

Departamento de Economia Política

Estudo sobre a relação existente entre os preços do Crude e os preços
da gasolina e do gasóleo praticados em Portugal

Miriam Lobato da Rosa

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Economia Monetária e Financeira

Orientador:
Prof. Doutor Luís Filipe Martins, Professor Auxiliar,
ISCTE-IUL

Setembro, 2011

Aos meus pais

Os meus agradecimentos a Filipa Gonçalves

e José Manuel Figueiredo

Resumo

Nesta dissertação estudamos a relação existente entre os preços do crude e os preços da gasolina e do gasóleo em Portugal com o objectivo de averiguar sobre uma possível relação de assimetria entre as variáveis de interesse.

Neste estudo apresentamos quatro modelos econométricos com o objectivo de identificar qual deles melhor descreve a relação dos preços existente entre o Crude e a Gasolina e o Crude e o Gasóleo.

Para a análise dos dados dos anos 2009 e 2010, utilizámos modelos sem assimetria, modelos com assimetria, modelos com assimetria e termo de correcção de erro, e modelos com assimetria e também assimetria no termo de correcção de erro, sendo este o termo que fará retornar a relação entre as variáveis ao equilíbrio de longo prazo depois de um distúrbio.

Um primeiro teste avalia a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis de interesse ou se a relação é meramente espúria. Um segundo teste investiga qual o modelo que melhor se adapta a cada situação, procurando depois dar resposta à pergunta: qual a relação entre os preços do crude, da gasolina e do gasóleo?

Os resultados dos testes sugerem que i) existe cointegração entre as variáveis ii) a relação entre os preços é assimétrica, iii) e que a resposta do preço da gasolina e do gasóleo a incrementos no preço do crude se fará mais rapidamente do que a decrementos.

Palavras-chave: Crude; Gasolina; Gasóleo; Modelo Assimétrico.

Classificação JEL: C12, E31, P17.

Abstract

This thesis studies the relationship between Crude Oil prices, gasoil and diesel in Portugal and to test for asymmetry in their relationship.

This study presents four econometric models whose main objective is to identify which one better describes the relationship between Crude oil, gasoline and diesel.

In order to analyse the data for 2009 and 2010 we used models with no asymmetry, models with asymmetry, models with asymmetry and error correction term and models with asymmetry and with asymmetry in the error correction term, where the error correction term insures the return to equilibrium after a shock.

A first test assesses the possible existence of cointegration between the variables or if there is no relationship at all. A second test evaluates the best model, so we can answer the proposed question: what is the relation between crude oil prices and gasoline prices, and crude oil prices and diesel prices?

The results suggest that i) there is cointegration ii) the relationship between the prices is asymmetric iii) and the response to adds in crude oil prices is faster than when the price of crude falls.

Key-words: Crude; Gasoline; Diesel; Asymmetric model.

JEL Classification: C12, E31, P17.

Índice Geral

1. Introdução	1
2. Enquadramento Teórico	4
3. Teorias mais relevantes	8
3.1. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil prices changes	8
3.2. Rockets & Feathers: The asymmetric speed of adjustment of UK Retail Gasoline prices to cost changes	12
3.3. New evidence on asymmetric gasoline price response	15
4. Dados e metodologias	19
4.1 Dados.....	19
4.2 Metodologia	24
5. Discussão dos resultados	29
5.1 Série 2009 a 2010.....	29
5.2 Série composta pela média semanal vs Série composta pelas Quintas-feiras de cada semana	33
5.3 Série 2009 vs Série 2010.....	38
6. Conclusão	43
Referências bibliográficas	47
Anexo – Gráficos e Quadros dos modelos das diferentes séries	49

Índice de Quadros

Quadro 1 – Teste ADF Gasolina.....	30
Quadro 2 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro Gasolina.....	31
Quadro 3 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro Gasóleo.....	32
Quadro 4 - Teste ADF da série média semanal	34
Quadro 5 - Teste ADF da série das Quintas-feiras	34
Quadro 6 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro médias semanais	35
Quadro 7 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro da série de Quinta-feira	35
Quadro 8 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro para a série das médias semanais.....	37

Quadro 9 - Teste ADF série 2009	39
Quadro 10 - Teste ADF da série 2010	39
Quadro 11 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro, série 2009	41

Índice de Figuras

Figura 1 – Cadeia de Valor da Produção de Crude	4
Figura 2 – Estrutura da Indústria da Gasolina nos EUA	9
Figura 3 – Evolução dos Preços do Crude, gasolina e gasóleo 2009 e 2010	20

1. Introdução

O tema central da presente tese pretende perceber a relação existente entre o preço do crude e o preço da gasolina e do gasóleo praticados em Portugal Continental.

As últimas crises de petróleo a que assistimos chamam-nos a atenção para a resposta que os preços no retalho da gasolina e do gasóleo dão às flutuações nos preços do petróleo. Todas estas crises surgiram depois da Segunda Grande Guerra e no seguimento da descoberta de que o petróleo é um recurso não renovável. Apesar das diferentes motivações todas estas crises foram de foro político.

A generalidade da opinião pública aponta para um aproveitamento das gasoleiras quando existem aumentos no preço do petróleo, uma vez que as variações do preço da gasolina e do gasóleo reagem muito mais rapidamente a subidas do que a descidas no preço do mesmo.

Esta opinião, baseada apenas em senso comum, sem qualquer tipo de análise estatística nem econométrica, nasce da observação dos grandes retalhistas instalados no mercado português como a Galp, a BP ou ainda a Repsol.

Este senso comum, por assim dizer, não está totalmente errado, uma vez que chegámos à conclusão de que realmente há assimetria e que o tempo de resposta a subidas é mais rápido do que a descidas, quer no curto prazo, ou seja, no dia-a-dia, quer no longo prazo.

Os estudos revelam, sem muita surpresa, que os aumentos do preço do crude têm respostas mais rápidas e de variação mais condicente do que nos casos em que se verificam desvalorizações deste recurso.

Os métodos utilizados em todos os estudos diferem em algumas particularidades uns dos outros. Em Borenstein, Cameron e Gilbete (1997) em *“Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil prices changes”*, através de um modelo com assimetria nos preços do crude, e pelo método dos mínimos quadrados em dois passos chegam à conclusão que existe assimetria na resposta dos preços da gasolina face a alterações no preço do crude. Neste estudo, os autores procuram verificar em que zona da cadeia de valor tem mais impacto essas alterações e se verifica a maior assimetria, diferenciando as diferentes etapas até chegar ao consumidor final. A contrastar com estes resultados surge o estudo *“New evidence on asymmetric gasoline price response”* realizado por Bachmeier e Griffin, que se opõe às conclusões chegadas anteriormente e defende que não existe assimetria na resposta dos preços

da gasolina a variações no preço do crude. O modelo utilizado é o com termo de correcção de erro.

No âmbito desta dissertação o período que se pretende analisar é relativo aos meses compreendidos entre Janeiro 2009 e Dezembro de 2010, em Portugal Continental. Em primeiro lugar, proceder-se-á a uma análise do comportamento do crude neste período, atribuindo algumas causas a determinadas variações. Ao preço da gasolina e do gasóleo em estudo foi-lhe retirado o efeito dos impostos porque alguns estudos assim o fizeram e porque a análise torna-se relevante para os preços propriamente ditos e não para as restrições impostas pelo estado como sendo os impostos e as taxas cobradas.

É ainda igualmente importante saber e conhecer os diversos factores que fazem variar o preço do barril do crude. Os que mais influenciam positivamente o preço do crude são: a descida das reservas nos Estados Unidos; a depreciação do dólar, sendo que a compra de matérias-primas se torna num processo de protecção cambial, fazendo com que exista um aumento da procura para o mesmo nível de produção que leva a uma subida do preço; e as quedas na produção do recurso. Os factores que provocam a sua desvalorização são situações opostas às supra referidas.

Antes da interpretação das oscilações do preço do Crude, pretende-se descrever as teorias mais relevantes para a elaboração da tese, fazendo posteriormente um estudo econométrico mais detalhado e rigoroso onde se explicitarão todas as metodologias utilizadas.

Optámos por utilizar um modelo linear para descrever a relação e eliminar algumas variáveis que apesar de influenciarem, também, o preço da gasolina ou do gasóleo, se tornam pouco relevantes no estudo, já que o que se pretende estudar é apenas a relação entre os preços do crude e os preços da gasolina e do gasóleo.

Com a presente tese pretende-se, assim, chegar à resposta para a pergunta proposta, i. e. qual a relação existente entre os preços do crude e do mercado retalhista em Portugal Continental?

Chegamos aos resultados que seriam de se esperar, ou seja, que é uma relação de assimetria, sendo que esta se verifica sempre no curto prazo mas nem sempre no longo prazo. E que esta assimetria se verifica no tempo de ajuste a aumentos e diminuições no preço do crude, pois a resposta a variações positivas é mais rápida do que a variações negativas.

No segundo apartado faremos um breve enquadramento teórico no que diz respeito ao Crude e todo o seu processo de produção, além disso, discutiremos como este varia e as causas

dessa variação. Exploramos que tipo de variáveis também poderiam influenciar o preço da gasolina e porque razão não as incluímos no nosso estudo.

Após este capítulo iremos explorar os vários trabalhos elaborados sobre o tema para então apresentarmos a nossa metodologia e o nosso modelo para o nosso estudo em concreto.

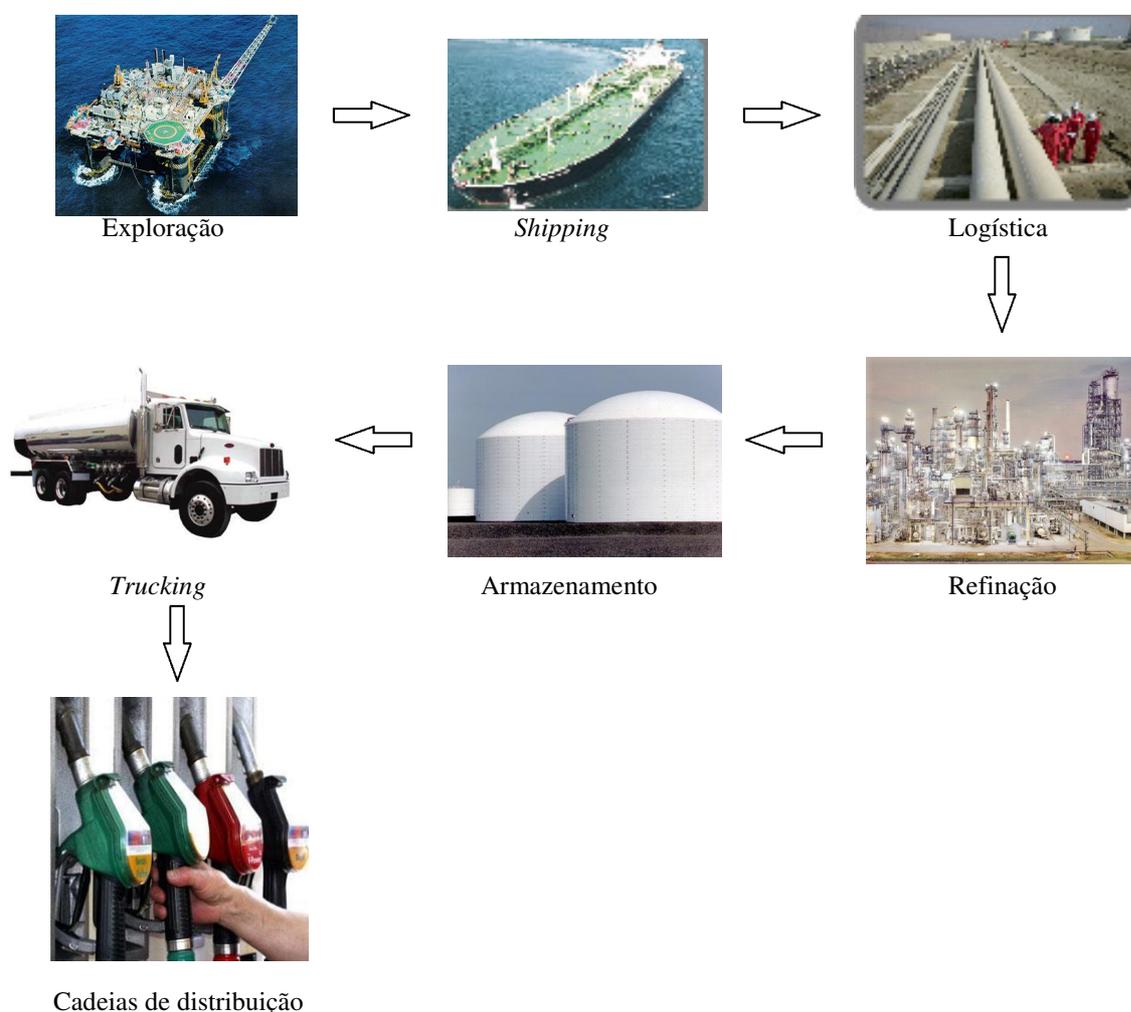
Segue-se a discussão dos resultados e, por fim, a conclusão, onde não podemos deixar de frisar que efectivamente, em Portugal Continental, se verifica assimetria no ajuste dos preços da gasolina a variações no preço do Petróleo.

2. Enquadramento Teórico

Sabe-se hoje que as influências no preço do barril de petróleo são a moeda, no que diz respeito às taxas de câmbio, as reservas existentes nos EUA, a relação directa com a produção de barris por parte dos países exportadores de petróleo, os conflitos políticos e até as catástrofes naturais, as quais não podemos controlar.

Contudo, e antes de avançarmos com uma explicação sobre o efeito das mesmas no produto final, é necessário entender o que está por trás da cadeia de valor dos combustíveis. Facultamos, portanto, uma pequena explicação acerca dos processos mais importantes.

Figura 1 – Cadeia de Valor da Produção de Crude¹



¹ Cadeia de valor de Produção Informação baseada na autoscopia realizada por José Manuel Figueiredo.

É importante saber que as alterações no preço do Crude têm diferentes impactos nas diferentes fases da cadeia de valor.

Terminada a exploração do petróleo e depois do seu transporte até às refinarias começa o processo de transformação. A fim de melhor se perceber todo o processo de transformação, elucidamos sobre os métodos mais utilizados.

O petróleo bruto, que sai directamente do poço, antes de ser tratado, não tem qualquer tipo de aplicação. Para se tirar proveito do mesmo é necessário fraccioná-lo em diversos componentes, denominados derivados, pelo processo designado por destilação fraccionada, que aproveita as diferenças entre tamanhos, pesos e temperaturas de ebulição dos mesmos.

Esta técnica consiste em aquecer o petróleo a altas temperaturas, cerca de 600°C, e encaminhá-lo até à torre de fraccionamento ou coluna de destilação.

Esta coluna contém pratos com tubos soldados que servem para que o petróleo, quando aquecido até ao seu ponto de ebulição, liberte vapores que sobem pelos mesmos, fazendo com que estes borbulhem através do líquido nos pratos.

As substâncias mais leves e de baixo ponto de ebulição ascendem continuamente pela coluna até condensarem. Os componentes mais pesados, e por isso de elevado ponto de ebulição, condensam-se em diferentes alturas da coluna.

Assim, consegue-se que, para cada altura diferente da coluna, os componentes tenham a mesma composição química.

No entanto, poucos compostos saem prontos a ser comercializados. Muitos deles devem ser processados quimicamente para criar outras fracções. Por exemplo, a gasolina, que é um dos produtos mais procurados, representa apenas 40% do petróleo bruto destilado.

Para otimizar a produção de gasolina recorre-se várias vezes a processos químicos para obtê-la a partir de outras fracções que saem da coluna de destilação, o que garante uma maior quantidade de gasolina por cada barril de petróleo.

Este processo químico utiliza três métodos: o *cracking*, que divide grandes cadeias de hidrocarbonetos em pedaços menores; a reforma, combinação de componentes menores para criar maiores; e a alquilação, arranjo de vários componentes para fazer os hidrocarbonetos desejados.

Os produtos de alquilação são hidrocarbonetos ricos em octanas usados nalguns tipos de gasolina para reduzir o poder de detonação.

Assim, após o tratamento químico das fracções e depois de arrefecidas e misturadas, formam vários produtos, tais como a gasolina e o gasóleo.

Após o processo de exploração, *shipping* e transformação em vários produtos, existe ainda um processo de distribuição dos mesmos, e este processo tem custos diferentes em cada fase.

Em Portugal existem apenas duas refinarias e apenas uma empresa com capacidade de refinação. Todos estes factores condicionam o preço de venda ao público, quer da gasolina, quer do gasóleo.

O preço da gasolina e do gasóleo é composto em grande parte por impostos, cerca de 50% e 40% respectivamente, sendo que o restante preço fica repartido entre preço do Crude, refinação, custos logísticos e, está claro, a margem de lucro².

O preço do barril do crude é composto pelo preço do custo da extracção, no qual se incluem os gastos com sondas e perfuração de poços, por exemplo. Pode ainda falar-se de custos de desenvolvimento da produção, que incluem as instalações de plataformas, por exemplo, e os chamados custos marginais.

Apenas como curiosidade é interessante referir que cada barril de Crude contém cerca de 159 litros, o que significa que a variação de um dólar no barril do Crude implica uma variação de aproximadamente 0.00628\$ em cada litro de Crude, tendo sempre em atenção que esta variação repercute-se nos vários produtos em que se transforma esta matéria-prima.

Nos últimos 35 anos têm vindo a ser registados acontecimentos importantes no que respeita à produção de petróleo, nomeadamente, o corte da produção de petróleo devido à guerra de *Yom Kippur* em 1973, a revolução Iraniana em 1978, a invasão do Iraque ao Irão em 1980, que resultou num aumento de 25% no preço, e em 1990, quando o Kuwait foi invadido também pelo Iraque, resultando num aumento de 70% no preço do petróleo. Todos estes acontecimentos resultaram num corte imediato de produção de petróleo. Em todas estas crises outros países não árabes aumentaram a produção de maneira a reduzirem o impacto desta interrupção na distribuição de barris.

No entanto, não são apenas estas crises que provocam estas oscilações de grande magnitude nos preços. Razões como o aumento da procura em conjunto com a inflação também podem justificar estas subidas.

² Informação retirada da autoscopia realizada por José Manuel Figueiredo

A oferta deste produto é controlada pelos países exportadores de petróleo e durante muitos anos a Arábia Saudita, maior exportador de petróleo, controlava a oferta de maneira a manter os preços estáveis num determinado nível que interessava a todos os exportadores. No entanto, não foi isso que se verificou em 2007, quando começou a crise económica. Como consequência da alteração deste comportamento, em 2008, o preço do barril atingiu níveis recorde.

A procura desta *commodity* também é um dado importante para a determinação do seu preço. Um exemplo da importância da procura verificou-se quando a produção estagnou e a demanda continuou a aumentar, muito por causa do crescimento da China. Para responder às necessidades da China, e uma vez que não havia aumento de produção para o mesmo aumento de procura, o que se verificou foi que outras regiões tiveram de diminuir esse consumo. Para que houvesse essa diminuição de consumo foi necessário os preços aumentarem de tal forma que obrigasse a uma diminuição da quantidade procurada.

A especulação também desempenha um papel relevante no que diz respeito à determinação do preço do petróleo. Por exemplo, entre 2007 e 2008 muitos investidores compraram petróleo, não como matéria-prima, mas como instrumento financeiro, o que poderá ter conduzido ao pico de preço sentido nesse período.

3. Teorias mais relevantes

Das teorias estudadas a grande maioria defende que existe uma relação de assimetria entre os preços do crude e os preços da gasolina.

Por exemplo, Borenstein, Cameron e Gilbete (1997), doravante Borenstein et al., que indicam a existência de assimetria na relação em causa, Bacon (1991) que caracteriza este comportamento como “*Rockets and Feathers*” ou então Balke, Nathan S., Brown e Yucel (1998) que defendem as mesmas conclusões.

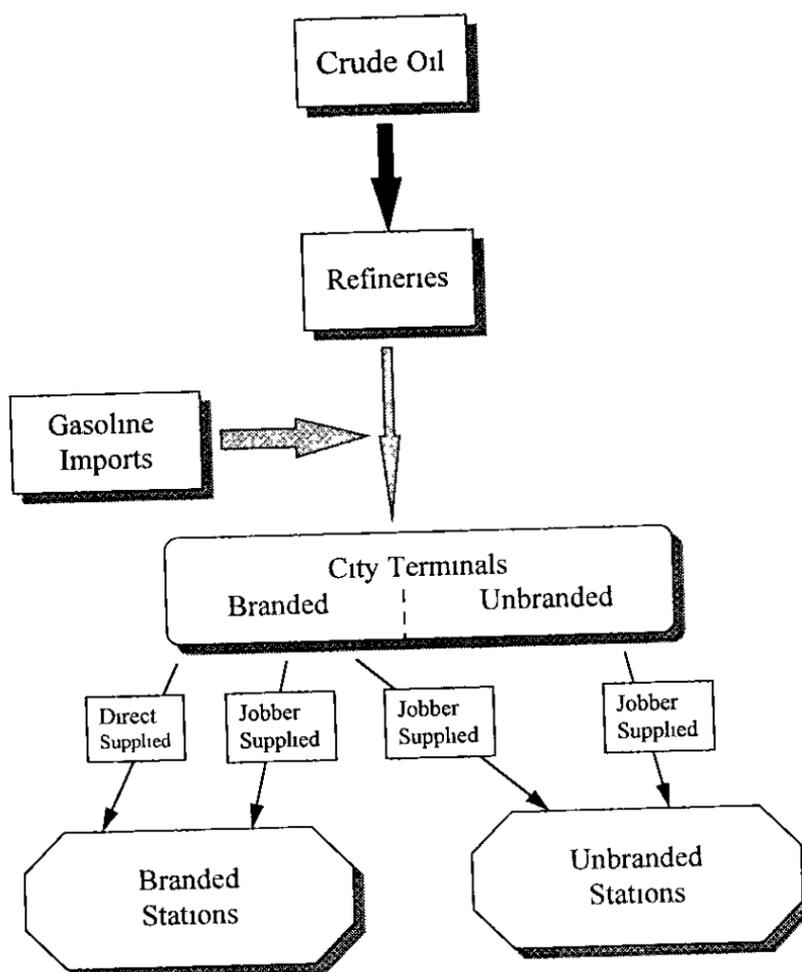
No entanto, mais recentemente, em 2002, surge uma teoria que contradiz todas as outras e desafia todos os factos apresentados pelos antigos estudiosos. Bachmeier e Griffin são os autores da ousadia. Estes suportam a refutação das ideias anteriormente apresentadas no facto de os dados dos estudos anteriores não serem diários e em relação ao estudo do Borenstein et al. vão mais longe, dizendo que o modelo utilizado não é um modelo adequado para o estudo. Chegam ainda a dizer que com este modelo, ainda que pouco apropriado, mas utilizando dados diários, chegam à conclusão de que existe muito pouca evidência da existência de assimetria.

3.1. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil prices changes

No artigo de Borenstein *et al.* (1997), o estudo é feito para o período de Janeiro de 1986 a Dezembro de 1992 e os dados dos preços de venda ao público da gasolina são quinzenais, o que constitui uma das lacunas deste estudo.

Borenstein *et al.* (1997) fazem uma descrição exaustiva de como chega a gasolina até ao vendedor final, focando que para os diferentes níveis da cadeia de produção existem diferentes impactos nas variações do preço do crude.

Figura 2 – Estrutura da Indústria da Gasolina nos EUA³



Conforme se pode observar na figura, após a extração do Crude este é encaminhado para as refinarias onde é tratado e transformado em vários produtos derivados, nomeadamente a gasolina. Após este processo, a gasolina é transportada para os terminais da cidade que podem ser *branded* ou *unbranded*. Os terminais *branded* servem quer estações *branded*, através de fornecedores directos ou por intermediários, que estações *unbranded* que são sempre fornecidas por intermediários. Os terminais *unbranded* só servem estações da mesma qualidade e apenas através de intermediários.

Como será de esperar o transporte até às refinarias, o processo de refinação e a venda às estações acarreta diferentes custos.

No seu estudo, começam por usar um modelo de ajuste linear assumindo um modelo de relação de longo prazo muito simples:

³ Borenstein, S., Cameron, A. e Gilbert, R. (1997), “Do gasoline prices respond asymmetrically to Crude oil price changes?”, *The Quarterly Journal of Economics*

$$R = \phi_0 + \phi_1 C + \varepsilon \quad (1)$$

R representa o preço da gasolina no retalho e C o preço do crude, sendo ϕ_1 o coeficiente desta variável. Por sua vez, ε representa um termo de erro com distribuição normal, independente e identicamente distribuído (i.i.d).

Com este modelo, os autores assumem que a função de ajuste não varia no tempo e é independente da amplitude do choque, apesar de reconhecerem que os ajustes dos preços não são instantâneos.

Sabendo que $\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$ e que $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$ o ajustamento poderia ser modelado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta R_t^i &= \beta_0 \Delta C_t \\ \Delta R_{t+1}^i &= \beta_1 \Delta C_t \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ \Delta R_{t+n}^i &= \beta_n \Delta C_t \end{aligned} \quad (2)$$

As alterações totais nos preços da gasolina em qualquer período t vão depender das alterações que se verificarem nos preços do Crude nos n períodos anteriores:

$$\Delta R_t = \Delta R_t^i + \Delta R_{t-1}^i + \dots + \Delta R_{t-n}^i = \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta C_{t-i} \quad (3)$$

Em que t representa o momento em que se verifica o choque no preço do Crude e $t-n$ é o número de períodos até ao ajuste. A variação total do preço da gasolina em qualquer período t vai depender das alterações verificadas nos n períodos anteriores.

No entanto, para que os ajustes a aumentos e a diminuições no preço possam ser diferentes assume-se que:

Se $\Delta C_t > 0$

$$\begin{aligned} \Delta R_t^i &= \beta_0^+ \Delta C_t \\ \Delta R_{t+1}^i &= \beta_1^+ \Delta C_t \end{aligned}$$

(...)

$$\Delta R_{t+n}^+ = \beta_n^+ \Delta C_t$$

E se $\Delta C_t > 0$

$$\Delta R_t^- = \beta_0^- \Delta C_t$$

$$\Delta R_{t+1}^- = \beta_1^- \Delta C_t$$

(...)

$$\Delta R_{t+n}^- = \beta_n^- \Delta C_t$$

Definindo $\Delta C_t^+ = \max\{\Delta C_t; 0\}$ e $\Delta C_t^- = \min\{\Delta C_t; 0\}$, o modelo que permitiria os ajustes assimétricos é:

$$\Delta R_t = \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta C_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta C_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde ε é um termo de erro independente e identicamente distribuído.

Para poderem testar a relação existente entre o preço do Crude e a gasolina usando esta função, os autores verificaram que este tem algumas restrições, nomeadamente no que diz respeito aos ajustes, então optaram por adaptar ao modelo de equilíbrio de longo prazo.

Assumindo que a relação de longo prazo é a referida anteriormente no texto e integrando a relação de longo prazo como ajuste parcial, ou seja, acrescentando um termo de correcção de erro⁴ teremos,

$$R_t - R_{t-1} = \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta C_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta C_{t-i}^-) + \theta_1 (R_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 C_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

No seu estudo chegam mais longe e integram variáveis como a tendência no tempo porque os dados são níveis de preços nominais e *dummy variables* para um *survey* particular do ano. A inclusão destas variáveis é justificada pelo facto dos autores não quererem que os resultados sejam consequência de tendências ou efeitos sazonais omitidos.

Para garantir a estacionaridade dos preços os autores aplicam o teste ADF.

⁴ No longo prazo e em equilíbrio

$$R_{t-1} = \phi_0 + \phi_1 C_{t-1} \Leftrightarrow R_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 C_{t-1} = 0$$

Os autores salvaguardam a possibilidade de a gasolina ser produzida conjuntamente com outros produtos dependendo o seu preço também da procura de outros produtos refinados. O efeito desta procura pode ser positivo ou negativo, uma vez que se houver pouca procura de outros produtos existe a possibilidade de se produzir mais gasolina.

O método utilizado é o dos mínimos quadrados em dois passos, utilizando dados quinzenais na gasolina e nos preços do Crude, ambos em cêntimos, desde Março de 1986 até ao final do ano de 1992.

Os estudiosos analisam cinco mecanismos de transmissão i) Preços do Crude/Preços do retalho, ii) Preços do Crude/Preços Spot da gasolina, iii) Preços spot gasolina/Terminais iv) Preços do Crude/Terminal e v) Terminais/Retalho. Os dois mecanismos que envolvem o retalho são analisados com dados quinzenais enquanto os outros três são analisados com dados semanais.

Os autores concluem que o ajuste dos mercados *spot* de gasolina a alterações no preço do Crude é responsável por alguma da assimetria verificada, que por sua vez influencia os preços nos terminais. Na resposta dos terminais *branded* a alterações do preço no *spot* da gasolina existe muito pouca assimetria e dissipa-se rapidamente. A assimetria verificada no ajuste do retalho da gasolina a alterações nos preços dos terminais contribui significativamente para essa mesma assimetria, mas explica apenas uma parte de todos os ajustes assimétricos.

O número de *lags* significativos para os dados semanais foram 8, enquanto para os dados quinzenais foram 4, não descrevendo os autores o método utilizado para chegarem a estes resultados.

3.2. Rockets & Feathers: The asymmetric speed of adjustment of UK Retail Gasoline prices to cost changes

Borenstein *et al.* (1997) criticam Bacon (1991) por utilizar no seu teste um termo quadrático, pois este implica que os ajustes ocorram à mesma velocidade, o que consiste numa restrição que impõe ajustes proporcionalmente iguais até se atingir um novo equilíbrio após o choque.

Bacon (1991) começa por abordar o facto de se suspeitar que as companhias usavam o seu poder de mercado para ajustar os preços injustificadamente, e uma das questões que se levantou foi o facto de quando as empresas incorriam em custos mais elevados,

nomeadamente nas matérias-primas, transportes do produto final, custos operacionais e impostos, aumentavam o preço dos produtos quase de imediato e quando os custos desciam os preços ajustavam-se mais lentamente. De forma a desmistificar esta questão, as “*Monopolies and Mergers Commissions*” (MMC) investigaram este acontecimento, chegando à conclusão que, quando havia uma queda dos custos, a reacção fazia-se mais rapidamente, mas fazia-se em mais passos, e quando havia um aumento dos custos o ajuste começava com um *delay* maior, mas efectuava-se mais rapidamente.

As críticas a esta análise por parte das MMC dizem respeito ao facto de esta análise ser meramente estatística.

O estudo feito por Bacon refere-se a dados relativos ao Reino Unido desde 1982 a 1989, sendo os dados quinzenais.

O modelo proposto para o longo prazo tem em atenção a tendência e as taxas de câmbio.

Assim, temos um modelo aditivo:

$$N = A + Bt + (P/E) \quad (6)$$

N – Preço da gasolina em £

t – Tendência

P – Preço do Crude em US \$

E – Taxa de Câmbio

A e B são parâmetros do modelo.

em que a tendência reflecte o aumento médio noutros custos no período e a constante o nível destes custos no início do período.

Bacon (1991) afirma que a chave deste estudo encontrava-se nas dinâmicas de curto prazo, pois um modelo estático seria inadequado, uma vez que existem *lags* de ajuste de preço entre o choque no crude e na gasolina e porque existe um *know how* por parte das empresas que permite decidir se ajustam, ou não, os preços.

O modelo exposto pelo autor relaciona o preço em *t* com o preço que se verifica no momento imediatamente anterior.

A principal hipótese deste modelo é que o ajuste é não-linear tendo em conta o choque inicial, para que choques negativos e positivos iguais produzam ajustes diferentes. Assim, Bacon (1991), afirma que existem duas abordagens:

1. Uma possível abordagem é que temos de separar a amostra em dois, uma parte que contenha ajustes positivos e outra parte ajustes negativos;
2. A outra abordagem, na qual se baseia o estudo, é a introdução de uma função de ajuste não-linear em quantidades de modo a incluir a possibilidade de ajustes diferentes para aumentos e diminuições de custos.

Um método possível é o quadrático que, conforme referido anteriormente, foi usado por Bacon.

$$Y_t = Y_{t-1} + \alpha(Y^T - Y_{t-1})^2 + \beta(Y^T - Y_{t-1}) \quad (7)$$

Y^T é uma função de variáveis exógenas.

Interpretando este modelo, quando α e β são positivos significa que o ajuste a aumentos é mais rápido do que o ajuste a diminuições nos custos (o termo quadrático é sempre positivo em ambos os casos enquanto que o termo linear pode mudar). Quando α é positivo e β é negativo os ajustes a decrementos são mais rápidos.

No entanto, deve ter-se em atenção o valor de alguns parâmetros, pois um termo quadrático muito grande fará com que exista um ajuste explosivo, por assim dizer, tendendo para infinito quando os custos baixam.

Aplicando semelhante raciocínio ao modelo proposto teríamos:

$$N_t = N_{t-1} + \alpha(A + Bt + P_{t-s}^\mu / E_{t-v}^\delta - N_{t-1})^2 + \beta(A + Bt + P_{t-s}^\mu / E_{t-v}^\delta - N_{t-1}) \quad (8)$$

Assim $Y^T = A + Bt + P_{t-s}^\mu / E_{t-v}^\delta$

Quando α é zero os ajustes são simétricos. O modelo ficaria:

$$N_t = N_{t-1} + \beta(A + Bt + P_{t-s}^\mu / E_{t-v}^\delta - N_{t-1}) \quad (9)$$

Facilmente se percebe que o ajuste passa a ser linear.

Para o período de 15 de Junho de 1982 a 19 de Janeiro de 1990 e com dados quinzenais os melhores resultados, para este caso, obtiveram-se quando o *lag* para a variação dos preços era um *lag* e para as taxas de câmbio duas quinzenas, uma vez que o autor experimentou vários modelos com diferentes valores para *s* e *v* incluindo mais do que um *lag*.

A hipótese do ajuste assimétrico é testar a significância de α pela estatística de teste t , ou seja, testar $\alpha=0$ contra $\alpha\neq 0$.

O autor, aqui, afirma que além de se rejeitar a hipótese nula, ou seja, de que o ajuste é simétrico, α e β são ambos positivos, o que implica que o ajuste a aumentos de custos é mais rápido do que o ajuste quando os custos diminuem.

Após esta conclusão, o autor testa subidas e descidas, em termos absolutos, iguais, para analisar a média e o desvio padrão dos desfasamentos de ajuste no tempo, chegando à conclusão de que mesmo as diferenças entre os desvios padrão nas subidas e descidas, nos casos equivalentes entre si, aumentam à medida que aumenta o tempo de ajuste.

Chega-se, assim, à conclusão, através de um modelo quadrático, que as alterações nos preços do produto e nas taxas de câmbio passam para os preços da gasolina no longo prazo e que existe um nível de assimetria elevado nos ajustes.

3.3. New evidence on asymmetric gasoline price response

O estudo dos casos anteriormente referidos foi em 2002 refutado, conforme já havíamos referido. Lance J. Bachmeier e James M. Griffin afirmaram que estes têm uma grande falha em comum, a periodicidade da amostra utilizada para efeitos da análise dos modelos propostos, e a partir daqui criticaram também esses modelos, uma vez que não eram passíveis de ser utilizados com tais séries de dados.

Bacon (1991), no seu estudo, assume um mecanismo de ajuste parcial e encontra evidências do efeito “*Rockets and Feathers*”. Em Borenstein *et al.*(1997), o método utilizado é o de *Dickey-Fuller* para raízes unitárias, e uma vez que não há evidência de rejeição da existência de assimetria para a maioria das séries utilizadas, os autores acabam por elaborar uma equação de primeiras diferenças com um modelo de correção de erro.

Bachmeier e Griffin (2002) utilizam o método de *Engle-Granger* a dois passos, que é um método de análise de cointegração. O modelo sugerido por estes é:

$$PG_t = \gamma(L)PG_{t-1} + \beta(L)PC_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Em que o preço da gasolina (PG) é um processo autoregressivo que depende de um desfasamento ($\beta(L)$) dos preços do crude (PC).

Apesar da omissão de factores que podem ser importantes para a determinação do preço da gasolina, os autores salvaguardam que, neste estudo em particular, estes não são cruciais, uma vez que o que se estuda é o contágio de choques no preço do crude na gasolina.

Como também já havíamos referido anteriormente o crude passa por vários pontos até chegar às refinarias, pelo que é importante perceber em que pontos da cadeia as assimetrias são originadas.

A primeira crítica feita pelos autores a Borenstein *et al.* (1997) é que estes opinam que as refinarias reagem quase instantaneamente a alterações de preços no mercado regional e acabam por concluir que existem dois tipos de desfasamentos economicamente interessantes, o tempo de ajuste que o mercado leva a reagir a alterações de preço no Crude e posteriormente o tempo de ajuste do retalho.

Concluem, além disso, que há assimetria em ambos os casos, sendo eles i) o desfasamento de tempo na reacção no preço *spot* de mercado regional a alterações no preço do crude e, ii) consequentemente, o desfasamento no ajuste nos preços de venda ao público.

Estes autores têm a vantagem de já terem disponíveis dados diários e, desta forma, poderem ter resultados mais fieis à realidade.

O *Granger representation theorem* mostra que qualquer série que seja cointegrada terá uma representação em termos de correcção de erro.

Perante isto, se os preços da equação (9) são cointegrados e não existe tendência nos preços da gasolina, o modelo de correcção de erro é:

$$\Delta PG_t = \sum_{i=0}^k \beta_{ci} \Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{gi} \Delta PG_{t-i} + \theta(Z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que β_{ci} mede o impacto nos preços de curto prazo do crude e β_{gi} mede o impacto no curto prazo dos preços da gasolina. θ representa o parâmetro de equilíbrio de longo prazo e o

termo $Z_{t-1} = PG_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 PC_{t-1}$ representa o equilíbrio de longo prazo entre o preço da gasolina e o preço do crude.

Com este modelo de correcção existe a vantagem de que se não existir alteração nos preços do crude e se os preços da gasolina e do crude estiverem em equilíbrio de longo prazo, então os preços da gasolina não irão alterar-se.

No longo prazo:

$$\Delta PG = 0, \Delta PC = 0, \varepsilon_t = 0 \quad \forall t$$

Então:

$$\begin{aligned} \theta(Z_{t-1}) = 0 &\Leftrightarrow \\ PG_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 PC_{t-1} = 0 &\Leftrightarrow \\ PG_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 PC_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

Por outras palavras, só uma alteração no preço do crude fará variar o preço da gasolina.

Os autores explicam ainda que, para que a hipótese de que haja assimetria possa ser plausível, a relação de longo prazo deve ser igual para ambos os casos, ou seja, para aumentos e diminuições de preço.

Assim, o modelo de correcção de erro assimétrico é:

$$\begin{aligned} \Delta PG_t = \sum_{i=0}^k \beta_{ci}^+ \Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{gi}^+ \Delta PG_{t-i} + \theta^+ (PG_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 PC_{t-1}^+) \\ + \sum_{i=0}^k \beta_{ci}^- \Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{gi}^- \Delta PG_{t-i} + \theta^- (PG_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 PC_{t-1}^-) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

Aplicando o teste de *Wald*, a hipótese de relação simétrica não pode ser rejeitada.

Os autores não podem deixar de questionar o porquê das diferenças tão acentuadas para os resultados apresentados por Borenstein *et al.* (1997).

Questionam primeiro a metodologia utilizada, nomeadamente a estimação dos parâmetros γ_0 , γ_1 e depois a estimação da equação:

$$\begin{aligned} \Delta PG_t = -\theta\phi_0 + \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta PC_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta PC_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^n (\gamma_i^+ \Delta PG_{t-i}^+ + \gamma_i^- \Delta PG_{t-i}^-) \\ + \theta_1 PG_{t-1} - \theta_1 \phi_1 PC_{t-1} + \theta_1 \phi_2 TIME_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

que utiliza *2SLS*, pois esta equação envolve a regressão de uma variável estacionária para uma não estacionária.

Para além disso, criticam igualmente o facto de se contraporem dados semanais a dados diários, pois utilizando dados diários no modelo de correcção de erro, num período de tempo compreendido entre Fevereiro 1985 e Novembro 1998, os autores não encontram evidência de assimetria nem provas de que os preços da gasolina se ajustem quase instantaneamente e de forma simétrica a alterações de preço do crude. Os autores defendem ainda que a simples mudança de periodicidade dos dados seria suficiente para eliminar a evidência de assimetria.

Os autores não especificam qual o método utilizado na estimação dos resultados.

4. Dados e metodologias

4.1 Dados

No estudo realizado analisamos a influência das oscilações do preço do crude no preço praticado pelas retalhistas de gasolina e gasóleo em Portugal.

É importante salientar que existem factores que não estão contemplados nas equações definidas para os modelos, embora influenciem o preço final no consumidor.

Factores como o PIB, o consumo, taxas de câmbio, o rendimento das famílias, os impostos, etc., são indicadores económicos importantes para a determinação do preço, tanto da gasolina como do gasóleo.

A forma como estas variáveis se relacionam macroeconomicamente é complexa, uma vez que o rendimento das famílias depende, de certa forma, do PIB. Para além disso, o consumo depende do rendimento das famílias e as taxas de câmbio relacionam-se ainda com outros indicadores.

Assim, por exemplo, o consumo da gasolina é restringido pelo rendimento auferido pelas famílias, uma vez que quanto menor o rendimento menor é o consumo efectuado pelas mesmas e será de esperar um consumo ainda menor de gasolina ou gasóleo uma vez que não são bens de primeira necessidade. Ainda a título de exemplo temos os impostos, que quanto maiores são sobre o preço da gasolina ou do gasóleo, e não só, maior será o seu preço, o que leva a que, com o mesmo rendimento, se possa consumir menos deste bem.

Tendo em conta o caso particular dos impostos em Portugal, e aplicando ao caso dos combustíveis, paga-se IVA e ainda o imposto sobre os combustíveis. Para a gasolina, o imposto sobre os combustíveis cobrado é de cerca de 44%, sendo que ao preço ainda se acresce um IVA de 16%, ou seja, os impostos representam cerca de 60% do preço final. Para o caso do gasóleo o imposto sobre os combustíveis é de cerca de 34% e acresce ainda a este os 16% de IVA, neste caso 50% do preço final são impostos.

Não podemos deixar de referir que actualmente o IVA em vigor é igual em todos os combustíveis (23%), mas que os testes foram efectuados com os supra referidos.

No entanto, apesar da importância dos factores supra citados, optamos, por incluir apenas os impostos no estudo, uma vez que pretendemos apenas determinar o tipo de relação entre o preço do crude e estes dois tipos de combustível.

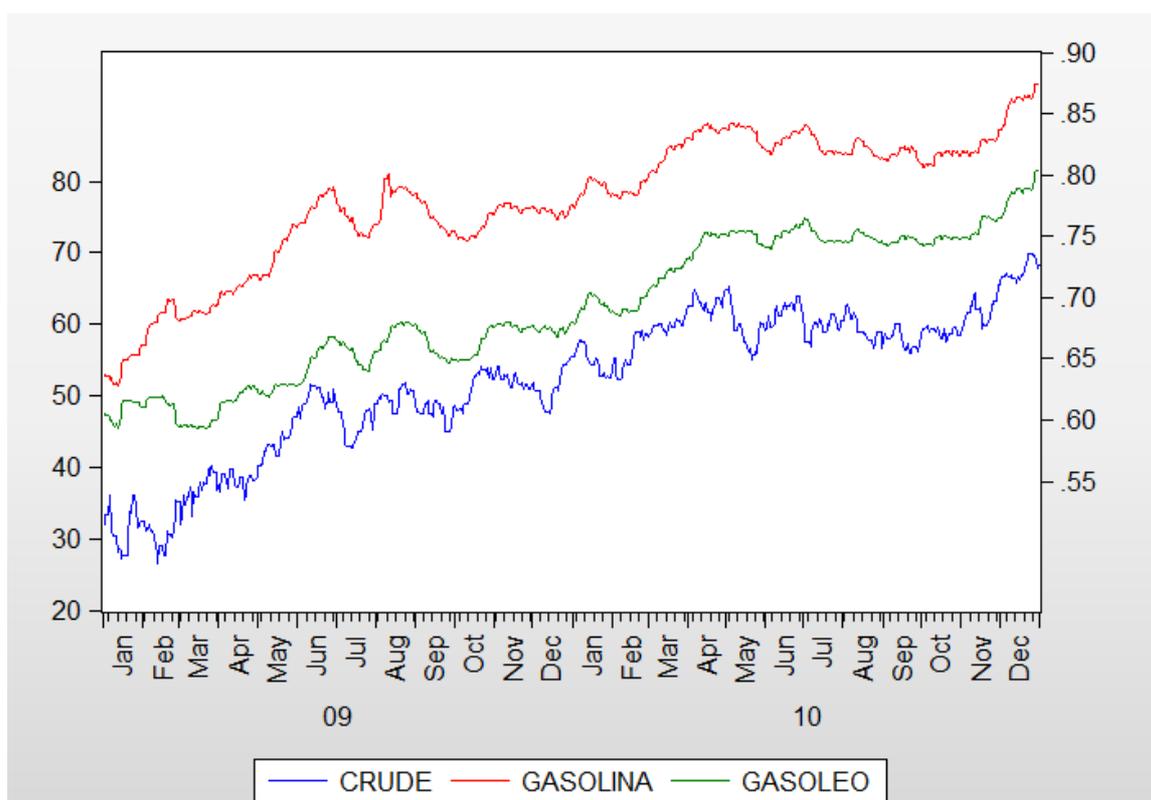
Tendo em consideração toda esta informação procedemos ao alisamento das séries retirando do preço, quer da gasolina quer do gasóleo, o efeito dos impostos.

A eliminação do efeito dos impostos prende-se com o facto do mesmo ser feito para os outros estudos e porque quisemos eliminar o efeito das imposições do estado nos preços da gasolina e do gasóleo.

Para obtermos os dados recorremos à *Bloomberg* e à Direcção Geral de Energia e Geologia de Portugal. Todos os dados estão representados em euros. Utilizamos a média do preço de venda ao público dos combustíveis comercializados em Portugal Continental, quer para o gasóleo, quer para a gasolina, e para o crude⁵ utilizamos o preço do barril em euros retirado diariamente.

As séries são constituídas por 729 observações, compreendendo o período entre 1 de Janeiro de 2009 e 31 de Dezembro de 2010. Tal significa que não é incluída a crise do petróleo de 2008 nem a mais recente de 2011, com os conflitos do Médio Oriente e do Norte de África.

Figura 3 – Evolução dos Preços do Crude, gasolina e gasóleo 2009 e 2010⁶



⁵ Ticker da bloomberg: CL1 Comdy

⁶ Preços do crude observam-se no eixo esquerdo e os preços da gasolina e do gasóleo no lado direito.

O período de 2009

Como se sabe, após o início da crise, em Novembro de 2007, os preços têm mostrado uma grande volatilidade, tendo em 2008 atingido o seu máximo a um preço de 92,56498€ por barril, voltando aos mínimos em 2009.

O ano de 2009 começa com os analistas a preverem uma revisão em baixa na produção do petróleo para reequilibrar o mercado, uma vez que quanto menor a produção de barris maior o seu preço dada a sua escassez. O ano de 2009 é ainda marcado pelo receio que em 2010 se sofra um *barril supply crush*, pois os investimentos dos produtores tinham vindo a ser adiados devido à crise que se fazia sentir em todo o mundo.

Peter Mass vai mais longe, e mostra-se séptico quanto à continuidade do fornecimento de petróleo, por parte dos países produtores de petróleo ao Ocidente bem como à China e à Índia, utilizando como argumento o facto de a Arábia Saudita, maior produtor de petróleo do mundo, não ser transparente em relação aos seus recursos.

Assim, como se pode observar pela figura 2, apesar de o petróleo no início de 2009 ter começado com algumas valorizações, é a partir do dia 6 até ao dia 15 de Janeiro que este entra em fortes desvalorizações até aos 27,10359€. São cerca de sete sessões consecutivas em queda, sendo que estas são aparentemente justificadas por duas razões:

1. Receio de que fosse revelado que o mercado de trabalho dos EUA registaria, em 2008, a maior queda desde a Segunda Grande Guerra.
2. Receio da queda da procura, tendo o petróleo desvalorizado, só na primeira semana, cerca de 12%.

Nos dias seguintes verificou-se uma correcção do preço do petróleo para próximo dos níveis do início do ano (35,97028€) provocada pela intervenção da OPEP na produção de petróleo, reduzindo a mesma com o intuito de fazer face à queda da procura.

A partir de meados de Fevereiro o Crude retoma o seu estado dito “normal” de subida regular tendo alguns picos ao longo da sua escalada.

Verifica-se então, no final de Junho, um grande recuo no preço do Crude devido, novamente, a uma quebra na procura e a um aumento dos inventários.

Nos dias seguintes existe uma retoma rápida provocada pela desvalorização do dólar nos mercados cambiais, que tornava a compra de matérias-primas uma protecção contra a inflação.

No princípio de Outubro o petróleo volta a disparar depois dos EUA terem anunciado uma quebra inesperada das reservas, sendo que na habitual reunião os 12 membros da OPEP (Organização dos Países Exportadores de Petróleo) decidiram manter a produção, declarando que os preços entre os 70\$ e os 80\$ seriam um intervalo confortável.

No entanto, no final do ano o preço do barril volta a disparar para valores acima dos 50€.

O período de 2010

O ano de 2010 é marcado por alguns acontecimentos importantes a nível económico, nomeadamente o *bailout* da Grécia e da Irlanda, e a nível do mercado petrolífero temos o desastre do Golfo do México em meados de Abril.

No princípio de 2010 o *rally* dos preços é finalmente interrompido pelo anúncio de que houve um aumento inesperado das reservas dos EUA caindo após 11 sessões consecutivas em alta para os 52,48038€.

Após o *bailout* da Grécia e do governo norte-americano anunciar uma quebra nas reservas de petróleo e ao mesmo tempo um aumento da procura, principalmente do diesel, que estava 16% acima do período homólogo e perto do pico de 2007, o Crude volta a atingir um máximo, sendo que logo depois entra em queda, desta feita originada pela crise da dívida soberana europeia. A situação financeira débil que se verificava na Europa motivou a forte queda dos preços do petróleo que esteve pressionado durante algumas sessões para os 60,47219€.

No fim de Maio temos mais um *rally* de subida beneficiando do aumento da procura asiática e de dados económicos que indicavam a retoma mundial.

Assim na habitual reunião dos países da OPEP, o grupo iria analisar se o consumo seria de se esperar duradouro ou se seria de curto prazo.

Em Outubro temos nova queda para os 57,79882€, justificada pelo aumento das reservas e apreciação do dólar.

Em Novembro o crude dispara para os 65,42277€, motivado pelo anúncio de que a indústria chinesa teria registado a maior expansão verificada no país em seis meses e que beneficiava ainda da depreciação do dólar, o que mais uma vez tornava as matérias-primas mais atractivas como já referido.

Após seis sessões em subida o crude desce devido à apreciação do dólar.

Em Dezembro verificam-se máximos de 24 meses atingindo o valor mais elevado desde Outubro de 2008, sendo que perto do final do ano de 2010 chegou a negociar perto do máximo de 26 meses, uma vez que não só houve um aumento maior do que o esperado na procura de crude, como também no consumo e do crescimento económico, principalmente dos EUA, Reino Unido e da Alemanha.

O ano fecha com o preço 68,3675€/barril.

Tanto o gasóleo como a gasolina, ao longo destes dois anos, têm um comportamento muito semelhante ao do Crude. Basta verificar os movimentos no gráfico. As três séries parecem andar em conjunto embora as séries da gasolina e do gasóleo pareçam reflectir os movimentos do Crude momentos mais tarde.

Pela análise deste gráfico, as séries não nos parecem estacionárias, além de parecer existir uma relação de cointegração entre elas.

O petróleo está ligado a toda a economia, uma vez que se discute se o rendimento disponível das famílias é cada vez mais “consumido” pelos custos da gasolina pouco sobrar para outros gastos que sustentem um crescimento económico saudável. É importante frisar que se a economia abrandar, a procura de petróleo seguirá a mesma tendência. É ainda de realçar que a subida no preço terá diferentes impactos nas diferentes economias, já que a moeda desempenha um papel importante nesta questão.

Assim, sem períodos de crise e sem qualquer turbulência, procuramos uma justificação para os ajustes do preço da gasolina e do gasóleo às oscilações no preço do crude.

4.2 Metodologia

As técnicas utilizadas no estudo efectuado têm por base os artigos de Borenstein *et al.* (1997) e Bachemeier & Griffin que iremos dividir em diferentes passos.

O modelo que propomos para este estudo, à semelhança do proposto por vários autores, é:

$$\begin{aligned} PGasolina_t &= \beta_{01} + \beta_{11}PC_t + \varepsilon_{1t} \\ PGasoleo_t &= \beta_{02} + \beta_{12}PC_t + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (15)$$

$$t = 1, \dots, 729$$

$$\beta_{01} \neq \beta_{02}$$

$$\beta_{11} \neq \beta_{12}$$

$$\varepsilon_{1t} \neq \varepsilon_{2t}$$

Em que β_{01} e β_{02} são os termos independentes das equações, PC é o preço do crude e β_{11} e β_{12} são os diferentes coeficientes para as diferentes equações. ε_{1t} e ε_{2t} são o erro independente e identicamente distribuído. PGasolina é o preço da gasolina e PGasoleo é o preço do gasóleo.

Passo 1 – Análise de dados estatísticos gerais, tais como média, mediana, desvio padrão, bem como a análise gráfica das séries em questão, para, numa primeira abordagem, tentarmos perceber se existe estacionaridade, tendência ou sazonalidade.

Passo 2 – Iremos fazer um estudo de cointegração cujo objectivo será detectar e identificar relações de longo prazo (em níveis) entre variáveis de interesse. Para o efeito utilizaremos o teste ADF (*augmented Dickey-fuller test*). Este é um passo crucial, uma vez que, se esta condição não se verificar, não poderemos aplicar o modelo com termo de correcção de erro.

Antes da cointegração faremos o estudo da estacionaridade. Para tal utilizaremos o teste ADF aplicado às séries originais dos preços. O estudo da estacionaridade de uma série está directamente relacionado com o estudo das suas raízes unitárias, isto é, se as tem ou não tem raízes unitárias. Assim, quando falamos de séries estacionárias e não estacionárias, é necessário testar a presença de raízes unitárias, de forma a evitar o problema das regressões espúrias. Existem várias formas de testar a presença de raízes unitárias. O Teste de Dickey-

Fuller – DF (Dickey e Fuller, 1979) testa a hipótese nula de a série conter uma raiz unitária (ou seja, ser não estacionária), contra a alternativa de estacionaridade. Outros testes podem ser encontrados, baseados na mesma hipótese nula, como o Teste de Durbin-Watson da regressão de cointegração de Sargan-Bhargava (1983) – CRDW – baseado na usual estatística de Durbin-Watson. No entanto, o Teste DF é o mais utilizado, tanto pela sua simplicidade, como pela sua natureza mais geral. O Teste ADF é comparável ao Teste DF simples, mas acrescentando um número desconhecido de lags das primeiras diferenças da variável dependente de modo a considerar variáveis autocorrelacionadas omitidas que, caso contrário, iriam figurar no termo de erro, o que permite, assim, validar a aplicação dos testes de raízes unitárias quando o processo gerador dos dados é bastante geral.

O que se procura testar é se a série é não estacionária. Neste caso a informação de y_{t-1} tem igual peso à da informação fornecida por y_{t-k} em que $k>1$.

Doutra forma testamos se $\gamma = 0$ contra $\gamma < 0$ num modelo

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

As restrições são $\beta = 0$ e $\alpha = 0$.

Aplicando o raciocínio aos modelos acima propostos temos:

$$\begin{aligned} \Delta P\text{Gasolina}_t &= \beta_{a0} + \gamma P\text{Gasolina}_{at-1} + \delta_{a1} \Delta P\text{Gasolina}_{t-1} + \dots + \delta_{ap-1} \Delta P\text{Gasolina}_{t-p+1} + \varepsilon_{at} \\ \Delta P\text{Gasoleo}_t &= \beta_{b0} + \gamma P\text{Gasoleo}_{t-1} + \delta_{b1} \Delta P\text{Gasoleo}_{t-1} + \dots + \delta_{bp-1} \Delta P\text{Gasoleo}_{t-p+1} + \varepsilon_{bt} \end{aligned} \quad (17)$$

sem a tendência, pois optámos por não incluir esse factor nas nossas equações por não ser estatisticamente significativo.

Verificado então o critério de não estacionaridade das séries, passamos a testar se existe alguma relação de longo prazo entre as mesmas, uma vez que se a relação for espúria, a análise perde o interesse e chegamos à resposta da pergunta proposta para a tese.

A interpretação económica da cointegração diz-nos que se duas ou mais séries estiverem ligadas de tal forma a que exista uma relação de equilíbrio entre elas no longo prazo, então, embora em si as séries possam conter tendências estocásticas (não estacionárias), existirá com

certeza co-movimento ao longo do tempo e a sua diferença (entre as séries) será constante (estacionária). Desta forma, o conceito de cointegração caracteriza a presença de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema económico converge ao longo do tempo.

Para analisar a cointegração utilizaremos os testes de raízes unitárias sobre os resíduos, neste caso recorreremos ao teste de *Engle-Granger* sobre a regressão

Ao utilizarmos estes testes sabemos que os erros podem estar correlacionados, pelo que a análise pelo *p-value* pode ser incorrecta. A avaliação é feita a partir do valor crítico.

Após a verificação se cada uma das séries é integrada ou não estacionária, verifica-se se os resíduos cointegrados são $I(0)$.

A metodologia é exactamente a mesma, só que desta vez o teste de raízes unitárias é aplicado aos resíduos da equação. Conforme já referido, o estimador pode ser enviesado, uma vez que os resíduos são estimados pelo método dos mínimos quadrados, sendo que se torna muito provável que sejam estacionários, o que conduz à rejeição da hipótese nula.

Após um estudo geral das séries em causa e da relação entre elas, investigaremos o melhor modelo que descreva o seu comportamento. Assim, dividimos esta fase em quatro fases:

Fase 1 – Elaboração do modelo sem assimetria para averiguação do número de *lags* óptimo. Esta averiguação é feita através da análise do teste *t* de cada *lag* em separado até ao maior *lag* estatisticamente significativo. Esse será o *lag* óptimo. Os modelos propostos são:

$$\begin{aligned}\Delta P\text{Gasolina}_t &= \sum_{i=0}^n \beta_{1i} \Delta P\text{Crude}_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta P\text{Gasoleo}_t &= \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta P\text{Crude}_{t-i} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (18)$$

Fase 2 - É importante definir a distinção do efeito das subidas e descidas do preço do crude. Assim, diferenciamos no modelo, tal como nos artigos mencionados, essas diferenças, criando um modelo com assimetria:

$$\begin{aligned}\Delta P\text{Gasolina}_t &= \sum_{i=0}^n (\beta_{1i}^+ \Delta P\text{Crude}_{t-i}^+ + \beta_{1i}^- \Delta P\text{Crude}_{t-i}^-) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta P\text{Gasoleo}_t &= \sum_{i=0}^n (\beta_{2i}^+ \Delta P\text{Crude}_{t-i}^+ + \beta_{2i}^- \Delta P\text{Crude}_{t-i}^-) + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (19)$$

Assume-se em primeiro lugar que o número de *lags* é igual quando há subidas e descidas, para depois testarmos a igualdade dos coeficientes das variáveis.

Os próximos passos são sempre testados quando se verifica a existência de cointegração, embora estes modelos nem sempre sejam os óptimos.

Fase 3 – Após a criação do modelo com assimetria passamos ao modelo de correcção de erro, que apenas difere do anterior no facto de inserirmos o termo de correcção de erro, que consiste no equilíbrio de longo prazo. Com existência de cointegração o modelo fica:

$$\begin{aligned}\Delta P\text{Gasolina}_t &= \sum_{i=0}^n (\beta_{1i}^+ \Delta P\text{Crude}_{t-i}^+ + \beta_{1i}^- \Delta P\text{Crude}_{t-i}^-) \\ &\quad + \theta_1 (P\text{Gasolina}_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 P\text{Crude}_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta P\text{Gasoleo}_t &= \sum_{i=0}^n (\beta_{2i}^+ \Delta P\text{Crude}_{t-i}^+ + \beta_{2i}^- \Delta P\text{Crude}_{t-i}^-) \\ &\quad + \theta_1 (P\text{Gasoleo}_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 P\text{Crude}_{t-1}) + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (20)$$

Pelo teste t testa-se a significância de θ_1 para podermos avaliar a importância do termo de correcção de erro no modelo.

Fase 4 – Introdução da variável *dummy* no termo de correcção de erro, no modelo de correcção de erro, para que haja assimetria tanto a nível do preço do crude como a nível do termo de correcção de erro.

$$\begin{aligned}\Delta P\text{Gasolina}_t &= \sum_{i=0}^n (\beta_{1i}^+ \Delta P\text{Crude}_{t-i}^+ + \beta_{1i}^- \Delta P\text{Crude}_{t-i}^-) \\ &\quad + \theta_{11}^- (P\text{Gasolina}_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 P\text{Crude}_{t-1}) + \theta_{11}^+ (P\text{Gasolina}_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 P\text{Crude}_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta P\text{Gasoleo}_t &= \sum_{i=0}^n (\beta_{2i}^+ \Delta P\text{Crude}_{t-i}^+ + \beta_{2i}^- \Delta P\text{Crude}_{t-i}^-) \\ &\quad + \theta_{21}^- (P\text{Gasoleo}_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 P\text{Crude}_{t-1}) + \theta_{21}^+ (P\text{Gasoleo}_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 P\text{Crude}_{t-1}) + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (21)$$

Com este modelo iremos testar a igualdades entre θ_{11}^- e θ_{11}^+ e também a igualdade entre θ_{21}^- e θ_{21}^+ .

Após a verificação do melhor modelo iremos concluir sobre a relação entre as variáveis de interesse, ou seja, em primeiro lugar testaremos a significância dos β , verificaremos se existe assimetria nos mesmos e, por fim, testaremos a assimetria no termo de correcção de erro.

As principais diferenças para Borenstein *et al.* (1997) prendem-se com a periodicidade dos dados, com o facto de não testarmos os mecanismos de contágio das alterações dos preços bem como o modelo e o método utilizados.

Já para o estudo realizado por Lance J. Bachmeier e James M. Griffin os dados tem a mesma periodicidade sendo que a principal diferença é o modelo utilizado.

5. Discussão dos resultados

Numa primeira análise gráfica tendemos a concluir que qualquer uma das séries não é estacionária e que existe tendência. A média do preço do crude é de 52,00372€, a do preço da gasolina é de 0,779193€ e a do preço do gasóleo é de 0,691635€. O preço do crude, da gasolina e do gasóleo estão contidos nos intervalos [26,49719;69,78038], [0,593155;0,803525] e [0,627993;0,875838], respectivamente. Assim, e numa análise mais grosseira, podemos dizer que o preço do crude variou 163%, o da gasolina 35,46% e o do gasóleo cerca de 39%.

Desta análise de variações existem grandes oscilações no preço crude que não são acompanhadas pelas variações nos preços, quer da gasolina quer do gasóleo.

Podemos ainda afirmar que esta diferença de variações deve-se ao facto de o preço do gasóleo e da gasolina, quando há descidas, não acompanharem as mesmas. No entanto, este é precisamente o ponto que queremos testar, sublinhando que até aqui as afirmações são de carácter meramente especulativo.

Para podermos ter diferentes pontos de vista e testar várias hipóteses, utilizámos séries com horizontes temporais e periodicidades diferentes.

Assim, iremos analisar cada uma delas e tirar conclusões sobre qual melhor descreve o comportamento das variáveis reais.

5.1 Série 2009 a 2010 dados diários

Esta série é constituída por 729 observações, sendo que os dados são diários, no período compreendido entre 1 de Janeiro de 2009 e 31 de Dezembro de 2010.

Da observação da figura 3 podemos aferir que as séries são não estacionárias e cointegradas.

É importante, mas não crucial, que as séries sejam não estacionárias, pois também pretendemos que exista uma relação de cointegração entre elas, e não uma relação espúria. Assim, antes de passarmos ao teste *Dickey-Fuller*, analisámos o gráfico 1 em anexo, que mostra as diferentes séries em primeiras diferenças, e facilmente adivinhamos que estas são estacionárias.

Fazendo o teste sobre as primeiras diferenças, confirmamos que a hipótese nula é rejeitada e, portanto, estamos perante séries estacionárias (ver quadro 1, 2 e 3 em anexo).

Assim, testamos a relação de cointegração entre as variáveis.

Quadro 1 – Teste ADF Gasolina

Null Hypothesis: R_GASOLINA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.638053	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.439205	
5% level	-2.865338	
10% level	-2.568849	

Null Hypothesis: R_GASOLEO has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 14 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.416141	0.0107
Test critical values:		
1% level	-3.439294	
5% level	-2.865377	
10% level	-2.568870	

Neste caso sabemos que não podemos fazer a análise pelo *p-value*, porque a distribuição não é a mesma do teste de ADF. Faremos então a análise pelo valor crítico.

Ambos os casos ficam à esquerda do valor -3.35, ou seja, num intervalo de confiança a 95% significa que estão na região de rejeição e, conseqüentemente, a hipótese nula se rejeita, querendo isto dizer que existe cointegração entre as variáveis de interesse.

Gasolina

Após os vários testes aos modelos supra referidos, para este caso que estamos a analisar, o modelo que melhor descreve a relação entre os preços da gasolina e os preços do Crude é o modelo com assimetria no termo de correcção de erro (*vide* quadro 4 em anexo).

A partir da escolha do melhor modelo responderemos à pergunta base da tese, “Qual a relação existente entre os preços do crude e os preços da gasolina?”.

Os *lags* estatisticamente significativos⁷ para o caso de incrementos no preço do crude são 14, enquanto para os casos de descidas de preço do crude são 15, o que significa que temos assimetria neste modelo, uma vez que o coeficiente β_{15} , que corresponderia a incrementos do

⁷ A escolha do número de *lags* óptimo é feita com base no teste de significância *t*. Ou seja, quando os *lags* são consecutivamente não significativos optamos por escolher o último em que se verificou significância estatística.

preço do Crude, será nulo e o β_{31} , que é o coeficiente correspondente ao β_{15} mas para decrementos, é 0,000553, como se pode ver pelo quadro 4 em anexo.

Como existe mais um *lag* de reacção quando há decrementos no preço do crude, poderíamos dizer que existe assimetria no modelo, conclusão que é confirmada pela não aceitação da hipótese nula do teste de *Wald* (quadro 7 em anexo).

Esta assimetria traduz-se num efeito temporal, nos preços da gasolina, mais demorado num período quando o preço do crude desce (14 *lags* vs 15 *lags*).

Resta-nos testar a igualdade dos coeficientes no termo de correcção de erro, sendo este o teste que responde à pergunta inicial.

Quadro 2 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro Gasolina

Wald Test			
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.520536	(1, 680)	0.0191
Chi-square	5.520536	1	0.0188
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(32) - C(33)	-0.027104	0.011536	

Restrictions are linear in coefficients.

Pelo teste de *Wald* rejeitamos a hipótese nula, ou seja, a reacção num dos casos será maior do que no outro. No caso da gasolina será a de subida, uma vez que a estimativa é maior em valor absoluto (0.044092 vs 0.016988 ver quadro 4 em anexo).

Para o curto prazo o efeito de uma subida no preço do crude, para o espaço de uma semana traduz-se num aumento do preço em cerca de 0.001781 e quando o preço do crude desce em uma unidade a gasolina desce apenas 0.0006672.

Tanto no curto prazo como no longo prazo, o efeito de uma variação no preço do Crude produz reacções diferentes, em valor absoluto, quer em casos de variação positiva ou negativa.

Gasóleo

Para a relação existente entre o preço do Crude e o preço do gasóleo, o modelo que melhor explica o seu comportamento é o modelo com assimetria no termo de correcção de erro, mais uma vez (quadro 8 em anexo).

Neste caso, o tempo de reacção é ainda mais assimétrico, por assim dizer, uma vez que para subidas de preços no crude temos apenas 14 *lags* enquanto que para descidas temos 19 *lags*.

No teste de nulidade conjunta, quer para subidas quer para descidas, rejeitamos a hipótese nula, de que serão todos zero, conclusão a que também se chega pela análise individual de cada um dos coeficientes pelo teste *t*.

À semelhança do que concluímos para a gasolina, também no caso do gasóleo podemos dizer que existe assimetria no modelo, uma vez que o número de *lags* difere em função da variação do preço do crude.

Ainda assim, testamos a igualdade dos coeficientes pelo teste de *Wald*, e rejeitamos a hipótese nula de que estes sejam iguais (vide quadro 11 em anexo).

Encontramo-nos na fase crucial da resposta à pergunta da dissertação, a qual será respondida pela realização do teste *Wald* à igualdade dos coeficientes no termo de correcção de erro.

Quadro 3 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro Gasóleo

Wald Test			
Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.591560	(1, 672)	0.0035
Chi-square	8.591560	1	0.0034
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(36) - C(37)	-0.017357	0.005921	

Restrictions are linear in coefficients.

Neste caso, a evidência de rejeição da hipótese nula é ainda maior, pelo que, mais uma vez, a reacção a incrementos no preço do crude é maior (0.017873) do que a decrementos (0.000516).

Mais uma vez, encontramos evidências de que quando a variação no preço do crude é positiva, os preços do gasóleo respondem com uma subida muito maior do que quando a variação é negativa, respondendo com uma descida proporcionalmente menor.

Neste caso a primeira reacção a uma variação do preço do crude em ambos os casos dá-se ao fim de dois períodos⁸.

No caso do gasóleo verificamos, assim, que também existe assimetria de curto e de longo prazo e que as reacções a aumentos do preço do Crude são proporcionalmente maiores considerando as diminuições no preço.

5.2 Série composta pela média semanal vs Série composta pelas Quintas-feiras de cada semana

A razão pela qual testamos a relação existente com uma observação por semana prende-se com o facto de em estudos anteriores terem sido utilizados dados semanais e quinzenais e pelo facto de considerarmos que dados mensais teriam poucas observações bem como o efeito de uma oscilação no preço do crude não demorar um mês a repercutir-se nos preços da gasolina e do gasóleo. Para além disto consideramos que o tempo óptimo de resposta a estas oscilações seria no máximo uma semana.

Estas séries são compostas por 104 observações, uma delas, tal como o nome indica, são constituídas pela média semanal dos preços do crude, gasolina e gasóleo no ano de 2009 e 2010 e a outra pela observação registada em cada Quinta-feira de todas as semanas desses mesmos anos.

À semelhança do que foi feito para a série completa iremos testar a estacionaridade e cointegração das séries.

Pela observação dos gráficos 2 e 3 em anexo tendemos a concluir que existe estacionaridade em todas as séries das primeiras diferenças. O teste *Dickey-Fuller* confirma isso mesmo, conforme se pode ver nos quadros 12, 13 e 14 em anexo, para a série da média semanal, e nos quadros 23, 24 e 25 para os dados das Quintas-feiras. Para os seis casos aceitamos a hipótese nula de que há estacionaridade nas primeiras diferenças e que por isso as séries originais são não estacionárias.

⁸ Conclusão tirada do primeiro *lag* estatisticamente significativo

Confirmada a estacionaridade nas primeiras diferenças, testamos a cointegração, ou seja, a relação existente entre os preços do crude e os preços da gasolina e do gasóleo para as duas séries.

Quadro 4 - Teste ADF da série média semanal

Null Hypothesis: R_GASOLINA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.970957	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.495677	
5% level	-2.890037	
10% level	-2.582041	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: R_GASOLEO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.132915	0.0272
Test critical values: 1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 5 - Teste ADF da série das Quintas-feiras

Null Hypothesis: R_GASOLINA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.762618	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: R_GASOLEO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.531147	0.0090
Test critical values: 1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Para a gasolina em ambas as séries e gasóleo para a série de preços das Quintas-feiras, pelo valor crítico, rejeitamos a hipótese nula no intervalo de confiança a 95%, e para a série das médias semanais dos preços do gasóleo com intervalo de confiança a 90% concluindo assim que existe cointegração.

Gasolina

Para a gasolina e para ambas as séries, o modelo que melhor descreve o seu comportamento é o modelo com termo de correcção de erro (vide quadro 15 e 26 em anexo).

A inexistência de assimetria no termo de correcção de erro deve-se ao facto de após os testes de *Wald* de igualdade dos coeficientes se ter verificado que não rejeitamos a hipótese nula, ou seja, a velocidade de retoma do equilíbrio é igual caso haja incrementos ou decrementos de preços, no longo prazo. Observamos isso mesmo nos quadros em baixo.

Quadro 6 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro médias semanais

Wald Test
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.701565	(1, 93)	0.4044
Chi-square	0.701565	1	0.4023

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(7) - C(8)	0.066361	0.079228

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 7 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro da série de Quinta-feira

Wald Test
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.701565	(1, 93)	0.4044
Chi-square	0.701565	1	0.4023

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(7) - C(8)	0.066361	0.079228

Restrictions are linear in coefficients.

Assim sendo, o melhor modelo para ambos os casos é o modelo com termo de correcção de erro.

Escolhido o melhor modelo passamos, então, para o estudo da assimetria nos mesmos, sendo que ficamos limitados ao curto prazo pelas razões acima descritas.

Seguindo raciocínio semelhante ao anterior, os testes t-individuais mostram que o número de *lags* significativos para incrementos e decrementos em ambas as séries é diferente, sendo de assinalar que na série composta por médias semanais o preço da gasolina demora mais um período a responder quando se tratam de aumentos (numero de *lags* significativos quando há aumentos é 3 vs 2 quando há diminuições) enquanto na série composta pelas Quintas feiras de cada mês acontece exactamente o contrario (numero de *lags* significativos quando há aumentos é 2 vs 3 quando há diminuições). Em ambos os casos existe assimetria no tempo de ajuste a uma variação do preço do crude.

Analisando os coeficientes dos *lags* estatisticamente significativos encontra-se uma situação para a qual a única explicação encontrada se prende com a omissão de dias ao longo da semana. Em ambos os casos, subidas e descidas do preço do Crude, e em ambas as séries em análise, a variação nos preços da gasolina é sempre positiva. Para a série das médias semanais a variação será de 0.00255 e para a série das quintas-feiras será de 0.001397 quando a variação do preço do Crude é positiva. Quando a variação do preço do Crude é negativa, a variação do preço da gasolina para a série das médias semanais é de 0.001503 e no caso das quintas-feiras é de 0.003719, o que ainda causa maior estranheza, uma vez que a variação do preço da gasolina é até maior do que quando a variação do preço do Crude é positiva.

Isto poderá acontecer porque os ajustes poderão ter sido feitos ao longo da semana.

Apesar de no teste de igualdade de coeficientes termos obtido o resultado da não rejeição de H_0 , hipótese de igualdade, o número de *lags* estatisticamente significativos será sempre diferente, pelo que concluímos que existe assimetria no ajuste dos preços da gasolina quando existem variações no preço do Crude.

Gasóleo

Para o caso do gasóleo, para ambas as séries o modelo que melhor descreve a relação entre os preços do Crude e do gasóleo é o modelo com termo de correcção de erro, sem assimetria no mesmo (*vide* quadro 19 e 30 em anexo). Desde já descartamos a hipótese de assimetria no longo prazo mas no curto prazo os ajustes se fazem mais prolongadamente quando há descidas do preço do crude.

Para a série das médias semanais, apesar dos termos de correcção de erro serem estatisticamente significativos quando testados individualmente, quando se testa a sua

igualdade pelo teste de *Wald* verifica-se que não se rejeita a hipótese nula e que os mesmos são iguais, conforme tabela a baixo.

Quadro 8 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro para a série das médias semanais

Wald Test:
Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.655461	(1, 93)	0.4202
Chi-square	0.655461	1	0.4182

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(7) - C(8)	-0.036517	0.045105

Restrictions are linear in coefficients.

Já na série das quintas-feiras os termos não são estatisticamente significativos individualmente, logo, este teste não faria sentido, uma vez que não há assimetria no termo de correcção de erro.

Para a série dos preços de cada quinta-feira verificamos que existe apenas assimetria no curto prazo, devido ao número de *lags* existentes quando se trata de decrementos que são maiores do que quando existem incrementos, o que se pode verificar pelo quadro 30 em anexo. O efeito temporal nas descidas é mais demorado num período, neste caso significa uma semana.

Também aqui observamos o facto que não conseguimos explicar anteriormente, que é a existência da subida do preço do gasóleo, quer se verifiquem variações positivas ou negativas do preço do Crude.

Assim, a variação positiva em uma unidade no preço do Crude significa uma variação positiva em 0.002701 unidades no preço do gasóleo, enquanto a variação negativa em uma unidade proporcionará uma variação de 0.004044 unidades no preço do gasóleo. Estranha-se ainda mais quando se verifica que a variação no preço do gasóleo é maior quando há variações negativas nos preços do Crude, o que é uma incoerência económica.

Aplicando semelhante raciocínio aquando da análise da série das médias semanais, verificamos que também aqui se verifica que o tempo de resposta a diminuições no preço do Crude demora em mais um período do que quando há aumentos. Existe claramente assimetria de curto prazo.

Analisando detalhadamente, verificamos que neste modelo voltam a repetir-se apenas variações positivas na preço do gasóleo independentemente do “sinal” das variações o preço do Crude. Quando o preço do Crude varia em uma unidade positiva, o preço do gasóleo sobe 0.001730 unidades, e quando o preço do Crude varia em uma unidade negativa o preço do gasóleo responde variando 0.001783 unidades positivas.

Mais uma vez justificamos estas incoerências pelo facto de estarmos a usar dados semanais, e de que a omissão de dados pode estar na origem desta conclusão.

A assimetria é verificada não só no tempo de ajuste no curto prazo como também no próprio ajuste em termos de variações unitárias.

5.3 Série 2009 vs Série 2010

A ideia de testar as séries de 2009 e 2010 separadamente prende-se com o facto de verificar, se com menos dados, as conclusões podem ser as mesmas.

Para estas séries os resultados não seriam de se esperar muito diferentes uns dos outros, no entanto iremos verificar que tal não acontece.

Como anteriormente feito, a primeira abordagem será a da estacionariadade das séries, que pela análise dos gráficos 4 e 5 em anexo, facilmente percebemos que as séries das primeiras diferenças são estacionárias e confirmamos isso mesmo pelo teste *Dickey-Fuller*, aplicado a cada uma das séries. Para os quadros 33, 34 e 35 da série de 2009 e para os quadros 44, 45 e 46, aceitamos a hipótese nula de que há estacionaridade.

Os testes de cointegração indicam-nos que a relação entre o preço do crude e o preço da gasolina e do gasóleo, para a série de 2010, não é espúria e que existe, portanto, uma relação de longo prazo. No entanto, para 2009 a relação só não é espúria para o caso da gasolina. Os quadros abaixo mostram-nos isso mesmo.

Quadro 9 - Teste ADF série 2009

Null Hypothesis: R_GASOLINA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.375028	0.0125
Test critical values:		
1% level	-3.448111	
5% level	-2.869263	
10% level	-2.570952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: R_GASOLEO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.599275	0.0940
Test critical values:		
1% level	-3.448111	
5% level	-2.869263	
10% level	-2.570952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 10 - Teste ADF da série 2010

Null Hypothesis: R_GASOLINA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.013249	0.0015
Test critical values:		
1% level	-3.448211	
5% level	-2.869307	
10% level	-2.570975	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: R_GASOLEO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.232544	0.0190
Test critical values:		
1% level	-3.448211	
5% level	-2.869307	
10% level	-2.570975	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Pela tabela dos valores críticos do teste-t, na série de 2010, a relação de cointegração entre o preço do crude e da gasolina é aceite para $\alpha=0.01$, enquanto para o gasóleo $\alpha=0.10$.

Na série de 2009, a relação de cointegração entre o preço do crude e da gasolina é para $\alpha=0.10$, no entanto, para o gasóleo descartamos a hipótese de qualquer relação e concluímos que a relação é espúria.

Estes resultados irão influenciar o modelo que melhor se adequa para descrever cada uma das relações.

Gasolina

Para 2009, o modelo que melhor descreve o comportamento das variáveis é o modelo com assimetria no termo de correcção de erro (ver quadro 36 em anexo).

Apesar de existir evidência de cointegração para 2010, o modelo que melhor se enquadra é o que tem apenas assimetria nos coeficientes das variáveis (ver quadro 47, em anexo), embora o teste de *Engle-Granger* tenha dado cointegração existe uma maior evidencia que não haja, pois o termo de correcção de erro não é estatisticamente significativo.

Analisando o ano de 2010 em primeiro lugar, por ser o mais simples, facilmente concluímos que existe uma assimetria no tempo de resposta dos preços da gasolina a alterações no preço do crude, uma vez que o número de *lags* óptimos no caso dos incrementos é de 14 vs os 16 *lags* de quando existem decrementos.

Pelo teste de igualdade dos coeficientes concluímos que existe assimetria na resposta dos preços, ou seja, é mais demorado o ajuste em dois períodos na resposta a decrementos no preço do Crude.

O que acontece quando existe uma variação de uma unidade positiva no preço do Crude é que o preço da gasolina varia em 0.001668 unidades. Quando a variação do preço do Crude em uma unidade é negativa, a variação do preço da gasolina também é -0.000134 unidades.

Quanto à série de 2009, começámos por analisar a possibilidade de assimetria no tempo de ajuste dos preços. Como se pode ver no quadro 36, o número de *lags* significativos para subidas e descidas do preço do Crude difere em um, sendo que, mais uma vez, o tempo de resposta a incrementos é menor.

Passamos então ao teste de igualdade entre os coeficientes para comprovar esta assimetria. No quadro 39 em anexo é explanado isso mesmo, isto é, de que não existe igualdade nos coeficientes.

Uma vez que o modelo é com assimetria no termo de correcção de erro, passámos à análise desse termo. No quadro 36, pelo teste de significância individual *t*, apenas o que reflecte aumentos é significativo, ainda assim, testamos a sua igualdade para comprovar a assimetria e a velocidade no ajuste.

**Quadro 11 - Teste de igualdade dos coeficientes do termo de correcção de erro, série
2009**

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.176990	(1, 316)	0.0236
Chi-square	5.176990	1	0.0229

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(32) - C(33)	-0.040617	0.017851

Restrictions are linear in coefficients.

Facilmente se percebe que a hipótese nula é rejeitada e que não há igualdade. Deste modo, uma vez que apenas o termo de correcção de erro quando há subidas de preços é significativo, só se verificam ajustes de preços quando há subidas no preço do crude.

Em 2009 existe assimetria no curto e no longo prazo.

No curto prazo, uma variação positiva no preço do Crude significa uma variação positiva de 0.000712 unidades no preço da gasolina, enquanto uma variação negativa no preço da matéria-prima significa -0.0000428 unidades no preço da gasolina.

Existe assimetria não só no tempo de ajuste, mas também na variação proporcional dos preços da gasolina.

Gasóleo

De acordo com o supra referido a relação entre preço do gasóleo e o preço do Crude para a série de 2009 é descrita pelo modelo com assimetria, facto explicado pela inexistência da cointegração, e 2010, é bem descrito pelo modelo com termo de correcção de erro (ver quadro 40 e 51 em anexo).

Mais uma vez, deparamo-nos com a situação de que existe uma diferença nos *lags* de reacção a variações no preço do crude e, de novo, existe mais um *lag* quando há decrementos. Adivinhamos assim a existência de assimetria nos modelos. No entanto para 2010 existe assimetria quer no curto quer no longo prazo.

Testando a igualdade dos coeficientes, em ambos os casos, a hipótese nula é rejeitada o que significa que os tempos de ajuste serão diferentes mediante variações positivas ou negativas.

No ano de 2009 dá-se a estranha situação de que, independentemente das variações no preço do Crude serem positivas ou negativas, a variação no preço do gasóleo é sempre positiva. Assim, se o preço do crude variar em uma unidade positiva, o gasóleo irá variar em cerca de 0.001334 unidades, sendo que quando a variação é negativa esta repercute-se no gasóleo em 0.002132 unidades positivas. Este facto causa ainda maior estranheza quando verificamos que quando a variação do preço do Crude é negativa o preço do gasóleo varia muito mais positivamente do que quando a variação do preço do Crude é negativa.

No ano de 2010 acontece esta mesma situação. Quando o preço do Crude varia uma unidade positiva o preço do gasóleo varia cerca de 0.00129 unidades e quando o preço do Crude varia negativamente em uma unidade o preço do gasóleo varia 0.001733 unidades.

Para este mesmo ano analisámos ainda as relações de longo prazo verificando que a velocidade de ajuste a uma subida do preço é mais rápida do que quando existem descidas no preço do crude.

6. Conclusão

Esta dissertação analisa a relação existente entre os preços do Crude e os preços da gasolina e do gasóleo.

Os estudos até agora efectuados revelam que existe ambiguidade quanto a esta questão. Os resultados dependem do modelo utilizado, das variáveis incluídas nesse modelo e ainda da qualidade e periodicidade dos dados usados na análise em causa.

A literatura mostra isso mesmo e não é peremptória ao afirmar se existe, ou não, assimetria na relação entre variações do preço do crude e as variações nos preços da gasolina e do gasóleo.

Com este estudo pretende-se contribuir para a análise desta relação em Portugal Continental, uma vez que os estudos já efectuados dizem respeito aos Estados Unidos da América e a alguns países da Europa, nomeadamente Reino Unido e Rússia⁹.

Tendo em conta os dados utilizados (de 1 de Janeiro de 2009 a 31 de Dezembro de 2010) e a periodicidade dos mesmos, procurámos o modelo que melhor traduzisse e descrevesse a relação entre as variáveis de interesse, sabendo que neste período não se verificou nenhuma crise do petróleo.

Para diferentes periodicidades foi revelado que a relação entre os preços do crude e da gasolina e do gasóleo pode não ser descrita por modelos iguais.

Para a série com periodicidade diária usando dados compreendidos entre 1 de Janeiro de 2009 e 31 de Dezembro de 2010, esta relação é descrita pelo modelo com assimetria no termo de correcção de erro, tanto para a gasolina como para o gasóleo. Para este caso, a conclusão torna-se óbvia aquando da análise dos resultados do modelo, uma vez que, para a gasolina, o retorno ao equilíbrio no longo prazo, quando existe um choque provocado pelo aumento do preço do crude, é mais rápido do que quando existe um decréscimo no preço do mesmo, enquanto para o gasóleo não se estima o retorno ao equilíbrio quando há um choque negativo nos preços do crude. Analisando o curto prazo, para a relação com os preços da gasolina, a variação de uma unidade positivas e negativas no preço do barril do Crude traduz-se numa variação do preço da gasolina em 0.000506 e -0.000363 unidades, respectivamente. Podemos

⁹ Bacon, R. (1990), "Rockets & Feathers: The Asymmetric speed of adjustment of UK Retail Gasoline Price to Cost Changes", Oxford University Press for Oxford Institute for Energy Studies e Wlazlowski, S.(2007), "Crude Oil – End Product Linkages in the European Petroleum Markets", *OPEC Review*, pp.73-90.

dizer que existe assimetria na relação entre os preços do crude e os preços da gasolina e do gasóleo, quer no curto quer no longo prazo.

Para a periodicidade semanal, na série composta pela média dos preços de cada semana, o modelo é com termo de correcção de erro, obtendo-se resultados um pouco diferentes dos anteriores, no que diz respeito à gasolina. Neste caso existe equilíbrio de longo prazo e não há assimetria no mesmo. No curto prazo, após o choque, quando este é positivo, o preço da gasolina ajusta-se em 0.00255 unidades e quando é negativo o preço varia em 0.001503. O gasóleo é descrito pelo mesmo modelo, sendo que quando existe uma variação positiva no preço do barril do Crude o preço da gasóleo varia 0.00173, e quando existe uma variação negativa no preço do barril do Crude o preço do gasóleo varia em 0.001783. Além da existência de assimetria no tempo de ajuste existem também diferenças na variação absoluta do preço do gasóleo, conforme as oscilações no preço do barril do Crude.

Ainda com periodicidade semanal, foi testado um momento específico em cada semana, as quintas-feiras. Para esta série, os modelos que melhor descrevem a relação que se pretende estudar, são diferentes. A relação entre o preço do crude e o preço da gasolina e do gasóleo é descrito pelo modelo com termo de correcção de erro mas sem assimetria no mesmo. Assim sendo, não existe assimetria no longo prazo, mas existe no curto prazo, sendo de referir que a variação, positiva ou negativa, de uma unidade no preço do crude implica uma variação de 0.001397 unidades e 0.003719 unidades no preço da gasolina, respectivamente. No gasóleo as variações no preço são de 0.002701 e 0.004044 quando existem variações de uma unidade no preço do barril do Crude, positivas ou negativas, respectivamente.

Com periodicidade semanal também podemos dizer que existe assimetria na relação entre o preço do crude e o preço da gasolina e do gasóleo.

Após a análise com diferentes periodicidades, estudou-se a relação mas com um intervalo de tempo diferente, isto é, analisou-se os anos de 2009 e 2010, separadamente, com dados diários.

No que diz respeito ao ano de 2009, a relação do preço do Crude com os preços da gasolina é descrita pelo modelo com assimetria no termo de correcção de erro. No que diz respeito à relação com os preços do gasóleo o melhor modelo é o assimétrico. Na relação entre o preço do Crude e o preço da gasolina notámos que existe assimetria no ajuste ao choque e no retorno ao equilíbrio após esse mesmo choque, uma vez que o retorno se irá fazer mais rapidamente quando existe um aumento do preço do crude e que não chegará a haver esse

retorno quando existe um decréscimo no preço, ou seja, existe assimetria de longo prazo. No curto prazo, a variação, positiva ou negativa, de uma unidade no preço do barril do Crude implica uma variação de 0.000712 e de -0.000428, respectivamente.

No que diz respeito ao gasóleo a ausência de assimetria de longo prazo leva-nos a analisar apenas a assimetria no curto prazo. Existe assimetria no tempo de ajuste e também na forma como os preços se ajustam a diferentes oscilações no preço do barril do Crude. Assim, a variação, positiva ou negativa, de uma unidade no preço do barril do Crude implica uma variação de 0.001334 e de 0.002132, respectivamente.

Por fim, a série do ano de 2010, o modelo que melhor descreve a relação entre o preço do Crude e da gasolina nesta série é o modelo com assimetria, enquanto a relação entre o preço do crude e do preço do gasóleo é descrita pelo modelo com termo de correcção de erro. Quanto à primeira, a existência de assimetria torna-se evidente quando o número de *lags* até ao ajuste do preço da gasolina, aquando de um choque no preço do crude, é maior quando existe um decréscimo do preço do crude. Quanto à segunda, o mesmo sucede, acrescendo o facto de o retorno ao equilíbrio quanto há uma descida no preço do crude não se realizar, ao passo que quando ocorre uma subida de preço esse retorno existe.

Este estudo possui algumas limitações, nomeadamente no que diz respeito aos dados utilizados, pois consideramos que dois anos não são o número de anos óptimo para uma análise desta envergadura. Esta limitação deve-se ao facto de os preços da gasolina e do gasóleo só estarem disponíveis a partir de 2009. Os modelos não incluíram variáveis que claramente influenciam o preço da gasolina e do gasóleo, sejam elas a procura, a oferta, a localização das refinarias, PIB, consumo, produtos substitutos entre outros, nem tão pouco previmos a existência de variáveis exógenas no modelo.

Para além de tudo isto falhámos em explicar porque é que os modelos nos dão variações positivas nos preços do gasóleo, nomeadamente para a série de 2009 e 2010 quando analisadas separadamente, nos casos em que as variações no preço do Crude são negativas. Embora não consigamos esclarecer este aspecto, tal parece-nos errado.

Ainda assim, em nenhuma das séries estudadas pudemos verificar que a relação é simétrica, sendo que chegámos à conclusão que existe assimetria no respeitante a esta relação.

Além de verificada a assimetria, existe evidência de que a reacção a uma subida de preço é mais rápida e que o tempo de retorno ao equilíbrio também é mais rápido.

Em suma, a relação existente entre o preço do crude e os preços da gasolina e do gasóleo praticados em Portugal Continental é assimétrica, ou seja, as subidas e descidas do preço do crude não têm repercussões proporcionais nos preços da gasolina e do gasóleo.

Ao chegarmos a esta conclusão não podemos esquecer que os diferentes retalhistas, quer de gasóleo quer gasolina, têm diferentes quotas de mercado, que não estão patentes no estudo, uma vez que os preços, quer da gasolina quer do gasóleo, são médias dos preços praticados em Portugal Continental. Esta assimetria pode verificar-se mais acentuadamente ou com menos relevância de retalhista para retalhista.

Referências bibliográficas

Andrade e Silva, J. , Murteira, B. , Silva Ribeiro, C. , Pimenta, C., (2001), *Introdução à Estatística*, Mc. Graw-Hill.

Bachmeier, L. e James Griffin (2002), “New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses”, *Economics and Statistics, 2003 - MIT Press*.

Bacon, R. (1990), “Rockets & Feathers: The Asymmetric speed of adjustment of UK Retail Gasoline Price to Cost Changes”, Oxford University Press for Oxford Institute for Energy Studies.

Balke, N., Brown, S., Yucel, M., “Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dalas (first quarter 1998), pp. 1-11.

Blair, D.(2010), “Oil price rise puts pressure on Opec”, *Financial Times*.

Blas, J.(2009), “Jump in crude supplies drags oil price lower”, *Financial Times*.

Blas, J.(2010), “Commodities daily: The impact of 100\$ crude”, *Financial Times*

Blas, J.,Meyer, G.(2009), “Crude oil prices rebound”, *Financial Times*.

Blas, J.(2010), “Crude oil tipped to bubble over \$100 a barrel”, *Financial Times*

Borenstein, S., Cameron, A. e Gilbert, R. (February 1997), “Do gasoline prices respond asymmetrically to Crude oil price changes?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 112, pp.305-339.

Brooks,C.(2008), *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd, Cambridge.

Denni, M.,Frewer, G.(2006), “New evidence on the relationship between Crude oil and Petroleum Product Prices”, Working Papers of Economics - University 'Roma Tre' from Department of Economics - University Roma Tre.

Dickey, D. A. and Fuller, W.A. (1979), Distribution of Estimators for Time Series Regression with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431

Dickey, D. A. and Fuller, W.A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1072.

Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Séries*, 2nd, John Wiley and Sons

Engle, R. F., Granger, C. W. J., (October 1992), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.

Engle, R. F., Granger, C. W. J., (March 1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 2, pp. 251-276

Farchy, J.(2010), “Crude oil prices revitalised by economic data”, Financial Times.

Figueiredo, J.M., (2011), Autoscopia sobre os Combustíveis.

Flood, C.(2009), “Crude oil dips in tandem with base metals”, Financial Times

Flood, C.(2010), “Price of crude oil jumps back above \$76”, Financial Times.

Flood, C.(2010), “Crude oil and base metals push higher”, Financial Times.

Flood, C.(2010), “Crude oil prices rebound after weakness”, Financial Times.

Hamilton, J.(2004), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Hamilton, J.D. (2009), “Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08”.

Meyer, G., Hook, L.(2010), “Price of crude oil closes in on \$90 a barrel”, Financial Times.

Peel, M.(2009), “Crude World”, Financial Times.

Rao, G.(2008), “The relationship between Crude and Refined Product Market: The case of Singapore Gasoline Market using MOPS Data”, University of the South Pacific.

Wooldridge, J.M. (2003), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2nd, South Western Publishers.

Anexo – Gráficos e Quadros dos modelos das diferentes séries

Série Completa de 2009 a 2010

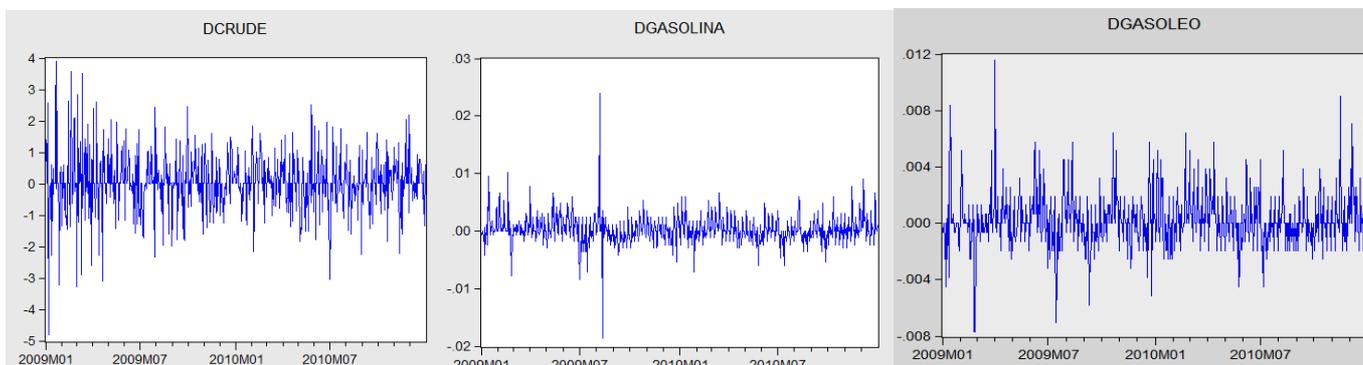


Gráfico1: Primeiras diferenças no preço do Crude, Gasolina e Gasóleo

Null Hypothesis: GASOLINA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.364766	0.1523
Test critical values:		
1% level	-3.439192	
5% level	-2.865332	
10% level	-2.568846	

Quadro 1: Teste de estacionaridade sobre a série Gasolina

Null Hypothesis: GASOLEO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 15 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.086126	0.9645
Test critical values:		
1% level	-3.439294	
5% level	-2.865377	
10% level	-2.568870	

Quadro 2: Teste de estacionaridade sobre a série Gasóleo

Null Hypothesis: CRUDE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.501041	0.5328
Test critical values:		
1% level	-3.439105	
5% level	-2.865294	
10% level	-2.568825	

Quadro 3: Teste de estacionaridade sobre a série Crude

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Dependent Variable: DGASOLINA
 Method: Least Squares
 Date: 05/24/11 Time: 21:50
 Sample (adjusted): 1/17/2009 12/31/2010
 Included observations: 713 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	0.000388	0.000158	2.459551	0.0142
D0(-1)*DCRUDE(-1)	-0.000488	0.000157	-3.110763	0.0019
D0(-2)*DCRUDE(-2)	-0.000322	0.000156	-2.061683	0.0396
D0(-3)*DCRUDE(-3)	-0.000127	0.000155	-0.819531	0.4128
D0(-4)*DCRUDE(-4)	0.000246	0.000155	1.586562	0.1131
D0(-5)*DCRUDE(-5)	0.000109	0.000155	0.706792	0.4799
D0(-6)*DCRUDE(-6)	0.000366	0.000157	2.327483	0.0202
D0(-7)*DCRUDE(-7)	0.000628	0.000163	3.844439	0.0001
D0(-8)*DCRUDE(-8)	0.000311	0.000160	1.946264	0.0520
D0(-9)*DCRUDE(-9)	-0.000163	0.000156	-1.046857	0.2955
D0(-10)*DCRUDE(-10)	0.000102	0.000155	0.658969	0.5101
D0(-11)*DCRUDE(-11)	0.000204	0.000156	1.308083	0.1913
D0(-12)*DCRUDE(-12)	0.000147	0.000156	0.945784	0.3446
D0(-13)*DCRUDE(-13)	0.000288	0.000155	1.861441	0.0631
D0(-14)*DCRUDE(-14)	0.000676	0.000156	4.317064	0.0000
(1-D0)*DCRUDE	-8.55E-05	0.000169	-0.505875	0.6131
(1-D0(-1))*DCRUDE(-1)	0.000634	0.000174	3.640943	0.0003
(1-D0(-2))*DCRUDE(-2)	-5.87E-05	0.000172	-0.341153	0.7331
(1-D0(-3))*DCRUDE(-3)	-0.000363	0.000172	-2.114787	0.0348
(1-D0(-4))*DCRUDE(-4)	-0.000134	0.000170	-0.789540	0.4301
(1-D0(-5))*DCRUDE(-5)	0.000238	0.000168	1.418687	0.1564
(1-D0(-6))*DCRUDE(-6)	-0.000132	0.000169	-0.783089	0.4338
(1-D0(-7))*DCRUDE(-7)	-0.000290	0.000172	-1.686826	0.0921
(1-D0(-8))*DCRUDE(-8)	0.000399	0.000166	2.398563	0.0167
(1-D0(-9))*DCRUDE(-9)	0.000210	0.000163	1.287627	0.1983
(1-D0(-10))*DCRUDE(-10)	-0.000116	0.000154	-0.755257	0.4504
(1-D0(-11))*DCRUDE(-11)	0.000350	0.000154	2.272822	0.0233
(1-D0(-12))*DCRUDE(-12)	0.000466	0.000153	3.043886	0.0024
(1-D0(-13))*DCRUDE(-13)	6.89E-06	0.000153	0.045118	0.9640
(1-D0(-14))*DCRUDE(-14)	-1.75E-05	0.000156	-0.112575	0.9104
(1-D0(-15))*DCRUDE(-15)	0.000553	0.000146	3.790390	0.0002
D0*R_GASOLINA_SEMUP(-1)	-0.044092	0.010759	-4.098267	0.0000
(1-D0)*R_GASOLINA_SEMUP(-1)	-0.016988	0.008745	-1.942561	0.0525
R-squared	0.273474	Mean dependent var	0.000317	
Adjusted R-squared	0.239284	S.D. dependent var	0.002384	
S.F. of regression	0.002080	Akaike info criterion	-9.468163	

Quadro 4: Modelo com Assimetria no termo de Correção de Erro (Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.803745	(15, 680)	0.0000
Chi-square	132.0562	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000388	0.000158
C(2)	-0.000488	0.000157
C(3)	-0.000322	0.000156
C(4)	-0.000127	0.000155
C(5)	0.000246	0.000155
C(6)	0.000109	0.000155
C(7)	0.000366	0.000157
C(8)	0.000628	0.000163
C(9)	0.000311	0.000160
C(10)	-0.000163	0.000156
C(11)	0.000102	0.000155
C(12)	0.000204	0.000156
C(13)	0.000147	0.000156
C(14)	0.000288	0.000155
C(15)	0.000676	0.000156

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	NA	(16, 680)	NA
Chi-square	NA	16	NA

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(16)	0.000553	0.000169
C(17)	0.000634	0.000174
C(18)	-5.87E-05	0.000172
C(19)	-0.000363	0.000172
C(20)	-0.000134	0.000170
C(21)	0.000238	0.000168
C(22)	-0.000132	0.000169
C(23)	-0.000290	0.000172
C(24)	0.000399	0.000166
C(25)	0.000210	0.000163
C(26)	-0.000116	0.000154
C(27)	0.000350	0.000154
C(28)	0.000466	0.000153
C(29)	6.89E-06	0.000153
C(30)	-1.75E-05	0.000156
C(31)	NA	0.000146

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.084535	(15, 680)	0.0000
Chi-square	106.2680	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(16)	0.000473	0.000271
C(2) - C(17)	-0.001121	0.000266
C(3) - C(18)	0.000263	0.000263
C(4) - C(19)	0.000236	0.000261
C(5) - C(20)	0.000380	0.000259
C(6) - C(21)	-0.000129	0.000258
C(7) - C(22)	0.000498	0.000263
C(8) - C(23)	0.000918	0.000275
C(9) - C(24)	-8.72E-05	0.000265
C(10) - C(25)	-0.000373	0.000258
C(11) - C(26)	0.000218	0.000249
C(12) - C(27)	-0.000145	0.000250
C(13) - C(28)	-0.000319	0.000250
C(14) - C(29)	0.000281	0.000250
C(15) - C(30)	0.000693	0.000256

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 5: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos(Gasolina)

Quadro 6: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos(Gasolina)

Quadro 7: Teste de igualdade de coeficientes (Gasolina)

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Dependent Variable: DGASOLEO
 Method: Least Squares
 Date: 05/24/11 Time: 22:01
 Sample (adjusted): 1/21/2009 12/31/2010
 Included observations: 709 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	0.000118	0.000118	1.005632	0.3150
D0(-1)*DCRUDE(-1)	-0.000277	0.000116	-2.389237	0.0172
D0(-2)*DCRUDE(-2)	-0.000102	0.000116	-0.875629	0.3815
D0(-3)*DCRUDE(-3)	0.000170	0.000116	1.467493	0.1427
D0(-4)*DCRUDE(-4)	0.000132	0.000116	1.136164	0.2563
D0(-5)*DCRUDE(-5)	0.000305	0.000116	2.622061	0.0089
D0(-6)*DCRUDE(-6)	0.000319	0.000117	2.727416	0.0065
D0(-7)*DCRUDE(-7)	0.000388	0.000121	3.211927	0.0014
D0(-8)*DCRUDE(-8)	6.95E-05	0.000119	0.585059	0.5587
D0(-9)*DCRUDE(-9)	-8.42E-06	0.000116	-0.072457	0.9423
D0(-10)*DCRUDE(-10)	0.000126	0.000116	1.085510	0.2781
D0(-11)*DCRUDE(-11)	0.000292	0.000117	2.493972	0.0129
D0(-12)*DCRUDE(-12)	0.000227	0.000117	1.939491	0.0529
D0(-13)*DCRUDE(-13)	0.000647	0.000116	5.558116	0.0000
D0(-14)*DCRUDE(-14)	0.000638	0.000117	5.443988	0.0000
(1-D0)*DCRUDE	-8.02E-05	0.000126	-0.635968	0.5250
(1-D0(-1))*DCRUDE(-1)	0.000292	0.000127	2.300616	0.0217
(1-D0(-2))*DCRUDE(-2)	-9.58E-06	0.000127	-0.075390	0.9399
(1-D0(-3))*DCRUDE(-3)	-0.000324	0.000127	-2.561783	0.0106
(1-D0(-4))*DCRUDE(-4)	8.87E-05	0.000126	0.704111	0.4816
(1-D0(-5))*DCRUDE(-5)	0.000183	0.000126	1.452713	0.1468
(1-D0(-6))*DCRUDE(-6)	8.71E-05	0.000126	0.692082	0.4891
(1-D0(-7))*DCRUDE(-7)	-2.49E-05	0.000128	-0.195003	0.8454
(1-D0(-8))*DCRUDE(-8)	0.000548	0.000124	4.425417	0.0000
(1-D0(-9))*DCRUDE(-9)	0.000565	0.000121	4.676300	0.0000
(1-D0(-10))*DCRUDE(-10)	7.30E-05	0.000121	0.603793	0.5462
(1-D0(-11))*DCRUDE(-11)	0.000260	0.000121	2.148295	0.0320
(1-D0(-12))*DCRUDE(-12)	0.000398	0.000121	3.293404	0.0010
(1-D0(-13))*DCRUDE(-13)	-0.000108	0.000120	-0.896612	0.3702
(1-D0(-14))*DCRUDE(-14)	-0.000237	0.000116	-2.038757	0.0419
(1-D0(-15))*DCRUDE(-15)	0.000468	0.000109	4.290405	0.0000
(1-D0(-16))*DCRUDE(-16)	0.000326	0.000108	3.013626	0.0027
(1-D0(-17))*DCRUDE(-17)	3.88E-06	0.000109	0.035673	0.9716
(1-D0(-18))*DCRUDE(-18)	0.000122	0.000109	1.122131	0.2622
(1-D0(-19))*DCRUDE(-19)	0.000278	0.000109	2.552825	0.0109
D0*R_GASOLEO_SEMUP(-1)	-0.017873	0.005042	-3.544453	0.0004
(1-D0)*R_GASOLEO_SEMUP(-1)	-0.000516	0.004108	-0.125698	0.9000

Quadro 8: Modelo com Assimetria no termo de Correção de Erro (Gasóleo)

Wald Test:
 Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.95548	(15, 672)	0.0000
Chi-square	194.3322	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000118	0.000118
C(2)	-0.000277	0.000116
C(3)	-0.000102	0.000116
C(4)	0.000170	0.000116
C(5)	0.000132	0.000116
C(6)	0.000305	0.000116
C(7)	0.000319	0.000117
C(8)	0.000388	0.000121
C(9)	6.95E-05	0.000119
C(10)	-8.42E-06	0.000116
C(11)	0.000126	0.000116
C(12)	0.000292	0.000117
C(13)	0.000227	0.000117
C(14)	0.000647	0.000116
C(15)	0.000638	0.000117

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 9: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos (Gasóleo)

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Wald Test:

Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.229922	(20, 672)	0.0000
Chi-square	144.5984	20	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(16)	-8.02E-05	0.000126
C(17)	0.000292	0.000127
C(18)	-9.58E-06	0.000127
C(19)	-0.000324	0.000127
C(20)	8.87E-05	0.000126
C(21)	0.000183	0.000126
C(22)	8.71E-05	0.000126
C(23)	-2.49E-05	0.000128
C(24)	0.000548	0.000124
C(25)	0.000565	0.000121
C(26)	7.30E-05	0.000121
C(27)	0.000260	0.000121
C(28)	0.000398	0.000121
C(29)	-0.000108	0.000120
C(30)	-0.000237	0.000116
C(31)	0.000468	0.000109
C(32)	0.000326	0.000108
C(33)	3.88E-06	0.000109
C(34)	0.000122	0.000109
C(35)	0.000278	0.000109

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 10: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos (Gasóleo)

Wald Test:

Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	9.992896	(15, 672)	0.0000
Chi-square	149.8934	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(16)	0.000199	0.000202
C(2) - C(17)	-0.000569	0.000198
C(3) - C(18)	-9.21E-05	0.000198
C(4) - C(19)	0.000494	0.000197
C(5) - C(20)	4.34E-05	0.000197
C(6) - C(21)	0.000122	0.000197
C(7) - C(22)	0.000232	0.000199
C(8) - C(23)	0.000413	0.000206
C(9) - C(24)	-0.000479	0.000199
C(10) - C(25)	-0.000574	0.000193
C(11) - C(26)	5.30E-05	0.000193
C(12) - C(27)	3.26E-05	0.000194
C(13) - C(28)	-0.000171	0.000195
C(14) - C(29)	0.000755	0.000193
C(15) - C(30)	0.000875	0.000191

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 11: Teste de igualdade dos coeficientes (Gasóleo)

Série composta pela média semanal

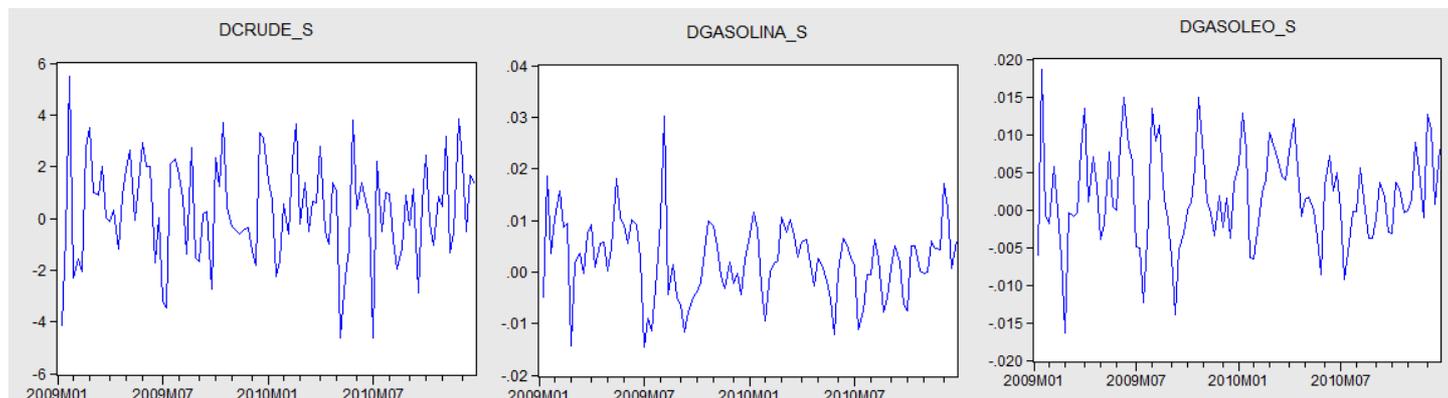


Gráfico 2: Primeiras diferenças no preço do Crude, Gasolina e Gasóleo

Null Hypothesis: GASOLINA_S has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.470076	0.1258
Test critical values:		
1% level	-3.495677	
5% level	-2.890037	
10% level	-2.582041	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 12: Teste de estacionaridade sobre a série Gasolina

Null Hypothesis: GASOLEO_S has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.007446	0.9565
Test critical values:		
1% level	-3.496346	
5% level	-2.890327	
10% level	-2.582196	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 13: Teste de estacionaridade sobre a série Gasóleo

Null Hypothesis: CRUDE_S has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.104692	0.7118
Test critical values:		
1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 14: Teste de estacionaridade sobre a série Crude

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Dependent Variable: DGASOLINA_S
Method: Least Squares
Date: 09/11/11 Time: 17:40
Sample (adjusted): 2/02/2009 12/27/2010
Included observations: 100 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE_S	0.000110	0.000482	0.228624	0.8197
D0(-1)*DCRUDE_S(-1)	0.001199	0.000488	2.456625	0.0159
D0(-2)*DCRUDE_S(-2)	0.001573	0.000428	3.673082	0.0004
D0(-3)*DCRUDE_S(-3)	0.000982	0.000391	2.514590	0.0137
(1-D0)*DCRUDE_S	0.000609	0.000535	1.138466	0.2579
(1-D0(-1))*DCRUDE_S(-1)	0.000395	0.000618	0.639722	0.5239
(1-D0(-2))*DCRUDE_S(-2)	0.001503	0.000586	2.563840	0.0120
R_GASOLINA(-1)	-0.157087	0.057535	-2.730306	0.0076
R-squared	0.538844	Mean dependent var	0.002163	
Adjusted R-squared	0.503756	S.D. dependent var	0.007341	
S.E. of regression	0.005172	Akaike info criterion	-7.614622	
Sum squared resid	0.002461	Schwarz criterion	-7.406208	
Log likelihood	388.7311	Hannan-Quinn criter.	-7.530273	
Durbin-Watson stat	1.448480			

Quadro 15: Modelo com termo de Correção de Erro (Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.38745	(4, 92)	0.0000
Chi-square	49.54980	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000110	0.000482
C(2)	0.001199	0.000488
C(3)	0.001573	0.000428
C(4)	0.000982	0.000391

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 16: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos (Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.239060	(3, 92)	0.0257
Chi-square	9.717179	3	0.0211

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(5)	0.000609	0.000535
C(6)	0.000395	0.000618
C(7)	0.001503	0.000586

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 17: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos (Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.404430	(3, 92)	0.7502
Chi-square	1.213291	3	0.7498

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(5)	-0.000499	0.000837
C(2) - C(6)	0.000804	0.000818
C(3) - C(7)	6.97E-05	0.000795

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 18: Teste de igualdade dos coeficientes (Gasolina)

Dependent Variable: DGASOLEO_S
Method: Least Squares
Date: 09/13/11 Time: 18:52
Sample (adjusted): 1/26/2009 12/27/2010
Included observations: 101 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE_S	0.000411	0.000400	1.027875	0.3066
D0(-1)*DCRUDE_S(-1)	0.001730	0.000396	4.372240	0.0000
(1-D0)*DCRUDE_S	-0.000332	0.000481	-0.689957	0.4919
(1-D0(-1))*DCRUDE_S(-1)	0.000368	0.000517	0.711441	0.4786
(1-D0(-2))*DCRUDE_S(-2)	0.001783	0.000502	3.549807	0.0006
R_GASOLEO(-1)	-0.085182	0.028389	-3.000567	0.0034
R-squared	0.401687	Mean dependent var	0.001787	
Adjusted R-squared	0.370196	S.D. dependent var	0.006137	
S.E. of regression	0.004870	Akaike info criterion	-7.753806	
Sum squared resid	0.002253	Schwarz criterion	-7.598453	
Log likelihood	397.5672	Hannan-Quinn criter.	-7.690915	
Durbin-Watson stat	1.350837			

Quadro 19: Modelo com termo de Correção de Erro (Gasóleo)

Wald Test:
Equation: EQ02_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	13.78402	(2, 95)	0.0000
Chi-square	27.56805	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000411	0.000400
C(2)	0.001730	0.000396

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 20: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos (Gasóleo)

Wald Test:
Equation: EQ02_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.552815	(3, 95)	0.0050
Chi-square	13.65845	3	0.0034

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	-0.000332	0.000481
C(4)	0.000368	0.000517
C(5)	0.001783	0.000502

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 21: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos (Gasóleo)

Wald Test:
Equation: EQ02_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.142611	(2, 95)	0.0076
Chi-square	10.28522	2	0.0058

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(3)	0.000743	0.000708
C(2) - C(4)	0.001362	0.000705

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 22: Teste de igualdade dos coeficientes (Gasóleo)

Série composta pelas quintas-feiras de cada semana

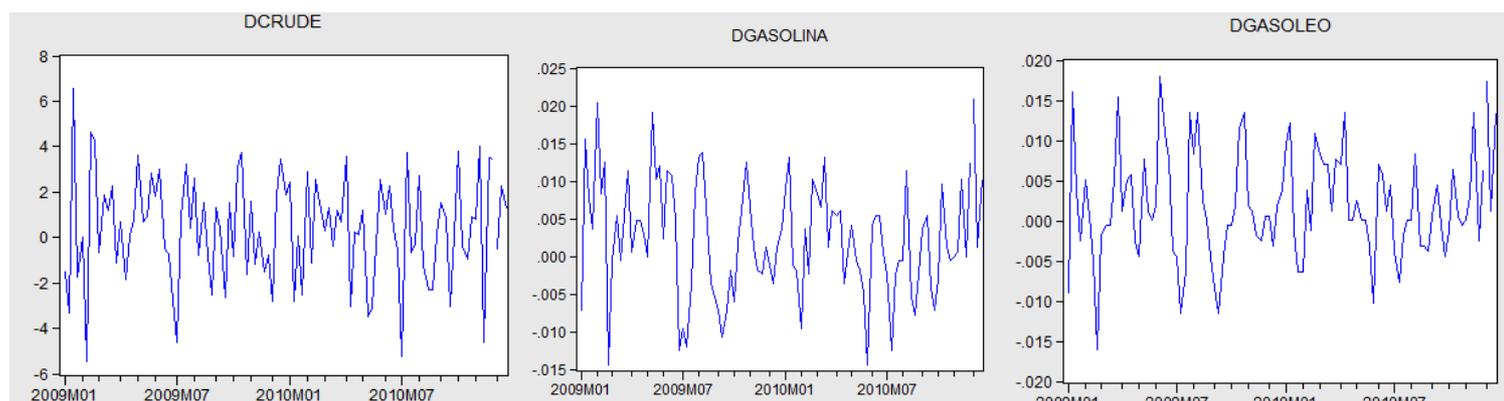


Gráfico3: Primeiras diferenças no preço do Crude, Gasolina e Gasóleo

Null Hypothesis: GASOLINA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.367027	0.1536
Test critical values: 1% level	-3.495677	
5% level	-2.890037	
10% level	-2.582041	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 23: Teste de estacionaridade sobre a série Gasolina

Null Hypothesis: GASOLEO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.550780	0.8755
Test critical values: 1% level	-3.495677	
5% level	-2.890037	
10% level	-2.582041	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 24: Teste de estacionaridade sobre a série Gasóleo

Null Hypothesis: CRUDE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.385246	0.5868
Test critical values: 1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 25: Teste de estacionaridade sobre a série Crude

Dependent Variable: DGASOLINA
Method: Least Squares
Date: 06/07/11 Time: 18:44
Sample (adjusted): 1/26/2009 12/27/2010
Included observations: 100 after adjustments
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	0.000861	0.000359	2.396728	0.0186
D0*DCRUDE(-1)	0.001030	0.000674	1.528802	0.1297
D0*DCRUDE(-2)	0.001397	0.000420	3.324325	0.0013
(1-D0)*DCRUDE	0.000555	0.000321	1.727822	0.0874
(1-D0)*DCRUDE(-1)	0.001483	0.000443	3.349036	0.0012
(1-D0)*DCRUDE(-2)	0.001215	0.000330	3.687619	0.0004
(1-D0)*DCRUDE(-3)	0.001021	0.000469	2.174978	0.0322
R_GASOLINA(-1)	-0.142567	0.051572	-2.764434	0.0069
R-squared	0.486679	Mean dependent var		0.002209
Adjusted R-squared	0.447622	S.D. dependent var		0.007494
S.E. of regression	0.005570	Akaike info criterion		-7.466325
Sum squared resid	0.002854	Schwarz criterion		-7.257912
Log likelihood	381.3163	Hannan-Quinn criter.		-7.381977
Durbin-Watson stat	1.779887			

Quadro 26: Modelo com termo de correcção de Erro (Gasolina)

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.160624	(3, 92)	0.0001
Chi-square	24.48187	3	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000861	0.000359
C(2)	0.001030	0.000674
C(3)	0.001397	0.000420

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 27: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos (Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.557136	(4, 92)	0.0001
Chi-square	26.22854	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	0.000555	0.000321
C(5)	0.001483	0.000443
C(6)	0.001215	0.000330
C(7)	0.001021	0.000469

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 28: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos (Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.303080	(3, 92)	0.8231
Chi-square	0.909239	3	0.8232

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(4)	0.000306	0.000498
C(2) - C(5)	-0.000453	0.000584
C(3) - C(6)	0.000182	0.000551

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 29: Teste de igualdade dos coeficientes (Gasolina)

Dependent Variable: DGASOLEO
Method: Least Squares
Date: 06/07/11 Time: 18:51
Sample (adjusted): 1/26/2009 12/27/2010
Included observations: 100 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	0.000241	0.000278	0.868637	0.3873
D0*DCRUDE(-1)	0.001407	0.000311	4.528059	0.0000
D0*DCRUDE(-2)	0.001294	0.000272	4.750519	0.0000
(1-D0)*DCRUDE	0.000206	0.000365	0.563344	0.5746
(1-D0)*DCRUDE(-1)	0.001666	0.000332	5.016522	0.0000
(1-D0)*DCRUDE(-2)	0.001412	0.000373	3.783802	0.0003
(1-D0)*DCRUDE(-3)	0.000966	0.000368	2.623553	0.0102
R_GASOLEO(-1)	-0.048186	0.027776	-1.734780	0.0861
R-squared	0.523554	Mean dependent var		0.001866
Adjusted R-squared	0.487302	S.D. dependent var		0.006600
S.E. of regression	0.004726	Akaike info criterion		-7.794996
Sum squared resid	0.002055	Schwarz criterion		-7.586583
Log likelihood	397.7498	Hannan-Quinn criter.		-7.710648
Durbin-Watson stat	1.567812			

Quadro 30: Modelo com termo de Correção de Erro (Gasóleo)

Wald Test:

Equation: EQ02_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	11.46081	(3, 92)	0.0000
Chi-square	34.38243	3	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000241	0.000278
C(2)	0.001407	0.000311
C(3)	0.001294	0.000272

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 31: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos (Gasóleo)

Wald Test:

Equation: EQ02_COM_ECM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	9.780108	(4, 92)	0.0000
Chi-square	39.12043	4	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	0.000206	0.000365
C(5)	0.001666	0.000332
C(6)	0.001412	0.000373
C(7)	0.000966	0.000368

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 32: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos (Gasóleo)

Série de 2009

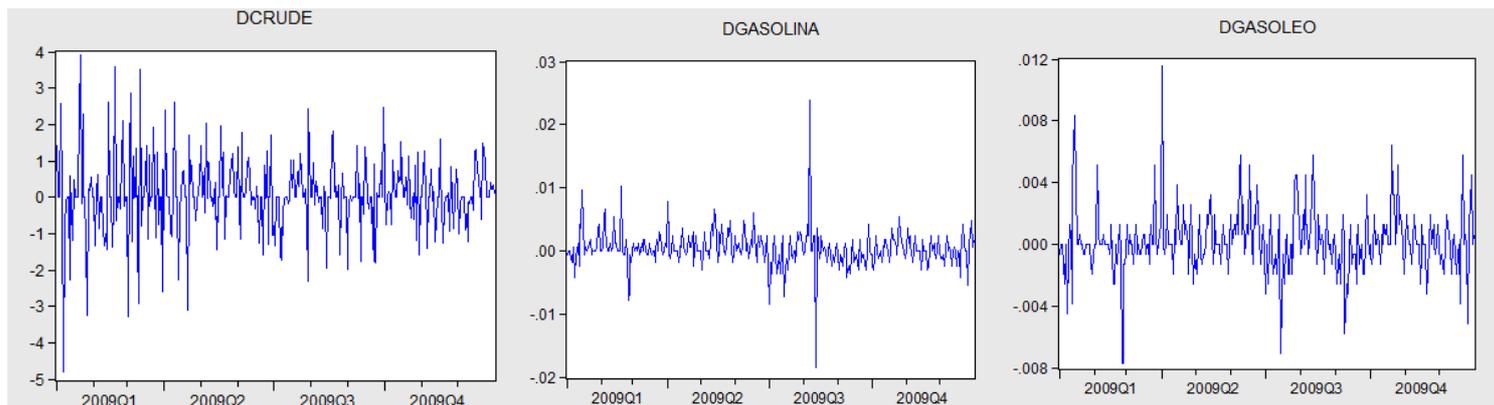


Gráfico4: Primeiras diferenças no preço do Crude, Gasolina e Gasóleo

Null Hypothesis: GASOLINA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.675915	0.0792
Test critical values: 1% level	-3.448466	
5% level	-2.869419	
10% level	-2.571035	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 33: Teste de estacionaridade sobre a série Gasolina

Null Hypothesis: GASOLEO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.652787	0.4545
Test critical values: 1% level	-3.448518	
5% level	-2.869442	
10% level	-2.571047	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 34: Teste de estacionaridade sobre a série Gasóleo

Null Hypothesis: CRUDE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.334739	0.6143
Test critical values: 1% level	-3.448111	
5% level	-2.869263	
10% level	-2.570952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 35: Teste de estacionaridade sobre a série Crude

Dependent Variable: DGASOLINA
Method: Least Squares
Date: 05/29/11 Time: 17:39
Sample (adjusted): 1/17/2009 12/31/2009
Included observations: 349 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	0.000495	0.000235	2.108012	0.0358

*Quadro 36: Modelo com Assimetria no termo de
Correcção de Erro (Gasolina)*

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.727693	(15, 316)	0.0000
Chi-square	55.91540	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000495	0.000235
C(2)	-0.000499	0.000230
C(3)	-0.000339	0.000229
C(4)	-0.000323	0.000227
C(5)	0.000307	0.000227
C(6)	0.000254	0.000227
C(7)	0.000382	0.000229
C(8)	0.000463	0.000240
C(9)	0.000532	0.000234
C(10)	5.68E-05	0.000229
C(11)	4.35E-05	0.000230
C(12)	9.37E-05	0.000233
C(13)	-9.53E-05	0.000230
C(14)	9.45E-05	0.000230
C(15)	0.000679	0.000232

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 37: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos(Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.097077	(16, 316)	0.0084
Chi-square	33.55324	16	0.0062

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(16)	-9.78E-05	0.000262
C(17)	0.000833	0.000268
C(18)	-0.000148	0.000264
C(19)	-0.000104	0.000263
C(20)	-0.000170	0.000259
C(21)	7.00E-05	0.000255
C(22)	-0.000205	0.000258
C(23)	-0.000578	0.000262
C(24)	0.000168	0.000253
C(25)	-3.33E-05	0.000249
C(26)	7.09E-06	0.000226
C(27)	0.000236	0.000226
C(28)	0.000425	0.000226
C(29)	0.000162	0.000225
C(30)	0.000137	0.000229
C(31)	0.000633	0.000217

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 38: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos(Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.145302	(15, 316)	0.0001
Chi-square	47.17953	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(16)	0.000593	0.000408
C(2) - C(17)	-0.001331	0.000401
C(3) - C(18)	-0.000190	0.000397
C(4) - C(19)	-0.000220	0.000393
C(5) - C(20)	0.000476	0.000387
C(6) - C(21)	0.000184	0.000385
C(7) - C(22)	0.000587	0.000392
C(8) - C(23)	0.001041	0.000411
C(9) - C(24)	0.000364	0.000394
C(10) - C(25)	9.01E-05	0.000385
C(11) - C(26)	3.65E-05	0.000365
C(12) - C(27)	-0.000142	0.000368
C(13) - C(28)	-0.000521	0.000367
C(14) - C(29)	-6.70E-05	0.000366
C(15) - C(30)	0.000542	0.000374

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 39: Teste de igualdade de coeficientes (Gasolina)

Dependent Variable: DGASOLEO
 Method: Least Squares
 Date: 05/24/11 Time: 22:44
 Sample (adjusted): 1/18/2009 12/31/2009
 Included observations: 348 after adjustments
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	-2.50E-05	0.000184	-0.135423	0.8924
D0(-1)*DCRUDE(-1)	-0.000209	0.000190	-1.104437	0.2702
D0(-2)*DCRUDE(-2)	-4.93E-05	0.000150	-0.327987	0.7431
D0(-3)*DCRUDE(-3)	5.36E-05	0.000116	0.460171	0.6457
D0(-4)*DCRUDE(-4)	6.89E-05	0.000121	0.567272	0.5709
D0(-5)*DCRUDE(-5)	0.000234	0.000157	1.489368	0.1374
D0(-6)*DCRUDE(-6)	0.000194	0.000184	1.054014	0.2927
D0(-7)*DCRUDE(-7)	0.000242	0.000177	1.363970	0.1735
D0(-8)*DCRUDE(-8)	0.000172	0.000177	0.970280	0.3326
D0(-9)*DCRUDE(-9)	3.08E-05	0.000169	0.182109	0.8556
D0(-10)*DCRUDE(-10)	-2.32E-06	9.85E-05	-0.023521	0.9812
D0(-11)*DCRUDE(-11)	0.000225	0.000118	1.906481	0.0575
D0(-12)*DCRUDE(-12)	8.79E-05	0.000164	0.537010	0.5916
D0(-13)*DCRUDE(-13)	0.000634	0.000176	3.605719	0.0004
D0(-14)*DCRUDE(-14)	0.000700	0.000200	3.493384	0.0005
(1-D0)*DCRUDE	-2.91E-05	0.000155	-0.188260	0.8508
(1-D0(-1))*DCRUDE(-1)	0.000292	0.000164	1.780517	0.0760
(1-D0(-2))*DCRUDE(-2)	-0.000140	0.000273	-0.513696	0.6078
(1-D0(-3))*DCRUDE(-3)	-6.55E-05	0.000152	-0.432439	0.6657
(1-D0(-4))*DCRUDE(-4)	6.64E-05	0.000107	0.619601	0.5360
(1-D0(-5))*DCRUDE(-5)	7.13E-05	0.000131	0.546439	0.5852
(1-D0(-6))*DCRUDE(-6)	0.000105	0.000126	0.833442	0.4052
(1-D0(-7))*DCRUDE(-7)	-0.000165	0.000174	-0.948690	0.3435
(1-D0(-8))*DCRUDE(-8)	0.000459	0.000145	3.175082	0.0016
(1-D0(-9))*DCRUDE(-9)	0.000639	0.000172	3.710844	0.0002
(1-D0(-10))*DCRUDE(-10)	0.000286	0.000134	2.137066	0.0334
(1-D0(-11))*DCRUDE(-11)	0.000148	0.000109	1.362108	0.1741
(1-D0(-12))*DCRUDE(-12)	0.000355	0.000112	3.175280	0.0016
(1-D0(-13))*DCRUDE(-13)	-7.94E-05	0.000122	-0.651522	0.5152
(1-D0(-14))*DCRUDE(-14)	-0.000231	0.000152	-1.522821	0.1288
(1-D0(-15))*DCRUDE(-15)	0.000420	0.000179	2.348275	0.0195
(1-D0(-16))*DCRUDE(-16)	0.000328	0.000164	1.998314	0.0465
R-squared	0.282797	Mean dependent var	0.000183	
Adjusted R-squared	0.212439	S.D. dependent var	0.001926	
S.E. of regression	0.001709	Akaike info criterion	-9.817857	

Quadro 40: Modelo com Assimetria(Gasóleo)

Wald Test
 Equation: EQ02_COM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.486409	(15, 316)	0.0000
Chi-square	52.29613	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-2.50E-05	0.000184
C(2)	-0.000209	0.000190
C(3)	-4.93E-05	0.000150
C(4)	5.36E-05	0.000116
C(5)	6.89E-05	0.000121
C(6)	0.000234	0.000157
C(7)	0.000194	0.000184
C(8)	0.000242	0.000177
C(9)	0.000172	0.000177
C(10)	3.08E-05	0.000169
C(11)	-2.32E-06	9.85E-05
C(12)	0.000225	0.000118
C(13)	8.79E-05	0.000164
C(14)	0.000634	0.000176
C(15)	0.000700	0.000200

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 41: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos (Gasóleo)

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Wald Test:
Equation: EQ02_COM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.577470	(16, 316)	0.0000
Chi-square	57.23951	16	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(16)	-2.91E-05	0.000155
C(17)	0.000292	0.000164
C(18)	-0.000140	0.000273
C(19)	-6.55E-05	0.000152
C(20)	6.64E-05	0.000107
C(21)	7.13E-05	0.000131
C(22)	0.000105	0.000126
C(23)	-0.000165	0.000174
C(24)	0.000459	0.000145
C(25)	0.000639	0.000172
C(26)	0.000286	0.000134
C(27)	0.000148	0.000109
C(28)	0.000355	0.000112
C(29)	-7.94E-05	0.000122
C(30)	-0.000231	0.000152
C(31)	0.000420	0.000179

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 42: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos (Gasóleo)

Wald Test:
Equation: EQ02_COM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.069419	(15, 316)	0.0000
Chi-square	91.04128	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(16)	4.17E-06	0.000239
C(2) - C(17)	-0.000501	0.000259
C(3) - C(18)	9.10E-05	0.000345
C(4) - C(19)	0.000119	0.000211
C(5) - C(20)	2.56E-06	0.000189
C(6) - C(21)	0.000163	0.000246
C(7) - C(22)	8.85E-05	0.000251
C(8) - C(23)	0.000407	0.000265
C(9) - C(24)	-0.000287	0.000261
C(10) - C(25)	-0.000608	0.000255
C(11) - C(26)	-0.000289	0.000185
C(12) - C(27)	7.69E-05	0.000180
C(13) - C(28)	-0.000267	0.000232
C(14) - C(29)	0.000713	0.000248
C(15) - C(30)	0.000931	0.000248

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 43: Teste de igualdade dos coeficientes (Gasóleo)

Série 2010

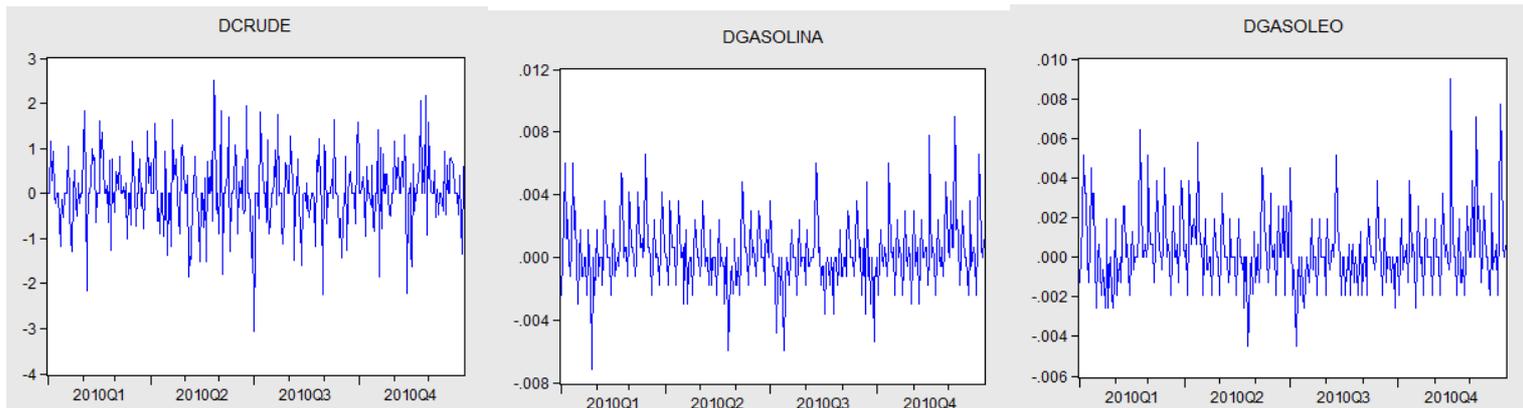


Gráfico5: Primeiras diferenças no preço do Crude, Gasolina e Gasóleo

Null Hypothesis: GASOLINA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.135816	0.7025
Test critical values:		
1% level	-3.448570	
5% level	-2.869465	
10% level	-2.571060	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 44: Teste de estacionaridade sobre a série Gasolina

Null Hypothesis: GASOLEO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.392509	0.9074
Test critical values:		
1% level	-3.448622	
5% level	-2.869488	
10% level	-2.571072	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 45: Teste de estacionaridade sobre a série Gasóleo

Null Hypothesis: CRUDE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.560985	0.5016
Test critical values:		
1% level	-3.448161	
5% level	-2.869285	
10% level	-2.570963	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Quadro 46: Teste de estacionaridade sobre a série Crude

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Dependent Variable: DGASOLINA
 Method: Least Squares
 Date: 05/29/11 Time: 17:51
 Sample (adjusted): 1/18/2010 12/31/2010
 Included observations: 347 after adjustments
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	0.000182	0.000223	0.815901	0.4152
D0(-1)*DCRUDE(-1)	-0.000317	0.000179	-1.772662	0.0773
D0(-2)*DCRUDE(-2)	-0.000193	0.000155	-1.241724	0.2153
D0(-3)*DCRUDE(-3)	0.000340	0.000135	2.522714	0.0121
D0(-4)*DCRUDE(-4)	0.000385	0.000175	2.207818	0.0280
D0(-5)*DCRUDE(-5)	-5.87E-05	0.000216	-0.272231	0.7856
D0(-6)*DCRUDE(-6)	0.000465	0.000209	2.223074	0.0269
D0(-7)*DCRUDE(-7)	0.000943	0.000257	3.669489	0.0003
D0(-8)*DCRUDE(-8)	-4.58E-05	0.000214	-0.213665	0.8309
D0(-9)*DCRUDE(-9)	-0.000394	0.000157	-2.515741	0.0124
D0(-10)*DCRUDE(-10)	0.000538	0.000149	3.601227	0.0004
D0(-11)*DCRUDE(-11)	0.000400	0.000188	2.121404	0.0347
D0(-12)*DCRUDE(-12)	0.000676	0.000274	2.466001	0.0142
D0(-13)*DCRUDE(-13)	0.000681	0.000196	3.465479	0.0006
D0(-14)*DCRUDE(-14)	0.000648	0.000194	3.335416	0.0010
(1-D0)*DCRUDE	-5.15E-05	0.000212	-0.242450	0.8086
(1-D0(-1))*DCRUDE(-1)	0.000493	0.000199	2.476041	0.0138
(1-D0(-2))*DCRUDE(-2)	0.000318	0.000162	1.960353	0.0508
(1-D0(-3))*DCRUDE(-3)	-0.000627	0.000177	-3.546210	0.0005
(1-D0(-4))*DCRUDE(-4)	6.89E-05	0.000182	0.379826	0.7043
(1-D0(-5))*DCRUDE(-5)	0.000697	0.000238	2.931456	0.0036
(1-D0(-6))*DCRUDE(-6)	5.59E-05	0.000194	0.287767	0.7737
(1-D0(-7))*DCRUDE(-7)	0.000158	0.000196	0.806837	0.4204
(1-D0(-8))*DCRUDE(-8)	0.000785	0.000180	4.366025	0.0000
(1-D0(-9))*DCRUDE(-9)	0.000584	0.000153	3.825361	0.0002
(1-D0(-10))*DCRUDE(-10)	-0.000291	0.000140	-2.080273	0.0383
(1-D0(-11))*DCRUDE(-11)	0.000735	0.000194	3.784853	0.0002
(1-D0(-12))*DCRUDE(-12)	0.000539	0.000277	1.947529	0.0524
(1-D0(-13))*DCRUDE(-13)	-0.000232	0.000179	-1.300076	0.1945
(1-D0(-14))*DCRUDE(-14)	-0.000224	0.000185	-1.211396	0.2267
(1-D0(-15))*DCRUDE(-15)	0.000532	0.000146	3.651593	0.0003
(1-D0(-16))*DCRUDE(-16)	0.000398	0.000135	2.944226	0.0035

Quadro 47: Modelo com Assimetria nos Coeficientes (Gasolina)

ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE O PREÇO DO CRUDE E OS PREÇOS DA GASOLINA E DO GASÓLEO PRATICADOS EM PORTUGAL

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.12730	(15, 315)	0.0000
Chi-square	181.9096	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000182	0.000223
C(2)	-0.000317	0.000179
C(3)	-0.000193	0.000155
C(4)	0.000340	0.000135
C(5)	0.000385	0.000175
C(6)	-5.87E-05	0.000216
C(7)	0.000465	0.000209
C(8)	0.000943	0.000257
C(9)	-4.58E-05	0.000214
C(10)	-0.000394	0.000157
C(11)	0.000538	0.000149
C(12)	0.000400	0.000188
C(13)	0.000676	0.000274
C(14)	0.000681	0.000196
C(15)	0.000648	0.000194

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 48: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos(Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	16.40798	(17, 315)	0.0000
Chi-square	278.9357	17	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(16)	-5.15E-05	0.000212
C(17)	0.000493	0.000199
C(18)	0.000318	0.000162
C(19)	-0.000627	0.000177
C(20)	6.89E-05	0.000182
C(21)	0.000697	0.000238
C(22)	5.59E-05	0.000194
C(23)	0.000158	0.000196
C(24)	0.000785	0.000180
C(25)	0.000584	0.000153
C(26)	-0.000291	0.000140
C(27)	0.000735	0.000194
C(28)	0.000539	0.000277
C(29)	-0.000232	0.000179
C(30)	-0.000224	0.000185
C(31)	0.000532	0.000146
C(32)	0.000398	0.000135

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 49: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos(Gasolina)

Wald Test:
Equation: EQ01_COM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.82023	(15, 315)	0.0000
Chi-square	222.3035	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(16)	0.000233	0.000387
C(2) - C(17)	-0.000810	0.000301
C(3) - C(18)	-0.000511	0.000259
C(4) - C(19)	0.000967	0.000239
C(5) - C(20)	0.000316	0.000287
C(6) - C(21)	-0.000756	0.000358
C(7) - C(22)	0.000409	0.000349
C(8) - C(23)	0.000785	0.000415
C(9) - C(24)	-0.000831	0.000326
C(10) - C(25)	-0.000978	0.000249
C(11) - C(26)	0.000829	0.000230
C(12) - C(27)	-0.000336	0.000323
C(13) - C(28)	0.000137	0.000469
C(14) - C(29)	0.000913	0.000284
C(15) - C(30)	0.000872	0.000306

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 50: Teste de igualdade de coeficientes (Gasolina)

Dependent Variable: DGASOLEO
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/11 Time: 19:45
 Sample (adjusted): 1/18/2010 12/31/2010
 Included observations: 347 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D0*DCRUDE	0.000308	0.000169	1.821659	0.0695
D0(-1)*DCRUDE(-1)	-0.000421	0.000169	-2.495283	0.0131
D0(-2)*DCRUDE(-2)	-0.000412	0.000169	-2.435927	0.0154
D0(-3)*DCRUDE(-3)	0.000364	0.000168	2.172566	0.0306
D0(-4)*DCRUDE(-4)	0.000297	0.000167	1.775838	0.0767
D0(-5)*DCRUDE(-5)	0.000128	0.000166	0.772510	0.4404
D0(-6)*DCRUDE(-6)	0.000454	0.000169	2.682403	0.0077
D0(-7)*DCRUDE(-7)	0.000761	0.000174	4.372496	0.0000
D0(-8)*DCRUDE(-8)	-7.79E-05	0.000172	-0.453911	0.6502
D0(-9)*DCRUDE(-9)	-0.000120	0.000169	-0.709490	0.4785
D0(-10)*DCRUDE(-10)	0.000394	0.000167	2.353695	0.0192
D0(-11)*DCRUDE(-11)	0.000333	0.000168	1.984248	0.0481
D0(-12)*DCRUDE(-12)	0.000485	0.000168	2.885185	0.0042
D0(-13)*DCRUDE(-13)	0.000585	0.000167	3.511083	0.0005
D0(-14)*DCRUDE(-14)	0.000536	0.000169	3.167133	0.0017
(1-D0)*DCRUDE	-4.18E-05	0.000169	-0.247336	0.8048
(1-D0(-1))*DCRUDE(-1)	0.000337	0.000170	1.983161	0.0482
(1-D0(-2))*DCRUDE(-2)	0.000415	0.000171	2.432277	0.0156
(1-D0(-3))*DCRUDE(-3)	-0.000677	0.000169	-4.016611	0.0001
(1-D0(-4))*DCRUDE(-4)	0.000118	0.000169	0.700171	0.4843
(1-D0(-5))*DCRUDE(-5)	0.000493	0.000168	2.928866	0.0037
(1-D0(-6))*DCRUDE(-6)	4.98E-05	0.000168	0.296807	0.7668
(1-D0(-7))*DCRUDE(-7)	7.08E-05	0.000171	0.414386	0.6789
(1-D0(-8))*DCRUDE(-8)	0.000640	0.000166	3.846577	0.0001
(1-D0(-9))*DCRUDE(-9)	0.000450	0.000165	2.728412	0.0067
(1-D0(-10))*DCRUDE(-10)	-0.000226	0.000165	-1.373799	0.1705
(1-D0(-11))*DCRUDE(-11)	0.000596	0.000165	3.618768	0.0003
(1-D0(-12))*DCRUDE(-12)	0.000444	0.000166	2.677179	0.0078
(1-D0(-13))*DCRUDE(-13)	-0.000185	0.000165	-1.119525	0.2638
(1-D0(-14))*DCRUDE(-14)	-0.000272	0.000170	-1.605122	0.1095
(1-D0(-15))*DCRUDE(-15)	0.000447	0.000157	2.852011	0.0046
(1-D0(-16))*DCRUDE(-16)	0.000258	0.000155	1.666546	0.0966
D0*R_GASOLEO(-1)	-0.014024	0.007303	-1.920307	0.0557
(1-D0)*R_GASOLEO(-1)	-0.006216	0.006401	-0.971202	0.3322

Quadro 51: Modelo com Assimetria no termo de Correção de Erro (Gasóleo)

Wald Test:
 Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.57726	(15, 313)	0.0000
Chi-square	188.6589	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.000308	0.000169
C(2)	-0.000421	0.000169
C(3)	-0.000412	0.000169
C(4)	0.000364	0.000168
C(5)	0.000297	0.000167
C(6)	0.000128	0.000166
C(7)	0.000454	0.000169
C(8)	0.000761	0.000174
C(9)	-7.79E-05	0.000172
C(10)	-0.000120	0.000169
C(11)	0.000394	0.000167
C(12)	0.000333	0.000168
C(13)	0.000485	0.000168
C(14)	0.000585	0.000167
C(15)	0.000536	0.000169

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 52: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes positivos (Gasóleo)

Wald Test:

Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.781794	(17, 313)	0.0000
Chi-square	132.2905	17	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(16)	-4.18E-05	0.000169
C(17)	0.000337	0.000170
C(18)	0.000415	0.000171
C(19)	-0.000677	0.000169
C(20)	0.000118	0.000169
C(21)	0.000493	0.000168
C(22)	4.98E-05	0.000168
C(23)	7.08E-05	0.000171
C(24)	0.000640	0.000166
C(25)	0.000450	0.000165
C(26)	-0.000226	0.000165
C(27)	0.000596	0.000165
C(28)	0.000444	0.000166
C(29)	-0.000185	0.000165
C(30)	-0.000272	0.000170
C(31)	0.000447	0.000157
C(32)	0.000258	0.000155

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 53: Teste de nulidade conjunta dos coeficientes negativos (Gasóleo)

Wald Test:

Equation: EQ02_COM_ECM_ASSIM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	10.26137	(15, 313)	0.0000
Chi-square	153.9205	15	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(16)	0.000350	0.000281
C(2) - C(17)	-0.000758	0.000276
C(3) - C(18)	-0.000827	0.000277
C(4) - C(19)	0.001041	0.000273
C(5) - C(20)	0.000179	0.000272
C(6) - C(21)	-0.000365	0.000271
C(7) - C(22)	0.000404	0.000276
C(8) - C(23)	0.000690	0.000287
C(9) - C(24)	-0.000717	0.000279
C(10) - C(25)	-0.000569	0.000274
C(11) - C(26)	0.000620	0.000273
C(12) - C(27)	-0.000263	0.000274
C(13) - C(28)	4.10E-05	0.000276
C(14) - C(29)	0.000770	0.000274
C(15) - C(30)	0.000809	0.000283

Restrictions are linear in coefficients.

Quadro 54: Teste de igualdade dos coeficientes (Gasóleo)