

## ASSIMETRIA E COINTEGRAÇÃO NA RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DA GASOLINA E DO PETRÓLEO EM MERCADOS SELECIONADOS

**Andre Assis de Salles**

Universidade Federal do Rio de Janeiro

Centro de Tecnologia – Bloco F – sala F 101 – Ilha do Fundão – Rio – Brasil

e-mail: [as@ufrj.br](mailto:as@ufrj.br)

### RESUMO

Este trabalho tem como objetivo estudar a evolução dos preços da gasolina e a assimetria com os preços do petróleo no mercado internacional, por meio de testes de cointegração e de modelos assimétricos de regressão. Além da cointegração, tratada com mecanismos de correção de erros, os modelos assimétricos de regressão, aqui desenvolvidos, levam em consideração a não normalidade e a heteroscedasticidade das séries temporais envolvidas. Para atingir o objetivo deste trabalho foram coletados os preços da gasolina negociada do Brasil, nos EUA e em uma amostra selecionada de seis países europeus: Alemanha, Bélgica, França, Itália, Países Baixos e Reino Unido. Todos os preços foram convertidos em dólares norte americanos por litro. A amostra estudada se refere ao período de junho de 2006 até abril de 2013.

**PALAVRAS CHAVE.** Cointegração, Modelos Assimétricos, Preços da Gasolina.

**Área principal:** PO na Área de Petróleo e Gás, Estatística, Gestão Financeira.

### ABSTRACT

The aim of this work is to study the gasoline prices evolution and its relationship between crude oil prices in the international market through cointegration tests and across regression models of asymmetric, specifically this work uses stochastic models with heteroskedasticity and error correction mechanisms when it is mandatory. To achieve the purpose the purpose of this work, the gasoline prices were collected in Brazil, the USA and in a selected sample of six European countries namely Belgium, France, Germany, Italy, the Netherlands and the United Kingdom markets. All results are comparing among the markets selected to observe country similarities. All prices information collected were converted into U.S. dollars per liter. The data covers the period from June 2006 to April 2013.

**KEYWORDS.** Cointegration. Asymmetric Models. Gasoline Prices.

**Main area:** OR in Oil and Gas, Statistics, Financial Management.

## 1. Introdução

A evolução do preço do petróleo e de seus derivados é relevante para os administradores de empresas, para planejamento estratégico de empresas e para formulação de políticas públicas. Os estudos sobre a relação entre os preços do petróleo e de seus derivados podem vir a permitir obtenção de preços mais justos para os derivados de petróleo, uma vez os preços dos derivados de petróleo diferem entre regiões e países. Essa diferença entre os preços dos derivados de petróleo, em especial entre os preços da gasolina, ocorre por três possíveis razões: (i) custos de produção ou de prospecção e de transporte do petróleo para as refinarias são diferentes; (ii) custo de refino ou margem de lucro da produção de derivados varia; e (iii) as taxas e impostos diferem entre regiões ou países.

Muitos estudos têm sido desenvolvidos nos últimos anos sobre a relação entre os preços do petróleo e de seus derivados, em particular relacionados aos preços da gasolina. Desses estudos, vários foram realizados procurando avaliar relação entre a gasolina e os preços do petróleo em cada mercado, destacando a assimetria entre esses preços ou retornos. Dentre esses estudos, que verificam a hipótese de assimetria entre os preços do petróleo e da gasolina, deve-se citar o trabalho pioneiro Bacon (1991) que estuda o efeito *rockets and feathers* no mercado de gasolina do Reino Unido, no período de 1982 até 1989, encontrando evidências que apontam que a resposta as variações positivas nos preços do petróleo nas variações dos preços da gasolina ocorrem mais rapidamente do que as variações negativas. A mesma evidência foi apontada por Karrenbock (1991), French (1991) e Borenstein *et al.* (1997) no mercado norte-americano. Brown e Yücel (2000) também observaram o mesmo efeito assimétrico no mercado dos EUA. Por outro lado Galeoti *et al.* (2001) ao revisitar o efeito *rockets and feathers*, apontado por Bacon (1990), e não encontrou evidências dos efeitos assimétricos mostrados por Bacon (1990). O estudo desenvolvido por Galeoti *et al.* (2001) utilizou dados mensais, no período entre 1985 e 2000, de mercados europeus de gasolina a saber: Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Espanha. Outro estudo, que merece destaque, é o trabalho de Radchenko (2005), que estuda o efeito da volatilidade do preço do petróleo sobre o grau de assimetria na resposta nos preços da gasolina. Neste estudo Radchenko (2005) se utilizou de vários modelos de séries temporais para mostrar evidências a respeito do grau de assimetria nos preços da gasolina, que diminui quando a volatilidade dos preços do petróleo aumenta. Em outro trabalho relevante Honovar (2009) utiliza técnicas de cointegração e modelos de correção de erros, sugeridas por Granger e Yoon (2002), para estudar o comportamento dos preços da gasolina usando dados mensais entre 1981 e 2007. Entre outras inferências, Honovar (2009) indica que o comportamento dos preços da gasolina apresenta uma assimetria relacionada com as variações dos preços do petróleo. Liu *et al.* (2010) utilizaram modelos de correção de erros assimétricas para examinar como os preços da gasolina e do diesel foram afetados pelas variações do preço do petróleo. Os dados utilizados para este trabalho foram semanais entre 2004 e 2009 na Nova Zelândia. Ao contrário dos resultados obtidos com o diesel Liu *et al.* (2010) não encontraram nenhuma evidência de assimetria nos preços da gasolina. Valadkhani (2010) estudou os preços da gasolina comercializados no mercado australiano e mostrou evidências da existência do efeito assimétrico relatado por Bacon (1990) em quatro cidades australianas. Em outro estudo Valadkhani (2013) estudou os preços da gasolina negociados no mercado australiano, com dados de 2007 a 2012. Neste outro estudo de Valadkhani (2013) a hipótese de efeito assimétrico mostrado por Bacon (1990) foi aceita em 28 localidades e a existência de um efeito contrário ao obtida por Bacon (1990) em 31 localidades australianas.

O objetivo deste trabalho é estudar a evolução dos preços da gasolina e a assimetria com os preços do petróleo no mercado internacional, por meio de testes de cointegração e de modelos assimétricos de regressão. Além da cointegração, tratada com

mecanismos de correção de erros, os modelos assimétricos de regressão, aqui desenvolvidos, levam em consideração a não normalidade e a heteroscedasticidade das séries temporais envolvidas. Para atingir o objetivo deste trabalho foram coletados os preços da gasolina negociada do Brasil, nos EUA e em uma amostra selecionada de seis países europeus: Alemanha, Bélgica, França, Itália, Países Baixos e Reino Unido. Todos os resultados são comparados procurando-se observar padrões ou comunalidades entre os mercados estudados.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: a próxima seção apresenta a amostra utilizada neste trabalho; a abordagem metodológica é explicitada na seção 3, enquanto os resultados obtidos são apresentados na Seção 4. Finalmente a seção 5 apresenta as considerações finais deste trabalho.

## 2. Dados Utilizados

Para alcançar os objetivos do presente trabalho foram estudadas as séries temporais dos preços semanais da gasolina, nos mercados selecionados, e dos preços do petróleo dos tipos WTI e Brent, principais referências dos preços dos tipos de petróleo negociados no mercado internacional. Os dados primários foram obtidos na Agência Nacional de Petróleo e Gás (ANP) e da EIA, agência oficial de estatísticas de energia do governo dos EUA. Todos os preços coletados foram convertidos em dólares norte-americanos por litro. Os dados abrangem o período de junho de 2006 a abril de 2013, perfazendo 358 observações em cada série temporal.

A Figura 1 apresenta gráficos que permite comparar as séries temporais dos preços do petróleo no mercado internacional e da gasolina negociada nos mercados selecionados. Os gráficos mostram a variação dos preços da gasolina e similaridades entre os mercados no período estudado. Pode-se observar, ainda, um aumento acentuado nos preços antes da crise de 2008 e um decréscimo acentuado depois do período de maior repercussão da crise.

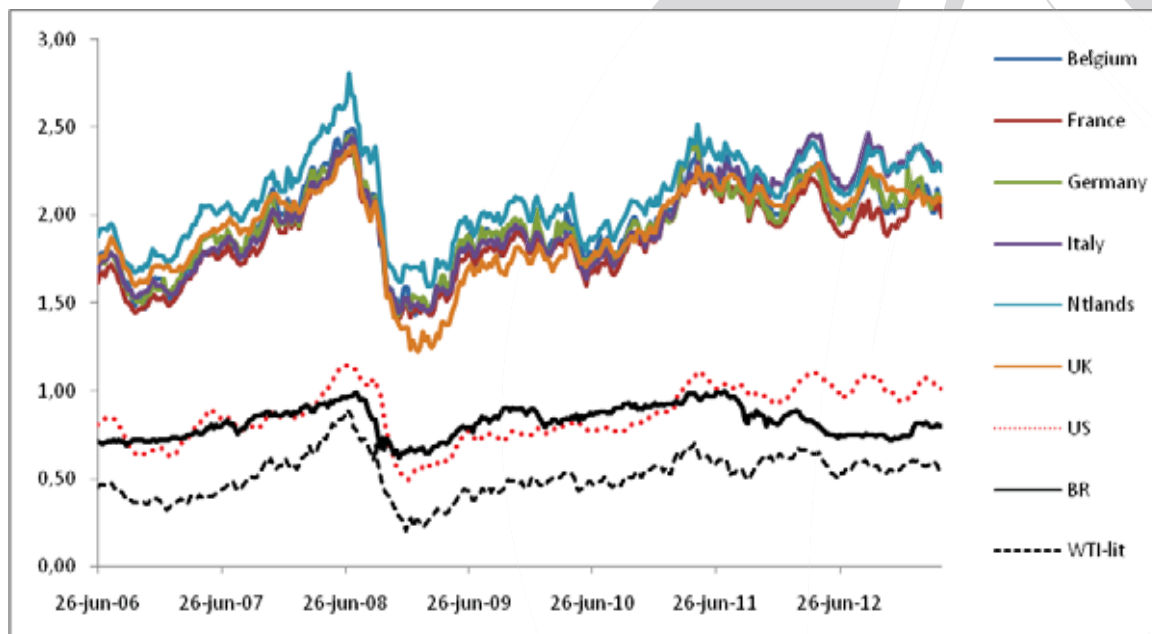


Figura 1- Preços Semanais da Gasolina

A Tabela 1, a seguir, mostra um resumo estatístico das séries temporais semanais dos preços de gasolina utilizadas neste trabalho. Esta tabela também apresenta os resultados dos testes de a normalidade e de estacionariedade dessas séries,

respectivamente, os testes de Jarque-Bera (JB), apresentado em Jarque e Bera (1987), e de Dickey Fuller Aumentado (ADF) (ver Elliott *et al.* (1996)). A Tabela 1 mostra que o menor preço médio das séries de preços da gasolina ocorre no Brasil, seguido pelos dos EUA enquanto o maior preço ocorre na Itália, seguido pelos Países Baixos. Observando-se os desvios padrão, o mercado brasileiro apresenta a menor variabilidade dos preços, enquanto o Reino Unido apresenta a maior variabilidade dos preços. Nos mercado brasileiro e no norte-americano a variabilidade do preço da gasolina foi menor do que a dos outros mercados estudados. Esses outros mercados, em geral, apresentam semelhanças no que se refere a variabilidade dos preços. Todos os coeficientes de assimetria diferem do coeficiente da distribuição normal. Excetuando os coeficientes de assimetria dos preços da gasolina praticados na Itália e na Holanda, todos os coeficientes de assimetria foram negativos. No que se refere ao coeficiente de curtose, diferente do que ocorre com os preços da gasolina no Reino Unido, os coeficientes de curtose de das séries temporais de preço da gasolina ficaram em torno de dois, o que indica uma curtose menor do que a da distribuição normal. Os valores obtidos para os coeficientes de assimetria e curtose diferentes dos valores de distribuição normal indicam a não normalidade das séries temporais estudadas, o que se confirma com os resultados dos testes de Jarque-Bera que mostram que a suposição de normalidade não pode ser aceita para todas as séries analisadas uma vez que os p valores dos testes foram próximos de zero. O teste ADF de raiz unitária mostrou estatísticas negativas, mas com pequenos valores para cada uma das séries temporais de preços da gasolina analisadas indicando a não estacionariedade dessas séries temporais de preços, como mostram os p valores, excetuando os preços da gasolina nos Países Baixos cuja hipótese de estacionariedade pode ser aceita a um nível de significância de próximo de 5%. A média dos preços do petróleo em US\$ por litro no período estudado foi de cerca de 0,52 e 0,56, respectivamente, para o petróleo do tipo Brent e do tipo WTI. Os coeficientes de assimetria e curtose obtidos a partir da série de preços do petróleo diferem dos coeficientes da distribuição normal, o que indicando ser a distribuição de probabilidade dos preços do petróleo diferente da distribuição normal, o que é confirmado pelo teste de Jarque-Bera.

Tabela 1 – Resumo Estatístico dos Preços Semanais da Gasolina em US\$ -

Estatística	Brasil	EUA	Bélgica	França	Alemanha	Itália	P. Baixos	R. Unido
Média	0,8234	0,8672	1,9410	1,8709	1,9377	1,9599	2,0980	1,9169
Mediana	0,8281	0,8506	1,9417	1,8783	1,9496	1,8994	2,0817	1,9364
Máximo	0,9968	1,1465	2,4832	2,3643	2,4515	2,4621	2,8108	2,3881
Mínimo	0,6186	0,4940	1,4318	1,4107	1,4292	1,4450	1,5930	1,2258
Desvio Pad.	0,0889	0,1565	0,2400	0,2278	0,2321	0,2774	0,2426	0,2575
Assimetria	-0,0631	-0,1947	-0,1245	-0,1204	-0,1898	0,0199	0,0094	-0,6352
Curtose	2,0712	2,2026	2,3323	2,2244	2,3665	1,8347	2,4468	2,8597
Teste JB (valor-p)	13,0692 (0,0015)	11,7142 (0,0029)	7,5542 (0,0229)	9,8115 (0,0074)	8,1132 (0,0173)	20,2211 (0,0000)	4,5573 (0,1024)	24,3012 (0,0000)
Teste ADF (valor-p)	-2,9758 (0,1406)	-3,2527 (0,0761)	-2,2301 (0,4709)	-2,6145 (0,2741)	-3,2073 (0,0847)	-2,5739 (0,2927)	-3,4954 (0,0414)	-2,9808 (0,1391)

Além dos preços da gasolina da gasolina e do petróleo foram calculadas as variações ou retornos desses preços. As séries temporais dos retornos foram utilizados na implementação dos modelos assimétricos que serão tratados metodologia deste trabalho. Para obtenção desses retornos foi utilizada a seguinte fórmula:

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

onde  $R_t$  representa o retorno no período  $t$  e  $P_t$  representa o preço no período  $t$ . A Tabela 2 apresenta um resumo estatístico das séries temporais dos retornos dos preços da gasolina utilizadas neste trabalho. Além disso, a Tabela 2 apresenta os resultados dos testes de normalidade e de estacionariedade. Como observado, anteriormente, os testes de Jarque-Bera (JB) e de Dickey Fuller Aumentado (ADF) foram utilizados, respectivamente, para verificar a hipótese de normalidade e a hipótese de estacionariedade das séries temporais de retornos dos preços.

Tabela 2 – Resumo Estatístico dos Retornos dos Preços Semanais da Gasolina

Estadística	Brasil	EUA	Bélgica	França	Alemanha	Itália	P. Baixos	R. Unido
Média	0,0004	0,0006	0,0048	0,0006	0,0006	0,0008	0,0006	0,0005
Mediana	0,0012	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Máximo	0,0891	0,0670	0,0787	0,0567	0,0834	0,0568	0,0672	0,0670
Mínimo	-0,1076	-0,0892	-0,1175	-0,0876	0,0855	-0,0815	-0,0915	-0,1440
Desvio Pad.	0,0217	0,0208	0,0260	0,0198	0,0251	0,0187	0,0202	0,0194
Assimetria	-0,8862	-0,8083	-0,2852	-0,4601	-0,1330	-0,4419	-0,4338	-1,2775
Curtose	8,7462	6,4000	4,2526	4,4593	3,7244	4,7719	5,0234	12,6373
Teste JB (valor-p)	537,879 (0,0000)	210,827 (0,0000)	28,1788 (0,0000)	44,2715 (0,0000)	8,8568 (0,0119)	58,3285 (0,0000)	72,1350 (0,0000)	1478,654 (0,0000)
Teste ADF (valor-p)	-4,4848 (0,0018)	-6,6404 (0,0000)	-4,4846 (0,0018)	-8,4658 (0,0000)	-11,7604 (0,0000)	-8,3323 (0,0000)	-10,707 (0,0000)	-4,0532 (0,0080)

A Tabela 2 mostra que as médias e medianas apresentam pequenas diferenças, a menor média de retorno dos preços da gasolina no período estudado ocorre no Brasil, seguido pelo dos EUA, enquanto o maior retorno do preço da gasolina acontece no mercado italiano seguido pelo mercado dos Países Baixos. Observando-se os desvios padrão, pode se observar que a variação dos retornos ficou entre 0,0187 e 0,0260, a Tabela 2 mostra que o mercado italiano apresenta a menor variabilidade dos retornos dos preços enquanto a Bélgica apresenta a maior variabilidade. Cabe destacar que na Itália, no Reino Unido e na França a volatilidade dos retornos dos preços da gasolina foi menor do que nos outros mercados estudados. Nesses outros mercados a variabilidade, em geral, apresenta semelhanças. Todos os coeficientes de assimetria foram negativos e, desse modo, diferem do coeficiente de assimetria da distribuição de probabilidade normal. Enquanto todos os coeficientes de curtose das séries históricas dos retornos dos preços da gasolina foram maiores do que o da distribuição normal. Desta forma, os valores obtidos para os coeficientes de assimetria e curtose diferentes dos valores dos coeficientes da distribuição normal indicando a não normalidade dessas séries, o que se confirma com os resultados dos testes de Jarque-Bera, uma vez que os p valores dos testes foram próximos de zero. Os testes de raízes unitárias ADF mostrou uma estatística negativa com valores altos para cada uma das séries de retornos estudadas, o que indica que a hipótese de estacionariedade pode ser aceita a um nível de significância inferior a 1% para todas as séries temporais de retornos estudadas.

### 3. Abordagem Metodológica

Com o objetivo de investigar a relação assimétrica entre retornos, ou variações, dos preços do petróleo e da gasolina de países selecionados, inicialmente, foram realizados testes de cointegração. Duas variáveis são cointegradas se a combinação linear dessas variáveis for estacionária e, por conseguinte, existe uma relação de longo prazo entre essas variáveis, ou seja, essas variáveis compartilham as mesmas tendências estocásticas no longo prazo. Existem algumas alternativas para testes de cointegração entre duas variáveis, neste trabalho o teste realizado foi o de Engle-Granger apresentado em Engle e Granger



(1987). A cointegração tem algumas implicações relevantes. Se duas variáveis são cointegradas é possível procurar por um modelo para explicar, ou prever, uma dessas variáveis deve ser feito utilizando a outra como um regressor. Além disso, a não rejeição da hipótese de cointegração de duas variáveis indica que o estudo do comportamento dessas variáveis deve considerar um mecanismo de correção de erros (MCE) nos modelos estocásticos construídos para tal. Em outras palavras, se a hipótese de cointegração de duas variáveis for aceita, a introdução de um mecanismo de correção de erros é essencial na estimativa dos modelos estocásticos que relacionam essas duas variáveis.

Em segunda etapa foram construídos modelos estocásticos para explicar os retornos dos preços da gasolina através de duas variáveis que representam: as variações positivas dos preços do petróleo e as variações negativas ou retornos negativos dos preços do petróleo. Esses modelos mostrados adiante levam em consideração os problemas que em geral são encontrados nas séries temporais de preços de ativos financeiros e de commodities: a não normalidade observada em séries históricas diárias ou semanais dos retornos, que apresentam distribuições leptocúrticas com caudas mais pesadas do que a distribuição de probabilidade normal; e a heteroscedasticidade dessas séries temporais de retornos. A distribuição t de Student foi escolhida como uma alternativa para a distribuição normal. A distribuição t tem sido amplamente utilizada como alternativa para retornos diários e semanais de ativos financeiros e de commodities devido à atratividade apresentada pelas variações da forma dada pela variação dos graus de liberdade. Para estimar a volatilidade, ou a variância dos retornos, foram implementados os modelos derivados do modelo condicional autoregressivo heteroscedástico ou modelo ARCH. Neste trabalho, além do modelo ARCH proposto por Engle (1982), os seguintes modelos da família ARCH foram propostos: o modelo GARCH, uma generalização do processo ARCH que leva em conta as defasagens da variância condicional, proposto inicialmente por Bollerslev (1986); o modelo GARCH Exponencial, proposto por Nelson (1991), que considera os choques assimétricos nos retornos dos preços; e o modelo IGARCH, proposto por Engle e Bollerslev (1986), um caso particular do modelo GARCH que é bastante semelhante ao modelo de alisamento exponencial. Assim os seguintes modelos estocásticos foram utilizados neste trabalho: (i) um modelo assimétrico com mecanismo de correção de erros; e (ii) um modelo assimétrico sem o mecanismo de correção de erros. O modelo (i) pode ser descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 (R_t | I_{t-1}) &\sim Student(\mu_t; \sigma_t^2; \nu) \\
 \mu_t &= \beta_1 ROil_t^- + \beta_2 ROil_t^+ + \beta_3 (GP_t - \beta_4 BP_t) \\
 \sigma_t^2 &= ARCH
 \end{aligned}$$

Sendo  $R_t$  os retornos dos preços da gasolina no período  $t$ ,  $ROil_t^-$  os retornos negativos e positivos dos preços do petróleo. Enquanto o modelo (ii) pode ser representado da mesma forma sem a parcela de correção de erros na equação da média dos retornos da gasolina, ou seja, sem o termo  $\beta_3 (GP_t - \beta_4 BP_t)$ , onde  $GP_t$  corresponde ao preço da gasolina no período  $t$  e  $BP_t$  aos preços do petróleo no período  $t$ . Esta representação se refere a um modelo de regressão com média dos retornos estimada pela equação de  $\mu_t$  com a variância dos retornos dos preços estimada por um dos modelos da família ARCH, dentre os modelos mencionados anteriormente, e o número de graus de liberdade  $\nu$  foi estimado conjuntamente com cada um dos modelos estimados.

#### 4. Análise dos Resultados Obtidos

A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de cointegração entre os preços da gasolina, de cada país selecionado, e os preços do petróleo do tipo WTI. Estes resultados foram obtidos utilizando-se os preços do petróleo tipo WTI como variável dependente e como variável independente nos testes de cointegração implementados neste trabalho. A

hipótese nula do teste é especificamente enunciada pela seguinte sentença: os preços da gasolina e do petróleo do tipo WTI não são cointegrados. A análise dos resultados do teste de cointegração pode ser feito como se segue: quanto menor os valores da estatística de teste menor a probabilidade de se cometer um erro ao se aceitar a hipótese de cointegração entre as variáveis envolvidas, esta probabilidade é dada pelo p valor do teste. Como mostrado na Tabela 3, com exceção dos mercados de gasolina brasileiro e italiano, os resultados dos testes de cointegração dados pela estatística de teste e seu p valor indicam que a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de significância inferior a 5% para todos os testes analisados. Afora o mercado brasileiro e o mercado italiano, deve se ressaltar que quando os preços do petróleo tipo WTI é a variável independente no teste de cointegração a hipótese nula não pode ser rejeitada em todos os testes analisados ao nível de significância inferior a 8%. Portanto, como sugerem estes resultados, se os preços e os retornos do WTI são usados como variáveis explicativas para explicar os retornos dos preços da gasolina o mecanismo de correção de erros (MCE) deve ser introduzido no modelo assimétrico de regressão, com exceção dos retornos dos preços da gasolina praticados no mercado brasileiro e no mercado italiano.

Tabela 3 – Resultados dos Testes de Cointegração - WTI

Variável Independente	Estatística $\tau$	valor-p	Variável Dependente	Estatística $\tau$	valor-p
Brasil	-2,2545	0,3972	Brasil	-2,2555	0,3967
EUA	-3,4587	0,0382	EUA	-3,1413	0,0829
Alemanha	-4,1571	0,0048	Alemanha	-4,3036	0,0029
Bélgica	-6,2209	0,0000	Bélgica	-6,3749	0,0000
França	-5,0285	0,0002	França	-5,0465	0,0002
Itália	-3,1704	0,0776	Itália	-2,9671	0,1209
Países Baixos	-4,8766	0,0003	Países Baixos	-4,9124	0,0003
Reino Unido	-3,7122	0,0191	Reino Unido	-3,5590	0,0293

Tabela 4 – Resultados dos Testes de Cointegração - Brent

Variável Independente	Estatística $\tau$	valor-p	Variável Dependente	Estatística $\tau$	valor-p
Brasil	-1,9856	0,5363	Brasil	-2,4680	0,2954
EUA	-4,4529	0,0017	EUA	-4,3151	0,0028
Alemanha	-4,6041	0,0010	Alemanha	-4,8726	0,0003
Bélgica	-6,6949	0,0000	Bélgica	-6,9236	0,0000
França	-5,2583	0,0001	França	-5,3709	0,0000
Itália	-4,8441	0,0004	Itália	-4,8119	0,0004
Países Baixos	-4,6398	0,0008	Países Baixos	-4,7812	0,0005
Reino Unido	-4,2991	0,0029	Reino Unido	-4,2789	0,0032

A Tabela 4 se refere aos resultados dos testes de cointegração entre os preços da gasolina de cada país selecionado e os preços do petróleo do tipo Brent. A hipótese nula agora enuncia a não cointegração entre os preços da gasolina e do Brent. Como mostrado na Tabela 6, exceto para o mercado brasileiro, os resultados dos testes de cointegração, isto é, a estatística de teste e seu valor p, que indicam que a hipótese nula não pode ser rejeitada para todos os testes analisados. Portanto, excluído os preços da gasolina no Brasil, quando os preços ou retornos do petróleo do tipo Brent são regressores nos modelos construídos para explicar os preços ou retornos da gasolina, como sugerem estes resultados, o mecanismo de correção de erros deve ser introduzido nos modelos, excluindo o caso dos preços da gasolina no Brasil.

Para cada mercado de gasolina estudado foi selecionado um modelo para análise. A seleção do modelo foi feita, inicialmente, observando-se a significância estatística dos modelos condicionais heteroscedásticos, ou o modelo do tipo ARCH utilizado na estimativa da variância dos retornos dos preços da gasolina de cada um dos mercados selecionados. Após a seleção desses modelos foram observados os seguintes critérios para seleção de modelos: o critério de Akaike, o critério de Schwarz e erro padrão do modelo. Os modelos nos quais esses critérios foram mínimos foram selecionados. Como mostra a Tabela 5, entre os modelos selecionados, quando o petróleo do tipo Brent é a variável explicativa pode-se observar que os coeficientes da variável que representa as variações negativas dos preços do petróleo do tipo Brent são estatisticamente significativos, enquanto os coeficientes da variável que representa as variações positivas de preços do petróleo do tipo Brent, em geral, são estatisticamente significativos. Isto é uma indicação de que a assimetria não pode ser rejeitada, ou que o efeito *rockets and feathers* acontece nesses mercados. Nos modelos construídos para explicar os retornos dos preços da gasolina na Itália e nos Países Baixos o MCE não apresenta significância estatística, assim o modelo assimétrico também foi estimado sem a MCE para esses mercados e os resultados obtidos indicam a mesma inferência da Tabela 5, como mostrado na Tabela 6 os resultados estatísticos são semelhantes aos mostrados na Tabela 5. Uma vez que os preços da gasolina no Brasil não apresentam cointegração com os preços do Brent, um modelo assimétrico sem MCE também foi estimado para os retornos dos preços da gasolina praticados no mercado brasileiro, e os seus resultados são apresentados na Tabela 6.

Tabela 7 – Resultados dos Modelos Assimétricos – Brent

País	$\beta_1$ (valor p)	$\beta_2$ (valor p)	$\beta_3$ (valor p)	$\beta_4$ (valor p)	<i>g.l.</i> (valor p)	Modelo ARCH	AIC
Brasil	0.2290 (0.0000)	0.0547 (0.1333)	0.0174 (0.0004)	1.1236 (0.0000)	5.4182 (0.0003)	GARCH	-5.3696
EUA	0.0349 (0.0000)	-0.0238 (0.5523)	-0.0595 (0.0465)	1.1079 (0.0000)	5.9456 (0.0001)	ARCH	-5.3170
Alemanha	0.3273 (0.0000)	0.0724 (0.1161)	0.0083 (0.0394)	2.5456 (0.0000)	8.4223 (0.0101)	IGARCH	-4.6582
Bélgica	0.3259 (0.0000)	-0.0276 (0.5927)	2.6400 (0.0338)	2.9934 (0.0073)	16.7187 (0.1079)	IGARCH	-4.5530
França	0.2465 (0.0000)	0.0477 (0.2165)	0.0063 (0.1022)	2.2846 (0.0001)	9.0005 (0.0155)	IGARCH	-5.1254
Itália	0.2153 (0.0000)	0.1033 (0.0039)	0.0000 (0.9983)	609.642 (0.9982)	9.3988 (0.0430)	IGARCH	-5.3109
Países Baixos	0.2422 (0.0000)	0.1645 (0.0000)	-0.0000 (0.9998)	3803.85 (0.9998)	8.2231 (0.0031)	IGARCH	-5.2515
Reino Unido	0.2261 (0.0000)	0.0532 (0.1120)	0.0043 (0.0998)	2.1559 (0.0012)	7.0640 (0.0002)	IGARCH	-5.4549

Tabela 8 – Resultados dos Modelos Assimétricos sem MCE – Brent

País	$\beta_1$ (valor p)	$\beta_2$ (valor p)	$\beta_3$ (valor p)	$\beta_4$ (valor p)	<i>g.l.</i> (valor p)	Modelo ARCH	AIC
Brasil	0.1439 (0.0000)	0.1396 (0.0000)	-	-	5.8534 (0.0005)	GARCH	-5.3343
Itália	0.1713 (0.0000)	0.1568 (0.0000)	-	-	9.6311 (0.0517)	IGARCH	-5.3076
Países Baixos	0.2129 (0.0000)	0.1969 (0.0000)	-	-	8.1747 (0.0015)	IGARCH	-5.2575



A Tabela 7 apresenta os resultados obtidos utilizando-se o petróleo do tipo WTI como variável explicativa nos modelos assimétricos de regressão. Na Tabela 7 pode-se observar que apenas os modelos construídos para explicar a variação dos preços da gasolina no Brasil, na Bélgica e na Alemanha apresentam coeficientes estatisticamente significativos. É importante ressaltar que, ao contrário do que foi observado quando o preço do petróleo do tipo Brent foi a variável explicativa, nenhum desses modelos permite a aceitação da hipótese de assimetria dos preços da gasolina. Por isso foram estimados modelos sem MCE para os outros mercados estudados, incluindo o mercado brasileiro uma vez que a série histórica de preços desse mercado não indicou a aceitação da hipótese de cointegração com o preço do petróleo do tipo WTI. Com exceção dos modelos construídos para explicar os retornos da gasolina nos EUA e no Reino Unido, os resultados obtidos listados na Tabela 8 mostram significância estatística para todos os coeficientes das variações positivas de petróleo e também para as variações negativas do WTI o que difere dos resultados obtidos por Bacon (1991). Deve-se observar que os resultados obtidos com WTI devem ser vistos com ressalvas, uma vez modelos com MCE utilizados não apresentaram estimativas satisfatórias sobre a variação do preço da gasolina. Por fim cabe destacar que os modelos IGARCH se mostraram mais adequados para maioria dos modelos estudados.

Tabela 7 – Resultados dos Modelos Assimétricos – WTI

País	$\beta_1$ (valor p)	$\beta_2$ (valor p)	$\beta_3$ (valor p)	$\beta_4$ (valor p)	<i>g.l.</i> (valor p)	Modelo ARCH	AIC
Brasil	-0,0126 (0,0696)	-0,0069 (0,3009)	0,0262 (0,0195)	0,8078 (0,0007)	5,2590 (0,0011)	EGARCH	-5,3147
EUA	-0,0098 (0,0703)	-0,0112 (0,0247)	0,0000 (0,9996)	-3662,85 (0,9996)	12,2400 (0,0495)	ARCH	-5,2685
Bélgica	-0,0419 (0,0001)	-0,0343 (0,0011)	0,03548 (0,0008)	1,6456 (0,0000)	11,9366 (0,0027)	IGARCH	-4,5092
França	-0,0048 (0,5872)	0,0012 (0,8871)	0,0002 (0,9857)	-27,9557 (0,9867)	10,3659 (0,0913)	ARCH	-5,0437
Alemanha	-0,0378 (0,0000)	-0,0271 (0,0029)	0,0293 (0,0011)	1,5850 (0,0000)	9,5207 (0,0380)	IGARCH	-4,5794
Itália	-0,0079 (0,2302)	-0,0015 (0,8103)	0,0000 (0,9995)	-3,0873 (0,9995)	10,9247 (0,0640)	IGARCH	-5,2082
Países Baixos	-0,0163 (0,0840)	-0,0083 (0,3567)	-0,0081 (0,3229)	0,9649 (0,5137)	10,2601 (0,0176)	IGARCH	-5,1149
Reino Unido	-0,0071 (0,2725)	-0,0031 (0,6208)	0,0000 (0,9989)	-1529,31 (0,9989)	11,7924 (0,0241)	IGARCH	-5,3752

Tabela 8 – Resultados dos Modelos Assimétricos sem MCE - WTI

País	$\beta_1$ (valor p)	$\beta_2$ (valor p)	$\beta_3$ (valor p)	$\beta_4$ (valor p)	<i>g.l.</i> (valor p)	Modelo ARCH	AIC
Brasil	-0,0024 (0,0374)	0,0039 (0,0010)	-	-	5,7189 (0,0044)	EGARCH	-5,3025
EUA	0,0003 (0,7401)	0,0027 (0,0060)	-	-	9,9256 (0,0015)	IGARCH	-5,1584
França	-0,0024 (0,0523)	0,0040 (0,0033)	-	-	13,4125 (0,1017)	IGARCH	-5,0518
Itália	-0,0022 (0,0523)	0,0043 (0,0002)	-	-	11,2715 (0,0623)	IGARCH	-5,3025
Países Baixos	-0,0033 (0,0053)	0,0046 (0,0000)	-	-	9,6044 (0,0089)	IGARCH	-5,1185
Reino Unido	-0,0010 (0,2900)	0,0031 (0,0009)	-	-	12,2994 (0,0245)	IGARCH	-5,3789

## 5. Comentários Finais

Pode-se afirmar que os objetivos deste trabalho foram alcançados, uma vez que foi possível estabelecer critérios consistentes para verificar a cointegração e a assimetria entre cada um dos mercados de gasolina selecionados e os preços do petróleo. Os resultados obtidos neste trabalho permitem uma análise comparativa de comparação da evolução dos preços da gasolina em países selecionados e a hipótese de assimetria não pode ser rejeita para maioria dos mercados quando o tipo de petróleo é o Brent. No entanto, o mesmo não acontece quando o tipo WTI é utilizado como variável explicativa. Deve ser enfatizado, contudo, que os resultados foram tomados durante um período de tempo específico e podendo haver diferenças significativas quando os outros dados forem levados em consideração. Além disso, é interessante notar que outras metodologias de inferência estatística podem ser propostas para investigar a relação entre os mercados envolvidos aqui estudados. Assim como, outros testes econométricos, outros modelos de assimetria e critérios de seleção de modelos. Assim, os resultados relevantes obtidos aqui sugerem que outros trabalhos sobre este tema com outras amostras e outros métodos de inferência estatística devem utilizados para que os agentes econômicos que tratam de preços de derivados de petróleo possam determinar preços justos e previsões mais acuradas dos preços do petróleo. Os resultados aqui obtidos podem ser confirmados e ampliados para possibilitar a formação de preços justos, em diferentes regiões ou países, para gasolina e outros derivados de petróleo. Os preços dos derivados de petróleo desvinculados dos preços do petróleo, em determinados períodos, pode dificultar a determinação do preço justo dos derivados, o que é prejudicial para o setor de petróleo e, por conseguinte, para as economias nacionais.

## Referências

- Bacon, R.** (1991), Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes. *Energy Economics*, 13, p. 211-218.
- Bollerslev, T.** (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 307-327.
- Borenstein S., Cameron A., Gilbert, R.** (1997), Do gasoline prices respond symmetrically to crude oil price changes? *Quarterly Journal of Economics*, 112, p. 305-339.
- Brown S, Yücel K.** (2000), Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry? *Economic and Financial Review*, Third Quarter, p. 23-29.
- Elliott, G., Rothenberg, T., Stock, J.** (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, p. 813-836.
- Engle, R.** (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, p. 987-1008.
- Engle, R., Bollerslev, T.** (1986), Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, v. 5, n. 1, p. 1-50.
- Engle, R., Granger, C.** (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276.
- Galeotti M, Lanza A, Manera M.** (2003), Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline market. *Energy Economics*, 25, p. 175-190.
- Granger C., Yoon G.** (2002), *Hidden cointegration*. Department of Economics Working Paper. University of California, San Diego.
- Granger, C. W. J.** (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-438.
- Honarvar A.** (2009), Asymmetry in retail gasoline and crude oil price movements in the United States: An application of hidden cointegration technique. *Energy Economics*, 31, p. 395-402.
- Jarque, C., Bera, A.** (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55, p. 163-172.

- Karrenbock J.** (1991), The Behavior of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. July/August, p. 19–29.
- Liu M, Margaritis D, Tourani-Rad, A.** (2010), Is there an asymmetry in the response of diesel and petrol prices to crude oil price changes? Evidence from New Zealand. *Energy Economics*, 32, p. 926–932.
- Nelson, D.** (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59, p. 347-370.
- Radchenko S.** (2005), Oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices to oil price increases and decreases. *Energy Economics*, 27, p. 708–730.
- Valadkhani A.** (2010), Modelling the price of unleaded petrol in Australia's capital cities. *Australia Accounting Business Finance Journal*, 4 (2), p. 19–38.
- Valadkhani A.** (2013), Do petrol prices rise faster than they fall when the market shows significant disequilibria? *Energy Economics*, 39, p. 66–80.