). Se a série original tenha que ser diferenciada duas vezes para se tornar-se estacionária, ela é dita estacionária de ordem 2 (I(2)).

Os testes comuns na literatura para esta finalidade são os testes de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Ampliado (ADF) e de Phillips-Perron (PP). As equações dos testes são formalizadas a seguir (GUJARATI.2000) e (LAMOUNIER.2002):

$$\text{Teste DF: } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t ; \text{ ou } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad \text{Equação (2)}$$

$$\text{Teste ADF: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_1 \sum_{t=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Equação (3)}$$

$$\text{Teste PP: } \Delta Y_t = \mu + \rho_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Equação (4)}$$

Onde :

$\Delta$  indica o operador de diferença;

$\delta$  é o parâmetro para testar a hipótese nula de que seu valor seja igual a zero. ou seja. indica a presença de raiz unitária.

O teste DF é aplicado a regressões que venham a conter o componente de tendência e intercepto e da mesma maneira. o teste ADF se aplica quando se supõe a presença de autocorrelação no termo de erro  $\mu_t$ .

Ressalta GUJARATI (2000, p.726) que: “A estatística do teste ADF tem a mesma distribuição assintótica que o teste DF, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos”.

Porém, existem algumas limitações em sua utilização. LAMOUNIER (2002), argumenta que o teste ADF se baseia no pressuposto de que os erros sejam não correlacionados e apresentem variância uniforme ( $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ) e propõe o uso do teste PP que adota a hipótese nula de que a série siga um passeio aleatório e não é necessário incluir termos de diferenças defasadas, porém pode incorporar termos de tendência e intercepto.

Após a verificação da condição de estacionariedade nas séries, roda-se a equação co-integrante de longo prazo por MQO, com a seguinte especificação:

$$\ln WTI_t = \alpha_1 + \beta_2 \ln Brent_t + \mu_t \quad \text{Equação (5)}$$

Onde:

$\ln WTI_t$  = logaritmo natural dos preços do WTI no período t;

$\ln Brent_t$  = logaritmo natural dos preços do Brent no período t;

$\alpha$  e  $\beta$  = parâmetros co-integrantes

Nos resíduos desta regressão, o  $\mu$  estimado se baseia no parâmetro co-integrante  $\beta_2$  e para verificação de raiz unitária, rodam-se os testes DF e ADF, conhecidos como teste de Engle Granger ou teste Aumentado de Engle Granger. afim de se verificar a hipótese de co-integração entre as séries estudadas. Se o resíduo se mostrar estacionário em nível, (não apresentar raiz unitária) as séries são cointegradas, caso contrário, as séries não serão cointegradas.

Todavia, ainda que individualmente as séries possam exibir caminho aleatório. GUJARATI (2000) propõe o uso do teste Durbin-Watson para a regressão co-integrante (DWRC), com valores críticos fornecidos por Sargan e Bhargava sob a hipótese nula de que  $d = 0$ . Se o valor da estatística  $d$  for menor que os valores tabulados, rejeita-se a hipótese de co-integração a 1% = 0.511, 5% = 0.386 e 10% = 0.322. Portanto, se o valor de  $d$  se mostrar superior aos valores críticos, as séries são co-integradas havendo uma evidência de estabilidade de longo prazo ainda que ambas as séries sejam passeios aleatórios, pois sua combinação linear será estacionária e fornecerá um estimador consistente do parâmetro de co-integração  $\lambda$ .

O teste DWRC é formalizado conforme PINDYCK e RUBINFELD (2004.p.592):

$$\text{Teste DWRC: } DW = \frac{\sum (e_t - e_{t-1})^2}{\sum (e_t)^2} \quad \text{Equação (6)}$$

Através da aplicação da metodologia do teste DWRC, evita-se o problema correlato de resultados espúrios em relação a testes de significância usuais entre as variáveis, sem a necessidade de diferenciação temporal e perda de relações relevantes de longo prazo entre as séries econômicas de preços na análise.

Depois de realizados os testes de estacionariedade e o teste DWRC para os resíduos da equação de longo prazo (equação (5)), podem surgir desequilíbrios de curto prazo.

Com o Mecanismo de Correção de Erros, utiliza-se os resíduos da regressão de longo prazo (equação (5)) como um termo de erro de equilíbrio, para ligar o comportamento do WTI no curto prazo com seu valor a longo prazo..corrigindo desta maneira o desequilíbrio. A equação de curto prazo toma a seguinte especificação:

$$\Delta \ln WTI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln Brent_t + \alpha_2 \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Equação (7)}$$

Onde:

$\Delta$  = operador de diferença

$\hat{\mu}_{t-1}$  = valor defasado de um período da equação (5) de longo prazo, termo de erro de equilíbrio;

$\varepsilon_t$  = é o termo de erro com as propriedades usuais

Nesta regressão.  $\Delta \ln WTI$  captura as perturbações de curto prazo nos preços do WTI, enquanto o termo de correção de erro  $\hat{\mu}_{t-1}$  captura o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo. Se  $\alpha_2$  for estatisticamente significativo, ele nos informa qual a proporção do desequilíbrio nos preços do Brent em um dia, que será corrigida no dia seguinte.

## 5.2 Testes de avaliação do modelo de regressão

Ambas as equações de curto e longo prazo estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários, através da modelagem de co-integração. GARCH e VAR, terão de satisfazer 11 hipóteses implícitas no Modelo de Regressão Linear Normal, fundamental para a correta avaliação dos resultados em relação a variável explicativa (preços do Brent) e ao termo de erro.

GUJARATI (2000) as relaciona de maneira sintética:

A Hipótese 1: o modelo de regressão é linear nos parâmetros: Essa hipótese é atendida pelo modelo log-linear pois para as equações de curto e de longo prazo.  $\alpha = \ln\beta_1$ , sendo linear nos logaritmos das variáveis WTI e Brent<sup>6</sup>.

A Hipótese 2: A variável explicativa é não-estocástica: É validada, pois a análise de regressão é condicional ao regressor.

A Hipótese 3: Postula que a expectativa de erro deve ser nula. Através do teste de média populacional igual a zero.  $\mu = 0$ . Caso o  $p$ -valor da estatística  $t$  formulada abaixo for suficientemente baixo, deve-se rejeitar a hipótese de media zero.

$$t_i = \frac{\overline{x_i} - \mu}{\delta_i} \quad \text{Equação (8)}$$

onde:

$\overline{x_i}$  = média populacional dos resíduos da regressão dos preços  $i$ ;

$\delta_i$  = desvio padrão dos resíduos da regressão dos preços  $i$ ;

A Hipótese 4: Assume a ausência de heterocedasticidade, ou seja, que a variância dos resíduos é constante. O teste para a verificação desta hipótese será o teste de White. A partir dos resíduos da regressão de longo prazo (5), roda-se a seguinte regressão:  $\hat{u}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i$ ; e em seguida são obtidos seu  $R^2$  sob a hipótese nula de que não há heterocedasticidade se  $nR^2$  assintoticamente segue uma distribuição  $\chi^2$  com gl igual ao número de regressores da regressão auxiliar. ou seja:  $nR^2_{\text{ass}} \sim \chi^2_{gl}$ ; desta maneira, se o valor desta estatística exceder os valores críticos de significância da tabela qui-quadrado. conclui-se de que há heterocedasticidade nos resíduos.

A Hipótese 5: Assume que não há autocorrelação nas perturbações para os dados  $X_s$ . O teste de avaliação é o de Breusch-Godfrey, que supõe a presença de autocorrelação de ordem superior no termo de perturbação puramente aleatório com média zero e variância constante. ou seja.  $\mu_t = \rho_1\mu_{t-1} + \rho_2\mu_{t-2} + \dots + \rho_p\mu_{t-p} + \varepsilon_t$ ; sob a hipótese nula de que  $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots + \rho_p = 0$ , ou seja, todos os coeficientes autorregressivos são iguais a zero, não tendo autocorrelação de ordem alguma. O teste, assintoticamente, toma a seguinte especificação:  $(n-p).R^2 \sim \chi^2_p$ ; mostrando que  $n$

<sup>6</sup> Conforme ressaltam PINDYCK e RUBINFELD (2004. p.673) “ A transformação logarítmica é usada com frequência na análise de séries temporais como maneira de remover o aumento da variância dos dados ao longo do tempo.”

(número de observações) multiplicado pelo  $R^2$  obtido segue o teste de qui-quadrado com  $p$  graus de liberdade, onde  $p$  é igual ao número de defasagens a se testar. Se este valor obtido exceder o valor crítico da distribuição de qui-quadrado em nível escolhido de significância, podemos rejeitar a hipótese nula. Um valor  $p$  suficientemente baixo implica na rejeição da hipótese de que todos os coeficientes defasados dos resíduos estimados sejam iguais a zero, reforçando a suspeita da presença de autocorrelação.

A Hipótese 6: O termo de perturbação é não-correlacionado ou independente. Esta hipótese será avaliada através do teste de efeito ARCH, que supõe a presença de autocorrelação e heterocedasticidade residual. O teste é descrito a partir da estimativa do resíduo da regressão estimada, sob a hipótese nula;  $\hat{u}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \hat{\alpha}_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \hat{\alpha}_p \hat{u}_{t-p}^2$ , calculando-se  $nR^2 \sim \chi_p^2$  com os graus de liberdade igual ao número de termos auto-regressivos na regressão auxiliar. Se o valor de probabilidade de obter tal valor de qui-quadrado for menor que 0,005, por exemplo, existe a evidência de que a variância do erro se correlaciona serialmente.

A Hipótese 7: O número de observações deve ser maior do que o número de regressores. Esta hipótese é facilmente satisfeita uma vez que a série é maior do que o número de regressores.

A Hipótese 8: *“Deve haver variabilidade suficiente em valores assumidos pelos regressores.”* (Gujarati.2000. p.311). Esta hipótese é satisfeita, uma vez que o modelo de co-integração de longo prazo é uma regressão linear simples e os preços do WTI e Brent são altamente oscilantes.

A Hipótese 9: Diz respeito a correta especificação do modelo. O teste RESET de Ramsey verifica esta hipótese. Se o valor do teste  $F^7$  for significativo, podemos aceitar a hipótese de que o modelo está especificado incorretamente. O teste de White disposto para avaliação da 5ª hipótese, também é empregado para avaliar a especificação do modelo escolhido.

A Hipótese 10: Postula que não há relação linear exata (multicolinearidade) nos regressores. Esta hipótese será avaliada para cada resultado gerado pelos diferentes modelos econométricos empregados.

<sup>7</sup> Segundo GUJARATI (2000.p.467). o teste F toma a seguinte especificação:

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

A Hipótese 11: Esta hipótese assume que a distribuição dos resíduos da regressão sigam uma normal. O teste Jarque-Bera para grandes amostras segue a fórmula (GUJARATI.2000):

$$JB = n \left( \frac{A^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right) \quad \text{Equação (9)}$$

onde: A representa a assimetria e C o coeficiente de curtose dos resíduos de MQO. Sob a hipótese nula de que os resíduos seguem a distribuição normal com simetria = 0 e curtose = 3. Um valor-*p* suficientemente baixo implica a rejeição da mesma, ou seja, indica que os resíduos não tem distribuição normal.

### 5.3 Modelagem ARCH. GARCH. EGARCH e TARCH

Através da suposição levantada por PINDYCK e RUBINFELD (2004.p.328) 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 (5) e a de curto prazo (7) verificam-se os padrões de aglomeração de volatilidades e se a capacidade de prever as 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 nas vezes são atribuídas a convulsões políticas, mudanças nas políticas macroeconômicas, etc. Como sugere GUJARATI (2000. p. 438) “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<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> PINDYCK e RUBINFELD (2004), explicam a importância da eficiência de um estimador. pois para que  $\beta$  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

A equação que relaciona a variância do termo de erro ao tamanho da volatilidade observada em períodos recentes seria (PINDYCK e RUBINFELD. 2004):

$$\sigma_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{i-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{i-p}^2 \quad \text{Equação (10)}$$

Indicando que a variância de  $\varepsilon_i$ .  $\sigma_i^2$  tem dois componentes:

$\alpha_0$  que é uma constante;

$\alpha_1 \varepsilon_{i-1}^2$  que são as novidades do último período sobre volatilidade, modelada com o resíduo ao quadrado do último período, ou seja, o termo ARCH;

O modelo considera a heterocedasticidade condicional de  $\varepsilon_i$ , obtendo estimativas mais eficientes dos parâmetros  $\beta$ , através da estimação por máxima verossimilhança.

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) “(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.”

A equação (10) da especificação ARCH disposta anteriormente, é simplesmente um modelo de defasagem distribuída para o termo  $\sigma_i^2$  e se introduzirmos valores defasados de  $\sigma_i^2$  do lado direito da equação (10) obteremos desta maneira um modelo de heterocedasticidade condicional auto-regressiva generalizada (GARCh.  $p, q$ )<sup>9</sup>, onde  $p$  é a ordem dos termos GARCh e  $q$  é a ordem do termo ARCH, introduzido por Bollerslev, referindo-se a seguinte equação para  $\sigma_i^2$  (PINDYCK e RUBINFELD. 2004 p. 329):

eficiência associada a uma estimativa, tanto mais forte é a afirmação *estatística* que se pode fazer a respeito de parâmetros estimados.

<sup>9</sup> A equação (11) GARCh ( $p, q$ ) pode ser ainda mais generalizada pela inclusão de variáveis exógenas como determinantes aditivos da variância do erro, como num modelo GARCh (1.1):

$\sigma_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i-1}^2 + \lambda_1 \sigma_{i-1}^2 + \gamma X_{3t}$ . Porém. se  $X_{3t}$  assumir valores negativos poderia fazer com que a variância fosse negativa para algumas observações. Também é possível inserir o desvio padrão  $\sigma_t$  ou  $\sigma_i^2$  do lado direito da equação, quando o propósito é explicar o retorno de um ativo financeiro, pois espera-se um retorno proporcional ao seu risco. sendo assim denominado ARCH-M (ARCH na média).

$$\sigma_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{i-p}^2 + \lambda_1 \sigma_{i-1}^2 + \dots + \lambda_q \sigma_{i-q}^2 \quad \text{Equação (11)}$$

Mostrando que a variância do termo de erro tem agora três componentes:

$\alpha_0$  que é uma constante;

$\alpha_1 \varepsilon_{i-1}^2$  a volatilidade do último período. o termo ARCH;

$\lambda_1 \sigma_{i-1}^2$  a variância do último período. o termo GARCH;

Dentro de um modelo de defasagem distribuída geométrica, quando  $\lambda_1 < 1$ ; reescrevemos a equação ( ) GARCH ( $p,q$ ), como:

$$\sigma_i^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \lambda_1} + \alpha_1 \sum_{j=1}^{\infty} \lambda_1^{j-1} \varepsilon_{i-j}^2 \quad \text{Equação (12)}$$

Indicando desta forma que a variância hoje depende de todas as volatilidades passadas, mas com ponderações que declinam geometricamente.

Dentro da especificação GARCH ( $p,q$ ) para a volatilidade dos preços do WTI e Brent toma-se a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \Delta \ln WTI_t &= \alpha_0 + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \lambda_q \sigma_{t-q}^2 \end{aligned} \quad \text{Equação (13)}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln Brent_t &= \alpha_0 + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \lambda_q \sigma_{t-q}^2 \end{aligned} \quad \text{Equação (14)}$$

Onde:

$$\Delta \ln WTI_t = \left( \frac{\ln WTI_t}{\ln WTI_{t-1}} \right); \text{ ou seja, obtém-se os retornos dos preços do WTI e da}$$

mesma forma para os preços do Brent;

$\sigma_t^2$  é a equação da variância do termo de erro como função das volatilidades passadas e de sua variância defasada.

ALEXANDER (2001) postula que, quanto mais parcimoniosa for a definição da equação da média condicional, melhor será possível avaliar o desempenho do modelo. Dessa forma, neste estudo foi adotada a equação  $r_t = c + \varepsilon_t$  (regressão do

retorno apenas em função de uma constante) como padrão para o cálculo da média condicional.

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 USER'S GUIDE, 2002).

Salientam Goulart *et. al* (2005. p. 89), 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 altos” e “caudas gordas”) e agrupamento de volatilidades, não capta o efeito de alavancagem<sup>10</sup>, 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), introduziram de maneira independente o modelo TARCH<sup>11</sup>. Nesse modelo, é acrescentado um termo á equação-padrão GARCH, que objetiva reconhecer os componentes assimétricos á volatilidade condicional. A especificação da variância condicional é dada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad \text{Equação (15)}$$

Onde  $d_{t-1} = 1$  se  $\varepsilon_1 < 0$ , e 0 se caso contrário;

Segundo Eviews 4 User's Guide (2000), neste modelo as boas notícias ( $\varepsilon_1 > 0$ ) e as más notícias ( $\varepsilon_1 < 0$ ), exercem diferentes efeitos na variância condicional:

As boas notícias tem impacto em  $\alpha_1$ , enquanto as más notícias tem impacto em  $(\alpha_1 + \gamma_1)$ . Se  $\gamma_1 > 0$  dizemos que o chamado *leverage effect*<sup>12</sup> 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), onde incorpora os efeitos assimétricos de mercado aos modelos auto-regressivos de volatilidade

<sup>10</sup> Os autores se referem ao *leverage effect*

<sup>11</sup> É comum na literatura a sigla atribuída aos autores GJR-GARCH para o modelo.

<sup>12</sup> Segundo SILVA (2002. p.6). “o conhecido *leverage effect*. ocorre quando nas séries financeiras se tornam evidentes o efeito maior das quedas sobre a volatilidade; ou melhor. a volatilidade é muito maior nos períodos de queda do que de alta nos mercados financeiros”.

condicional, e a não imposição artificial de restrições aos parâmetros da equação, dada a sua formulação em termos logarítmicos.

SHEPPARD (2006, p. 13) explica que o modelo EGARCH, modela o logaritmo da variância e inclui ambos os termos simétrico e assimétrico.

Ressaltam Goulart *et al.* (2005, p.89) 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.

Conforme Eviews 4 User's Guide (2000, p. 409), a especificação da variância é:

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| \quad \text{Equação (16)}$$

Sendo que, do lado esquerdo da equação são expressos o logaritmo da variância condicional, implicando que o *leverage effect* seja exponencial, superior a equação quadrática, e que garante que a projeção da variância condicional seja não-negativa. A presença do *leverage effect* pode ser testada sob a hipótese de que  $\gamma \neq 0$ <sup>13</sup>.

Finalizando, a mesma modelagem univariada será empregada para os preços do WTI e do Brent nos modelos ARCH. GARCH. TARARCH e EGARCH conforme descritos anteriormente.

#### 5.4 Estimativa da Curva de Impacto de Notícias

Neste subitem são abordados como o conceito de volatilidade e como a Curva de Impacto de Notícias podem ajudar a explicar o comportamento dos agentes frente a formação de suas expectativas quanto aos preços futuros do petróleo no mercado internacional.

Para ALEXANDER (2001, p. 498), a definição de volatilidade no âmbito matemático pode ser conceituada como o desvio padrão do valor do retorno expressa em termos percentuais ao ano.

<sup>13</sup> Vale ressaltar que nesta modelagem assume-se que os erros se distribuem normalmente.

No escopo financeiro a volatilidade é uma variabilidade dos valores dos preços dos bens, onde é o mais comum indicador de incerteza ou risco e é tipicamente expressa pelo desvio padrão de uma variável aleatória.

São vários fatores que desencadeiam a volatilidade e afetam a formação de expectativas futura dos agentes. SCHWERT (1989), estudou as razões das mudanças da volatilidade de período a período. As análises incluíram as relações das volatilidades das ações com a real e nominal volatilidade macroeconômica. o capital de atividades comerciais, alavancagem financeira, risco de *default* e a lucratividade das firmas, usando dados mensais de 1857 a 1986. Encontrou uma volatilidade de 200% a 300% no mercado de ações no pico da Grande Depressão em 1929 a 1939. A série macroeconômica se mostrou mais volátil no mesmo período, porém não conseguiu coincidir com o mercado acionário. Muitas séries de agregados macroeconômicos bem como o valor de retornos financeiros tiveram uma elevada volatilidade no período de recessão.

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), 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 desenvolvido por ENGLE & NG (1993) para representar a resposta da volatilidade a choques nos valores dos retornos dos preços. No entanto, é frequentemente observado que movimentos para baixo do mercado, são seguidos de altas volatilidades da mesma magnitude.

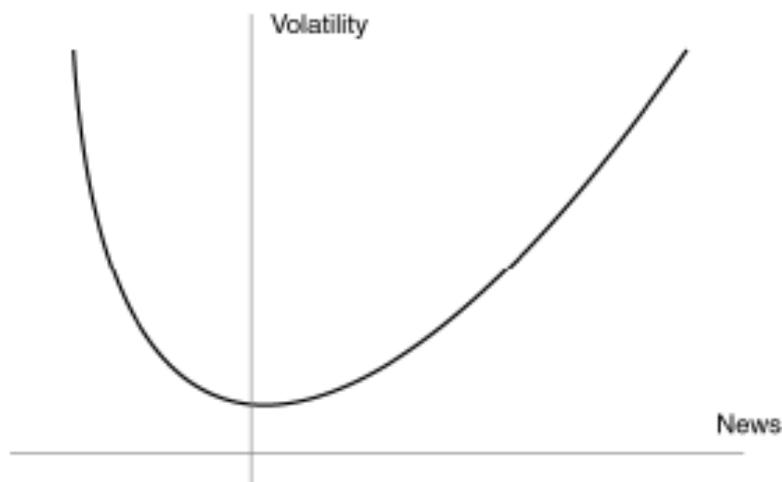
Esta característica se deve a distribuição de probabilidade leptocúrtica de ativos financeiros, possuindo média alta e caudas largas. Segundo GLEISER (2002, p.220).

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.

Para descrever este fenômeno ENGLE & NG (1993), descrevem a Curva de Impacto de Notícias com resposta assimétrica a boas e más notícias.

A Curva é representada a seguir:

**GRÁFICO 1** – Curva de Impacto de Notícias de GRANGER & NG



**FONTE:** EViews 4 USER'S GUIDE (2002.p.408)

Para SHEPPARD (2006, p.18), 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  $\sigma^2$  de encontro com o impacto de choques,  $z = \varepsilon / \sigma$ , onde fixam-se o ultimo período de volatilidade,  $\sigma_{t-1}^2$  . a mediana da série de variância condicional estimada e aproxima o impacto de um período condicionado ao ultimo período de volatilidade. (EVIEWES 4 USER`S GUIDE. 20002. p.410).

## 5.5 A modelagem VAR

Para DIAS (2005), as evidências empíricas e lógicas microeconômicas (forças de oferta x de demanda, etc.) indicam o processo estocástico do preço do óleo como tendo o *componente* de Movimento de Reversão á Média e os preços do *mercado futuro* (estrutura a termo) outro indicativo de processo de reversão a média, pelo menos dentro do horizonte de até 2 anos.

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 e PINDYCK & RUBINFELD, 2004)

- 1º Escolher a defasagem ótima do sistema pelos critérios Akaike (AIC) e Schwartz (SBC);
- 2º Realizar o teste de causalidade de Granger
- 3º 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.  $\sigma_t^2$ ;
- 4º 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;
- 5º Estimar o modelo VAR para as séries cointegradas e interpretar sua relação de longo prazo;
- 6º Estimar o modelo VEC (Vetor de correção de erros) para analisar o comportamento de curto prazo;

- 7º Sumariar os resultados por meio da função de impulso-resposta e da decomposição da variância;
- 8º Computar as projeções para os preços com base no modelo simulado em relação aos valores efetivos;

De maneira sintética, os critérios de Akaike e de Schwartz, podem ser formalizados pelas seguintes equações: (PINDYCK & RUBINFELD, 2004 p.274.275)

$$AIC = \log \left( \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{2k}{N} \quad \text{Equação (17)}$$

$$SC = \log \left( \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{k \log N}{N} \quad \text{Equação (18)}$$

Onde:

$\sum \hat{\varepsilon}_i^2$  é a soma dos quadrados dos resíduos

Vale destacar ainda que, neste trabalho buscou-se respeitar o critério da parcimônia na seleção de modelos, como ressalta GUJARATI (2000, p.455) “Um modelo nunca pode ser uma descrição completamente precisa da realidade; para descrever a realidade talvez tenhamos de desenvolver um modelo tão complexo terá pouco uso prático.” Desta maneira, um modelo que contenha um número razoável de defasagens, será apropriado, uma vez que este consumirá menos graus de liberdade e diminuirá os efeitos da multicolinearidade elevada.

Os autores PINDYCK & RUBINFELD (2004), relatam as mudanças que o mundo sofreu com o primeiro choque do petróleo e seus impactos nas economias industrializadas, que num primeiro momento causou uma queda na renda real dos países importadores de petróleo e num segundo momento, levou aos chamados “efeitos de ajustamentos”, ou seja, inflação e a subsequente queda de renda real e produto resultante de várias características de rigidez que impediram salários e preços não relacionados com energia de alcançar rapidamente um nível de equilíbrio.

Citando o estudo desenvolvido por James Hamilton, afim de avaliar o impacto macroeconômico das mudanças nos preços do petróleo.  $\Delta P_t$ , variações percentuais no PNB real.  $\log(\text{PNB}_t/\text{PNB}_{t-1})$  e outras principais variáveis macroeconômicas durante o período do pós-guerra, pela metodologia do teste de causalidade de Granger com 4 e 8 defasagens respectivamente, não rejeitou a hipótese de que mudanças nos preços do petróleo não causa mudança do PNB real, com direção de causalidade bilateral, evidenciando desta maneira uma forte relação entre os preços do petróleo e a economia.

Sob a hipótese nula de que uma variável não ajuda a prever outra, é testada a condição de que “ $\ln\text{Brent}_t$  não causa  $\ln\text{WTI}_t$ ”, estimamos uma regressão em  $\ln\text{WTI}_t$  em relação a seus próprios valores defasados bem como a valores defasados de  $\ln\text{Brent}_t$  (regressão irrestrita) e em seguida estimamos uma regressão de  $\ln\text{WTI}_t$  apenas em relação a valores defasados dele próprio (regressão restrita).

Um simples teste  $F$  pode ser usado então para determinar se os valores defasados de  $\ln\text{Brent}_t$  contribuem significativamente para o poder explicativo da primeira regressão<sup>14</sup>. (PYNDICK & RUBINFELD, 2004, p.279-280) Em caso afirmativo, podemos rejeitar a hipótese nula e concluir que os dados são consistentes com  $\ln\text{Brent}_t$  como causa de  $\ln\text{WTI}_t$ . A hipótese nula de “ $Y$  não causa  $X$ ” é testada da mesma maneira.

Deste modo, os procedimentos descritos são formalizados pelas duas equações:

$$\text{Regressão irrestrita } Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln\text{WTI}_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln\text{Brent}_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{Equação (19)}$$

$$\text{Regressão restrita } Y = \sum_{i=1}^m \alpha_j \ln\text{WTI}_{t-i} + \varepsilon_t$$

e usamos SQR de cada regressão para calcular a estatística  $F$  e testar se o grupo de coeficientes  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$  é significativamente diferente de zero. Em caso afirmativo podemos rejeitar a hipótese de que “ $X$  não causa  $Y$ ”. Posteriormente

<sup>14</sup> Sob a hipótese nula de que  $H_0 : \sum \alpha_i = 0$ , ou seja, termos defasados de  $\ln\text{Brent}$  não pertencem á regressão, aplica-se o teste  $F$ , a saber:  $F = \frac{(SQR_r - SQR_{ir})/m}{SQR_{ir}/(n-k)}$ ; com  $m$  e  $(n-k)$  gl. onde  $m$  = número de termos defasados de  $\ln\text{Brent}$  e  $k$  é o número de parâmetros da regressão irrestrita. Se o valor de  $F$  exceder o valor crítico de  $F$  em nível escolhido de significância, rejeitamos a hipótese nula, ou seja, outro modo de dizer que  $\ln\text{Brent}$  causa  $\ln\text{WTI}$ . (GUJARATI, 2000, p.627-628)

testamos a hipótese nula “Y não causa X” pela estimativa das mesmas regressões com as mesmas regressões, mas trocando de lugar X com Y e testando se os coeficientes defasados de Y são significativamente diferentes de zero. Para concluir que X causa Y. temos de rejeitar a hipótese de que “X não causa Y” e aceitar a hipótese “Y não causa X”.

Conforme salienta GUJARATI (2000, p.626) “O teste de causalidade de Granger supõe que as informações relevantes para previsão das respectivas variáveis (...), estejam contidas nas séries temporais destas variáveis.”

Após a verificação da causalidade obtida com o teste de Granger, a próxima etapa metodológica se destina a avaliar a hipótese da presença de mais de um vetor de co-integração para o seguinte conjunto de variáveis que irão compor o modelo VAR:  $\ln WTI$ ,  $\ln Brent$  e a volatilidade do WTI e Brent respectivamente, gerada pelos modelos GARCH anteriormente descritos, chamado de  $\sigma_t^2 WTI$  e  $\sigma_t^2 Brent$  de forma endógena dentro do teste de co-integração de Johansen ( $JJ$ ).

O teste de cointegração  $JJ$  facilita a verificação de um modelo ótimo testando de forma conjunta a presença de tendência e intercepto ou não, na equação de regressão.

As estatísticas traço e de máximo autovalor apontam o número de vetores de co-integração. para o ajuste de possíveis desequilíbrios de curto prazo, obtido com o Vetor de Correção de Erros (VEC) enquanto os critérios de Akaike e Schwarz selecionam o modelo.

Desta maneira o modelo VAR para a especificação de longo prazo, formaliza-se da seguinte maneira:

Equação (20)

$$\ln WTI_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln WTI_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \ln Brent_{t-j} + \sum_{j=1}^m \varphi_j WTI \sigma_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^m \lambda_j Brent \sigma_{i,t-j}^2 + \mu_{1t}$$

$$\ln Brent_t = \alpha' + \sum_{j=1}^m \theta_j \ln WTI_{t-j} + \sum_{j=1}^m \phi_j \ln Brent_{t-j} + \sum_{j=1}^m \tau_j WTI \sigma_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^m \pi_j Brent \sigma_{i,t-j}^2 + \mu_{2t}$$

Onde, as variáveis de volatilidades dos preços do WTI e do Brent. ( $WTI \sigma_t^2, Brent \sigma_t^2$ ) compõem de maneira exógena o modelo e os  $\mu$ 's são os termos de erro estocástico, chamados de impulsos ou inovações na linguagem do VAR

estimado pelo método de MQO, de cada uma das variáveis em outras variáveis componentes do modelo defasadas e de si próprias.

Após a estimativa do VAR de longo prazo (Equação (20)), gera-se a função de impulso-resposta, que conforme explicam JOHNSTON e DINARDO (2000), “as funções de impulso-resposta permitem calcular as reações em cadeia de um determinado choque”. Elucidam ONO *et. alli* (2005), que a idéia é a seguinte: suponha um sistema de 1ª ordem com duas variáveis:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \alpha_{11}y_{1,t-1} + \alpha_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= \alpha_{21}y_{1,t-1} + \alpha_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad \text{Equação (21)}$$

Uma alteração em  $\varepsilon_{1t}$  tem um efeito imediato de um para um em  $y_{1t}$ , mas não tem efeito em  $y_{2t}$ . No período seguinte, essa alteração em  $y_{1t}$  afeta  $y_{2,t+1}$  através da 1ª equação, mas também afeta  $y_{1,t+1}$  através de segunda equação. Esses efeitos em cadeia repercutem no tempo. Esse vetor estabelece um choque de um desvio padrão na 1ª equação, mantendo todos os outros choques constantes.

Segundo ONO *et. alli* (2006), “a decomposição da variância dos erros de previsão é uma ferramenta útil por mostrar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis em consideração  $n$  períodos á frente”.

Logo o uso do modelo da Decomposição da Variância pode ajudar a explicar quanto tempo em média os preços de cada óleo em função de outro pode demorar a se ajustar a um possível choque desviando de sua tendência de reversão á media.

Finalmente, a avaliação de desempenho dos modelos será verificada pelo seguinte conjunto de estatísticas em relação á variável dependente (preços do WTI) contra os valores simulados, com o intuito de realizar uma projeção  $n$  períodos a frente.(PINDYCK & RUBINFELD. 2004):

$$\text{Raiz do erro quadrático médio} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad \text{Equação (22)}$$

Onde:  $Y_t^s$  = valor previsto do WTI

$Y_t^a$  = valor efetivo do WTI

$T$  = número de períodos

A raiz do erro quadrático médio mede o desvio da variável simulada em relação a sua evolução temporal.

Outra medida é o coeficiente de desigualdade de *Theil*, definido como:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^a)^2}} \quad \text{Equação (23)}$$

Onde:

O numerador de  $U$  = Raiz do erro quadrático médio

O denominador na forma escalar é tal que seu valor  $0 < U < 1$ ; se  $U = 0$ .  $Y_t^a = Y_t^s$  para todos os  $t$  e há um ajustamento perfeito; se  $U = 1$ . a capacidade de previsão do modelo é a pior possível.

O coeficiente de desigualdade de Theil pode ser decomposto com o intuito de definir as proporções de desigualdade como:

$$U^M = \frac{(\bar{Y}^s - \bar{Y}^a)^2}{(\frac{1}{T}) \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad \text{Equação (24)}$$

$$U^s = \frac{(\sigma_s - \sigma_a)^2}{(\frac{1}{T}) \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad \text{Equação (25)}$$

$$U^c = \frac{2(1 - \rho) \sigma_s \sigma_a}{(\frac{1}{T}) \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2} \quad \text{Equação (26)}$$

As proporções  $U^M$ ,  $U^s$  e  $U^c$  são conhecidas como proporções de tendenciosidade, de variância e de covariância de  $U$  e permitem decompor os erros de simulação segundo suas fontes típicas ( $U^M + U^s + U^c = 1$ )

A proporção  $U^M$  indica a proporção de viés de erro sistemático através da mensuração na qual os valores médios das séries simulada e efetiva se desviam. Espera-se que o valor deste coeficiente se aproxime de zero, pois um valor de  $U^M$  elevado (acima de 0.1 ou 0.2) significaria que há presença de tendenciosidade sistemática e é necessário rever o modelo.

A proporção de variância  $U^s$  indica a capacidade de contestação do modelo em relação ao grau de variabilidade dos preços do WTI. Um valor de  $U^s$  elevado significa que a série efetiva flutuou consideravelmente, enquanto a série simulada apresentou pequena flutuação, ou vice-versa; mostrando que o modelo precisaria ser revisto.

Finalmente, a proporção de covariância  $U^c$  mede erros não-sistemáticos, ou seja, indica os possíveis erros que sobraram depois de considerados os desvios em relação aos valores médios.

De acordo com PINDYCK & RUBINFELD (2004, p.244) "Como não é razoável esperar que as previsões sejam perfeitamente correlacionadas com os resultados efetivos, esse componente de erro é menos preocupante que os outros dois. De fato, para qualquer valor  $U > 0$ , a distribuição ideal de desigualdade nas três fontes seria  $U^M = U^s = 0$  e  $U^c = 1$ ."

## **6. RESULTADOS E DISCUSSÕES<sup>15</sup>**

### **6.1 Resultados dos testes de raiz unitária e do modelo de cointegração**

A partir dos resultados obtidos com a metodologia adotada para a série histórica parte-se dos resultados gerais para os particulares nos diversos cortes temporais selecionados.

A etapa inicial dos procedimentos metodológicos para atingir alguns dos principais objetivos específicos parte da análise de cointegração verificando a hipótese da presença de raízes unitárias nas séries estudadas por intermédio das equações 2,3 e 4.

A tabela a seguir demonstra os resultados dos testes de raiz unitária para detectar a hipótese do passeio aleatório.

---

<sup>15</sup> Todos os resultados foram obtidos com o software Eviews 4.1

**TABELA 1.** Testes de raízes unitárias para os preços *spot* do WTI e Brent

Testes de raiz unitária de 02/01/1986 a 27/09/2007 para $\ln WTI_t$			
Teste	DF	ADF	PP
Série em nível: Estatística $\tau$ ( $\tau$ )	-1,72834	-3,211932	-2,894095
Série em 1ª diferença: Estatística $\tau$ ( $\tau$ )	-66,70929	-76,07376	-76,88632
Valores críticos			
	1%	-3,48000	-3,95968
	5%	-2,89000	-3,41061
	10%	-2,57000	-3,12708

Testes de raiz unitária de 02/01/1986 a 27/09/2007 para $\ln Brent_t$			
Teste	DF	ADF	PP
Série em nível: Estatística $\tau$ ( $\tau$ )	-1,866929	-2,351996	-2,372084
Série em 1ª diferença: Estatística $\tau$ ( $\tau$ )	-66,04412	-69,829226	-69,79608
Valores críticos			
	1%	-3,48000	-3,95979
	5%	-2,89000	-3,41066
	10%	-2,57000	-3,12711

**Fonte:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

**\*Nota:** Todos os testes incluíram tendência e intercepto

De acordo com os resultados gerados pelos testes DF, ADF e PP, ambas as séries de preços *spot* do WTI e Brent em logaritmos 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. No entanto, somente na sua primeira diferença apresentaram estacionariedade, ou seja, as séries originais são integradas de ordem 1 (I(1)), mostrando que a sua transformação que é equivalente a transformação para série de retornos de preços.  $r_t = \left( \frac{\ln P_t}{\ln P_{t-1}} \right)$  mostrará que os preços de hoje é o melhor estimador do preço de amanhã, porém sujeito a um erro aleatório e decorrente do surgimento de novas informações não previsíveis.

Embora tanto  $\ln WTI_t$  quanto  $\ln Brent_t$  estejam tendendo para cima de forma estocástica, elas parecem estar tendendo ao mesmo tempo dentro de um processo de caminho aleatório, com uma relativa sincronia. Através da estimativa da equação de longo prazo (Equação (5)) encontram-se os seguintes resultados:

$$\hat{\ln WTI}_t = 0,232538 + 0,946917 \ln Brent_t$$

$$t = (65,72) \quad (854,27)$$

$$R^2 = 99,871 \quad d = 0,31476$$

A equação mostra que cerca de 99% das variações nos preços do Brent explicam as variações em WTI e o coeficiente de elasticidade apresenta o sinal esperado para o Brent (relação positiva), indicando que para cada variação de 1% nos preços do WTI, o Brent tende a variar em torno de 0.95%.

Através da combinação linear das duas variáveis, pode-se mostrar que as séries são estacionárias e evitar o problema correlato de regressão espúria. não-estacionariedade e tendência estocástica. Desta forma, roda-se o teste Durbin-Watson para a regressão co-integrante e teste de Engle Granger de raiz unitária para os resíduos estimados da equação de regressão de longo prazo (5).

O teste DWRC rejeita a hipótese de co-integração em todos os níveis de significância, uma vez que  $d$  se mostrou menor que todos os valores críticos tabulados.

Em contraste, através do teste de EG verifica-se que o resíduo da equação de longo prazo (5) se mostra estacionário em nível, uma vez que o valor absoluto da estatística  $\tau$  ( $tau$ ) é maior do que os valores críticos tabulados. A tabela a seguir resume o resultado do teste EG para  $\hat{\mu}$ :

**TABELA 2.** Resultado do teste Engle-Granger para a hipótese de cointegração entre  $\ln WTI_t$  e  $\ln Brent_t$  de longo prazo

Testes de raiz unitária para o resíduo da regressão de LP $\ln WTI_t$ contra $\ln Brent_t$		
Teste	DF	ADF
Série em nível: Estatística $\tau$ ( $tau$ )	-21,49882	-21,65902
Série em 1ª diferença: Estatística $\tau$ ( $tau$ )	-79,33611	-100,2713
Valores críticos		
	1%	-2,14597
	5%	-3,48000
	10%	-2,89000

**Fonte:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

**\*Nota:** Os testes incluem tendência e intercepto

Os testes DF e ADF para o teste EG se mostram altamente significativos, evidenciando desta forma que apesar de  $\ln WTI_t$  e  $\ln Brent_t$  serem não-estacionárias, as mesmas são co-integradas. Neste trabalho serão considerados os resultados obtidos pelo teste EG para fins práticos de análise, pois conforme destaca GUJARATI (2000, p.732) "A valiosa contribuição dos conceitos de raiz unitária, co-integração, etc, é nos obrigar a verificar se os resíduos da regressão são estacionários."

O autor ainda faz referência à polêmica que gira em torno do debate em relação a superioridade de DWRC sobre DF citando o livro organizado por Engle-Granger, no qual discute o poder das duas estatísticas, ou seja a probabilidade de não se cometer um erro do Tipo II, ou seja, aceitar uma hipótese nula quando ela é falsa.

Vale destacar que os valores da razão  $t$  de  $\ln Brent_t$  é altamente significativo, validando desta maneira a relação de equilíbrio de longo prazo entre as duas séries de preço.

Logo, ainda que haja equilíbrio de longo prazo, no curto prazo, podem ocorrer desequilíbrios e o erro de (5) 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). O Mecanismo de Correção de Erros corrige quanto ao desequilíbrio, gerando desta maneira as respectivas elasticidades de ajuste e a velocidade da captura ao ajustamento de longo prazo.

Por meio da estimativa da equação (7) de curto prazo, foram obtidos os seguintes resultados:

$$\Delta \ln \hat{WTI}_t = 9,41 + 0,647242 \Delta \ln Brent_t - 0,127494 \mu_{t-1}$$

$$t = (0,354) \quad (55,34761) \quad (-17,92270) \quad p\text{-valor } 0,0000$$

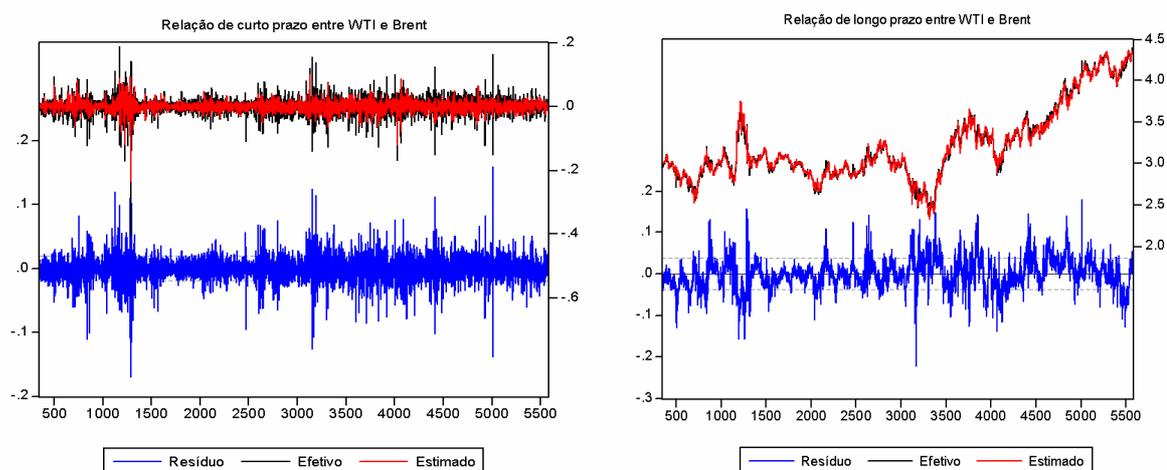
$$R^2 = 0,375081 \quad d = 2,367561 \quad \text{Verossimilhança log} = 9739,545$$

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 (5) 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.

O gráfico a seguir ilustra os valores estimados e efetivos e os resíduos das regressões de curto e longo prazo:

**GRÁFICO 2.** Resultado das estimativas das elasticidades de curto e longo prazo para  $\ln WTI_t$  contra  $\ln Brent_t$  :



**FONTE:** Resultado desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

## 6.2 Resultados dos testes de avaliação do modelo de cointegração de longo prazo

Avaliando os resíduos da equação cointegrante de longo prazo, parte-se para a segunda etapa metodológica de avaliação das 11 hipóteses clássicas do modelo de regressão linear normal (MCRL).

A primeira hipótese é atendida, visto que esta pressupõe que o modelo seja linear nos parâmetros tanto na equação de curto quanto na de longo prazo.

A segunda hipótese assume que a variável explicativa seja não estocástica é validada pois análise de regressão é condicional ao regressor.

A terceira hipótese postula que a expectativa do erro deva ser nula. Através do teste de média populacional zero, verifica-se que esta hipótese foi violada (o  $p$ -valor indica rejeição da hipótese nula,  $\mu = 0$ , em todos os níveis de significância) e que consequentemente a covariância entre o termo de erro e a variável explicativa não é nula.

**TABELA 3.** Resultado do teste de avaliação para a hipótese 3 de média populacional zero através da equação (8)

	Valor	Probabilidade
Média	1,28	
Desvio padrão	0,037794	
Estatística <i>t</i>	2,45	1

**Fonte:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

No entanto, isto afirma a hipótese descrita por GUJARATI (2000), na qual se a variável explicativa não é estocástica e a média de erro é zero, a covariância entre o erro e a variável é nula por hipótese.

Contudo, há de se esperar que a variância dos resíduos não seja constante como postula a 4ª hipótese do MCRLN. Para confirmar tal possibilidade, foi rodado o teste de White com os seguintes resultados:

$$\hat{\mu}_i^2 = 0,002044 - 0,000513 \ln Brent_i + 9,84(\ln Brent_i)^2$$

Como,  $n \times R^2 = 4,4738$ , que tem, assintoticamente, uma distribuição por qui-quadrado com 2 graus de liberdade e seus valores críticos a 5% igual a 5,9914, o valor crítico a 10% é igual a 4,6051 e o valor crítico a 25% é 2,7725. Com base no teste de White, conclui-se que somente ao nível de 5% e 10% não há heterocedasticidade e a 25% não é possível rejeitar a hipótese nula da ausência de heterocedasticidade, reforçando fortemente a hipótese de que os resíduos não apresentam variância constante.

Na quinta e a sexta hipótese na qual assume-se ausência de autocorrelação nas perturbações para os dados  $X$ 's e que os erros sejam independentes. Através do teste Breusch-Godfrey e do teste do efeito ARCH para a quinta e sexta hipótese respectivamente.

Utilizando 4 valores defasados dos resíduos de MQO da regressão de longo prazo e 4 valores defasados dos resíduos obtidos desta regressão, pelo teste Breusch-Pagan-Godfrey foram obtidos os seguintes resultados:

$$\hat{\mu}_i^2 = 0,001698 - 0,000535 + 0,589605\mu_{t-1} + 0,172504\mu_{t-2} + 0,071542\mu_{t-3} + 0,069912\mu_{t-4}$$

Como o valor de  $n \times R^2 = 3848,197$  com valor- $p = 0,0000$  rejeita-se a hipótese de que todos os 4 coeficientes dos  $\hat{\mu}'$ 's são iguais a zero, não causando surpresa uma vez que o valor da estatística Durbin-Watson da equação de longo prazo (5) fornecia uma forte evidência de autocorrelação entre os resíduos.

Pelo teste de efeito ARCH, assumindo que a variância de  $\hat{\mu}'$  dependa do quadrado do termo de perturbação nos 4 instantes anteriores foram obtidos os seguintes resultados:

$$\hat{\mu}_t^2 = 0,000328 + 0,512732\mu_{t-1}^2 + 0,128397\mu_{t-2}^2 + 0,073804\mu_{t-3}^2 + 0,055783\mu_{t-4}^2$$

$$t = (10,4703) \quad (37,159) \quad (8,295) \quad (4,768) \quad (4,042)$$

$$R^2 = 0,47 \quad d = 2,00$$

O valor de  $n \times R^2 \approx 2465,556$ , com valor- $p = 0,00000$ , que é aproximadamente  $\chi^2$  com 4 gl, Pela tabela de qui-quadrado fica claro que a probabilidade de obter tal valor de qui-quadrado é muito menor que 0,005 uma vez que o valor- $p$  é muito baixo, Sugerindo fortemente que a variância do erro se correlaciona serialmente.

Diversos modelos econométricos de avaliação dos preços do petróleo foram formulados por diversos autores, como JUNIOR, LOOTY e FERNANDES (2006) que utilizando os preços *spot* do Brent de 2001 a 2006, calcularam um índice de instabilidade e utilizaram um modelo GARCH (1,1) para prever a volatilidade dos preços do Brent.

Para o CPB (2006), citando os estudos econométricos desenvolvidos indicam que os preços correntes dos contratos futuros em função dos preços *spot* presentes, não são bons preditores dos valores de preços *spot* no futuro.

BARREL e POMERANTZ (2004), utilizaram dados mensais para realizar uma simulação de um aumento de US\$ 10,00 nos preços do barril do petróleo em função dos dados de inflação e das taxas de juros reais da economia dos países da OECD e concluem alertando para os choques permanentes nos preços do petróleo:

The impacts of oil shocks also depend on whether they are temporary or permanent. A permanent shock should change the equilibrium real rate of interest and equilibrium output. In a forward looking world real interest rates will rise more if the shock is seen to be permanent, and hence output will

decline more in the short run for a given monetary response. Hence the inflation consequences of a permanent shock are likely to be smaller than those of a sustained but temporary shock.

Partindo para a avaliação da 9ª hipótese uma vez que a 7ª e 8ª não foram violadas, os resultados do teste RESET foram os seguintes (erros-padrão entre parênteses):

$$\ln \hat{WTI}_i = 0,368355 + 0,858062 \ln Brent_i + 0,013677 \ln \hat{WTI}_i^2$$

(0,023742) (0,015388) (0,002361)  $R^2 = 0,9929$

$$\ln \hat{WTI}_i = 2,742194 - 1,740173 \ln Brent_i + 0,835857 \ln \hat{WTI}_i^2 - 0,080946 \ln \hat{WTI}_i^3$$

(0,138671) (0,150407) (0,047414) (0,004663)  $R^2 = 0,9933$

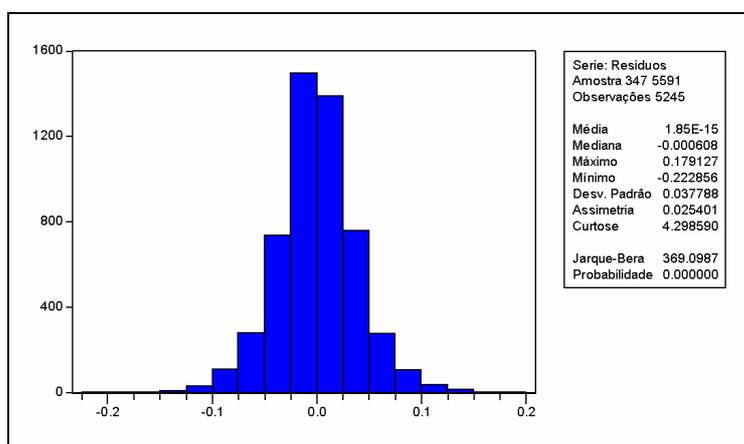
$$F = \frac{(0,9933 - 0,9929)/3}{(1 - 0,9933)/(5245 - 4)} = 104,2985$$

Como o valor do teste  $F$  acima se mostrou altamente significativo, conclui-se através do teste RESET de Ramsey que o modelo de co-integração de longo prazo está especificado incorretamente, violando desta forma a 9ª hipótese do MCRLN, evidenciando desta maneira que as variações nos preços *spot* do petróleo WTI negociado no mercado norte-americano não é unicamente explicado pelas oscilações nos preços *spot* do petróleo do tipo Brent europeu.

Em relação a checagem da 10ª hipótese do MCRLN, de acordo com LEVINE, BERENSON e STEPHAN (2000, p.615) avaliam que a multicolinearidade é um problema comum em regressão múltipla e as definem como uma elevada correlação entre as variáveis explicativas.

E finalmente, ao se avaliar os resíduos da equação de longo prazo para a 11ª hipótese de normalidade, pelo teste JB, sumarizado pelo histograma na figura 1 abaixo, rejeita-se a hipótese de distribuição normal dos resíduos, violando-se assim a última hipótese do MCRLN.

**FIGURA 1.** Resultado do teste Jarque-Bera (Equação (9)) para os resíduos da regressão de longo prazo de  $\ln WTI_t$  contra  $\ln Brent_t$ .



**FONTE:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

### 6.3 Resultados do modelos da família ARCH e da estimativa da Curva de Impacto de Notícias de Engle & NG.

De maneira específica, o emprego dos modelos da família ARCH se justifica com a violação da maioria das hipóteses do MCRLN descritas anteriormente.

Vale ressaltar que a violação da hipótese da correta especificação do modelo poderia incorrer em viés por omissão de variável relevante tornando os estimadores por MQO viesados e inconsistentes. Complementa GUJARATI (2000, p. 474) que: “Além disso, as variâncias e os erros-padrão desses coeficientes são estimados incorretamente, viciando assim os procedimentos usuais dos testes de hipóteses.”

Uma forte evidência da sua utilização se confirma com o resultado do teste de efeito ARCH descrito na etapa anterior que confirma que para os resíduos da equação de relação de longo prazo entre  $\ln WTI_t$  e  $\ln Brent_t$  a variância do erro se correlacione serialmente.

Neste sentido através dos resíduos das equações de curto e longo prazos ilustrados no gráfico 2, se torna possível identificar os padrões de aglomeração de volatilidades e se a capacidade de previsão das variáveis oscila periodicamente.

Parece evidente que no período compreendido entre o primeiro e metade do segundo corte temporal (observações de 500 a aproximadamente 1300 no eixo de x do plano cartesiano), tanto para as equações de curto e longo prazo, a volatilidade se mostra bastante alta seguida de um período de relativa calma (observações de 1500 a 2500 aproximadamente) e novamente de elevada volatilidade (observações

2500 em diante), implicando que estes choques de volatilidades de hoje irão influenciar as expectativas de volatilidade  $n$  períodos no futuro, confirmando a relação citada por ALEXANDER (2001).

No entanto, este fenômeno de persistência pode ser visto de uma outra maneira, como o processo causado tanto pela chegada de notícias ou da dinâmica do mercado em relação as mesmas.

Como o objetivo das estimativas dos modelos da família ARCH é somente explicar a volatilidade das séries de preços *spot* do Brent e do WTI, no período histórico e nos 6 cortes temporais selecionados<sup>16</sup>, destacam-se os resultados com as séries de retornos dos preços *spot* bem como os resultados gerados pelo modelo GARCH ( $p,q$ ) através da estimativa das equações (13) e (14) respectivamente, (estatísticas  $z$  entre parênteses)

$$\begin{aligned} \Delta \ln WTI_t &= 0,000224 \\ &\quad (0,776) \\ \sigma_t^2 &= 1,06 + 0,149699 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,474638 \sigma_{t-1}^2 + 0,370547 \sigma_{t-2}^2 \\ &\quad (3,99) \quad (4,569) \quad (1,863) \quad (1,602) \\ R^2 &= -0,000001 \quad s = 0,025253 \\ DW &= 2,035586 \quad \text{Verossimilhança log} = 13429,91 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln Brent_t &= 0,000371 \\ &\quad (1,476) \\ \sigma_t^2 &= 6,02 + 0,084204 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,907932 \sigma_{t-1}^2 \\ &\quad (4,557) \quad (7,083) \quad (86,602) \\ R^2 &= -0,000019 \quad s = 0,022980 \\ DW &= 1,928048 \quad \text{Verossimilhança log} = 12991,41 \end{aligned}$$

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 foram baixos ( $s$ ), com suspeitas de ausência de autocorrelação com base nas estatísticas Durbin Watson ( $DW$ ) e os valores da função de verossimilhança logarítmica diminuíram em relação ao modelo de co-integração estimado anteriormente

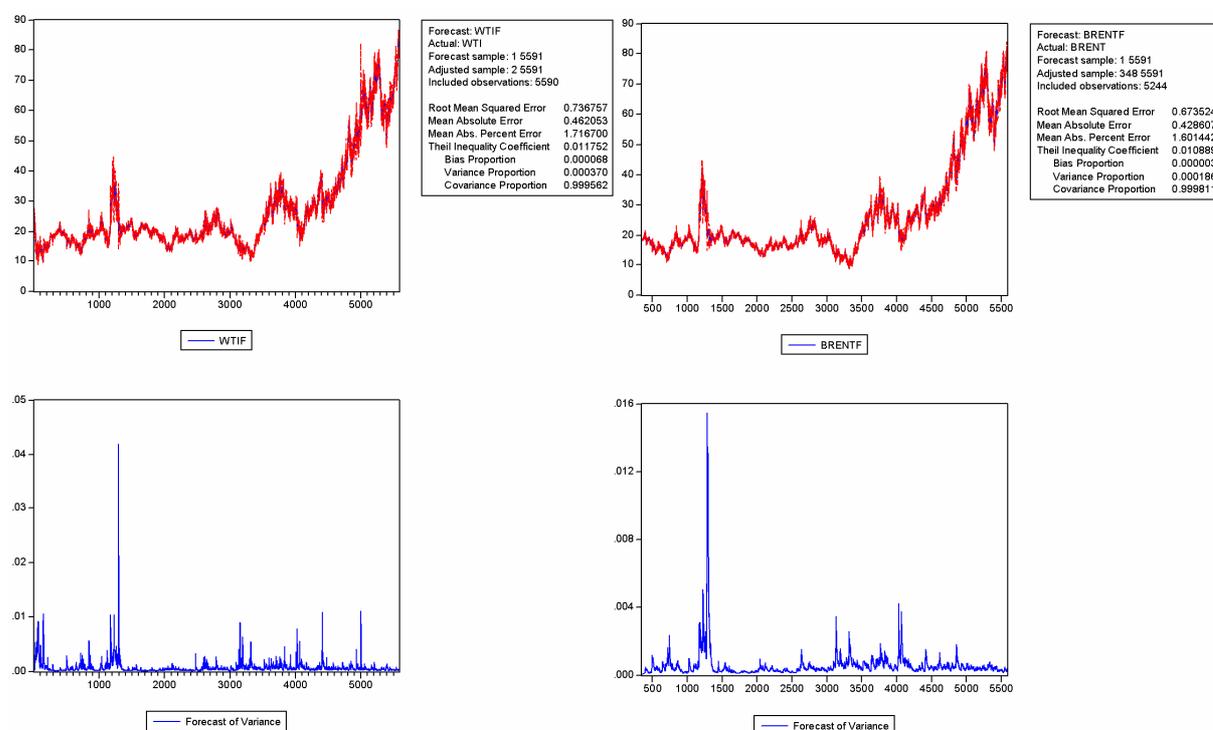
Para ambas as equações, os valores da soma dos coeficientes ARCH e GARCH foram muito próximos de 1, indicando desta maneira que os choques de

<sup>16</sup> Vide anexos para resultados do modelo ARCH para as séries e os cortes temporais.

volatilidade serão persistentes, havendo desta maneira uma convergência da variância condicional se direcionar a uma constante lentamente.

Vale destacar o baixo valor obtido com o  $R^2$  com a 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.)”

**GRÁFICO 3.** Ajuste histórico pelo modelo GARCH (1,1) para os retornos dos preços do WTI e Brent e respectivas volatilidades



**FONTE:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

Uma visão geral que se pode observar no gráfico acima 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).

Dentro da análise que compõe o período dos 6 cortes temporais<sup>17</sup> selecionados, verifica-se um maior grau de volatilidade (variância condicional). aconteceu dentro do segundo corte temporal, com uma oscilação na ordem de 50%

<sup>17</sup> Vide anexos para visualizar o comportamento das variâncias condicionais nos períodos selecionados.

para os preços do WTI e na ordem dos 25% para os preços do Brent, motivada pela invasão do Iraque ao Kuwait e pela Guerra do Golfo, onde 17,3 milhões de barris de óleo cru foram concedidos a venda.

No primeiro corte, a volatilidade dos preços do WTI, oscilou em torno de 11%, enquanto o Brent, oscilou na casa de 5%, como choques significativos na tendência natural dos preços, possivelmente ocasionada pelo largo uso de preços fixos e fórmula de preços, a falha no encontro entre países da OPEP e não-OPEP e o desperdício de 11 milhões de galões de óleo cru pela Exxon Valdez

Dentro do terceiro corte temporal, marcado pela adversidade climática nos EUA e Europa, e 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 para a casa dos 25% e os do WTI na casa dos 35%.

No período que compunha o quarto corte temporal, de 01/02/1999 a 25/04/2003, marcadas pela iminência de guerra dos EUA contra o Iraque, e da desvalorização da moeda norte-americana, a crescente demanda mundial, adversidades climáticas e ataques terroristas as torres gêmeas, desencadearam uma oscilação máxima na casa de 6% para os preços do WTI e Brent quase que numa mesma proporção.

Ainda com fatos marcantes semelhantes ao período anterior, no quinto corte temporal, de 28/04/2003 a 03/08/2006, marcado pela forte desvalorização do dólar norte-americano, o crescimento da demanda de importações de países não-OPEP, e a oferta fragilizada pelo crescimento da demanda chinesa e expectativas em relação a questões políticas dos países exportadores, deslocaram os preços para trajetória de alta, fazendo com que os preços do WTI batessem num pico de 5% acima de sua tendência e os do Brent na casa dos 7,5%.

E finalmente, no período do sexto corte temporal, de 05/08/2006 a 02/10/2007, o pico de volatilidade para os preços do WTI atingiram cerca de 6,5% e os preços do Brent, oscilaram em média na casa dos 2% a 6%, possivelmente direcionada pelos conflitos políticos entre os EUA e Irã quanto a beneficiamento nuclear e as imprevisibilidades climáticas, como os furacões em direção as reservas norte-americanas e a crescente difusão dos impactos de diversas notícias em relação ao mercado petrolífero, desviaram os preços de sua trajetória natural.

Através da estimativa do modelo TARCh (1,1) para toda a série de  $\Delta \ln WTI_t$  e  $\Delta \ln Brent_t$  se torna possível reconhecer os componentes assimétricos na variância condicional. Os resultados alcançados com a estimativa da equação (15) para a variância condicional foram os seguintes: (estatísticas z entre parênteses)

$$\Delta \ln WTI_t = 0,000358$$

(1,339)

$$\sigma_t^2 = 8,12 + 0,129393 \varepsilon_{t-1}^2 - 0,034389 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,884176 \sigma_{t-1}^2$$

(1,339) (4,191) (-1,049) (67,035)

$$R^2 = -0,000037$$

$$s = 0,025253$$

$$DW = 2,035511$$

$$\text{Verossimilhança log} = 13429,63$$

$$\Delta \ln Brent_t = 0,000341$$

(1,367)

$$\sigma_t^2 = 6,09 + 0,081103 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,006280 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,907681 \sigma_{t-1}^2$$

(4,573) (5,282) (0,355) (85,854)

$$R^2 = -0,000010$$

$$s = 0,022982$$

$$DW = 1,928067$$

$$\text{Verossimilhança log} = 12991,61$$

Na equação do  $\Delta \ln WTI_t$ , como o valor do parâmetro  $\varepsilon_{t-1}^2$  se mostrou superior a zero, com um maior efeito das boas notícias, o valor do parâmetro  $\gamma_1$  (-0,034389) foi menor que zero, indicando assim que não existe um movimento de elevação da volatilidade nos períodos de queda do que de alta nos mercados de preços do petróleo, ou seja, torna-se possível afirmar a ausência do chamado *leverage effect*, no qual as más notícias elevam a volatilidade e a presença de um impacto de notícias assimétrico.

Essa constatação é muito parecida com a obtida anteriormente com a estimativa do modelo GARCH, para as séries históricas e para os cortes temporais.

Já para a análise da série dos retornos logarítmicos dos preços do Brent, os resultados foram distintos, somente sendo igual na comparação com a série do WTI em relação aos efeitos das boas notícias nos preços, com valor do parâmetro  $\varepsilon_{t-1}^2 > 0$  e apresentando um valor do parâmetro  $\gamma_1 > 0$  indicando que o *leverage effect* se faz presente na série analisada, motivado principalmente pelas más notícias com impactos assimétricos.

Para a incorporação na análise de possíveis efeitos simétricos e assimétricos nos preços dos óleos, a estimativa do modelo EGARCH para a variância em termos logarítmicos e que garante que a projeção da variância condicional seja não-

negativa, atingiu os seguintes resultados para a equação (16): (estatísticas z entre parênteses)

$$\Delta \ln WTI_t = 0,000357$$

(1,349)

$$\sigma_t^2 = -0,293922 + 0,228401 \log \sigma_{t-1}^2 + 0,013776 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,983715 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$$

(-7,303)      (7,413)                      (0,604)                      (223,820)

$$R^2 = -0,000037$$

$$DW = 2,035512$$

$$s = 0,025253$$

$$\text{Verossimilhança log} = 13444,85$$

$$\Delta \ln Brent_t = 0,0000341$$

(1,369)

$$\sigma_t^2 = -0,280384 + 0,191083 \log \sigma_{t-1}^2 - 0,004375 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,982325 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$$

(-6,154)      (7,082)                      (-0,315)                      (209,955)

$$R^2 = -0,000010$$

$$DW = 1,928067$$

$$s = 0,022982$$

$$\text{Verossimilhança log} = 12985,22$$

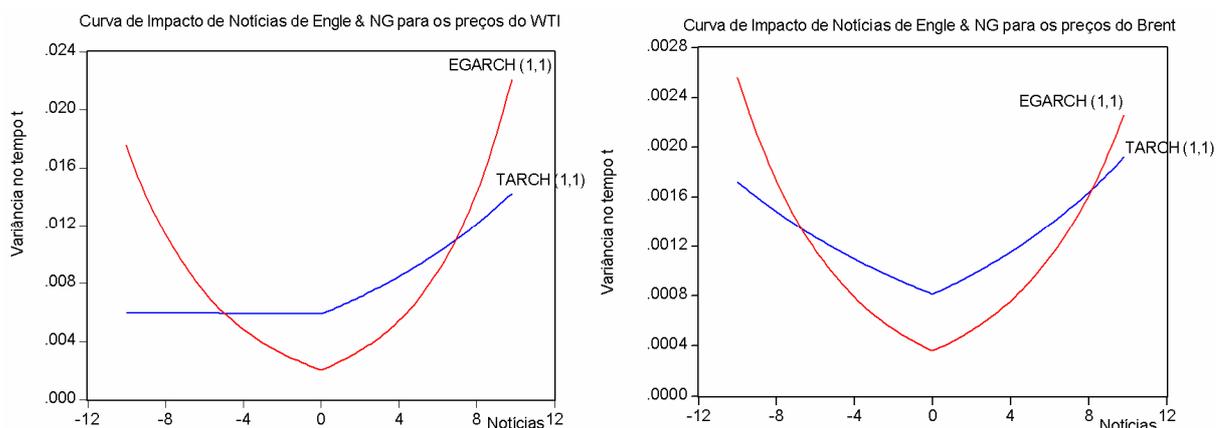
Todos os coeficientes estimados mostraram-se significativos estatisticamente e ainda com evidências de ausência de autocorrelação residual e com baixos erros-padrão, A função de verossimilhança aumentou para  $\Delta \ln WTI_t$  e diminuiu para  $\Delta \ln Brent_t$  em relação a do modelo GARCH (1,1) anteriormente estimado.

Como em ambas as séries estudadas com o valor de  $\gamma \neq 0$ , a presença do *leverage effect* se confirmou.

A próxima etapa dos procedimentos econométricos visa estimar a Curva de Impacto de Notícias, com resposta 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 TARARCH (1,1) estimados anteriormente, se torna possível representar os choques assimétricos à volatilidade.

#### GRÁFICO 4. Resultado da estimativa da Curva de Impacto de Notícias



FONTE: Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

#### 6.4 Resultados da modelagem VAR

Seguindo as etapas metodológicas, prossegue-se para a estimativa do modelo VAR, iniciando pela escolha da defasagem ótima pelos critérios de Schwartz e Akaike. Os resultados encontrados indicam um padrão ótimo na escolha de 7 lags temporais para o modelo, uma vez que o critério AIC se mostrou sensível a escolha da estrutura da defasagem:

**TABELA 4.** Resultados da escolha da estrutura da defasagem pelos critérios de informação Akaike (AIC) e Schwartz (SC)

Defasagem	Verossimilhança log	AIC	SC
0	69756	-26.7102	-26.7051
1	97974	-37.5088	-37.4838
2	99715	-38.1695	-38.1244
3	99788	-38.1914	-38.1262
4	99889	-38.2237	-38.1384
5	99940	-38.2372	-38.1319
6	100044	-38.2711	-38.1457
7	100164	-38.3109	-38.1654*
8	100224	-38.3276	-38.1621
9	100262	-38.3359	-38.1503
10	69756	-38.336*	-38.1303

FONTE: Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

NOTA: \* indica seleção de ordem de defasagem pelo critério

Pelo teste de Causalidade de Granger, pela  $H_2$  conclui-se que  $\log(\text{WTI})$  não causam  $\log(\text{Brent})$  é fortemente rejeitada, enquanto a hipótese  $H_1$  –  $\log(\text{Brent})$  não causam  $\log(\text{WTI})$  não pode ser rejeitada.

**TABELA 5.** Resultados do teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula	Obs	F-estatístico	P-valor	Decisão
$H_1$ : $\log(\text{Brent})$ não causam $\log(\text{WTI})$	5241	14,074	2,00E-11	Não Rejeitar
$H_2$ : $\log(\text{WTI})$ não causam $\log(\text{WTI})$	5241	172,905	0,000000	Rejeitar

**FONTE:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

Esta situação é conhecida como “Inversamente, causalidade unidirecional de  $\log(\text{WTI})$  para  $\log(\text{Brent})$ , pois o conjunto de coeficientes defasados de  $\log(\text{Brent})$  não foi estatisticamente diferente de zero e o conjunto de coeficientes defasados de  $\log(\text{WTI})$  foram estatisticamente diferentes de zero.

Os resultados sugerem que a direção da causalidade é de  $\log(\text{WTI})$  para  $\log(\text{Brent})$ , pois o valor estimado de  $F$  se mostrou altamente significativo. Por outro lado não há “causação inversa” de  $\log(\text{Brent})$  para  $\log(\text{WTI})$ , pois o valor calculado de  $F$  não é estatisticamente significativo.

Em geral os resultados indicam desta forma que as informações relevantes para previsão das respectivas variáveis estão contidas nas séries temporais destas variáveis, como exposto por GUJARATI (2000, p.627).

A próxima etapa da construção do modelo VAR é a de realizar o teste de *Johansen*, para verificar a possibilidade da presença de mais de um vetor de cointegração entre as variáveis. A tabela a seguir sumariza os principais resultados:

**TABELA 6. Resultado do teste JJ**

Tendência nos dados	Não há		Linear		Quadrática
	Sem intercepto e tendência	Com intercepto e sem tendência	Com intercepto e sem tendência	Intercepto e Tendência	Intercepto e Tendência
Número de vetores de cointegração (selecionados a 5% de significância)					
Traço	3	3	3	3	4
Max-Eing.	3	3	3	3	4
Verossimilhança log por ranking (linhas) e modelo (colunas)					
0	100250.1	100250.1	100250.5	100250.5	100251.2
1	100354	100354.8	100355.3	100357.7	100358.3
2	100416	100422.3	100422.8	100427	100427.5
3	100448.2	100476.9	100477.3	100484.7	100485.3
4	100448.6	100477.6	100477.6	100487.7	100487.7
Critério de Informação Akaike por ranking (linhas) e modelo (colunas)					
0	-38.24983	-38.24983	-38.24849	-38.24849	-38.24719
1	-38.28646	-38.2864	-38.28544	-38.28598	-38.28507
2	-38.30709	-38.30876	-38.30817	-38.309*	-38.30845
3	-38.31635	-38.32616	-38.32594	-38.32761	-38.32745
4	-38.31343	-38.32298	-38.32298	-38.32533	-38.32533
Critério de Informação de Schwartz por ranking (linhas) e modelo (colunas)					
0	-38.10944	-38.10944	-38.10308	-38.10308	-38.09678
1	-38.13604	-38.13473	-38.13001	-38.1293	-38.12462
2	-38.14664	-38.14581	-38.14271	-38.14103	-38.13798
3	-38.14587	-38.15192*	-38.15045	-38.14836	-38.14694
4	-38.13292	-38.13746	-38.13746	-38.1348	-38.1348

**FONTE:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

O teste indica a presença de 3 vetores de cointegração presentes na relação entre  $\ln WTI_t$ ,  $\ln Brent_t$ , e as respectivas volatilidades ao nível de 5% de significância, porém, se contradizem na escolha do tipo de tendência nos dados.

Ao se verificar que a tendência nos dados é estocástica, opta-se pela escolha indicada pelo Critério de Informação de Schwartz, com intercepto e sem tendência, para a estimativa do modelo VEC, futuramente.

Primeiramente, após estimados os resultados obtidos com o modelo VAR não-estrutural, de longo prazo e o modelo VEC não-estrutural de curto prazo<sup>18</sup>, são geradas as funções de impulso-resposta e decomposição da variância dos erros de previsão.

As funções de impulso-resposta para uma alteração de um desvio-padrão a 10 períodos à frente, estão representadas na figura 2 a seguir e apontam a reação de  $\ln WTI_t$  quando há algum choque exógeno nas variáveis incorporadas no modelo.

Os resultados encontrados ressaltam a importância da volatilidade dos preços do WTI e Brent e dos seus níveis. Convém salientar outro resultado interessante: o efeito do  $\ln Brent$  sobre  $\ln WTI$ . Observou-se que o  $\ln WTI$  aumenta em decorrência de um choque no  $\ln Brent$  e *vice-versa*, contrastando desta maneira com os resultados encontrados como teste de causalidade de Granger, possivelmente causada pelo poderio da OPEP no mercado, como explica PERTUSIER (2007):

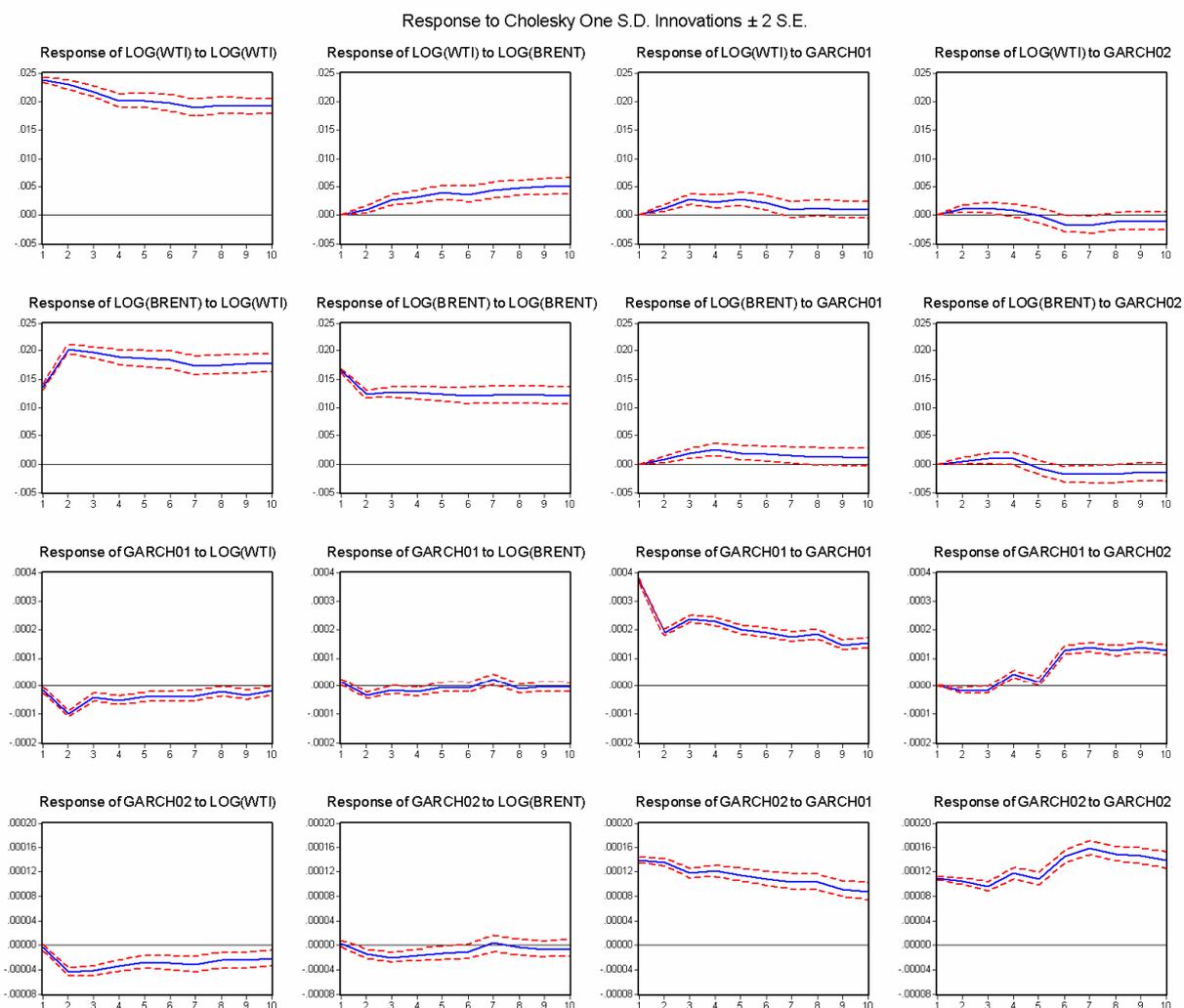
<sup>18</sup> Vide anexos para ver os resultados gerados pelos modelos

“OPEP, finalmente, já esculpada como culpada por tudo, finge que os preços são efetivamente estabelecidos pelo mercado (com o Brent e WTI como referência) e rotula suas intervenções como forma de estabilizar o mercado, uma ação bem-vinda ao interesse de todos”.

Os efeitos de um choque na volatilidade dos preços do WTI se mostraram positivos em relação as volatilidades nos preços do Brent e vice-versa.

Já, o efeito de um choque na volatilidade sobre os preços do WTI são positivos (Response of  $\log(\text{wti})$  to  $\text{garch01}$ ), enquanto a resposta de um choque na volatilidade dos preços do Brent são negativos em relação a seus preços. (Response of  $\log(\text{brent})$  to  $\text{garch02}$ )

**FIGURA 2.** Funções de Impulso-resposta



**FONTE:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

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

Afim 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 á media, foi calculada a Decomposição da Variância para  $\ln WTI$  por intermédio da equação (21):

**TABELA 7.** Resultado da Decomposição da Variância (%) para *lnWTI*:

Período	<i>lnWTI</i>	<i>lnBrent</i>	$\sigma_t^2 WTI$	$\sigma_t^2 Brent$
1	100,00	0,00	0,00	0,00
2	99,7	0,08	0,13	0,09
3	98,77	0,51	0,57	0,16
4	98,23	0,91	0,71	0,15
5	97,59	1,40	0,89	0,12
6	97,24	1,66	0,91	0,19
7	96,86	2,05	0,83	0,26
8	96,51	2,45	0,77	0,26
9	96,19	2,83	0,72	0,26
10	95,90	3,17	0,67	0,26

**FONTE:** Resultados desta pesquisa a partir da saída de Eviews 4.1

Verifica-se que para 10 dias após o choque, cerca de 96% do comportamento dos preços do WTI se devem a ele mesmo, sendo que os preços do Brent correspondem a cerca de 3,17% dos preços do WTI. Ainda é interessante ressaltar que entre o quarto e o sétimo dia após o choque, uma parcela significativa da variação dos preços do WTI é explicada por uma elevação na sua volatilidade histórica na faixa de 0,70% a 0,80% da variação total, invertendo a trajetória para um movimento de queda posteriormente.

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 uma média de 0,18% em 10 dias de negociação.

A última etapa metodológica, visa comparar e selecionar o melhor modelo que explique e projete os preços do WTI no futuro, pelo conjunto de equações descritas de (22) a (26) e realizar uma projeção  $n$  períodos a frente com o modelo proposto<sup>19</sup>.

<sup>19</sup> Vide anexos para visualizar todos os resultados.

## 7 CONCLUSÕES

## REFERÊNCIAS

ALEXANDER, C, **Market Models, A Guide to Financial Data Analysis**, 1, ed, Chichester, John Wiley & Sons Ltd,, 2001,

BOLLERSLEV, T,, ENGLE R,,F, e NELSON, D, B, **ARCH Models**, Cap, 49 *In* ENGLE R, F, e McFADDEN, D, (eds,), *Handbook of Econometrics*, Volume 4, North-Holland, 1994,

CENTRAAL PLAINBUREAU, **Economic Outlook: The World Economy**, Setembro de 2006, Disponível em:< <http://www.cpb.nl> > Acesso em: Julho de 2007

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,

EIA, ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION, **Spot Prices**, , Disponível em:< [http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet\\_pri\\_spt\\_s1\\_d.htm](http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm) > Acesso em: 01 de janeiro de 2007

ENGLE, R, F,, e V,K, NG, **Measuring and Testing the Impact of News on Volatility**, *Journal of Finance*, p, 48, Janeiro de 1993,

EWING, B, e HARTER, C, **Co-movements of Alaska North Slope and UK Brent Crude Oil Prices**,” *Applied Economic Letters*, 2000, 7: 55, - 558

EIEWS 4 USER´S GUIDE, *Quantitative Micro Software*,LLC, Estados Unidos, fevereiro de 2002,

GLEISER, I, **Caos e Complexidade A evolução do pensamento econômico**, ed, Campus, Rio de Janeiro, 2002,

GUJARATI, D,N, **Econometria Básica**, ed, Pearson Education do Brasil, São Paulo, 2000,

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](http://www.gee.ie.ufrj.br/publicacoes/pdf/2006_mercado_inter.pdf) > Acesso em: fevereiro de 2007,

KRONER, K, F,, e V, K, NG, **Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns**, *Review of Financial Studies*, p,11, 1998,

LEVINE,M,D,,BERENSON,L,M,,STEPHAN,D, **Estatística: Teoria e Aplicações**,ed, LTC – Livros Técnicos e Científicos S,A,, Rio de Janeiro,2000,

MILONAS, N, e HENKER, T, **Price Spread and Convenience Yield Behaviour in the International Oil Market**, *Applied Financial Economics*, 2001, 11: 23 - 36,

PINDYCK, S,R,,RUBINFELD,L,D, **Econometria Modelos e Previsões**, ed, Elsevier, Rio de Janeiro, 2004,

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,

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,

SIMS, C, **Macroeconomics and Reality**, *Econometrica*, 48, p,1-48, 1980,

SHEPPARD, K, **Univariate Volatility Modeling**, *Lecture 7, Chapter 5*, Disponível em < <http://www.kevinsheppard.com> > Acesso em: janeiro de 2007,

VALOR ECONÔMICO **Preços do petróleo fecham último pregão do mês sem tendência definida**, Disponível em < <http://www.valoronline.com.br/valoronline/Geral/internacional/economia/Precos+do+p>

[etroleo+fecham+ultimo+pregao+do+mes+sem+tendencia+definida,,,17,4232427,html?highlight=&newsid=4232427&areaid=17&editionid=1733](http://etroleo+fecham+ultimo+pregao+do+mes+sem+tendencia+definida,,,17,4232427,html?highlight=&newsid=4232427&areaid=17&editionid=1733) > Acesso em 01 de abril de 2007,

ZAKOIAN, J, M, **Threshold Heteroscedastic Models**, *Journal of Economic Dynamics and Control*, p, 931-944, 1994,

### **Referências Recomendadas**

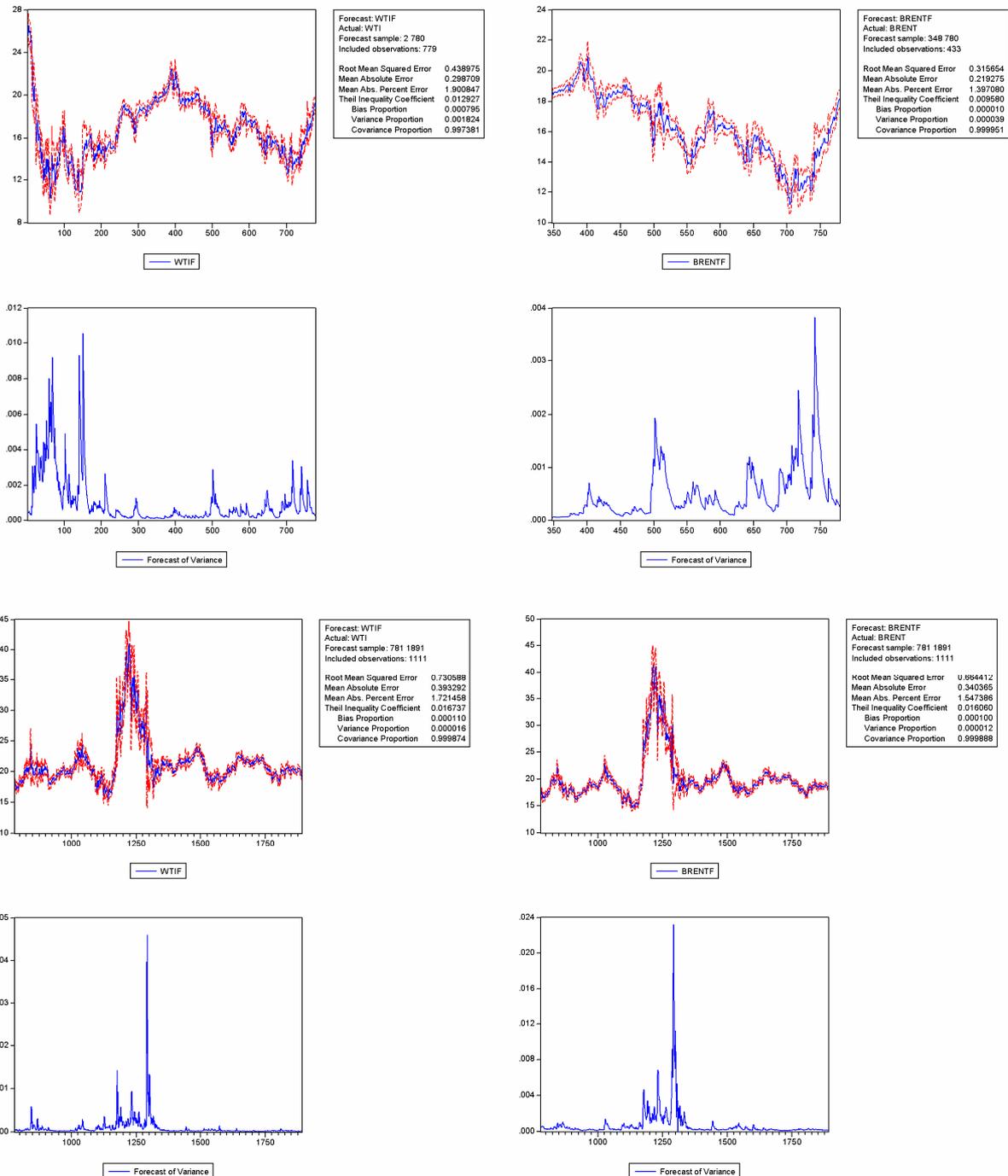
LAKATOS, E, M,; MARCONI, M, A, **Metodologia científica**, 3, ed, Atlas, São Paulo 2000,

KURTZMAN, J, **A morte do dinheiro Como a economia eletrônica desestabilizou os mercados mundiais e criou o caos financeiro**, Ed, Atlas, São Paulo, 1994,

## APÉNDICE

## ANEXOS

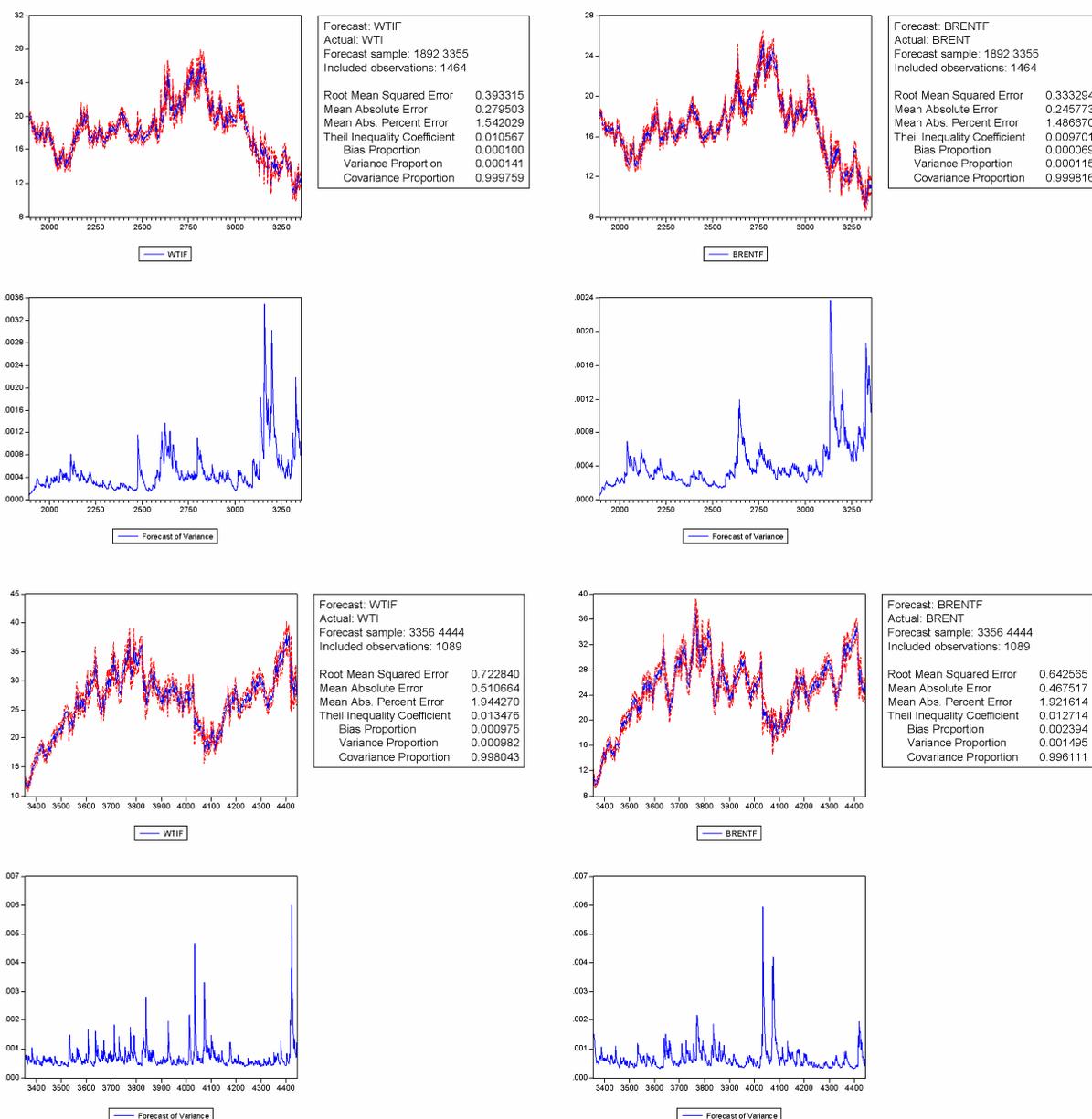
**GRÁFICO 4.** Resultados das estimativas dos modelos GARCH ( $p, q$ ) para o primeiro e segundo cortes temporais para os retornos dos preços do WTI e Brent



**FONTE:** Resultados desta pesquisa, com base nos resultados pelo *software* Eviews 4.1

**NOTA:** Os gráficos superiores mostram o ajuste dos modelos GARCH ( $p, q$ ), quanto mais próximas as linhas vermelhas estiverem das azuis, maior o grau de ajuste. Os gráficos inferiores, em azul, ilustram a trajetória da variância condicional do modelo.

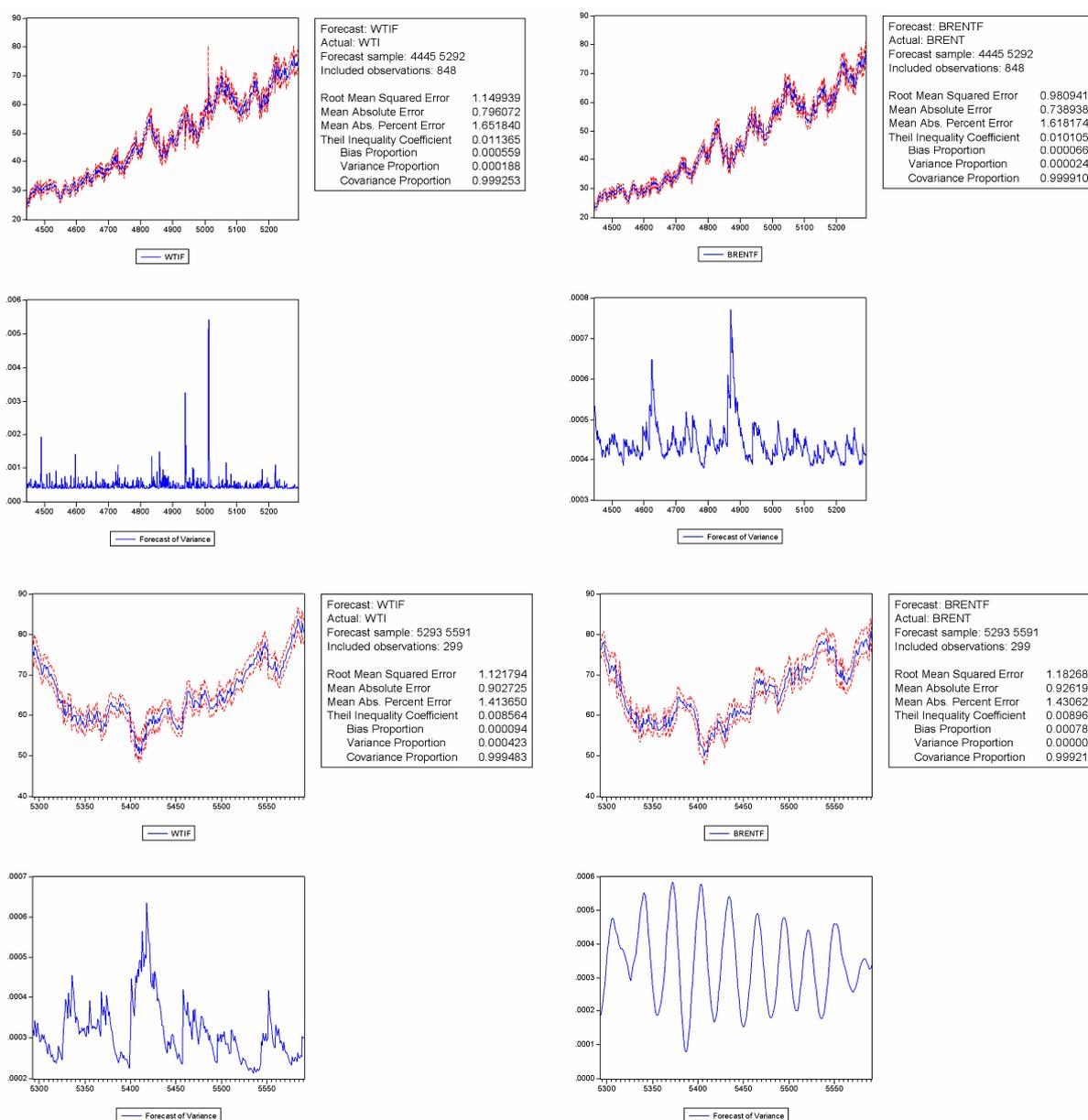
**GRÁFICO 5.** Resultados das estimativas dos modelos GARCH ( $p,q$ ) para o terceiro e quarto corte temporal para os retornos dos preços do WTI e Brent



**FONTE:** Resultados desta pesquisa, com base nos resultados pelo software Eviews 4.1

**NOTA:** Os gráficos superiores mostram o ajuste dos modelos GARCH ( $p,q$ ), quanto mais próximas as linhas vermelhas estiverem das azuis, maior o grau de ajuste. Os gráficos inferiores, em azul, ilustram a trajetória da variância condicional do modelo.

**GRÁFICO 6.** Resultados das estimativas dos modelos GARCH ( $p,q$ ) para o quinto e sexto corte temporal para os retornos dos preços do WTI e Brent



**FONTE:** Resultados desta pesquisa, com base nos resultados pelo *software* Eviews 4,1

**NOTA:** Os gráficos superiores mostram o ajuste dos modelos GARCH ( $p,q$ ), quanto mais próximas as linhas vermelhas estiverem das azuis, maior o grau de ajuste. Os gráficos inferiores, em azul, ilustram a trajetória da variância condicional do modelo.

## Resultado do modelo VAR não-estrutural para a equação ( )

Vector Autoregression Estimates  
Date: 10/11/07 Time: 12:05  
Sample(adjusted): 355 591  
Included observations: 5237 after adjusting endpoints  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LOG(WTI)	LOG(BRENT)	GARCH01	GARCH02
LOG(WTI(1))	0.933658 -0.01798 [ 51.9234] [ 25.9636]	0.420185 -0.01617 [-8.66137] [-8.33297]	-0.002433 -0.00026 [-1.39787] [-1.39787]	-0.001116 -0.00013 [-0.93001] [-0.93001]
LOG(WTI(2))	-0.058509 -0.02233 [-2.62015] [-15.5355]	-0.311968 -0.02008 [-11.6186] [-10.0390]	0.004054 -0.00036 [ 1.16186] [ 1.16186]	0.001669 -0.00017 [ 1.03900] [ 1.03900]
LOG(WTI(3))	-0.022348 -0.02326 [-0.96091] [-2.84794]	-0.059566 -0.02092 [-3.46588] [-3.46588]	-0.001259 -0.00036 [-3.46588] [-3.46588]	-0.000342 -0.00017 [-1.97501] [-1.97501]
LOG(WTI(4))	0.057771 -0.02328 [ 2.48176] [ 0.90723]	0.018993 -0.02093 [-1.22945] [-1.22945]	-0.000447 -0.00036 [-1.22945] [-1.22945]	-8.63E-05 -0.00017 [-0.49802] [-0.49802]
LOG(WTI(5))	0.018739 -0.02326 [ 0.80568] [-1.16502]	-0.024368 -0.02092 [-1.39787] [-1.39787]	-0.000508 -0.00036 [-1.39787] [-1.39787]	-0.000452 -0.00017 [-2.60876] [-2.60876]
LOG(WTI(6))	-0.036189 -0.02296 [-1.57587] [-2.38776]	-0.049313 -0.02065 [-1.95443] [-1.95443]	-0.000701 -0.00036 [-1.95443] [-1.95443]	-0.00029 -0.00017 [-1.69555] [-1.69555]
LOG(WTI(7))	0.056155 -0.01921 [ 2.92380] [ 2.57072]	0.044403 -0.01727 [ 5.06733] [ 4.30945]	0.001521 -0.00036 [ 4.30945] [ 4.30945]	0.000616 -0.00014 [ 4.30945] [ 4.30945]
LOG(BRENT(1))	0.055768 -0.01998 [ 2.79157] [ 4.14622]	0.744911 -0.01797 [-7.98426] [-6.64962]	-0.002492 -0.00031 [-7.98426] [-7.98426]	-0.000989 -0.00015 [-6.64962] [-6.64962]
LOG(BRENT(2))	0.072334 -0.02468 [ 2.93115] [ 8.55890]	0.18995 -0.02219 [ 4.78873] [ 2.35452]	0.001846 -0.00039 [ 4.78873] [ 4.78873]	0.000433 -0.00016 [ 2.35452] [ 2.35452]
LOG(BRENT(3))	-0.036753 -0.02491 [-1.47562] [ 0.06457]	0.001446 -0.0224 [ 1.48872] [ 3.52790]	0.000579 -0.00039 [ 1.48872] [ 1.48872]	0.000654 -0.00019 [ 3.52790] [ 3.52790]
LOG(BRENT(4))	-0.003676 -0.02494 [-0.14743] [ 0.21892]	0.00491 -0.02243 [ 2.65421] [ 0.62031]	0.001034 -0.00039 [ 2.65421] [ 2.65421]	0.000115 -0.00019 [ 0.62031] [ 0.62031]
LOG(BRENT(5))	-0.060334 -0.02493 [-2.42006] [-0.41910]	-0.009397 -0.02242 [-0.73422] [-0.73422]	-0.000286 -0.00039 [-0.73422] [-0.73422]	3.42E-05 -0.00019 [ 0.18408] [ 0.18408]
LOG(BRENT(6))	0.03848 -0.02421 [ 1.63083] [ 1.89164]	0.041183 -0.02177 [ 2.85015] [ 2.95533]	0.001078 -0.00039 [ 2.85015] [ 2.85015]	0.000533 -0.00018 [ 2.95533] [ 2.95533]
LOG(BRENT(7))	-0.018994 -0.01854 [-1.02450] [-0.59309]	-0.009889 -0.01667 [-6.79626] [-5.63848]	-0.001969 -0.00029 [-6.79626] [-6.79626]	-0.000778 -0.00014 [-5.63848] [-5.63848]
GARCH01(1)	-0.243388 -141.506 [-0.17200] [ 0.30669]	0.392841 -127.260 [-0.30669] [-0.30669]	0.569879 -0.02211 [ 25.7749] [ 0.69739]	0.007347 -0.01053 [ 0.69739] [ 0.69739]
GARCH01(2)	3.634 361 -162.162 [ 2.24119] [ 0.82028]	1.196 259 -145.838 [ 14.3167] [-1.72776]	0.362745 -0.02534 [ 14.3167] [-1.72776]	-0.020869 -0.01207 [-1.72776] [-1.72776]
GARCH01(3)	-1.395 524 -171.341 [-0.81447] [-0.05375]	-0.062831 -154.091 [-4.53103] [-3.86911]	-0.121302 -0.02677 [-4.53103] [-4.53103]	-0.049354 -0.01276 [-3.86911] [-3.86911]
GARCH01(4)	3.173 755 -170.759 [ 1.85862] [ 2.36947]	3.638 748 -153.568 [ 1.18123] [ 3.61530]	0.031516 -0.02668 [ 1.18123] [ 3.61530]	0.04596 -0.01271 [ 3.61530] [ 3.61530]
GARCH01(5)	1.083 796 -170.626 [ 0.63619] [ 0.15705]	0.240996 -153.449 [-10.1525] [-8.85935]	-0.270662 -0.02666 [-10.1525] [-10.1525]	-0.112537 -0.0127 [-8.85935] [-8.85935]
GARCH01(6)	-5.671 554 -142.877 [-3.96953] [-3.26659]	-4.197 344 -128.493 [-0.67422] [ 1.04332]	-0.015051 -0.02232 [-0.67422] [ 1.04332]	0.011098 -0.01064 [ 1.04332] [ 1.04332]
GARCH01(7)	0.105465 -123.022 [ 0.08673] [-0.02836]	-0.031379 -110.637 [ 13.2449] [ 9.44742]	0.25459 -0.01922 [ 13.2449] [ 9.44742]	0.086526 -0.09116 [ 9.44742] [ 9.44742]
GARCH02(1)	9.163 363 -299.396 [ 3.06072] [ 1.88616]	5.078 392 -269.245 [-3.37193] [-4.26701]	-0.157732 -0.04676 [-3.37193] [-3.37193]	0.95105 -0.02229 [-4.26701] [-4.26701]
GARCH02(2)	-6.677 355 -424.380 [-1.57344] [ 0.80148]	-3.059 880 -381.655 [ 2.16352] [ 0.42669]	0.143458 -0.06631 [ 2.16352] [ 0.42669]	-0.013481 -0.03159 [ 0.42669] [ 0.42669]
GARCH02(3)	-4.920 224 -424.377 [-1.15940] [-0.40976]	-1.563 873 -381.653 [ 7.95303] [ 7.75186]	0.527345 -0.06631 [ 7.95303] [ 7.75186]	0.24491 -0.03159 [ 7.75186] [ 7.75186]
GARCH02(4)	-6.262 531 -426.831 [-1.46722] [-3.90365]	-1.498 453 -383.859 [-8.07880] [-8.34084]	-0.538781 -0.06669 [-8.07880] [-8.07880]	-0.265041 -0.03178 [-8.34084] [-8.34084]
GARCH02(5)	-5.971 696 -428.727 [-1.39289] [ 0.63786]	3.229 714 -385.565 [ 13.4724] [ 12.7251]	0.902474 -0.06699 [ 13.4724] [ 12.7251]	0.406154 -0.03192 [ 12.7251] [ 12.7251]
GARCH02(6)	1.100 868 -399.255 [ 2.75731] [ 3.18019]	1.141 877 -359.060 [-6.21342] [-7.82891]	-0.387607 -0.06236 [-6.21342] [-6.21342]	-0.232702 -0.02972 [-7.82891] [-7.82891]
GARCH02(7)	2.409 931 -259.128 [ 0.93002] [-0.58918]	-1.373 029 -233.040 [-8.27908] [-5.12257]	0.335202 -0.04049 [-8.27908] [-8.27908]	-0.098821 -0.01929 [-5.12257] [-5.12257]
C	0.012396 -0.00322 [ 4.02976] [-2.38573]	-0.006919 -0.00029 [-0.54478] [-0.54478]	-2.75E-05 -5.00E-05 [-0.54478] [-0.54478]	2.14E-05 -2.40E-05 [ 0.88953] [ 0.88953]
R-squared	0.997185	0.997944	0.83698	0.937891
Adj. R-squared	0.99717	0.997933	0.836104	0.937557
Sum sq. resids	2.966 082	2.398 920	0.000724	0.000164
S.E. equation	0.023365	0.021462	0.000373	0.000178
F-statistic	65889.96	90274.77	9.549 675	2.808 752
Log likelihood	12145.61	12701.32	33925.8	37908.23
Akaike AIC	-4.627 310	-4.839 533	-1.294 512	-1.442 781
Schwarz SC	-4.590 965	-4.803 188	-1.290 878	-1.439 147
Mean dependent	3.222 937	3.157 979	0.000638	0.000548
S.D. dependent	0.448594	0.472043	0.000921	0.000711
Determinant Residual Covariance		2.64E-22		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		100380.8		
Akaike Information Criteria		-3.829 093		
Schwarz Criteria		-3.814 555		

## Resultado do modelo VEC não-estrutural para a equação ( )

```

Vector Error Correction Estimates
Date: 10/11/07 Time: 12:17
Sample (adjusted): 366-5591
Included observations: 5236 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:      CointEq1      CointEq2      CointEq3
LOG(WTI(-1))          1.000 0000          0          0
LOG(BRENT(-1))         0          1.000 0000          0
GARCH01(-1)            0          0          1.000 0000
GARCH02(-1)           -39240.87         -41235.16         -2.331 554
C                      1.828 013          1.943 791          0.000639

Error Correction:      D(LOG(WTI))      D(LOG(BRENT))      D(GARCH01)      D(GARCH02)
CointEq1              -0.047641         0.040395          0.000199         -1.00E-05
                    -0.00998          -0.00897          -0.00016         -7.40E-05
                    [-4.77572]         [4.50285]         [1.28021]         [-0.13603]
CointEq2              0.045334         -0.038462         -0.000183        1.12E-05
                    -0.00949          -0.00954          -0.00015         -7.00E-05
                    [4.77538]         [-4.50609]         [-1.23608]         [-0.15948]
CointEq3              0.528709         1.062 705         -0.174827         -0.022124
                    -0.101 262          -0.9104          -0.01575         -0.00748
                    [0.52212]         [1.18926]         [-1.09811]         [-2.95612]
D(LOG(WTI(-1)))      -0.019653         0.300305          -0.003659         -0.001133
                    -0.01933          -0.01738          -0.0003          -0.00014
                    [-0.98555]         [21.8807]         [-8.84049]         [-7.92942]
D(LOG(WTI(-2)))      -0.077415         0.089846          0.001419          0.000552
                    -0.02091          -0.0168          -0.00033         -0.00015
                    [-3.70249]         [3.66768]         [4.36157]         [3.57018]
D(LOG(WTI(-3)))      -0.102281         0.005227          0.000212          0.000279
                    -0.02098          -0.01887         -0.00033         -0.00016
                    [-4.87417]         [0.27705]         [0.65018]         [1.80072]
D(LOG(WTI(-4)))      -0.044799         0.025545          -0.000318         0.000139
                    -0.02089          -0.01678         -0.00032         -0.00015
                    [-2.14451]         [1.36012]         [-0.97789]         [0.89740]
D(LOG(WTI(-5)))      -0.02744          -0.000596         -0.000723         -0.00023
                    -0.02069          -0.0186          -0.00032         -0.00015
                    [-1.32666]         [-0.03207]         [-2.4643]         [-1.50444]
D(LOG(WTI(-6)))      -0.067426         -0.050487         -0.001663         -0.00064
                    -0.02037          -0.01631         -0.00032         -0.00015
                    [-3.9196]         [-3.7918]         [-6.25002]         [-4.24972]
D(LOG(WTI(-7)))      -0.03278          -0.015786         -0.000209         -1.83E-06
                    -0.01927          -0.0173          -0.0003          -0.00014
                    [-1.70098]         [-0.90997]         [-0.69601]         [-0.01287]
D(LOG(BRENT(-1)))     0.008871         -0.212787         -0.002311         -0.00098
                    -0.02095          -0.01883         -0.00033         -0.00015
                    [0.47125]         [-11.5385]         [-7.09375]         [-6.33166]
D(LOG(BRENT(-2)))     0.083636         -0.02606          -0.000502         -0.000597
                    -0.02144          -0.01928         -0.00033         -0.00016
                    [3.89636]         [-1.35196]         [-1.50383]         [-3.70342]
D(LOG(BRENT(-3)))     0.04866          -0.022225         9.19E-05         4.71E-05
                    -0.02148          -0.01932         -0.00033         -0.00016
                    [2.26492]         [-1.93062]         [0.27483]         [0.29659]
D(LOG(BRENT(-4)))     0.044494         -0.019203         0.001173          0.000204
                    -0.02135          -0.0192          -0.00033         -0.00016
                    [2.08367]         [-1.00026]         [3.53071]         [1.29248]
D(LOG(BRENT(-5)))     -0.013792         -0.028119         0.000867          0.000214
                    -0.02125          -0.01911         -0.00033         -0.00016
                    [-0.64699]         [-1.47104]         [2.59345]         [1.30189]
D(LOG(BRENT(-6)))     0.034828          0.016796          0.002123          0.000796
                    -0.02032          -0.01881         -0.00033         -0.00015
                    [1.66475]         [0.89300]         [6.52319]         [5.14731]
D(LOG(BRENT(-7)))     0.030114          0.032553         -0.001178         -0.000524
                    -0.01862          -0.01674         -0.00029         -0.00014
                    [1.61687]         [1.94477]         [-4.06458]         [-3.80715]
D(GARCH01(-1))        -0.839653         -0.857918         -0.262076         0.024668
                    -158.474          -142.477         -0.02465         -0.01171
                    [-0.52920]         [-0.60214]         [-10.6305]         [2.09758]
D(GARCH01(-2))        2.793 840         0.331301          0.106196          0.007748
                    -180.006          -143.854         -0.02489         -0.01183
                    [1.74609]         [0.23030]         [4.28637]         [0.65520]
D(GARCH01(-3))        1.324 786         0.314248          -0.008881         -0.038788
                    -157.723          -141.801         -0.02454         -0.01166
                    [0.83959]         [0.22161]         [-0.28043]         [-3.2749]
D(GARCH01(-4))        4.476 335         3.881 143          0.025135          0.012594
                    -156.521          -140.721         -0.02435         -0.01157
                    [2.85989]         [2.75604]         [1.03225]         [1.08865]
D(GARCH01(-5))        5.633 141         3.975 530          -0.238416         -0.09617
                    -156.204          -140.436         -0.0243          0.01154
                    [3.60627]         [2.83085]         [-9.81136]         [-8.33025]
D(GARCH01(-6))        0.600444          0.956987          -0.320644         -0.142277
                    -156.373          -140.588         -0.02433         -0.01156
                    [0.32003]         [0.68703]         [-13.1809]         [-12.3107]
D(GARCH01(-7))        0.431052          -0.043932         -0.081247         -0.053955
                    -125.116          -112.486         -0.01946         -0.00925
                    [0.34452]         [-0.03906]         [-4.17429]         [-5.76994]
D(GARCH02(-1))        1.023 820         6.435 581          -0.293851         -0.032096
                    -305.706          -274.846         -0.04756         -0.02259
                    [3.34903]         [2.34152]         [-6.17886]         [-1.42054]
D(GARCH02(-2))        3.517 284         3.000 377          -0.159936         -0.043327
                    -306.366          -275.440         -0.04766         -0.02264
                    [1.14807]         [1.08930]         [-3.35577]         [-1.91348]
D(GARCH02(-3))        -1.047 893         1.874 657          0.368837          0.19608
                    -305.979          -275.002         -0.04758         -0.02261
                    [-0.34258]         [0.68169]         [17.7918]         [8.62538]
D(GARCH02(-4))        -7.521 639         -1.344 687          -0.159721         -0.095881
                    -307.426          -276.392         -0.04762         -0.02272
                    [-2.44665]         [-4.86517]         [-3.33971]         [-2.86433]
D(GARCH02(-5))        -1.329 375         -9.423 545         0.715298          0.304679
                    -307.946          -276.880         -0.04791         -0.02276
                    [-4.31691]         [-3.40372]         [14.9313]         [14.2656]
D(GARCH02(-6))        -3.558 915         0.02153           0.42875          0.190211
                    -313.634          -281.974         -0.04879         -0.02318
                    [-1.13474]         [0.00764]         [8.78753]         [8.20585]
D(GARCH02(-7))        0.745029          3.621 291          0.047727         -0.013786
                    -260.994          -234.640         -0.0406          -0.01929
                    [0.28546]         [1.54328]         [1.17550]         [-0.71467]
C                      0.000305         0.00023           1.05E-06          5.69E-07
                    -0.00033          -0.0003          -5.10E-06         -2.40E-06
                    [0.52451]         [0.77611]         [0.20415]         [0.23316]

R-squared             0.040424          0.134128          0.363686          0.173956
Adj. R-squared       0.034707          0.12897           0.349836          0.169036
Sum sq. residuals    2.863 974         2.285 779          0.00017           0.000162
S.E. equation       0.023865          0.021456          0.000371          0.000176
F-statistic          7.071 814         2.600 416          9.186 508          3.535 189
Log Likelihood       12144.65         12701.62           35943.54          37940.46
Akaike AIC           -4.626 862         -4.839 505         -1.295 322         -1.444 173
Schwarz SC           -4.598 570         -4.799 393         -1.291 311         -1.440 162
Mean dependent       0.000269          0.00027           0.02E-08          6.54E-08
S.D. dependent       0.024291          0.02299           0.00046           0.000193

Determinant Residual Covariance      2.59E-22
Log Likelihood                        100477.3
Log Likelihood (d.f. adjusted)        100413.1
Akaike Information Criteria            -3.830 142
Schwarz Criteria                       -3.812 583

```

Resultados do conjunto de equação de ( ) a ( ) para avaliação dos modelos