



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Impacto dos Choques Petrolíferos na Economia Portuguesa

Trabalho de Projeto do Mestrado em Economia, na especialidade de Economia Financeira, apresentado à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, para obtenção do grau de Mestre

COIMBRA - 2013/2014

Orientando: André Faustino Valentim

Orientador: Prof. Doutor Nuno Silva

Orientador: Prof. Doutor Pedro Cerqueira

Agradecimentos

É com orgulho e satisfação que tenho o prazer de poder expressar, na conclusão desta importante etapa da minha vida, os meus sinceros agradecimentos.

Ao Professor Doutor Nuno Silva e ao Professor Doutor Pedro Cerqueira, pelo rigor da coordenação, disponibilidade, compreensão e tolerância.

Ao Professor Doutor José Soares da Fonseca, pelos conselhos metodológicos.

Aos meus pais, pela oportunidade de tirar o mestrado e terem estado sempre prontos a ajudar.

Aos meus irmãos, por toda a ajuda prestada nos bons e nos maus momentos e por toda a compreensão e incentivo demonstrados ao longo destes últimos anos.

À Joana, por toda a força e motivação incondicional por ela transmitida.

A todos os colegas do seminário, pela disponibilidade para o esclarecimento de dúvidas e pelo apoio prestado.

Por fim, mas não menos importante, aos meus colegas, Gonçalo Marouvo e Henrique Umbelino.

Resumo

O mercado petrolífero tem vindo a representar um papel importante ao nível macroeconómico, principalmente após o significativo aumento do seu preço verificado em 1973. O principal objetivo deste estudo consiste em averiguar se existe, de facto, uma relação de *causalidade à Granger* entre as variações dos preços do petróleo e o desempenho macroeconómico português, utilizando dados trimestrais de 1995 a 2012 e contemplando diferentes medidas para os preços do petróleo. Através da modelação dinâmica ARMAX realizaram-se testes do rácio de verosimilhança à significância estatística dos coeficientes relativos às medidas dos preços do petróleo, e através da função impulso-resposta, avaliou-se o impacto económico de um choque nos preços do petróleo. Os resultados alcançados para a economia portuguesa, sugerem que as diferentes especificações dos preços do petróleo, implicam diferentes respostas das variáveis macroeconómicas.

Classificação JEL: E32, E37

Palavras-chave: Choques petrolíferos, Flutuações Macroeconómicas, Causalidade à Granger

Abstract

The oil market has come to represent an important role in macroeconomic terms, specially after the significant increase in its price recorded in 1973. The main objective of this study is to investigate whether there is indeed a *Granger Causality* between changes in oil prices and the Portuguese macroeconomic performance, using quarterly data from 1995 to 2012 and taking into account different measures for oil prices. Through ARMAX dynamic modeling tests were conducted on the likelihood ratio of statistical significance of the coefficients on different oil prices specifications, and through the impulse-response function, we evaluated the economic impact of an oil price shock. The results achieved, for the Portuguese economy, suggest that the different specifications of oil prices imply different responses of macroeconomic variables.

JEL Classification: E32, E37

Keywords: Oil Shocks, Macroeconomic Fluctuations, Granger Causality

Lista de Acrónimos e Siglas

ADF – *Augmented Dickey-Fuller*

AIC – *Akaike Information Criterion*

AR – AutoRegressivo

BCE – Banco Central Europeu

BIC – *Bayesian Information Criterion*

CIF – *Cost Insurance and Freight*

EURIBOR – *Euro Interbank Offered Rate*

FOB – *Free On Board*

GARCH – *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*

GRET – *Gnu Regression Econometrics and Time-Series Library*

HQC – *Hannan-Quinn Criterion*

KPSS – Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin

LR – *Likelihood Ratio*

NOPI – *Net Oil Price Increase*

OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

OPEP – Organização dos Países Exportadores de Petróleo

PIB – Produto Interno Bruto

PNB – Produto Nacional Bruto

SOPI – *Scaled Oil Price Increase*

VAR – Vetor AutoRegressivo

Índice

1	Introdução	1
2	Revisão da Literatura	3
3	Análise Preliminar	7
4	Aplicação Empírica	9
4.1	Metodologia	11
4.2	Aplicação	15
4.3	Resultados	26
5	Conclusão	27

Referências Bibliográficas

Apêndices

Anexos

Lista de Tabelas

1	Matriz de correlação das várias especificações dos preços do petróleo . . .	11
2	Valores p assintóticos do teste ADF para as variáveis em nível	15
3	Estatística de teste KPSS para as variáveis em nível	16
4	Seleção dos desfasamentos (<i>Lags</i>) ótimos a utilizar no ARMAX (p,q,x)	17
5	Valores p assintóticos de um teste ADF para os resíduos das várias regressões de cointegração	18
6	Valores p assintóticos do teste do Traço para as várias regressões de cointegração	19
7	Valores p assintóticos do teste ADF para as variáveis em primeiras diferenças	20
8	Desfasamentos ótimos, valores mínimos dos critérios de informação AIC, BIC e HQC e teste LR para a especificação linear do preço do petróleo (Δo)	21
9	Desfasamentos ótimos e teste LR para a especificação assimétrica do preço do petróleo (o^+) e (o^-)	23
10	Desfasamentos ótimos, valores mínimos dos critérios de informação AIC, BIC e HQC e teste LR para a especificação ajustada dos acréscimos do preço do petróleo (<i>SOPI</i>)	
11	Desfasamentos ótimos, valores mínimos dos critérios de informação AIC, BIC e HQC e teste LR para a especificação dos acréscimos líquidos do preço do petróleo (<i>NOPI</i>)	
12	Estatísticas descritivas, para todas as variáveis utilizadas na modelação econométrica	

Lista de Figuras

1	Função Impulso-Resposta para a especificação linear do preço do petróleo	22
2	Função Impulso-Resposta para a especificação assimétrica positiva do preço do petróleo	24
3	Função Impulso-Resposta para a especificação assimétrica negativa do preço do petróleo	25
4	Função Impulso-Resposta para a especificação dos acréscimos ajustados do preço do petróleo	
5	Função Impulso-Resposta para a especificação dos acréscimos líquidos do preço do petróleo	

1 Introdução

Pensa-se que a mãe natureza tenha distribuído desigualmente pelo planeta Terra cerca de 2 bilhões de barris¹ de petróleo (Kunstler, 2006). Esta questão tem vindo a ser discutida por muitos geólogos, e embora não exista um consenso, as previsões, incluindo as de Hubbert², apontam para que o pico do petróleo seja atingido algures entre 2005 a 2025. É difícil estimar quando será o início do declínio para o mundo inteiro, pois não só os montantes das reservas são difíceis de estimar, como muitas vezes os dados divulgados pelos países detentores de reservas são pouco fiáveis. No caso dos países pertencentes à Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP), existem vantagens em exagerá-las, pois as quotas de produção de cada país são deliberadas em função das reservas declaradas.

Segundo Heidelberg (2008) a dinâmica dos preços do petróleo é essencialmente determinada pelo *trade-off* entre procura e oferta. Contudo, a procura é mais incerta que a oferta, o que permite assumir uma reação comportamental assimétrica. A procura de petróleo é essencialmente determinada pelo nível geral de rendimento ou atividade económica, mas também é afetada pelo preço do petróleo e pelo preço relativo de outras formas de energia. As alterações nos preços do petróleo também implicam efeitos sobre o consumo e sobre o investimento. O consumo é afetado indiretamente, através de sua relação positiva com o rendimento disponível. Por outro lado, os aumentos dos preços do petróleo têm um impacto negativo (direto) sobre o investimento, na medida em que, sendo este um fator de produção básico, quando aumenta o seu preço, aumentam os custos operacionais das empresas.

É interessante notar que, além dos efeitos anteriormente discutidos, as alterações no preço do petróleo também implicam alterações nos mercados cambiais internacionais e na inflação registada nas diferentes economias, dando origem a efeitos indiretos³ sobre a atividade económica real.

Ao analisar os efeitos na inflação e na atividade económica de choques nos preços do petróleo, Blanchard e Gali (2007) concluíram que, quanto menor é a percentagem

¹Barril unidade de medida utilizada na cotação de petróleo, equivalente a 158,9873 Litros.

²M.King Hubbert em 1956 desenvolveu através de modelos matemáticos, uma importante teoria para o pico do petróleo. Conseguiu também prever com alguma exatidão o pico para a economia Norte-Americana. Segundo Deffeyes (2001), Hubbert realizou também uma previsão para o pico mundial mas o seu principal contributo é de que a crise não surgirá apenas quando as reservas se esgotarem, mas muito antes, quando se atingir o máximo da taxa mundial de consumo, conhecido como pico de Hubbert ou *Peak Oil Theory*.

³Alguns destes efeitos indiretos podem desenvolver reações de política económica. Por exemplo, autores como Bernanke et al., (1997) argumentam que as crises económicas após um choque do preço do petróleo são causadas por uma combinação de impactos diretos dos próprios choques e das respostas de política monetária aplicada com o intuito de suavizar esses choques.

de participação do petróleo no mercado produtivo, maior a flexibilidade do mercado de trabalho e mais eficazes são as políticas monetárias, melhor será a resposta da economia na suavização dos impactos negativos de um choque petrolífero. Neste trabalho de projeto o conceito de choque petrolífero, considera-se como todas as alterações inesperadas dos preços do petróleo verificadas no mercado petrolífero inglês⁴.

O primeiro grande objetivo deste trabalho passa por verificar qual o impacto na economia portuguesa, das variações nos preços do petróleo. Este estudo procura identificar relações de causalidade entre as variações dos preços do petróleo e o desempenho de determinadas variáveis macroeconómicas portuguesas. Assim, espera-se caracterizar a resposta das variáveis macroeconómicas portuguesas, face a variações inesperadas nos preços do petróleo. Na secção 2 procede-se a uma revisão da literatura especializada, com o intuito de compreender como a comunidade científica soluciona os problemas inerentes à modelação econométrica, no âmbito do mercado petrolífero, das flutuações macroeconómicas e das séries temporais. Na secção 3 apresenta-se uma análise preliminar, onde se caracterizam as variáveis selecionadas para o modelo econométrico.

A aplicação empírica, realizada na secção 4, começa por caracterizar quatro abordagens na construção de vetores que visam traduzir os preços do petróleo verificados em Portugal. Posteriormente, apresentam-se as metodologias utilizadas no processo de aferição de resultados para a economia portuguesa. Segue-se a sua aplicação e respetiva análise de resultados obtidos. Na secção 5 estão sumariadas as principais conclusões deste trabalho de projeto, Por fim, constam, as referências bibliográficas utilizadas os apêndices e os anexos.

⁴Existem dois principais mercados de compra e venda de petróleo, o *West Intermediate Crude* centralizado nos Estados Unidos da América e de fornecimento essencial por parte da OPEP, e o *Brent Oil Market* centralizado em Londres e de fornecimento fundamental, toda a região norte da Europa, conhecida por *North Sea*.

2 Revisão da Literatura

O setor energético é um dos principais vetores da economia, e o mercado petrolífero tem sido um importante indicador da atividade económica. No entanto, a utilização do petróleo e dos seus derivados como a principal fonte de energia deveria diminuir, não só pelo facto de ser um recurso natural finito, como pelo aparecimento de formas alternativas de obtenção de energia, tais como, a eólica, a hidráulica, a fotovoltaica ou a energia nuclear. Ainda assim, a importância dos combustíveis líquidos⁵ é tão expressiva que numa das suas primeiras publicações, Hamilton (1983) através do estudo de vetores autorregressivos (VAR), constatou que os choques petrolíferos foram responsáveis, pelo menos parcialmente, por todas as recessões Norte-Americanas no período pós II Guerra Mundial, identificadas pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER). Neste trabalho o autor avaliou o efeito de alterações do preço do petróleo, utilizando para o efeito um sistema de seis variáveis, representando uma aproximação compacta da realidade macroeconómica⁶. Concluiu, que as variações dos preços do petróleo apresentam uma forte relação de causalidade com o crescimento do produto nacional bruto (PNB). Este trabalho foi realizado para a economia Norte-Americana, no período de 1948 a 1980.

Segundo Pindyck e Rotemberg (1984) um aumento do preço da energia irá produzir efeitos macroeconómicos diretos, pelo simples facto de que cada recurso, bem ou serviço, para ser adquirido, e não alterando a estrutura de consumo de energia, necessita de cada vez mais unidades monetárias para ser adquirido. A magnitude desse efeito direto, por conseguinte, irá depender da estrutura da procura de energia e da partilha dos custos desta, bem como da capacidade dos agregados familiares e as empresas substituírem as suas formas de obtenção de energia. Assim, um choque positivo nos preços da energia pode resultar numa combinação de taxas de inflação elevada, taxas de desemprego elevadas e baixos níveis de rendimento nacional. Com a evolução das estimações econométricas, a relação entre variáveis macroeconómicas e os preços do petróleo tem sido exaustivamente analisada por vários autores⁷. Eles sugerem que a utilização de diferentes bases de dados pode alterar substancialmente os resultados encontrados. Um facto amplamente analisado é a instabilidade observada na relação entre

⁵Combustíveis líquidos: Petróleo e outros combustíveis líquidos incluindo derivados e não derivados do petróleo como etanol, biodiesel, carvão liquefeito, gás liquefeito, gás natural líquido e hidrogénio líquido.

⁶As variáveis para este modelo macroeconómico simples, foram inicialmente propostas por Sims (1980) e são: produto nacional bruto real; taxa de desemprego; um deflator dos preços para os rendimentos do setor não-agrícola; os salários por trabalhador, calculado por hora de trabalho; um índice de preços de importação e para representar o setor financeiro a série monetária M1.

⁷Ver por exemplo: Hamilton (1983; 1996), Mork (1989), Bernanke et al., (1997), Hamilton e Herrera et al., (2010).

as variações dos preços do petróleo e o desempenho das variáveis macroeconómicas, ao longo de diferentes períodos históricos ⁸.

Os desenvolvimentos de Hamilton em 1983 foram cruciais, pelo facto de correlacionarem os aumentos dos preços do petróleo com as recessões Norte-Americanas, mas o seu grande contributo foi utilizar os aumentos dos preços do petróleo em geral, e não apenas as distorções induzidas pela OPEP nos anos 70. No entanto, o postulado de que existe uma relação de causalidade entre as séries temporais de variáveis macroeconómicas e as séries temporais dos preços do petróleo, deixa de fazer sentido a partir dos anos 80. Os anos finais desta década são períodos de alta volatilidade nos preços do petróleo, tornando ineficientes as metodologias usadas no estudo da relação entre as variações dos preços petróleo e o contexto macroeconómico.

Mork (1989), utilizando dados trimestrais de 1984 a 1988, para a economia Norte-Americana, e utilizando o mesmo modelo macroeconómico simplificado de Hamilton (1983), mas desagregando a série dos preços do petróleo em variações positivas e variações negativas, encontra assimetrias entre as respostas do PNB real aos aumentos e às diminuições dos preços do petróleo, concluindo que as diminuições, tendem a não produzir efeitos estatisticamente significativos. Mesmo quando se estende amostra até 1988, compreendendo o período do colapso do mercado petrolífero entre 1985 e 1986, e o período em que os preços do petróleo estiveram sujeitos a uma correção por parte de uma política de controlo de preços, estes resultados persistem.

Lee et al., (1995) referem que a resposta do PNB a um choque petrolífero depende, em grande medida, do ambiente de estabilidade dos preços em que este ocorre. Neste trabalho, evidenciam a construção de um vetor que induza no preço do petróleo, a alta volatilidade nos preços do petróleo verificada, então, propõem o *Scaled Oil Price Increase* (SOPI). Estes autores concluem que um choque do preço do petróleo, num ambiente em que o preço está estável, é mais propenso a ter maiores efeitos sobre o PNB do que, num ambiente em que a série dos preços está instável.

Hamilton (1996) afirma que é necessário uma escolha correta da periodicidade das variáveis a usar, como a utilização da série dos preços do petróleo em frequência trimestral, alertando para os possíveis efeitos de sazonalidade que as séries temporais dos preços do petróleo e do produto possam apresentar. Conclui, tal como Mork (1989), que os aumentos e as diminuições dos preços do petróleo devem ser tomadas em conta

⁸Existem vários marcos históricos que se podem identificar na série dos preços do petróleo, a salientar: Embargo petrolífero de 1973; de 1970 aos finais de 1980, período de severas políticas de controlo de preços nos Estados Unidos da América, impulsionadas, pelo então presidente, Richard Nixon; colapso do mercado petrolífero entre 1985 e 1986; Invasão do Kuwait por parte do Iraque, em 1991; as crises Asiáticas em 1999 e a recente crise de 2008 em que o barril de petróleo atingiu o seu preço mais alto, algumas vez transacionado.

separadamente e acrescenta a importância da magnitude relativa dos aumentos. Nesse sentido propôs uma nova medida para o preço do petróleo, o *Net Oil Price Increase* (NOPI). Esta medida visa estimar a magnitude relativa dos aumentos, para isso, evidencia no vetor que traduz os preços do petróleo, a diferença do preço do petróleo no momento presente e o maior preço dos últimos quatro períodos.

Estas transformações assimétricas e não-lineares permitiram a Hooker (1999), obter relações de causalidade fiáveis entre os preços do petróleo e o produto. Estas transformações nos preços do petróleo, que Lee et al., (1995) e Hamilton (1996) realizaram, revelam que as causalidades à Granger⁹, encontradas entre os preços do petróleo e os valores do PNB, têm tendência a desaparecer em períodos de queda do preço do petróleo. Mas, ainda assim, com estas especificações, obtêm-se uma melhor qualidade de ajustamento na modelação econométrica desta relação (Hooker, 1999).

Com o intuito de estudar os impactos das variações do preço do petróleo na economia de alguns países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), Cuñado e Garcia (2003), usando uma amostra compreendida entre 1960 a 1999, construíram um modelo com três vetores autorregressivos, onde estimaram as variações no índice de produção industrial, índice de produção industrial desfasado, os valores da inflação desfasada e, como *proxy* do preço do petróleo, o NOPI.

Jiménez e Sánchez (2005) estudaram o efeito de um choque nos preços do petróleo na atividade económica real, para alguns países da OCDE. Usando dados trimestrais de 1972 a 2001, e baseando-se na metodologia VAR, provaram que os efeitos de um aumento dos preços do petróleo, sobre o crescimento do produto interno bruto (PIB) real, diferem substancialmente dos efeitos das diminuições. Para estimarem as abordagens não-lineares aos preços do petróleo, utilizaram, as especificações assimétricas (Mork, 1989), as especificações de escala (Lee et al., 1995) e a especificação dos acréscimos líquidos (Hamilton, 1996), e utilizando dados sobre o desempenho relativo das diferentes especificações, sugerem que o modelo que controla a volatilidade dos choques dos preços do petróleo (especificação de escala) parece dominar os modelos concorrentes, em termos de medidas-padrão de qualidade do ajustamento. A inspeção dos intervalos de confiança, em torno das funções impulso-resposta, permitiu que os investigadores concluíssem que modelos não-lineares tendem a produzir uma representação mais precisa da relação entre o crescimento do PIB real e as alterações dos preços do petróleo reais. As evidências dos modelos não-lineares também mostram que os efeitos do preço do petróleo na atividade económica real são diferentes, quando o produto real está a aumentar

⁹O teste de causalidade que é mais popular na literatura deve-se ao econometrista Clive Granger e assume que o futuro não pode causar o passado nem o presente (Gujarati, 1995).

ou quando este está a diminuir (Jiménez e Sánchez, 2005).

Heidelberg (2008) constata que, para a maioria dos processos económicos e financeiros, a modelação matemática leva-nos a modelos não-lineares e a sistemas estocásticos dinâmicos, pois séries como as do preço do petróleo apresentam fenómenos de volatilidade em *cluster* e, conseqüentemente, problemas de heteroscedasticidade.

Em modelos, nos quais, as séries temporais são heteroscedásticas, não só é possível que a variância do termo de erro esteja correlacionada com uma das variáveis explicativas, como também com os erros dos períodos anteriores. Nas séries temporais e em especial séries financeiras, tais como, preços do petróleo, taxas de juro, taxas de inflação, taxas de câmbio, etc., verificam-se frequentemente situações de volatilidade em cluster, nestes casos verificam-se períodos de muita volatilidade e períodos de pouca volatilidade (Heidelberg, 2008).

Kilian e Vigfusson (2009) alertam para o facto de que, na utilização de funções impulso-resposta, é necessário uma cuidadosa especificação do impulso, pois neste tipo de sistemas (não-lineares) não se pode contar com uma resposta linear, identificada pelos métodos lineares *off-the-shelf*.

Nesse sentido, Herrera et al., (2010) para dados de 1979 a 2009, encontraram evidências estatisticamente significativas de respostas agregadas assimétricas, para várias inovações nas séries dos preços do petróleo. Produzindo assim importantes implicações na estimação dos efeitos dos choques dos preços do petróleo no índice de produção industrial, que pelo menos a nível setorial, apresentam um relacionamento de não-linearidade.

3 Análise Preliminar

A produção de resultados empíricos foi realizada com o auxílio de software informático específico. Como ferramenta de pesquisa, seleção e organização de artigos especializados na área económica, utilizou-se o *Mendeley* na versão 1.8.4 como processador de texto o *TEXpad* na versão 1.6.8, para construção, tratamento e organização da base de dados e também como ferramenta de auxílio à estatística descritiva o *Microsoft Excel 2007*. Nas estimações econométricas foi utilizado o *Gnu Regression, Econometrics and Time-Series Library* (Gretl) na versão 1.9.12.

A escolha e recolha dos dados, bem como a sua forma de medida, exigiu algum cuidado e ponderação, pois as opções tomadas na definição destes, pode alterar a leitura e as conclusões a retirar. Estes dados estão organizados sobre a forma de séries temporais e têm uma periodicidade trimestral, estando compreendidos entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2012. Para a escolha da variável que traduza o preço do petróleo, e tendo em conta que análise se ajustará apenas a Portugal, o preço escolhido foi o preço *Free On Board* (FOB)¹⁰, do *Brent* britânico, sendo esta a cotação proposta para o modelo econométrico, que corresponde à cotação *spot*¹¹. A fonte foi a base de dados *Datastream* na versão 5.1, sendo realizada a conversão para moeda nacional, à taxa de câmbio de mercado fornecida pelo Banco Central Europeu (BCE).

Da base de dados de estatísticas da OCDE foram compilados dados relativos à taxa de inflação, ao PIB na ótica da despesa, medido em volume, um índice de preços no consumidor, um índice de preços do produtor, e um índice de produção industrial. Para dados relativos ao mercado de trabalho português, foi ainda retirado a taxa de desemprego, em percentagem da população ativa, e o índice salarial do setor privado, medido em remuneração horária. Para dados relativos ao mercado financeiro, e no sentido de construir taxas de juro de curto e longo prazo para a economia portuguesa, extraiu-se a *Euro Interbank Offered Rate* (EURIBOR) e a curva de rendimento do mercado secundário com um prazo de 10 anos (*Yield Curve*), respetivamente.

Os dados relativos ao índice de produção industrial apenas estão disponíveis com uma periodicidade mensal e verificou-se a necessidade de os converter em dados trimestrais, utilizando a média aritmética trimestral para esse cálculo. Todas as variáveis,

¹⁰Os acrónimos FOB e *Cost, Insurance and Freight* (CIF) são as principais conotações do transporte marítimo internacional de mercadorias, e estão relacionadas com quem assume o pagamento do frete e do seguro da mercadoria no transporte marítimo internacional. Assim o preço FOB significa que o vendedor apenas coloca a mercadoria no porto de origem sendo que os encargos são da responsabilidade do comprador e o preço CIF significa que o vendedor assume toda a responsabilidade do transporte marítimo até ao porto de destino.

¹¹Preços praticados no mercado à vista, por oposição ao mercado de futuros.

com exceção das taxas de juro, estão expressas em valores reais como sugere Jiménez e Sánchez (2005). O preço do petróleo foi deflacionado pelo índice de preços no produtor, e o índice salarial foi deflacionado usando o índice de preços do consumidor. As restantes variáveis já estão expressas em valores constantes. As variáveis correspondentes ao preço do petróleo real, ao índice de produção industrial real, ao PIB real e aos salários reais foram todas previamente logaritmizadas. As restantes variáveis, taxa de inflação, taxa de desemprego e as taxas de juro de curto e longo prazo permanecem em percentagem.

No Anexo 1 estão discriminadas todas as variáveis, pelas unidades de medida, pela frequência, e periodicidade disponível. Este será o conjunto de variáveis que servirá de suporte à construção da base de dados para o modelo econométrico proposto.

4 Aplicação Empírica

Como a literatura sugere, as representações não lineares, de vetores que traduzam os preços do petróleo, apresentam melhores especificações que as abordagens lineares. Sobretudo, quando o objetivo é identificar o impacto das variações nas séries dos preços do petróleo nas variáveis macroeconómicas. Por forma a verificar esse facto, para a economia portuguesa, neste trabalho proceder-se-á a construção de quatro especificações do preço do petróleo. A abordagem linear, na qual se calculam as primeiras diferenças do vetor dos preços do petróleo real, a abordagem assimétrica (Mork, 1989), dissociada em dois vetores, um correspondente aos aumentos e outro correspondente às diminuições. A abordagem de escala (Lee et al., 1995), que contempla a volatilidade da série, e a abordagem dos acréscimos líquidos (Hamilton, 1996). A especificação assimétrica (Mork, 1989), consiste em truncar a série, de modo a identificar quando a série está a crescer (decrecer) e assim identificar o período em que os preços estão a aumentar (diminuir). Esta transformação é assim, utilizada em dois sentidos, variações positivas e variações negativas, (1) e (2) respetivamente.

$$oil^+ = \max(0, \Delta oil_t) \quad (1)$$

$$oil^- = \min(0, \Delta oil_t) \quad (2)$$

A especificação de escala, proposta por Lee et al., (1995) utiliza a metodologia GARCH ¹² para contemplar, na série dos preços do petróleo, os fenómenos de volatilidade em *cluster* e os problemas de heteroscedasticidade. O vetor que traduz os preços do petróleo, é a função máximo, entre zero e uma variação positiva dos preços do petróleo. Este acréscimo dos preços do petróleo é o rácio entre o resíduo estimado de um processo autorregressivo de ordem quatro, AR(4), do preço do petróleo, equação (3), sobre o desvio-padrão condicional esperado, resultado de um processo GARCH (1,1) equação (4)

$$o_t = \alpha_0 + \alpha_1 o_{t-1} + \alpha_2 o_{t-2} + \alpha_3 o_{t-3} + \alpha_4 o_{t-4} + e_t \quad (3)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 e_{t-1}^2 + \gamma_2 h_{t-1} \quad (4)$$

Sendo que, o termo de erro, do AR (4), segue uma distribuição normal, de média

¹²No processo GARCH a variância condicional do termo de erro do período t depende não apenas do choque aleatório do período anterior (t-1) mas também da sua variância condicional em t-1.

nula e variância condicional ao processo GARCH (1,1) equação (5)

$$e|I_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (5)$$

Assim, na equação (6) temos a abordagem de escala dos preços do petróleo, que vem dado por SOPI (Lee et al., 1995):

$$SOPI_t = \max\left(0, \frac{\hat{e}_t}{\sqrt{\hat{h}_t}}\right) \quad (6)$$

Contudo, a especificação de escala, apresenta vários problemas na sua construção, nomeadamente devido à estimação do GARCH (1,1), que sendo um método numérico, necessita de um número mínimo considerável de observações, por forma a realizar as várias iterações e, por fim, encontrar um máximo local. Neste trabalho, a construção do SOPI foi realizada através de uma base de dados para os preços do petróleo diferente da restante, A base de dados utilizada na construção do SOPI compreende um período entre o primeiro trimestre de 1957 e último trimestre de 2012, com uma periodicidade trimestral. Esta série está expressa em euros e previamente logaritizada. Posteriormente, foi selecionado o período entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2012 convergente com a restante base de dados. Por um lado, esta estratégia possibilita a construção do GARCH (1,1), permitindo a utilização de uma unidade de medida do preço do petróleo, que incorpore a volatilidade presente na série dos preços, por outro, condiciona a fiabilidade da série, uma vez que as volatilidades calculadas para os preços de 1995 a 2012 dependem das volatilidades dos períodos passados.

A quarta especificação do preço do petróleo, estudada para a economia portuguesa, foi a especificação dos acréscimos líquidos dos preços do preço do petróleo NOPI (Hamilton, 1996). Nesta abordagem, a medida do preço do petróleo é expressa, pela função máximo entre zero e a diferença entre o preço do petróleo no momento presente, e o máximo valor que o preço do petróleo atingiu nos quatro períodos anteriores, equação (7).

$$NOPI_t = \max\{0, p_t - \max(p_{t-1}, p_{t-2}, p_{t-3}, p_{t-4})\} \quad (7)$$

Na Tabela 1 estão representados os coeficientes de correlação (ρ) entre as várias especificações dos preços do petróleo: especificação linear, expressa em primeiras diferenças do logaritmo do preço do petróleo real (Δo); especificação assimétrica (Mork, 1989), que consiste na decomposição da abordagem linear nas variações positivas e variações negativas, (o^+) e (o^-) respetivamente; a especificação de escala dos preços do

petróleo, (*SOPI*)(Lee et al., 1995), e por último, a especificação líquida dos acréscimos dos preços do petróleo (*NOPI*)(Hamilton, 1996).

Coeficientes de correlação, usando as observações 1996:1 – 2012:4
5% valor crítico (bilateral) = 0,2387 para n = 68

Tabela 1: Matriz de correlação das várias especificações dos preços do petróleo

Δo	σ^+	σ^-	SOPI	NOPI	ρ
1,0000	0,8019	0,8796	0,5979	0,3987	Δo
	1,0000	0,4212	0,6655	0,5911	σ^+
		1,0000	0,3778	0,1363	σ^-
			1,0000	0,4977	SOPI
				1,0000	NOPI

Fonte: Cálculo do autor a partir do Gretl.

No Anexo 2 pode-se consultar as representações gráficas das quatro especificações dos preços do petróleo, constituídas para utilização no modelo econométrico como *proxy* do preço do petróleo. No Anexo 3 podem ser consultadas as estatísticas descritivas das variáveis a utilizar no modelo econométrico.

4.1 Metodologia

A metodologia utilizada baseia-se em vários estudos empíricos analisados. A primeira etapa, comum aos diversos estudos, que utilizam dados em séries temporais, passa por testar a estacionaridade das variáveis selecionadas, e assim garantir a estabilidade necessária, para que se possam realizar inferências estatísticas e, posteriormente, de caráter económico.

Para este efeito, utilizaram-se dois métodos distintos. O *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). O teste ADF permite aferir a presença de séries de raiz unitária, que se traduz numa série não estacionária. No teste alternativo KPSS, a hipótese nula é a de estacionaridade da série temporal, por oposição à hipótese alternativa de série não estacionária. Todas as variáveis foram testadas num modelo com constante e tendência. Rejeitar-se-á a hipótese nula de estacionaridade, se a estatística do teste for superior aos respetivos valores críticos. Não se garantindo a propriedade da estacionaridade das variáveis nos níveis, é necessário estudar a presença de cointegração, que estuda a presença de relações de longo prazo

entre as variáveis. O estudo da cointegração entre as variáveis realizou-se através de duas abordagens, pela metodologia de Engel-Granger e pela metodologia de Johansen. A metodologia Engel-Granger, realiza-se aplicando um teste ADF aos resíduos ε_t de uma regressão de cointegração como a representada na equação (8).

$$\omega_t = \alpha_0 + \beta_t o_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

As variáveis foram agregadas, duas a duas, utilizado como variáveis explicadas (ω_t), a taxa de inflação real, a taxa de desemprego real, o logaritmo do índice de produção industrial real, as taxas de juro de curto e longo prazo, o logaritmo do PIB real, e o logaritmo do índice salarial real e como variável explicativa de todas as regressões de cointegração utilizou-se o logaritmo do preço real do petróleo (o_t)¹³. Porém a metodologia de Engel-Granger que o Gretl calcula necessita de um número ótimo de defasamentos a utilizar na estimação da regressão de cointegração, pelo que se recorreu à análise dos critérios de informação, para determinar o número de defasamentos ótimos a utilizar no modelo. A escolha do número ótimo de defasamentos foi baseada nos critérios de informação, *Akaike Information Criterion* (AIC), *Bayesian Information Criterion* (BIC), e *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQC) produzidos pelo Gretl. No entanto, foi necessário previamente determinar o número máximo de defasamentos, que foi realizado segundo a metodologia de Schwert (1989).

A metodologia de Johansen, estima por máxima verosimilhança a presença de vetores de cointegração. Para determinar o número r de vetores de cointegração, o teste de Johansen utiliza dois testes complementares, o teste do Traço e o teste $\lambda - max$. No teste do Traço, a hipótese nula é a de que não existem vetores de cointegração, e a hipótese alternativa, a de que existem vetores de cointegração¹⁴.

Heidelberg, (2008) na sua tese de doutoramento, afirma que, a maioria das séries financeiras, são variáveis integradas de primeira ordem, ou seja, são estacionárias nas primeiras diferenças. Com a propriedade de estacionaridade das variáveis garantida, e ausência de cointegração entre as mesmas, seguiu-se o teste de causalidade à Granger. Ou seja, testar se as variações verificadas nas variáveis macroeconómicas selecionadas, tem como causa as oscilações dos preços do petróleo em períodos anteriores. Para este efeito estimou-se um modelo ARMAX (p,q,x)¹⁵ equação (9). Este modelo dinâmico é

¹³Respeitando a condição de que, atendendo às características da economia portuguesa o preço do petróleo é que pode influenciar as variáveis macroeconómicas portuguesas. Não será muito expectável que as variáveis macroeconómicas portuguesas influenciem os preços do petróleo

¹⁴Neste trabalho de projeto apenas realizamos o teste do Traço.

¹⁵ARMAX (p,q,x) é um processo semelhante ao, ARIMA (p,d,q) onde (p) representa os termos autorregressivos, integrado de ordem (d) e tem (q) termos de média móvel.

representado por uma componente autorregressiva, uma representação de média móvel e um vetor exógeno, que neste trabalho de projeto é considerado como o vetor que representa os preços do petróleo.

$$\omega_{k,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \omega_{k,t-i} + \sum_{i=1}^x \alpha_{2i} \Delta o_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{3i} \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde, $\omega_{k,t}$ representa um vetor de variáveis endógenas, sendo k o valor das primeiras diferenças das variáveis selecionadas $k=1,\dots,7$ (taxa de inflação real, taxa de desemprego real, logaritmo do índice de produção industrial real, taxa de juro de curto e longo prazo, logaritmo do PIB real e o logaritmo do índice salarial real). Como variáveis explicativas do modelo dinâmico ARMAX (p,q,x) temos, representando a componente autorregressiva do modelo, $\omega_{k,t-i}$ que é um vetor que contém os desfasamentos para todos os $i = 1, 2, \dots, p$, das respetivas variáveis selecionadas k . Como componente exógena, temos, Δo_{t-i} que representa o vetor das primeiras diferenças dos preços do petróleo $\Delta o_t = (\Delta o_1, \dots, \Delta o_{t-i})'$. Por último, ε_{t-i} que representa o vetor dos termos de média móvel do modelo, para todos os $i = 1, 2, \dots, q$. Como termo de erro da regressão temos, ε_t que representa um vetor da generalização de um processo *White Noise* $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$. A metodologia ARMAX (p,q,x), reproduzida neste trabalho de projeto apresenta muitas semelhanças comparativamente à metodologia VAR, que é a mais utilizada por grande parte da literatura analisada¹⁶. A grande particularidade do ARMAX (p,q,x) é considerar o preço do petróleo como exógeno, o que se justifica pelo facto de Portugal ser uma pequena economia aberta, não produtora de petróleo, e incapaz de influenciar o seu preço.

Por forma a testar uma relação de causalidade entre o vetor das variáveis macroeconómicas e o vetor dos preços do petróleo, utilizou-se a estatística do teste *Likelihood Ratio* (LR), do rácio da verosimilhança para p restrições (Greene, 2012), que consiste em estimar a diferença do valor da função do logaritmo da verosimilhança, de um modelo não restrito $L(\theta_U)$, e o valor da função do logaritmo da verosimilhança de um modelo restrito $L(\theta_R)$, equação (10). Este teste segue uma distribuição assintótica qui-quadrado (χ^2) de ordem p , que corresponde ao número de variáveis que se restringem do modelo não restrito para o modelo restrito.

$$LR = 2[L(\theta_r) - L(\theta_U)] \stackrel{a}{\sim} \chi^2(p) \quad (10)$$

Neste trabalho de projeto o teste LR tem como hipótese nula, os valores dos coefici-

¹⁶A maioria da literatura analisada, estuda estes fenómenos para grandes economias, fechadas e/ou produtoras de petróleo, como por exemplo para os Estados Unidos da América.

entes relativos ao vetor dos preços do petróleo α_{2i} serem em conjunto, estatisticamente não diferentes de zero, e como hipótese alternativa, pelo menos um dos coeficientes ser, estatisticamente diferente de zero. Assim temos:

$$H_0 : \alpha_{2i} = 0, \forall i = 1, \dots, i \quad (\text{Coeficientes estatisticamente não diferentes de zero})$$

$$H_A : \exists i \in [1, \dots, i] : \alpha_{2i} \neq 0 \quad (\text{Pelo menos um coeficiente estatisticamente } \neq \text{ de zero})$$

O número ótimo i de defasamentos dos coeficientes estimados α_{2i} para o vetor dos preços do petróleo, na estimação do modelo dinâmico ARMAX (p,q,x) foi identificado pelo valor que minimiza o critério de informação AIC. Para considerar que as variações nos preços do petróleo impliquem variações nas variáveis macroeconómicas selecionadas, pretende-se que pelo menos um dos coeficientes α_{2i} na equação (9) sejam estatisticamente diferentes de zero. Através da leitura dos valores p relativos à distribuição assintótica, do teste LR, sempre que o valor p seja menor ou igual a 0,05 rejeita-se a hipótese nula dos coeficientes serem, conjuntamente, estatisticamente não diferentes de zero. De seguida, pretende-se utilizar diferentes medidas do preço do petróleo, no modelo dinâmico ARMAX (p,q,x), nesse sentido o estudo será estendido às três especificações¹⁷ já caracterizadas.

Existindo evidências de coeficientes estatisticamente significativos, entre as medidas relativas aos preços do petróleo (Δo , o^+ , o^- , SOPI e NOPI) e as variáveis macroeconómicas escolhidas $\omega_{k,t}$, importa aferir se essa significância estatística representa algum tipo de significado económico. Para a quantificação dos impactos dos choques petrolíferos nas variáveis macroeconómicas portuguesas, reproduziu-se os efeitos de uma função impulso-resposta sobre a metodologia ARMAX (p,q,x). Nesta etapa começou-se por normalizar o choque induzido na medida do preço do petróleo, em uma unidade, e em seguida analisar a resposta das variáveis $\omega_{k,t}$ durante vinte e cinco períodos subsequentes, ou seja, seis anos e um trimestre¹⁸.

¹⁷As três especificações são, especificação assimétrica, caso 2 (Mork, 1989), especificação de escala, caso 3 (Lee et al., 1995) e especificação dos acréscimos líquidos, caso 4 (Hamilton, 1996).

¹⁸Jiménez e Sánchez, (2005) utilizam 24 períodos, numa metodologia semelhante.

4.2 Aplicação

A maioria das séries temporais, são não estacionárias nos níveis. Pela utilização de um teste ADF, sobre as variáveis escolhidas neste trabalho de projeto, verificamos que quase todas as variáveis são não estacionárias nos níveis, Tabela 2.

Tabela 2: Valores p assintóticos do teste ADF para as variáveis em nível

Variáveis	Modelo com constante e tendência	Modelo com constante	Modelo sem constante
o	0,02326**	0,8428	0,9896
π	0,09932*	0,04652	0,379
U_r	0,986	0,9994	0,9862
IP	0,5489	0,8964	0,4146
i_L	0,7811	0,0563**	0,6991
i_S	0,04853**	0,0602	0,008206***
Y	0,9878	0,0005649***	0,6246
W	0,8115	0,1313	0,8055

Nota: (*/**/****) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Analisando os valores p assintóticos da aplicação do teste ADF, à estimação de um modelo com constante e tendência, apenas duas variáveis apresentam estacionaridade, ao nível de significância de 5%, o logaritmo do preço real do petróleo (o) e a taxa de juro de curto prazo (i_S). Pela fraca potência associada ao teste ADF, especialmente em séries de pequena dimensão, realizou-se também o teste KPSS Tabela 3.

Neste caso particular os valores críticos são comuns a todas as variáveis 0,121 ao nível de significância de 10%, 0,418 ao nível de 5% e 0,2515 ao nível de significância de 1%. Os resultados do teste KPSS corroboram, os resultados obtidos no teste ADF. Existem evidências de estacionaridade de algumas variáveis, não obstante, da análise conjunta, não podemos garantir a estabilidade necessária para considerar que as variáveis são estacionárias nos níveis.

Tabela 3: Estatística de teste KPSS para as variáveis em nível

Variáveis	Estatística de Teste	Conclusão (Estacionária)
o	0,0433817	Sim
π	0,0709275	Sim
U_r	0,370514	Não
IP	0,439481	Não
i_L	0,326778	Não
i_S	0,195975	Sim
Y	0,4194	Não
W	0,243572	Sim

Valores Críticos: 0,121 (10%), 0,148 (5%) e 0,2515(1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Não se garantindo a estacionaridade segue-se o estudo da cointegração, propriedade estatística que garante a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo, não espúria, entre séries temporais. Antes de realizar o estudo da cointegração é necessário identificar o número ótimo de defasamentos a utilizar na regressão de cointegração. Para a computação automática deste estudo através do Gretl, é necessário a identificação de um número máximo de defasamentos a utilizar, que segundo Schwert (1989), deve seguir uma regra condicionada pela dimensão da amostra, assim propõem que:

$$\text{Número máximo de defasamentos} = \text{int} \left[4 \times \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right] \quad (11)$$

Sendo T o número de observações, que no nosso caso é $T=68$ o número máximo de defasamentos deverá ser igual ao número inteiro dado pela formula de Schwert (1989) equação(11). Aplicando a fórmula à nossa base de dados, o número máximo deverá ser aproximadamente de 3,6323. Onde o defasamento máximo utilizado foi o número inteiro quatro.

Tabela 4: Seleção dos defasamentos (*Lags*) ótimos a utilizar no ARMAX (p,q,x)

<i>Lags</i>	Logaritmo da Verossimilhança	p (LR)	AIC	BIC	HQC
1	2356, 11350	–	–66, 709221	–63, 836916	–65, 571126
2	2409, 83905	0, 00055	–66, 407031	–61, 445778	–64, 441231
3	2711, 06300	0, 00000	–73, 384206	–66, 334005*	–70, 590700
4	2840, 25575	0, 00000	–75, 301640*	–66, 162490	–71, 680429*

Nota: (*) indicam os valores mínimos dos critérios AIC, BIC, HQC.

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Após a leitura da Tabela 4, da selecção automática dos defasamentos ótimos a utilizar no modelo dinâmico, ARMAX (p,q,x) concluímos, pela análise dos critérios AIC e HQC, que o número de defasamentos ótimos a utilizar é quatro. Encontrado o número ótimo de defasamentos, ficam reunidas, todas as condições para prosseguir com estudo da cointegração.

Na metodologia de Engel-Granger, existem evidências de cointegração entre as variáveis quando, por um lado a hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais, e em simultâneo, quando a hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos ε_t da regressão de cointegração, equação (8). Aplicando esta metodologia às nossas variáveis, não se consegue garantir qualquer um dos requisitos. Por um lado, não se rejeita a hipótese de raiz unitária para quase todas as variáveis individuais, no modelo com constante e tendência, Tabela 2, por outro lado, também não se rejeita a hipótese de raiz unitária para os resíduos das várias regressões de cointegração, relativas às variáveis selecionadas para o modelo econométrico, Tabela 5.

Tabela 5: Valores p assintóticos de um teste ADF para os resíduos das várias regressões de cointegração

Variáveis	Modelo com constante e tendência	Modelo com constante	Modelo sem constante
o	—	—	—
π	0,2499	0,3695	0,4765
U_r	0,9552	0,6409	0,03261
IP	0,9195	0,786	0,7174
i_L	0,6407	0,3841	0,02853**
i_S	0,3774	0,0839*	0,3014
Y	0,959	0,6021	0,6504
W	0,8265	0,5717	0,7637

Nota: (*/**/***) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Como se pode verificar na Tabela 5, para o modelo com constante e tendência, pela leitura dos valores p assintóticos do teste ADF, aplicado aos resíduos das várias regressões de cointegração, todas as variáveis aparentam ser não cointegradas. Por forma a potenciar o estudo da cointegração, realizou-se também um estudo às relações de cointegração, pela metodologia de Johansen. O método consiste em testar a presença de vetores de cointegração entre as variáveis macroeconómicas propostas para o modelo econométrico e o vetor dos preços do petróleo¹⁹.

¹⁹Nas regressões de cointegração analisadas, o preço do petróleo é que explica as variáveis macroeconómicas escolhidas.

Tabela 6: Valores p assintóticos do teste do Traço para as várias regressões de cointegração

Variável	Hipótese Nula (H_0)	Hipótese Alternativa (H_A)	Valor p (Teste do Traço)	Conclusão (Cointegradas a 5%)
π	$r = 0$	$r > 0$	0,3583	Não
U_r	$r = 0$	$r > 0$	0,2287	Não
IP	$r = 0$	$r > 0$	0,8982	Não
i_L	$r = 0$	$r > 0$	0,1007	Não
i_S	$r = 0$	$r > 0$	0,3916	Não
Y	$r = 0$	$r > 0$	0,0801*	Não
W	$r = 0$	$r > 0$	0,4068	Não

Nota: (*/**/***) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Da conclusão do teste de Johansen, verificou-se que ao nível de 5%, não se rejeita a hipótese nula de ausência de vetores de cointegração. Assim, numa análise conjunta, não podemos concluir que as variáveis, apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, pelo que se consideram não cointegradas.

Tal como sugerem os vários estudos analisados, e como também reiteram os nossos resultados, as séries temporais financeiras, como as dos preços do petróleo, da taxa de inflação ou do produto tendem a ser não estacionárias nos níveis, a serem não cointegradas e a apresentar estacionaridade nas primeiras diferenças. Como podemos verificar da análise de um teste ADF às primeiras diferenças das variáveis escolhidas, Tabela 7, podemos verificar que todas as variáveis selecionadas neste estudo apresentam estacionaridade nas primeiras diferenças, incluindo as quatro especificações para os preços do petróleo já analisadas.

Tabela 7: Valores p assintóticos do teste ADF para as variáveis em primeiras diferenças

Variáveis	Modelo com constante e tendência	Modelo com constante	Modelo sem constante
Δo	0,000506***	0,00125***	0,02718**
o^+	0,005121***	0,001488***	0,5318
o^-	$9,943e - 008$ ***	$1,257e - 007$ ***	0,1105
$SOPI$	$5,261e - 008$ ***	$1,343e - 007$ ***	0,4332
$NOPI$	0,006096***	$1,062e - 008$ ***	0,2045
$\Delta\pi$	0,002499***	$1,062e - 008$ ***	0,4765
ΔU_r	0,01116**	0,0482**	0,01292**
ΔIP	0,0006175***	0,786	0,07174*
Δi_L	0,01651**	0,3841	0,02853**
Δi_S	0,004421***	0,000839***	$8,587e - 005$ ***
ΔY	0,0185**	0,6021	0,1581
ΔW	0,0003543***	0,0003409***	$1,299e - 005$ ***

Nota: (*/**/****) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Com a propriedade da estacionaridade assegurada procede-se à implementação do teste da *causalidade à Granger*, ou seja, à avaliação dos contributos que as variações dos preços do petróleo, induzem sobre as variáveis macroeconómicas escolhidas.

A primeira etapa foca-se na escolha dos desfasamentos ótimos a utilizar nas estimações, e para isso recorreu-se à análise dos desfasamentos que produzem os valores mínimos do critério de informação AIC. Estes desfasamentos ótimos foram obtidos pela construção de uma matriz que guarda os valores dos desfasamentos de modelos onde os critérios de informação AIC, BIC e HQC das várias estimações são minimizados. Com os desfasamentos ótimos para cada modelo, estamos em condições de poder testar a existência de algum tipo de *causalidade à Granger*. Este estudo realizou-se através do teste do rácio da verosimilhança, que investiga se existe pelo menos um coeficiente relativo à medida do preço do petróleo, estatisticamente diferente de zero.

Para este efeito construiu-se a Tabela 8, onde podemos identificar os desfasamentos ótimos para cada um dos ARMAX (p,q,x), ou seja a escolha do modelo que produz o valor mínimo para o critério de informação AIC, e os valores p assintóticos, relativos ao teste LR.

Caso 1 - Estimação linear do preço do petróleo

$$\omega_{k,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \omega_{k,t-i} + \sum_{i=1}^x \alpha_{2i} \Delta o_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{3i} \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Tabela 8: Desfasamentos ótimos, valores mínimos dos critérios de informação AIC, BIC e HQC e teste LR para a especificação linear do preço do petróleo (Δo)

$(\omega_{k,t})$	Desfasamentos	AIC	BIC	HQC	p (LR)
$\Delta\pi$	<i>ARMAX</i> (1, 4, 4)	95, 4594	117, 5064	104, 1835	0, 000748156***
ΔU_r	<i>ARMAX</i> (2, 1, 1)	46, 9421	55, 9361	50, 5146	0, 0466414**
ΔIP	<i>ARMAX</i> (2, 1, 1)	-351, 5513	-346, 5415	-347, 8969	0, 391874
Δi_L	<i>ARMAX</i> (4, 3, 4)	95, 2271	121, 6836	106, 9396	0, 00201126***
Δi_S	<i>ARMAX</i> (1, 1, 2)	56, 7231	67, 8937	61, 1549	0, 00855707***
ΔY	<i>ARMAX</i> (3, 1, 1)	-464, 5762	-455, 0548	-460, 47, 63	0, 948413
ΔW	<i>ARMAX</i> (1, 2, 1)	-297, 8480	-286, 6056	-293, 3824	0, 0612913*

Nota: (*/**/****) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

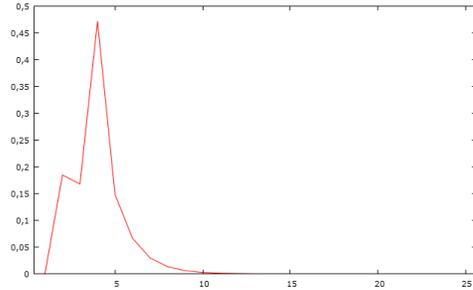
Da leitura dos valores p da distribuição assintótica do teste LR, Tabela 8, podemos concluir a rejeição da hipótese nula, de que, pelo menos um dos coeficientes relativos à especificação linear do petróleo, no *ARMAX* (p,q,x), são estatisticamente não diferentes de zero para a taxa de inflação real, taxa de juro de longo-prazo e taxa de juro de curto-prazo, a um nível de significância de 1%. Para a taxa de desemprego, os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5% e para o índice salarial real do setor privado ao nível de significância de 10%.

Existindo evidências de uma relação de causalidade entre os preços reais do petróleo e as variáveis macroeconómicas escolhidas, importa quantificar se existe uma significância económica. Para estudar o impacto de variações inesperadas dos preços do petróleo, nas nossas variáveis, recorreu-se à construção de uma função que traduza os efeitos da função impulso-resposta para a metodologia *ARMAX* (p,q,x). A partir de uma matriz com os coeficientes relativos aos desfasamentos do preço do petróleo e outra com os coeficientes relativos aos desfasamentos da variável dependente, equação (12), podemos construir uma série temporal para as respostas das variáveis macroeconómicas escolhidas, face a um choque induzido na medida do preço do petróleo (Hammilton, 1994). Na Figura 2 podemos verificar as respostas das variáveis selecionadas para o modelo, face a uma variação de um por cento na taxa de crescimento dos preços do petróleo. A construção da função impulso resposta para o modelo *ARMAX* (p,q,x), contem-

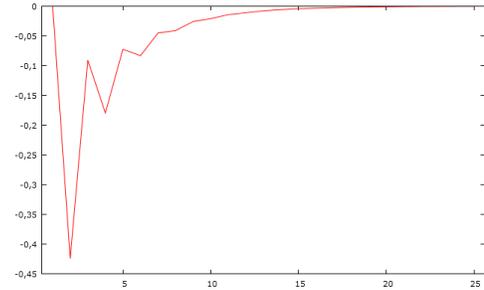
plando a especificação linear dos preços do petróleo é construída sobre as variáveis que apresentam significância estatística no teste LR.

Figura 1: Função Impulso-Resposta para a especificação linear do preço do petróleo

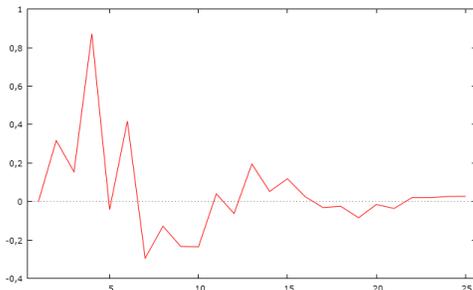
Resposta de $\Delta\pi$ face a um choque em Δo_{t-i}



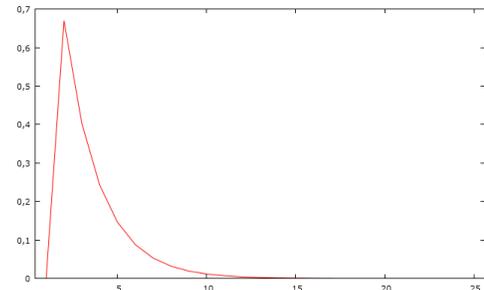
Resposta de ΔU_r face a um choque em Δo_{t-i}



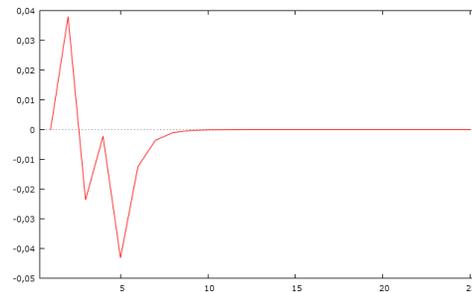
Resposta de Δi_L face a um choque em Δo_{t-i}



Resposta de Δi_S face a um choque em Δo_{t-i}



Resposta de ΔW face a um choque em Δo_{t-i}



Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Utilizando uma janela temporal de vinte e cinco períodos (6 anos e 3 meses) para a resposta, das variáveis macroeconómicas estatisticamente significativas, de um choque nos preços do petróleo, verificamos que, ao nível de significância de 1%, um aumento de um por cento no preço do petróleo, induz uma variação na taxa de inflação de aproximadamente 0,8244% no ano seguinte. Este valor é conseguido pela soma dos quatro primeiros períodos da função impulso resposta, traduzindo-se num aumento

cumulativo. Relativamente à resposta da taxa de juro de longo prazo, esta, apresenta um comportamento mais complexo, uma vez que um aumento do preço do petróleo, traduz-se num aumento das taxas de juro e em seguida uma diminuição e só depois de um novo aumento a série dos impactos estabiliza. A taxa nominal de curto prazo reage positivamente com o aumento do preço do petróleo, o que parece razoável, uma vez que a taxa de juro nominal de curto prazo é dada pela taxa de juro real mais a inflação. Uma vez que se verificou um aumento da taxa de inflação, isto implica, uma aumento da taxa de juro nominal de curto prazo.

Na dissociação da série dos preços do petróleo em variações positivas e variações negativas. A introdução destes dois vetores como medida do preço do petróleo no ARMAX (p,q,x) altera a metodologia, uma vez que passam a existir quatro vetores no ARMAX (p, q, x_1, x_2) equação (13), onde x_1 representa o vetor dos aumentos na taxa de crescimento dos preços do petróleo e x_2 as diminuições na taxa de crescimento dos preços do petróleo. Posteriormente foram reproduzidos, novos desfasamentos ótimos e novos valores relativos ao teste LR. A grande vantagem desta metodologia é poder controlar as duas medidas e em simultâneo ou em separado, Tabela 9.

Caso 2 - Estimação assimétrica do preço do petróleo (Mork, 1989)

$$\omega_{k,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \omega_{k,t-i} + \sum_{i=1}^{x_1} \alpha_{2i} \Delta o_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{x_2} \alpha_{3i} \Delta o_{t-i}^- + \sum_{i=1}^q \alpha_{4i} \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

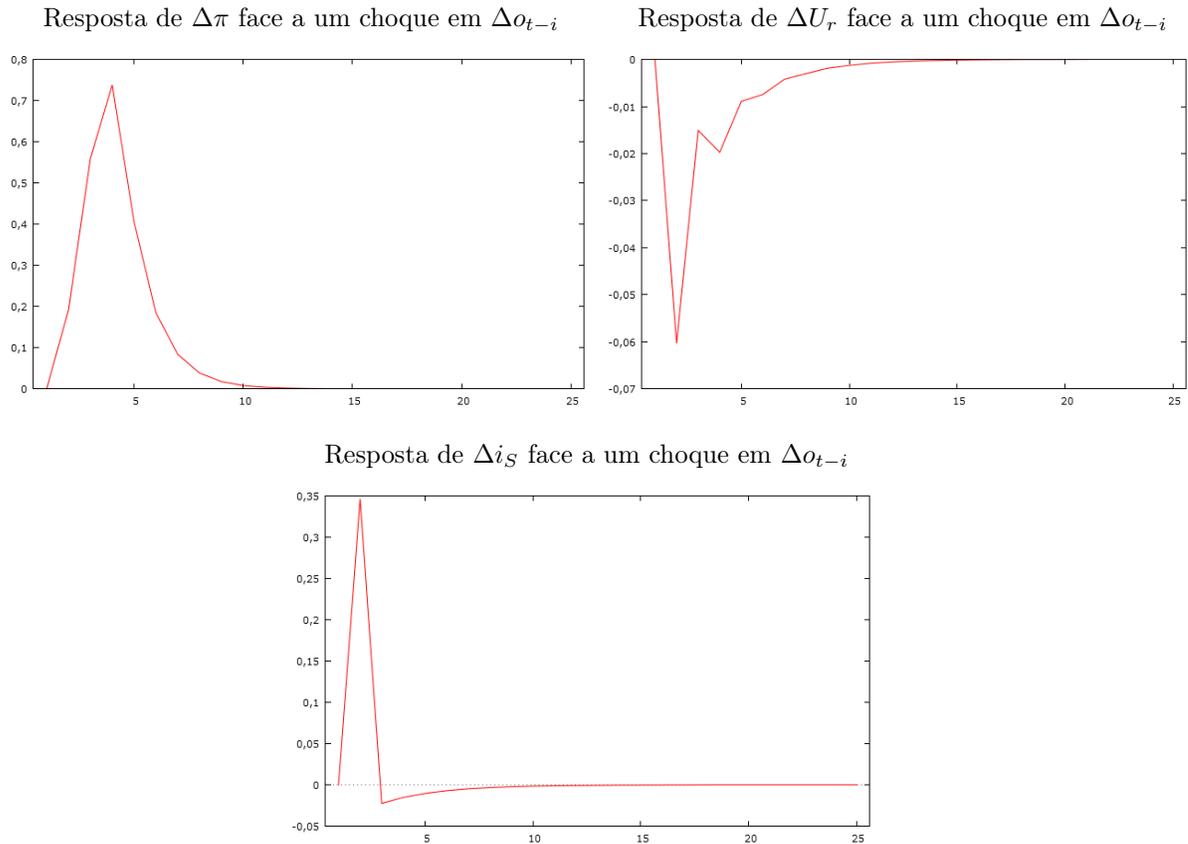
Tabela 9: Desfasamentos ótimos e teste LR para a especificação assimétrica do preço do petróleo (o^+) e (o^-)

Variável ($\omega_{k,t}$)	Desfasamentos	p(LR)	p(LR) Δo^+	p(LR) Δo^-
$\Delta \pi$	<i>ARMAX</i> (1, 4, 4, 1)	8,15756e - 009***	0,00081574***	0,00281284***
ΔU_r	<i>ARMAX</i> (2, 1, 1, 1)	0,277055	0,183038	0,178197
ΔIP	<i>ARMAX</i> (2, 1, 1, 1)	0,0810075*	0,00739386***	0,0251104**
Δi_L	<i>ARMAX</i> (4, 3, 3, 3)	0,00734742***	0,391007	0,0143553**
Δi_S	<i>ARMAX</i> (1, 1, 2, 1)	0,0017543***	9,52974e - 006***	0,00191923***
ΔY	<i>ARMAX</i> (4, 1, 1, 1)	0,418978	0,121835	0,219925
ΔW	<i>ARMAX</i> (1, 2, 1, 1)	0,194948	0,136995	0,30978

Nota: (*/**/****) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Figura 2: Função Impulso-Resposta para a especificação assimétrica positiva do preço do petróleo

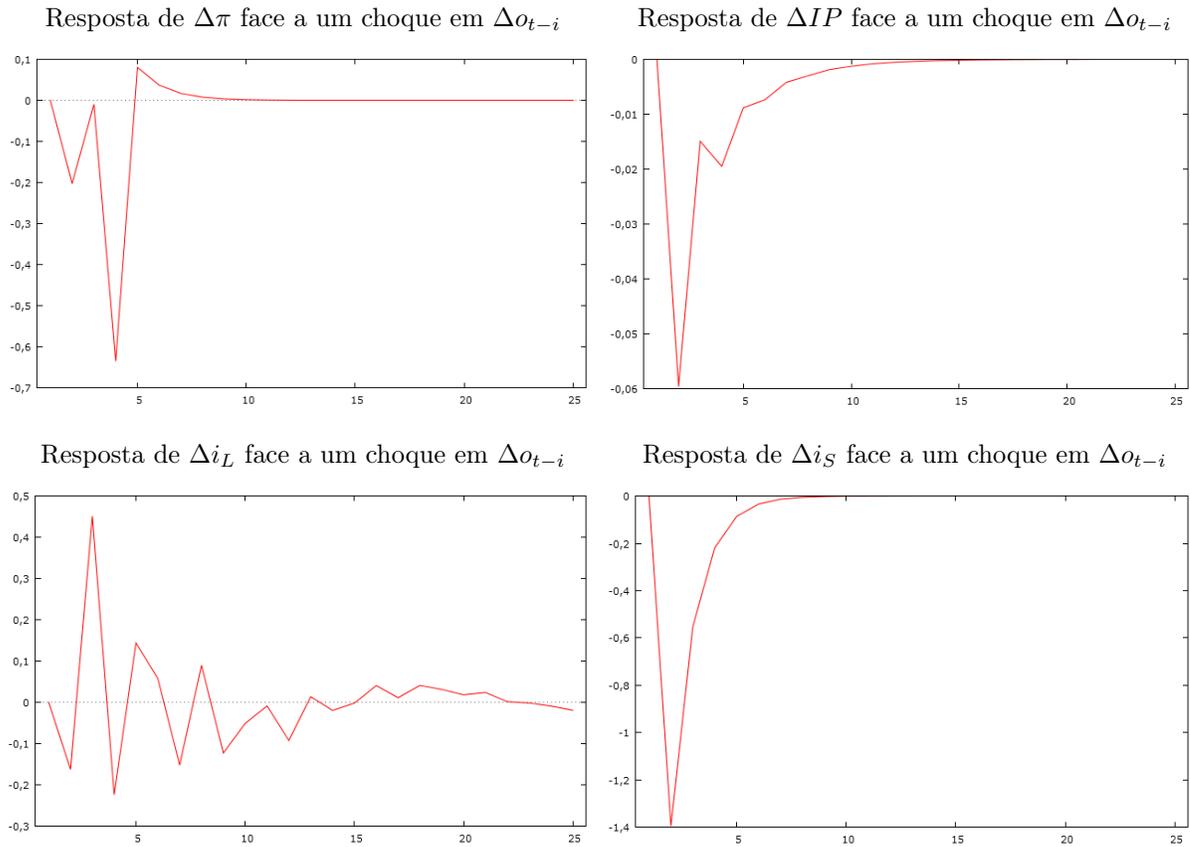


Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Da análise da especificação assimétrica podemos concluir que para especificação assimétrica positiva, parece existir uma suavização na série temporal das respostas das variáveis macroeconómicas económicas a um choque nos preços do petróleo. Onde, um aumento de 1% na taxa de crescimento do preço do petróleo, implica um aumento de 1,4882% na taxa de crescimento da inflação no ano seguinte. Como Mork (1989) concluiu, a especificação assimétrica positiva tende a apresentar melhores resultados, ao nível da significância estatística, do que a especificação assimétrica negativa. Este facto pode ser constatado nos resultados alcançados para o índice de produção industrial, que na especificação assimétrica positiva apresenta um nível de significância de 1% e para a especificação assimétrica negativa um nível de significância de 5%. Quanto à sua interpretação, parece razoável com a teoria económica, onde um aumento do preço do petróleo, se traduz numa diminuição do índice de produção industrial.

Como era expectável, para a especificação assimétrica negativa, uma diminuição de 1% na taxa de crescimento do preço do petróleo, implica uma diminuição de -0,8474%

Figura 3: Função Impulso-Resposta para a especificação assimétrica negativa do preço do petróleo



Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

na taxa de crescimento da inflação. No entanto, um pouco menos intuitivo, na especificação negativa, a resposta de uma diminuição de 1% na taxa de crescimento dos preço do petróleo implica, também uma diminuição no índice de produção industrial. Estes resultados podem apresentar pouca fiabilidade pelo facto do índice de produção industrial estar, em grande medida, correlacionado com o produto e neste caso em particular o produto não apresentar significância estatística. Nos Apêndices 1 e 2 são realizadas as mesmas análises para a especificação de escala, SOPI (Lee et., 1995), e para a especificação dos acréscimos líquidos dos preços reais do petróleo, NOPI (Hamilton, 1996), respetivamente. Os resultados, alcançados para as especificações não-lineares, SOPI e NOPI reiteram os resultados já alcançados. Para a especificação de escala, caso 3, equação (14), Apêndice 1, um resultado curioso é, o facto de um aumento de 1% na taxa de crescimento do preço do petróleo, levar a uma diminuição de -0,2853% da taxa de crescimento do desemprego e um aumento de uma unidade na taxa de crescimento dos preços do petróleo, induzir um aumento de 0,0174% na taxa de crescimento do índice

salarial do setor privado, isto para os quatro trimestres imediatamente após o choque. Para a especificação dos acréscimos líquidos, caso quatro, equação (15), Apêndice 2, continua-se a verificar uma suavização na série das respostas das variáveis macroeconómicas a um choque no preço do petróleo, sendo os resultados e as respetivas conclusões convergentes com as já alcançadas nas restantes especificações.

4.3 Resultados

De facto, os resultados alcançados neste trabalho de projeto reiteram a literatura recente, na qual se constata que existe uma relação de causalidade entre os preços do petróleo e o ambiente macroeconómico. A economia portuguesa tem características muito particulares, no entanto, as variáveis macroeconómicas portuguesas escolhidas apresentam algumas semelhanças com as verificadas na maioria da literatura analisada, apresentando-se não estacionárias nos níveis, com ausência de cointegração e estacionárias nas primeiras diferenças.

As diferentes especificações dos preços do petróleo, assimétricas, e não-lineares, permitiram uma melhor representação da instabilidade inerente à série dos preços do petróleo. Através da metodologia ARMAX (p,q,x), conseguiu-se indentificar coeficientes estatisticamente significativos em todas as especificações (Linear, Assimétrica, SOPI e NOPI). A reprodução de funções impulso-resposta, permitiu a quantificação económica das significâncias estatísticas encontradas. Alguns resultados não são muito intuitivos, e isso pode dever-se, em grande medida, à disponibilidade de dados para este estudo, no entanto, a maioria dos resultados alcançados são coerentes com a teoria económica.

Ao analisar as funções impulso-resposta para as várias especificações do preço do petróleo, os resultados sugerem evidências de não linearidade nas respostas das variáveis a um choque na medida relativa ao preço do petróleo. No caso da especificação dos acréscimos ajustados, do preço do petróleo, SOPI, a variação positiva de 1% na medida do preço do petróleo induz na taxa de crescimento da taxa juro de curto prazo um aumento de 0,5662%, no caso da especificação dos acréscimos líquidos do preço do petróleo, NOPI, o mesmo aumento, na taxa de crescimento dos preços do petróleo, induz na taxa de crescimento da taxa de juro de curto prazo um aumento de 4,4849%.

5 Conclusão

O principal objeto de estudo, inerente à realização deste trabalho de projeto, consistiu na investigação dos efeitos de uma variação inesperada do preço do petróleo, em algumas variáveis macroeconómicas portuguesas, utilizando para isso, a metodologia ARMAX (p,q,x). A análise efetuada, apresentou respostas não muito robustas do ponto de vista da significância estatística, uma vez que não se alcançaram resultados estatisticamente significativos para o produto interno bruto português. Não obstante, os resultados obtidos para a taxa de inflação são inequívocos, pois tendo em conta a teoria económica, um aumento do preço do petróleo, leva a um aumento do índice geral de preços. Foi possível também constatar, que a taxa de crescimento da inflação é mais sensível aos aumentos que às diminuições da taxa de crescimento dos preços do petróleo na economia portuguesa, sugerindo algumas assimetrias nas respostas das variáveis macroeconómicas portuguesas.

Como Jiménez e Sánchez (2005) argumentam, não só os aumentos provocam, maiores impactos do que as diminuições, como as respostas da economia, a um choque no preço do petróleo, dependem, em grande medida, da estabilidade macroeconómica verificada nessa economia. Para a economia portuguesa, os resultados alcançados com a modelação econométrica, corroboram estes resultados. A base de dados utilizada e o período histórico contemplado podem, de facto, condicionar as conclusões a retirar. A investigação de novas especificações dos preços do petróleo também podem levar a novos resultados, como a introdução da carga fiscal, legalmente exigida por cada país, e os custos que cada economia enfrenta na obtenção de petróleo.

Referências Bibliográficas

- BERNANKE, B. ; GERTLER, M. ; WATSON, M. (1997) *Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. Brookings papers on Economic Activity*, 1997(1), 91-157.
- BALANCHARD, O. ; GALI, J. (2007) *The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? NBER Working Paper*, 13368(7), pp.2708–2716.
- CUÑADO, J. ; GRACIA, F.P. (2003) *Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. Energy Economics*, 25, pp.137–154.
- DEFPEYES, K.S. (2001) *Hubbert's Peak: The Impending World Oil Shortage*, Princeton, Princeton University Press.
- GREENE, W. (2012) *Econometric Analysis*, 7^a ed., Harlow, Pearson.
- GUJARATI, D. ; MADSEN, J. (1995) *Basic Econometrics*, Fourth Edition, New York, McGraw-Hill Companies.
- HAMILTON, J.D. (1983) *Oil and the macroeconomy since World War II. The Journal of Political Economy*, 91(2), pp.228–248.
- HAMILTON, J.D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- HAMILTON, J.D. (1996) *This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. Journal of Monetary Economics*, 38(2), pp.215–220.
- HERRERA, A.M. ; LAGALO, L.G. ; WADA, T. (2010) *Oil Price Shocks and Industrial Production: Is the Relationship Linear? Macroeconomic Dynamics*, 15(S3), pp.472–497.
- HOOKE, M. (1999) *Oil and the macroeconomy revisited, Finance and Economics Discussion Series No. 43*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- JÄGER AUS HEIDELBERG, S. (2008) *Nonlinear and Stochastic Dynamical Systems Modeling Price Dynamics - Aspects of Financial Economics in Oil Markets*.
- JIMÉNEZ-RODRÍGUEZ, R. ; SÁNCHEZ, M. (2005) *Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. Applied Economics*, 37(2), pp.201–228.

- KILIAN L. ; VIGFUSSON, R. (2009) *Are the responses of the US economy asymmetric in energy price increases and decreases?* *Quantitative Economics* 2011(2), 419-453.
- KUNSTLER, J.H. (2006) *O Fim Do Petróleo - O Grande Desafio Do Século XXI*, 1^a ed., Lisboa, Editorial Bizâncio.
- LEE, K. ; NI, S. ; RATTI, R. (1995) *Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability.* *The Energy Journal*, 16(4), pp.39–56.
- MORK, K. (1989) *Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results.* *The Journal of Political Economy*, 97(3), pp.740–744.
- PINDYCK, R. ; ROTEMBERG, J. (1984) *Energy price Shocks and Macroeconomic adjustments.* *Natural Resources Journal*, 26, pp.277–296.
- SCHWERT, G. (1989) *Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation.* *Journal of Business e Economic Statistics*, (73).
- SIMS, C.A. (1980) *Macroeconomic and Reality.* *Econometrica*, 48(1).

Apêndices

Apêndice 1 - Estimação ARMAX (p,q,x) para a especificação dos acréscimos ajustados do dos preços do petróleo.

Caso 3 - Estimação ajustada do preço do petróleo

$$\omega_{k,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \omega_{k,t-i} + \sum_{i=1}^x \alpha_{2i} SOPI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{3i} \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

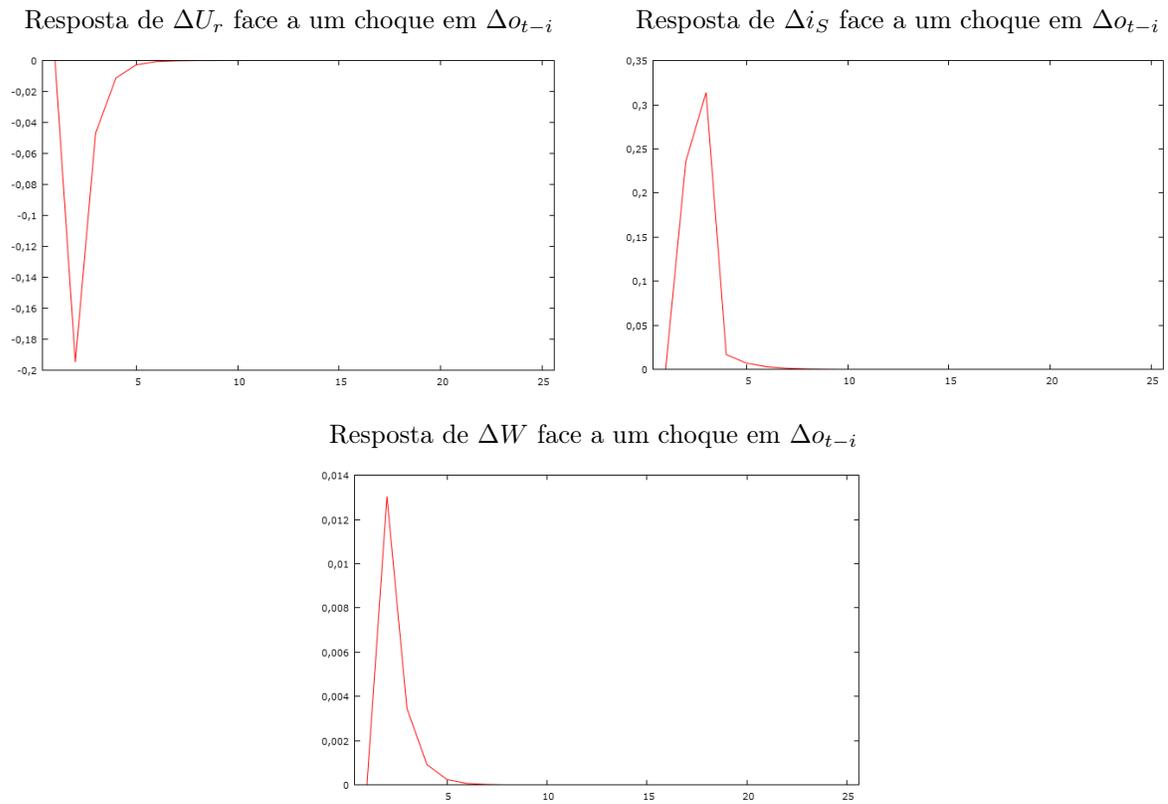
Tabela 10: Desfasamentos ótimos, valores mínimos dos critérios de informação AIC, BIC e HQC e teste LR para a especificação ajustada dos acréscimos do preço do petróleo (*SOPI*)

$(\omega_{k,t})$	Desfasamentos	AIC	BIC	HQC	p (LR)
$\Delta\pi$	<i>ARMAX</i> (1, 4, 1)	110,38684	126,2256	116,6854	0,947948
ΔU_r	<i>ARMAX</i> (2, 1, 3)	46,09770	61,736449	52,3021	0,00897134***
ΔIP	<i>ARMAX</i> (1, 1, 1)	-350,2372	-341,1865	-346,6380	0,628335
Δi_L	<i>ARMAX</i> (4, 3, 2)	105,97257	119,8783	112,60,72	0,422118
Δi_S	<i>ARMAX</i> (1, 1, 3)	55,49290	68,89754	60,8109	0,0039343***
ΔY	<i>ARMAX</i> (1, 1, 1)	-471,8384	-462,7877	-468,23926	0,688279
ΔW	<i>ARMAX</i> (1, 2, 1)	-303,9577	-292,6443	-299,45875	0,0441958**

Nota: (*/**/****) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Figura 4: Função Impulso-Resposta para a especificação dos acréscimos ajustados do preço do petróleo



Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Apêndice 2 - Estimações ARMAX (p,q,x) para a especificação dos acréscimos líquidos do dos preços do petróleo.

Caso 4 - Estimação líquida do preço do petróleo

$$\omega_{k,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \omega_{k,t-i} + \sum_{i=1}^x \alpha_{2i} NOPI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{3i} \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

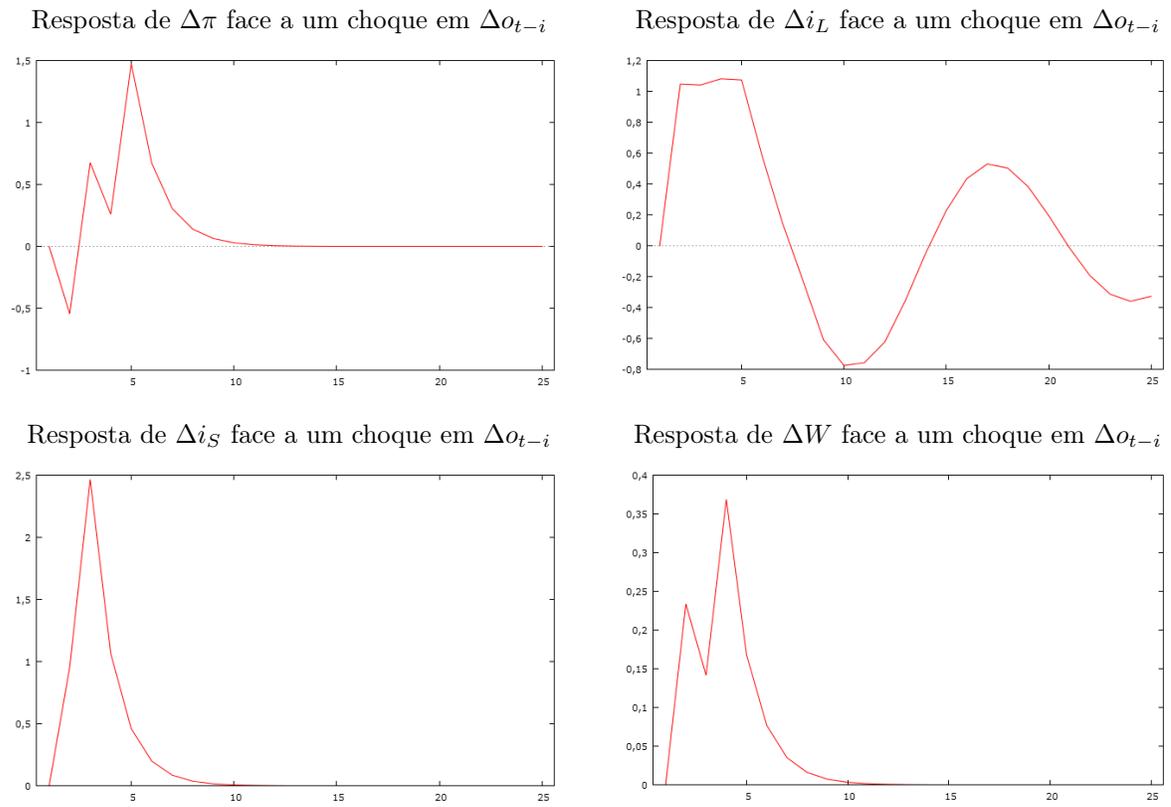
Tabela 11: Desfasamentos ótimos, valores mínimos dos critérios de informação AIC, BIC e HQC e teste LR para a especificação dos acréscimos líquidos do preço do petróleo (*NOPI*)

$(\omega_{k,t})$	Desfasamentos	AIC	BIC	HQC	p (LR)
$\Delta\pi$	<i>ARMAX</i> (1, 4, 3)	89, 0294	108, 45939	96, 6838	$4, 15772e - 005^{***}$
ΔU_r	<i>ARMAX</i> (4, 1, 1)	54, 68852	70, 01610	60, 74517	0, 731935
ΔIP	<i>ARMAX</i> (1, 1, 1)	-329, 7131	-320, 9545	-326, 25, 21	0, 657426
Δi_L	<i>ARMAX</i> (4, 1, 3)	100, 4674	119, 8974	108, 1219	0, 0319411**
Δi_S	<i>ARMAX</i> (1, 1, 2)	53, 8895	64, 7615	58, 1792	0, 00413479***
ΔY	<i>ARMAX</i> (1, 1, 1)	-434, 1978	-425, 4392	-430, 7369	0, 617342
ΔW	<i>ARMAX</i> (1, 1, 3)	-282, 30816	-269, 3548	-277, 2052	0, 0106316**

Nota: (*/**/****) representam um valor p inferior a (10%/5%/1%).

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Figura 5: Função Impulso-Resposta para a especificação dos acréscimos líquidos do preço do petróleo



Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Anexos

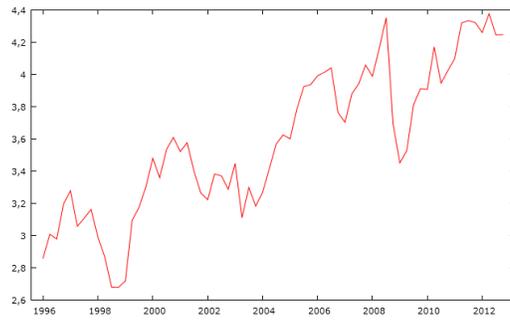
Anexo 1 - Descrição das variáveis a utilizar na modelação econométrica.

Número	Símbolo	Variável	Unidades de Medida	Frequência	Período
1	ω	Preços <i>spot</i> do barril de petróleo	Logaritmo dos preços constantes	Trimestral	1995Q1:2012Q4
2	π	Taxa de inflação	Taxa de inflação anual	Trimestral	1995Q1:2012Q4
3	U_r	Taxa de desemprego	Percentagem da População ativa	Trimestral	1995Q1:2012Q4
4	IP	Índice de produção industrial	Logaritmo do índice. Ano base=2005	Trimestral	1995Q1:2012Q4
5	i_L	Taxa de juro de longo-prazo	Curva de rendimento dos títulos a 10 Anos	Trimestral	1995Q1:2012Q4
6	i_S	Taxa de juro de curto-prazo	EURIBOR	Trimestral	1995Q1:2012Q4
7	Y	Produto interno bruto - Ótica da despesa	Logaritmo do produto, em milhões de euros a preços constantes	Trimestral	1995Q1:2012Q4
8	W	Índice salarial do setor privado	Logaritmo do índice salarial em remuneração horária. Ano base=2005	Trimestral	1995Q1:2012Q4

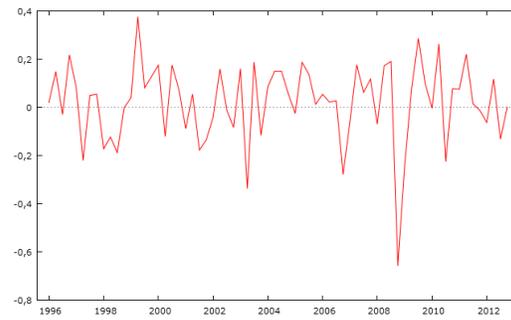
Notas: Convergente com a maioria da literatura especializada nesta temática, o preço variável do petróleo, número (1) é representado pela letra do alfabeto grego, o ómicron.

Fonte: *Datastream* e OCDE.

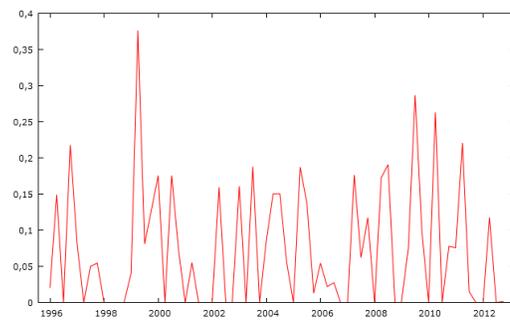
Anexo 2 - Gráficos das diferentes especificações dos preços do petróleo.



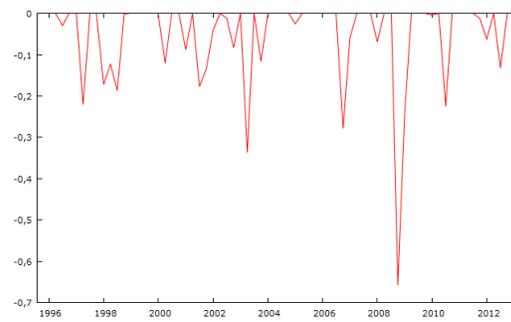
(o) Logaritmo do preço do petróleo



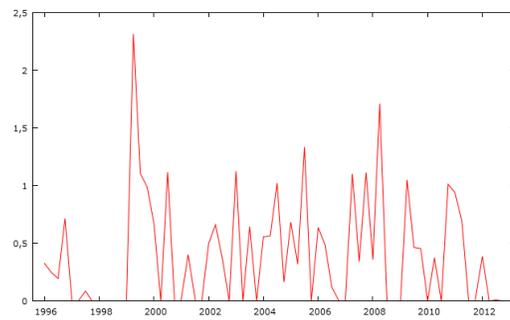
(Δo) - Primeiras Diferenças



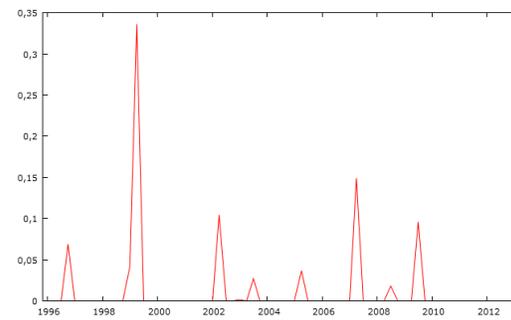
(o^+) Variações positivas dos preços



(o^-) Variações negativas dos preços



(SOPI) Acréscimo Ajustado



(NOPI) Acréscimo Líquido

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.

Anexo 3 - Estatísticas descritivas, usando as observações 1995:2–2012:4.

Tabela 12: Estatísticas descritivas, para todas as variáveis utilizadas na modelação econométrica

$(\omega_{k,t})$	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Δo	0,0195679	0,0499291	-0,658103	0,376345	0,164681
o^+	0,0732392	0,0499291	0,000000	0,376345	0,0860178
o^-	-0,0536712	0,000000	-0,658103	0,000000	0,108382
$SOPI$	0,396255	0,318631	0,000000	2,31545	0,482889
$NOPI$	0,0131206	0,000000	0,000000	0,336108	0,0480818
$\Delta\pi$	-0,0380282	-0,100000	-1,60000	1,30000	0,599849
ΔU_r	0,138028	0,100000	-0,900000	1,30000	0,379987
ΔIP	-2,23830e-005	0,000715820	-0,0555699	0,0400053	0,0200257
Δi_L	-0,0550704	-0,140000	-1,84000	2,53000	0,672160
Δi_S	-0,145493	-0,0900000	-2,20000	0,730000	0,441972
ΔY	0,00308772	0,00378522	-0,0243494	0,0220665	0,00936604
ΔW	0,00331884	0,00471207	-0,0655674	0,129017	0,0310240

Nota: (Δ) significa as primeiras diferenças da variável em questão.

Fonte: Cálculos do autor a partir do Gretl.