

Agradecimentos

Esta página é dedicada a todos aqueles que tornaram a execução desta dissertação possível. Sem eles seria tudo mais complicado.

Em primeiro lugar quero agradecer aos professores, pelo ensinamento e ajuda incontestável.

Quero também agradecer aos meus familiares, em especial, aos meus pais, às minhas irmãs e aos meus avós, pela compreensão e força com que sempre me acompanharam, sem eles não seria possível.

Quero agradecer aos meus colegas de mestrado, por toda a colaboração, amizade e pelos bons momentos de camaradagem.

Quero igualmente agradecer à família do David por toda a motivação e incentivo.

Em último lugar, mas não menos importante, quero agradecer ao meu namorado David. Obrigada pela paciência, compreensão, amor e incentivo incondicional. Sem ti era tudo mais difícil.

A todos o meu muito obrigado!

Resumo

Analisamos a relação causal entre o consumo de petróleo e o crescimento económico em Portugal, no período que decorre entre 1965 e 2008. A relação causal entre o consumo de petróleo e o crescimento económico tem sido pouco analisada. Do nosso conhecimento, apenas, Zou e Chau (2006) e Ghosh (2009) debruçaram-se sobre esta relação. Zou, Chau e Ghosh analisaram diferentes países, diferentes períodos e diferentes metodologias econométricas. Na literatura não encontramos estudos que analisassem unicamente a relação causal entre o consumo de petróleo e o crescimento económico, ao longo de um horizonte temporal de 44 anos em Portugal. Este país a partir dos anos sessenta tem-se deparado com vários acontecimentos, de onde se realçam, a expansão económica, a estagnação prolongada da económica e os choques económicos. Estes acontecimentos fizeram com que Portugal se tornasse num país de especial interesse. Os dados portugueses apresentam outliers e quebras estruturais, características intrínsecas do período em análise. Para superar estas limitações, utilizamos a abordagem econométrica *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), por ser a abordagem que nos dá resultados mais robustos. Os resultados empíricos sugerem: 1) o consumo de petróleo *causa* o crescimento económico tanto no longo como no curto prazo; e 2) o crescimento económico *causa* o consumo de petróleo apenas no curto prazo. Tendo em atenção estas conclusões, a implementação de uma política energética, capaz de promover restrições ao consumo de petróleo, levará à redução do crescimento económico em Portugal.

Palavras-chave: ARDL Bounds tests; elasticidade de curto prazo; elasticidade de longo prazo; crescimento económico; consumo de petróleo.

Abstract

We analyze the nexus between oil consumption and economic growth in Portugal, for the period between 1965 and 2008. The causal relationship between oil consumption and economic growth has been poorly studied. From our knowledge only Zou and Chau (2006) and Ghosh (2009) were the authors who performed some work focused on this relationship. Zou, Chang and Ghosh work analyses different countries, different periods and different econometric methodologies. Has far as we know, to date, there isn't any study which analyses solely the causal relationship between oil consumption and economic growth in Portugal throughout a time horizon of 44 years. This country since years sixty has gone through several events, standing out the economic expansion, the economy stagnation through a considerable period of time and economic shocks. These experiences made Portugal one country of particular interest for study. Portugal data presents outliers and structural breaks, intrinsic characteristics of the analysis period. In order to overcome these limitations, we use the well tested econometric approaches that give us robust results, such as the autoregressive distributed lag (ARDL) bounds tests. The findings suggests: 1) Oil consumption causes economic growth over short and long-run time; and 2) the economic growth causes oil consumption over short time. Paying attention to these results, the implementation of restrictive energetic policies to the oil consumption will result on economy growth reduction for Portugal.

Keywords: ARDL 'Bounds test'; short-run elasticity; long-run elasticity; economic growth; oil consumption.

Índice

Índice de Tabelas	vi
Índice de Figuras	vi
Acrónimos	vii
1 – Introdução	1
2 – Energia e crescimento económico	3
2.1 A energia como factor de produção.....	4
2.2 O nexa energia, petróleo e crescimento económico	5
3 – Metodologia	13
3.1 Análise da ordem de integração das séries.....	13
3.2 Análise da causalidade entre o consumo de petróleo e o crescimento económico.....	14
3.3 Estudo das elasticidades	16
4 – Análise da economia portuguesa	21
4.1 Análise dos dados.....	21
4.2 Exposição dos modelos	22
4.3 Consumo de petróleo e crescimento económico – 1965 a 2008.....	23
5 - Conclusão	33
Bibliografia	34
Apêndices	43
A.1 Variáveis analisadas (originais)	43
A.2 Variáveis analisadas – gráficos.....	45
A.3 Estatísticas para seleccionar a ordem dos desfasamentos.....	47
A.4 Análise da ordem de integração das séries	47
A.4.1 Análise da causalidade	50
A.4.2 Estudo das elasticidades	55

Índice de Tabelas

Tabela 1: Resenha dos estudos empíricos sobre o nexos entre o consumo de energia e o crescimento económico para multi-países.....	7
Tabela 2: Resenha dos estudos empíricos sobre o nexos entre o consumo de energia e o crescimento económico para um país.....	10
Tabela 3: Resenha dos estudos empíricos sobre o nexos entre o consumo de petróleo e o crescimento económico.....	12
Tabela 4: Sumário das estatísticas.....	24
Tabela 5: ADF, testes de raiz unitária de PP e testes de estacionaridade KPSS	27
Tabela 6: Estimação do ARDL - Modelo 1.....	28
Tabela 7: Resultados do Bounds tests – Modelo 1.....	29
Tabela 8: Elasticidades de curto prazo e de longo prazo – Modelo 1	31
Tabela 9: Estimação do ARDL – Modelo 2.....	31
Tabela 10: Elasticidades de curto prazo – Modelo 2.....	32
Tabela 11: Variáveis analisadas	43

Índice de Figuras

Figura 1: Percentagem do consumo de petróleo no total da energia primária	23
Figura 2: PIB, consumo de petróleo e preço internacional do petróleo em logaritmos e em primeiras diferenças.	26
Figura 3: Testes CUSUM e CUSUM of squares – Modelo 1	29
Figura 4: Testes CUSUM e CUSUM of squares – Modelo 2	32
Figura 5: Variáveis originais analisadas.....	45
Figura 6: Variáveis analisadas em logaritmos.....	46
Figura 7: Primeiras diferenças das séries em logaritmos	46

Acrónimos

ADF	Augmented Dickey-Fuller
ADL	Autoregressive Distributed Lags
AIC	Akaike Information Criterion
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
ARDL	Autoregressive Distributed Lag
CE	Consumo de energia
CP	Consumo de petróleo
CUSUM	Cumulative Summation
CUSUM of Squares tests	Cumulative Summation of Squares
DF	Dickey-Fuller
ECM	Error Correction Mechanism
GMM	Método generalizado dos momentos
H _A	Hipótese Alternativa
H ₀	Hipótese Nula
IID	Identicamente e Independentemente Distribuídos
KPSS	Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin
LM	Multiplicadores de Lagrange
LO	Logaritmo natural do consumo de petróleo
LP	Logaritmo natural do preço internacional do petróleo
LS	Least Squares
LY	Logaritmo natural do crescimento económico
OCDE	Organization For Economic Co-operation and Development
OLS	Ordinary Least Squares
PCAs	Primary Converting Activities
PGD	Data-generation process
PIB	Produto Interno Bruto
PP	Phillips-Perron
R ²	Coefficiente de Determinação
RESET	Regression Specification Error Test
SC	Schwarz Criterion
SCAs	Secondary Converting Activities
TSP	Trend Stationary Process
UECM	Unrestricted Error Correction Model
VAR	Vector Autoregressive
VECM	Vector Error Correction Model

1 - Introdução

O crescimento económico é indiscutivelmente dependente do consumo de petróleo.

As teorias macroeconómicas do crescimento económico na literatura centram-se sobre o trabalho e o capital. Estas teorias não dão a devida atenção ao papel que a energia desempenha no crescimento económico (Stern e Cleveland, 2004). Para os economistas Clássicos a energia não é reconhecida por si só, como um factor de produção. Estes dividem a economia em dois sectores distintos - agricultura e indústria. Posteriormente, os economistas Clássicos rejeitam a terra enquanto factor de produção, o que leva à redefinição da economia num único sector.

Para os economistas Neoclássicos a energia não desempenha uma função económica. Os economistas Neoclássicos analisam a energia como uma matéria-prima ou um bem intermédio.

Após a crise petrolífera de 1973, a energia passou a ser considerada como factor de produção a par do trabalho e do capital.

Actualmente, existe uma vasta literatura que estuda onexo causal entre o consumo de energia e o crescimento económico. Esta relação merece maior atenção a partir de 1973, devido ao primeiro choque petrolífero. Alguns estudos centram-se, na análise de um determinado país (por exemplo Tsani (2010) e Bartleet e Gounder (2010)), enquanto, outros analisam grupos de países (por exemplo Bacilar, Ozdemir e Arslanturk (2010) e Odhiambo (2010)). Ozturk (2010) recentemente publicou um artigo, onde faz uma resenha (actualizada nesta dissertação), do nexo causal entre o consumo de energia e o crescimento económico, bem como, o nexo causal entre o consumo de electricidade e o crescimento económico. Ozturk salienta que, os resultados empíricos obtidos em diversos estudos, sobre a relação de causalidade de longo prazo contra o impacto de curto prazo, são frequentemente diversos, devido a alguns factores, tais como: 1) os dados em análise; 2) as metodologias econométricas utilizadas; e 3) as características dos países.

Ao contrário da relação entre o consumo de energia e o crescimento económico, a relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico tem sido pouco estudada. Do nosso conhecimento, apenas Zou e Chau (2006) e Ghosh (2009) debruçaram-se sobre esta última relação. Zou, Chau e Ghosh analisaram diferentes países, diferentes períodos e diferentes metodologias econométricas.

A realidade portuguesa é pouco estudada. Até à data, não existe nenhum estudo que analise a relação causal entre o consumo de petróleo e o crescimento económico, ao longo de um horizonte temporal de 44 anos.

Portugal a partir dos anos 60 tem-se deparado com vários acontecimentos, de onde se realçam: 1) a expansão económica; 2) a estagnação prolongada da economia; e 3) os choques económicos. Estes acontecimentos fizeram com que Portugal se tornasse num país de especial interesse. Os dados portugueses apresentam outliers e quebras estruturais que advêm das características intrínsecas aos dados em análise.

O objectivo da dissertação é estudar a relação de causalidade entre o consumo de petróleo e o crescimento económico no período que decorre entre 1965 e 2008 em Portugal. Para superar as limitações presentes nos dados fazemos uso da abordagem econométrica *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL).

A dissertação está organizada da seguinte forma: 1) na secção 2 será analisada a energia e o crescimento económico, bem como, a energia como factor de produção e o nexos energia, petróleo e crescimento económico; 2) na secção 3 será analisada a ordem de integração das séries, a relação da causalidade entre o consumo de petróleo e o crescimento económico e o estudo das elasticidades; 3) na secção 4 faremos uma análise da economia portuguesa, onde será exposta uma descrição dos dados e dos modelos utilizados. Serão também apresentados os resultados do trabalho; 4) Na secção 5 é apresentada a conclusão.

2 – Energia e crescimento económico

O aumento acelerado do consumo de energia e a dependência energética dos países indicam que, a energia será um dos problemas do mundo no presente século (Erbaykal, 2008).

Tendo por base a economia Neoclássica, nesta secção vamos desenvolver uma concepção alternativa de economia que reconhece a energia – em conjunto com os trabalhadores, o capital e a tecnologia – como um factor de produção.

A construção neoclássica da economia baseia-se em três factores de produção: capital, trabalho e tecnologia. O capital tem as suas origens em períodos anteriores: é apenas uma parte da produção da economia transitada de períodos anteriores. Os economistas neoclássicos são geralmente reticentes sobre como o trabalho é produzido ou reproduzido, eles assumem que cresce exogenamente. A tecnologia é descrita como o stock do conhecimento disponível de uma economia.

Na economia Neoclássica a energia é considerada a força que impulsiona todas as actividades económicas. A energia é indispensável no processo de produção. Esta condição foi ignorada até à crise do petróleo nos anos 70 do século XX, desde então, aparece como um factor de produção, a par do trabalho e do capital.

A função de produção Neoclássica explica o crescimento económico com base em: 1) acréscimos no trabalho; 2) acréscimos no capital; e 3) melhoramentos na tecnologia.

Georgescu-Roegen (1972 e 1976) foi um dos primeiros economistas a comentar a inexistência de energia na teoria económica. Georgescu-Roegen destacou que os economistas Marxistas e os economistas Neoclássicos são o resumo da natureza, adquirem recursos e fluxos de energia para a concessão e ignoram a saída dos resíduos da economia.

A economia deve ser considerada como: 1) um sistema de fluxos de energia; e 2) uma sucessão de conversões de energia, que culminam na produção de bens e serviços.

No nosso estudo cingimo-nos à análise de uma componente da energia primária, especificamente o consumo de petróleo. Investigamos o nexo causal entre o consumo de petróleo e o crescimento económico. Para uma melhor compreensão da relação da energia com o produto, começaremos por: 1) analisar a energia como factor de produção; e 2) analisar o nexo causal entre a energia, o consumo de petróleo e o crescimento económico.

2.1 A energia como factor de produção

Os economistas Clássicos não reconhecem explicitamente a energia, por si só, como um factor de produção. No entanto compreendem os limites que a Terra (natureza) impõe às actividades económicas, especialmente na agricultura, e dividem a economia em dois sectores distintos - agricultura e indústria. Wrigley (1992) mostrou que o modelo de dois sectores foi bem sucedido em captar a dinâmica essencial das economias pré-industriais - caracterizadas pela pobreza endémica - que derivou da energia das fontes orgânicas. Mais tarde, os economistas Clássicos rejeitam a terra enquanto factor de produção e redefinem a economia num único sector.

Os economistas Neoclássicos não consideram que a energia desempenha uma função economia. Analisam a energia como uma matéria-prima ou um bem intermédio. Os produtos que geram energia, tais como o petróleo, são analiticamente equivalentes ao vidro, ao aço, à madeira ou ao algodão em bruto. A terra, para os economistas Neoclássicos, é considerada como o único factor de produção. Esta decisão é tomada devido à necessidade de explicar a nova era de crescimento económico sustentado, que teve inícios no século XIX.

Uma economia é constituída por agentes económicos que efectuem mudanças nos *estados* do mundo, constituído por matéria e energia. Uma vez que não se poderia efectuar nenhuma mudança sem se consumir energia, esta, pode ser considerada como a *força* necessária que conduz todas as actividades económicas (Alam, 2006). Seria difícil elaborarmos um discurso sobre a economia sem se falar nas fontes, no aproveitamento, na reorientação e na utilização da energia, ou seja, devemos tratar a economia como um sistema de energia.

A economia é alimentada pelas PCAs, as únicas que transmitem uma contribuição de energia para a economia. Estas actividades convertem a energia proveniente de fontes naturais (como o calor) em formas que serão utilizadas para se produzirem bens e serviços. O rendimento de uma PCA é uma fonte líquida de energia útil à economia. As PCAs nem sempre fornecem a energia em formas que podem ser utilizadas directamente na produção de bens e serviços, estas formas têm de ser convertidas e reconvertidas em formas mais utilizáveis por SCAs. O conjunto mais importante de SCAs é realizado por seres humanos, que processam o alimento no movimento e na energia neural. É importante notar que as SCAs não fazem qualquer contribuição de energia para a economia.

2.2 O nexu energia, petróleo e crescimento económico

A relação de causalidade entre o consumo de energia e o crescimento económico tem sido estudada na literatura económica. Na década de 70 do século XX, o estudo desta relação teve um notável aumento devido ao primeiro choque petrolífero em 1973. Com a ajuda da econometria, a relação entre o consumo de energia e o crescimento económico foi analisada para diferentes países, diferentes períodos, diferentes metodologias econométricas e foi sendo construída uma vasta literatura neste campo.

O estudo da relação entre o consumo de energia e o crescimento económico centra-se, na análise de um determinado país ou, grupos de países. Esta distinção tem as suas vantagens: 1) fornecem informações para a elaboração da futura política energética; e 2) ajudam a alcançar resultados claros para à implementação de políticas.

Os estudos do nexu causal entre a energia e o crescimento económico podem ser tipificados em três grandes grupos: 1) consumo de várias fontes de energia e crescimento económico; 2) consumo de energia e crescimento económico; e 3) consumo de petróleo e crescimento económico.

O consumo entre as várias fontes de energia e o crescimento económico foi estudado por vários autores. Yoo (2006), Rufael (2010) e Apergis e Payne (2010a) analisam a relação entre o consumo de carvão e o crescimento económico para diferentes países e diferentes períodos de tempo; Rufael e Menyah (2010), Yoo e Ku (2009), Rufael (2010), Apergis e Payne (2010b) e Yoo e Jung (2005) analisam a relação entre o consumo de energia nuclear e o crescimento económico para diferentes países e diferentes períodos de tempo; Apergis e Payne (2010c) analisam a relação entre o consumo de gás natural e o crescimento económico para 67 países no período 1992 até 2005; Yoo e Kwak (2010), Ciarreta e Zarraga (2010), Yoo e Lee (2010), Ovédraogo (2010), Payne (2010), Chandram, Sharma e Madhavan (2010) e Acarauci e Ozturk (2010) analisaram a relação entre o consumo de electricidade e o crescimento económico para diferentes países e diferentes períodos de tempo.

A análise da relação entre o consumo de energia e o crescimento económico é relativamente extensa. Esta análise estuda diferentes países, diferentes períodos de tempo e diferentes metodologias econométricas (Cheng, 1997; Sari e Soytas, 2007; Zachariadis, 2007; Chontanawat *et al.*, 2008; Wolde-Rufael, 2009; Mishra *et al.*, 2009a; Mishra *et al.*, 2009b; e Ozturk, 2010), são bons exemplos.

Ozturk (2010) faz a síntese (actualizada nesta dissertação), da literatura. Ozturk analisa a relação de causalidade entre o consumo de energia e o crescimento económico, bem

como a relação de causalidade entre o consumo de electricidade e o crescimento económico. Ozturk salienta que os resultados empíricos obtidos em diversos estudos sobre a relação de causalidade de longo prazo contra o impacto de curto prazo são, frequentemente diversos, dependendo dos dados, das metodologias econométricas aplicadas e das características dos países.

Os resultados dos estudos, mostram que a literatura produziu resultados distintos, e não existe consenso, nem sobre a existência de causalidade, nem sobre o sentido da causalidade entre as variáveis, como podemos ver na tabela 1. Em relação aos estudos aplicados a um país, como podemos ver na tabela 2, os resultados são, por vezes, contraditórios, muito em particular quando o tempo de análise da série é aplicado a um único conjunto de dados do país.

Tabela 1: Resenha dos estudos empíricos sobre o nexa entre o consumo de energia e o crescimento económico para multi-países.

Autores	Países	Período	Metodologia	Relação de causalidade
Yu e Choi (1985)	Reino Unido (GBR), Estados Unidos da América (USA), Polónia (POL), Filipinas (PHL), Coreia do Sul (KOR)	1950-1976	Causalidade à Granger	PIB \rightarrow CE (GBR, USA, POL) CE \rightarrow PIB (PHL) PIB \rightarrow CE (KOR)
Erol e Yu (1987)	Japão (JPN), Itália (ITA), Alemanha (DEU), Canada (CAN), França (FRA), Reino Unido (GBR)	1952-1982	Causalidade à Granger	CE \leftrightarrow PIB (JPN) PIB \rightarrow CE (ITA, DEU) CE \rightarrow PIB (CAN) PIB \rightarrow CE (FRA, GBR)
Nachane <i>et al.</i> (1988)	16 Países	1950-1985	Cointegração; Sims; Causalidade à Granger	CE \leftrightarrow PIB (excepto VEN e COL)
Masih (1996)	Índia (IND), Indonésia (IDN), Paquistão (PAK), Malásia (MYS), Filipinas (PHL), Singapura (SGP)	1955-1990	Cointegração; ECM	CE \rightarrow GDP (IND) PIB \rightarrow CE (IDN) CE \leftrightarrow GDP (PAK) PIB \rightarrow CE (MYS, PHL, SGP)
Cheng (1997)	Brasil (BRA), México (MEX), Venezuela (VEN)	1963-1993 1049-1993 1952-1993	Teste de Granger	CE \rightarrow PIB (BRA) CE \rightarrow PIB (MEX, VEN)
Masih (1997)	Taiwan (TWN), Coreia do Sul (KOR)	1952-1992 1955-1991	Cointegração; VEC; Decomposição da variância	CE \leftrightarrow PIB (TWN) CE \rightarrow PIB (KOR)
Glasure e Lee (1997)	Coreia do Sul (KOR), Singapura (SGP)	1961-1990	Cointegração; Causalidade à Granger	PIB \rightarrow CE (KOR) CE \rightarrow PIB (SGP)
Asafu-Adjaye (2000)	Filipinas (PHL), Tailândia (THA), Índia (IND), Indonésia (IDN)	1971-1995 1973-1995	Cointegração; Causalidade à Granger com base no ECM	CE \leftrightarrow PIB (PHL, THA) CE \rightarrow PIB (IND, IDN)
Soytas e Sari (2003)	Argentina (ARG); Itália (ITA); Coreia (KOR); Turquia (TUR); França (FRA); Japão (JPN); Alemanha (DEU)	1950-1992	Cointegração; Causalidade à Granger	CE \leftrightarrow PIB (ARG) PIB \rightarrow CE (ITA, KOR) CE \rightarrow PIB (TUR, FRA, JPN, DEU)
Lee (2005)	Coreia do Sul (KOR), Singapura (SGP), Hungria (HUN), Argentina (ARG), Chile (CHL), Colômbia (COL), México (MEX), Peru (PER), Venezuela (VEN), Indonésia (IDN), Malásia (MYS), Filipinas (PHL), Tailândia (THA), Índia (IND), Paquistão (PAK), Sri Lanka (LKA), Gana (GHA), Quênia (KEN)	1975-2001	Painel VECM	CE \rightarrow PIB
Wolde-Rufael (2005)	Argélia (ALR), República Democrática do Congo (COD), Egipto (EGY), Gana (GHA), Costa do Marfim (CIV), Camarões (CMR), Marrocos (MAR), Nigéria (NGA), Gabão (GAB), Zâmbia (ZMB), Benim (BEN), Congo RP, Quênia (KEN), Senegal (SEN), África do Sul (ZAF), Sudão (SDN), Togo (TGO), Tunísia (TUN), Zimbabué (ZWE)	1971-2001	Abordagem da causalidade à Granger de Toda e Yamamoto	PIB \rightarrow CE (ALR, COD, EGY, GHA, CIV) CE \rightarrow PIB (CMR, MAR, NGA) CE \leftrightarrow PIB (GAB, ZMB) CE \rightarrow PIB (BEN, RP Congo, KEN, SEN, ZAF, SDN, TGO, TUN, ZWE)
Lee (2006)	Alemanha (DEU), Reino Unido (UK), Suécia (SWE), Estados Unidos da América (USA), Bélgica (BEL), Holanda (NLD), Canadá (CAN), Suíça (CHE), França (FRA), Itália (ITA), Japão	1960-2001	Causalidade à Granger	CE \rightarrow PIB (DEU, UK) CE \leftrightarrow PIB (CHE, USA.) CE \rightarrow PIB (BEL, NLD, CAN, CHE)

	(JPN)			PIB→CE (FRA, ITA, JPN)
Soytas e Sari (2006)	Países do G-7	1960-2004	Cointegração multivariada; ECM; Decomposição da variância generalizada	PIB→CE (DEU) CE→PIB (FRA, USA) CE←→GDP (CAN, ITA, JPN, UK)
Al-Iriani (2006)	Bahrein (BHR), Kuwait (KWU), UAE Oman, Qatar (QAT), Arábia Saudita (SAU)	1970-2002	Painel de cointegração; GMM	PIB→CE
Francis <i>et al.</i> (2007)	Haiti (HTI), Jamaica (JAM), Trinidad e Tobago (TTO)	1971-2002	Modelos BVAR; Cointegração	CE←→PIB (no curto prazo para três países) PIB----CE (no longo prazo, HTI e JAM) CE←→GDP (no longo prazo para TTO)
Mehrara (2007)	11 Países exportadores de petróleo (Irão (IRI), Kuwait (KWU), Emirados Árabes Unidos (UAE), Arábia Saudita (SAU), Bahrein (BHR), Oman (OMA), Argélia (ALG), Nigéria (NGA), México (MEX), Equador (ECU) e Venezuela (VEN))	1971-2002	Painel de cointegração	PIB→CE
Lee e Chang (2007b)	22 Países desenvolvidos, 18 Países em Desenvolvimento	1965-2002 1971-2002	Painel VAR e GMM	PIB→CE (países em desenvolvimento) CE←→PIB (países desenvolvidos)
Mahadevan e Asafu- Adjaye (2007)	20 Países Importadores e exportadores de energia	1971-2002	Painel ECM	CE←→PIB (países desenvolvidos) CE→PIB (no curto prazo para países em desenvolvimento)
Akinlo (2008)	Gâmbia (GMB), Gana (GHA), Sudão (SDN), Zimbabué (ZWE), Congo (COG), Senegal (SEN), Camarões (CMR), Costa do Marfim (CIV), Nigéria (NGA), Quênia (KEN), Togo (TGO)	1980-2003	ARDL	PIB→CE (GMB, GHA, SDN, ZWE, COG, SEN) PIB----CE (CMR, CIV, NGA, KEN, TGO)
Chiou-Wei <i>et al.</i> (2008)	Estados Unidos da América (USA), Tailândia (THA), Coreia do Sul (KOR), Filipinas (PHL), Singapura (SIN), Taiwan (TWN), Hong Kong (HKG), Malásia (MYS), Indonésia (IDN)	1954-2006	Causalidade à Granger	PIB----CE (USA, THA, KOR) PIB→CE (PHL, SIN) CE→PIB (TWN, HKG, MYS, IDN)
Chontanawat <i>et al.</i> (2008)	30 Países membros da OCDE e 78 países não membros da OCDE	1960-2000 1971-2000	Causalidade à Granger	CE→PIB (36 países não membros da OCDE) CE→PIB (21 países membros da OCDE)
Lee <i>et al.</i> (2008)	22 Países da OCDE	1960-2001	Painel de cointegração, Painel do modelo VEC	CE←→PIB
Huang <i>et al.</i> (2008)	82 Países de baixo, médio e alto rendimento	1972-2002	Painel VAR; Modelo GMM	PIB→CE (países de médio e alto rendimento) CE----PIB (países de baixo rendimento)
Narayan e Smyth (2008)	Países do G-7	1972-2002	Painel de cointegração; Causalidade à Granger	CE→PIB
Lee e Chang (2008)	16 Países da Ásia	1971-2002	Painel de cointegração; Painel ECM	CE→PIB (no longo prazo) PIB----CE (no curto prazo)
Apergis e Payne (2009d)	Costa Rica (CRI), El Salvador (SLV), Guatemala (GTM), Honduras (HND), Nicarágua (NIC), Panamá (PAN)	1980-2004	Painel de cointegração; ECM	CE→PIB
Apergis e Payne	Arménia (ARM), Azerbaijão (AZE), Bielorrússia (BLR), Geórgia	1991-2005	Painel de cointegração; ECM	CE←→PIB (no longo prazo)

(2009e)	(GEO), Cazaquistão (KAZ), Quirguistão (KGZ), Moldávia (MDA), Rússia (RUS), Tajiquistão (TJK), Ucrânia (UKR), Uzbequistão (UZB)			CE→PIB (no curto prazo)
Apergis e Payne (2009f)	Costa Rica (CRI), El Salvador (SLV), Guatemala (GTM), Honduras (HND), Nicarágua (NIC), Panamá (PAN)	1971-2004	Painel VECM	CE←→PIB (no curto prazo)
Wolde-Rufael (2009)	Argélia (ALR), Benin (BEN), Camarões (CMR), Costa do Marfim (CIV), Egipto (EGI), Gabão (GAB), Gana (GHA), Quénia (KEN), Marrocos (MAR), Nigéria (NGA), Senegal (SEN), África do Sul (ZAF), Sudão (SDN), Togo (TGO), Tunísia (TUN), Zâmbia (ZMB), Zimbabwe (ZWE)	1971-2004	Decomposição da variância; Causalidade à Granger	CE→PIB (BEN, ZAF, ALR, GAB, MAR e NGA) PIB→CE (SEN, SDN, TUN e ZMB) CE←→PIB (TGO, ZWE, GHA, CIV e EGI) CE----PIB (KEN, CMR)
Mishra <i>et al.</i> (2009)	Fiji (FJI), Polinésia Francesa (PYF), Kiribati (KIR), Nova Caledónia (NCL), Papua - Nova Guiné (PNG), Samoa (ASM), Ilhas Salomão (SLB), Tonga (TON), Vanuatu (VUT)	1080-2005	Painel do teste de raiz unitária; Painel de cointegração; Painel de causalidade à Granger; Painel de longo prazo	CE←→PIB
Bacilar, Ozdemir e Arslanturk (2010)	Países do G-7	1960-2006 1971-2006	Causalidade à Granger	PIB→CE (CAN) PIB----CE (USA, UK, JPN, FRA e ITA)
Odhiambo (2010)	África do Sul (ZAF), Quénia (KEN), Republica Democrática do Congo (COD)	1972-2006	ARDL	CE→PIB (ZAF, KEN) PIB→CE (COD)
Ozturk, Aslan e Kalyoncer (2010)	51 Países	1971-2005	Cointegração de Pedroni (1999); Causalidade	PIB→CE (países de baixos rendimentos) CE→PIB (países de rendimentos médios)

Nota: CE → PIB significa que a causalidade vai do consumo de energia para o crescimento económico.

PIB → CE significa que a causalidade vai do crescimento económico para o consumo de energia.

CE ← → PIB significa que existe uma relação de causalidade bidireccional entre o consumo de energia e o crescimento económico.

CE - - - - PIB significa que não existe nenhuma relação de causalidade entre o consumo de energia e o crescimento económico.

Abreviaturas são definidas da seguinte forma: VAR, vector autoregressive model; VECM, vector error correction model; ARDL, Autorregressive distributed lag; CE, consumo de energia; PIB, produto interno bruto; ECM, modelo de correcção do erro; e GMM, método generalizado dos momentos.

Tabela 2: Resenha dos estudos empíricos sobre o nexó entre o consumo de energia e o crescimento económico para um país.

Autores	País	Período	Metodologia	Relação de causalidade
Kraft e Kraft (1978)	Estados Unidos da América (USA)	1947-1974	Causalidade à Granger	PIB→CE
Akarca e Long (1980)	Estados Unidos da América (USA)	1950-1970	Sim's technique	PIB----CE
Yu e Hwang (1984)	Estados Unidos da América (USA)	1947-1979	Sim's technique	PIB----CE
Yu e Choi (1985)	Coreia do Sul (KOR)	1954-1976	Teste de Granger	PIB→CE
Abosedra e Baghestani (1989)	Estados Unidos da América (USA)	1947-1987	Cointegração; Causalidade à Granger	PIB→CE
Hwang e Gum (1991)	Taiwan (TWN)	1961-1990	Cointegração; EC	CE←→PIB
Yu e Jin (1992)	Estados Unidos da América (USA)	1974-1990	Cointegração; Causalidade à Granger	PIB----CE
Stern (1993)	Estados Unidos da América (USA)	1947-1990	Modelo VAR Multivariado	CE→PIB
Cheng (1995)	Estados Unidos da América (USA)	1947-1990	Cointegração; Causalidade à Granger	PIB----CE
Masih e Masih (1996a)	Índia (IND)	1955-1990	ECM	CE→IB
Masih e Masih (1996b)	Malásia (MYS)	1955-1990	ECM	PIB----CE
Masih e Masih (1996c)	Coreia Sul (KOR)	1955-1991	ECM	CE→IB
Cheng e Lai (1997)	Taiwan (TWN)	1954-1993	Causalidade à Granger	PIB→CE
Cheng (1998)	Japão (JPN)	1952-1995	Causalidade à Granger de Hsiao's	PIB→CE
Cheng (1999)	Índia (IND)	1952-1995	Cointegração; ECM; Causalidade à Granger	PIB→CE
Stern (2000)	Estados Unidos da América (USA)	1948-1994	Cointegração; Causalidade à Granger	CE→PIB
Soytas <i>et al.</i> (2001)	Turquia (TUR)	1960-1995	Cointegração; Causalidade à Granger	CE→PIB
Aqeel e Butt (2001)	Paquistão (PAK)	1955-1996	Causalidade à Granger versão de Hsiao; Cointegração	PIB→CE
Fatai <i>et al.</i> (2002)	Nova Zelândia (NZL)	1960-1999	Causalidade à Granger; ARDL; Teste de Toda Yamamoto	PIB----CE
Glasure (2002)	Coreia do Sul (KOR)	1961-1990	Cointegração; ECM; Decomposição da variância	CE←→PIB
Hondroyiannis <i>et al.</i> (2002)	Grécia (GRC)	1960-1996	ECM	CE←→PIB
Altinay e Karagol (2004)	Turquia (TUR)	1950-2000	Causalidade à Granger versão de Hsiao	PIB----CE
Ghali e El-Sakka (2004)	Canadá (CAN)	1961-1997	Cointegração; VEC; Causalidade à Granger	CE←→PIB
Paul e Bhattacharya (2004)	Índia (IND)	1950-1996	Cointegração; Causalidade à Granger	CE←→PIB
Oh e Lee (2004)	Coreia do Sul (KOR)	1970-1999	Causalidade à Granger; ECM	CE→PIB
Wolde-Rufael (2004)	Xangai	1952-1999	Causalidade à Granger versão de Toda e Yamamoto	CE→PIB
Lee e Chang (2005)	Taiwan (TWN)	1954-2003	Johansen-Juselius; Cointegração; VEC	CE→PIB
Ang (2007)	França (FRA)	1960-2000	Cointegração; VECM	CE→PIB (no curto prazo)
Lee e Chang (2007a)	Taiwan (TWN)	1955-2003	Causalidade à Granger; Cointegração; VECM	CE→PIB (só quando há um baixo nível de consumo de energia em TWN)

Jobert e Karanfil (2007)	Turquia (TUR)	1960-2003	Causalidade à Granger	PIB----CE
Ho e Siu (2007)	Hong Kong (HKG)	1966-2002	Cointegração; VECM	CE→PIB
Zamani (2007)	Irão (IRI)	1967-2003	Causalidade à Granger; Cointegração; VECM	PIB→ Energia Total
Lise e Van Montfort (2007)	Turquia (TUR)	1970-2003	Teste de Cointegração	PIB→CE
Karanfil (2008)	Turquia (TUR)	1970-2005	Causalidade à Granger; Teste de Cointegração	PIB→CE PIB----CE (quando a economia não registada é considerada)
Erbaykal (2008a)	Turquia (TUR)	1970-2003	Bounds test; Cointegração; ARDL	CE→PIB
Ang (2008)	Malásia (MYS)	1971-1999	Cointegração de Johansen; VECM	PIB→CE
Erdal <i>et al.</i> (2008)	Turquia (TUR)	1970-2006	Pair-wise causalidade à Granger; Cointegração de Johansen	CE←→PIB
Bowden e Payne (2009)	Estados Unidos da América (USA)	1949-2006	Teste de causalidade de Toda e Yamamoto	CE→PIB
Halicioglu (2009)	Turquia (TUR)	1960-2005	Causalidade à Granger; ARDL; Cointegração	PIB----CE
Payne (2009)	Estados Unidos da América (USA)	1949-2006	Teste de causalidade de Toda e Yamamoto	PIB----CE
Soytas e Sari (2009)	Turquia (TUR)	1960-2000	Teste de causalidade de Toda e Yamamoto	PIB----CE
Belloumi (2009)	Tunísia (TUR)	1971-2004	Causalidade à Granger; VECM	CE←→PIB (no longo prazo) CE→PIB (no curto prazo)
Odhiambo (2009a)	Tanzânia (TZA)	1971-2006	ARDL bounds test	CE→PIB
Zhang e Cheng (2009)	China (CHN)	1960-2007	Causalidade à Granger	PIB→CE
Bartleet e Gounder (2010)	Nova Zelândia (NZL)	1960-2004	Bounds test; Causalidade à Granger;	PIB→CE (curto prazo) PIB→CE (longo prazo)
Tsani (2010)	Grécia (GRC)	1960-2006	Causalidade à Granger; Toda e Yamamoto (1995)	CE→PIB (níveis agregados de consumo) CE→PIB (níveis desagregados de consumo, consumo de energia industrial e residencial)
Fuinhas e Marques (2010)	Portugal (PRT)	1965-2008	ARDL bounds test	CE→PIB

Nota: CE → PIB significa que a causalidade vai do consumo de energia para o crescimento económico.

PIB → CE significa que a causalidade vai do crescimento económico para o consumo de energia.

CE ← → PIB significa que existe uma relação de causalidade bidireccional entre o consumo de energia e o crescimento económico.

CE - - - PIB significa que não existe nenhuma relação de causalidade entre o consumo de energia e o crescimento económico.

Abreviaturas são definidas da seguinte forma: VAR, vector autoregressive model; VECM, vector error correction model; ARDL, Autorregressive distributed lag; CE, consumo de energia; PIB, produto interno bruto; ECM, modelo de correcção do erro; e GMM, método generalizado dos momentos.

Ao contrário da relação causal entre o consumo de energia e o crescimento económico, a relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico tem sido pouco analisada. Tanto quanto é do nosso conhecimento apenas foi estudada por, Zou e Chau (2006) e Ghosh (2009).

Zou e Chau (2006) analisam a relação entre o consumo de petróleo e a integração do PIB na China para o período 1953 até 2002. A metodologia empregue foi o teste de cointegração e a causalidade à Granger. Zou e Chau não detectaram nenhuma relação de cointegração. Devido à liberalização da economia Chinesa em 1984, Zou e Chau, repartiram este período em dois: 1) 1953 até 1984; e 2) 1985 até 2002. Encontraram uma relação de cointegração entre o consumo de petróleo e o PIB. No período 1953 até 1984, a curto prazo não encontraram nenhuma relação de causalidade entre o consumo de petróleo e o PIB, já no longo prazo, encontraram uma relação de causalidade bidireccional. Para o período 1985 até 2002, no curto prazo, encontraram uma relação de causalidade unidireccional do consumo de petróleo para o PIB. No período 1953 até 1984, a longo prazo, não encontraram nenhuma relação de causalidade.

Ghosh (2009) analisou a relação de equilíbrio de longo prazo entre a quantidade importação de petróleo bruto, rendimento e preço do petróleo importado da Índia para o período 1970 até 1971 e 2005 até 2006. Ghosh na sua análise utilizou o modelo ARDL e o teste de cointegração. Os resultados da causalidade à Granger mostram que, existe uma relação de causalidade unidireccional de longo prazo que vai do crescimento económico para a importação de petróleo bruto. A redução da importação de petróleo não afectará no longo prazo o futuro crescimento económico da Índia.

Tabela 3: Resenha dos estudos empíricos sobre o nexa entre o consumo de petróleo e o crescimento económico.

Autores	País	Período	Metodologia	Relação de causalidade
Zou e Chau (2006)	China (CHN)	1947-1974	Causalidade à Granger; Cointegração	CP----PIB (curto prazo 1953-1984) CP→PIB (curto prazo 1985-2002) CP----PIB (longo prazo 1953-1984)
Ghosh (2009)	Índia (IND)	1970-1971 2005-2006	ARDL	PIB→CP (longo prazo)

Nota: CP → PIB significa que a causalidade vai do consumo de energia para o crescimento económico.

PIB → CP significa que a causalidade vai do crescimento económico para o consumo de energia.

CP ↔ PIB significa que existe uma relação de causalidade bidireccional entre o consumo de energia e o crescimento económico.

CP ---- PIB significa que não existe nenhuma relação de causalidade entre o consumo de energia e o crescimento económico.

3 – Metodologia

Na econometria clássica os dados das sucessões cronológicas devem ser estacionários, a média, a variância e a covariância devem ser constantes ao longo do tempo (Gujarati, 2000). Caso as variáveis não sejam estacionárias ao estimarmos uma regressão, mesmo que os valores dos respectivos testes *t* de *student* sejam significativos e que o coeficiente de determinação (R^2) da regressão seja elevado, podemos obter uma regressão espúria, isto porque, se ambas as séries temporais envolvidas exibirem forte tendência (movimentos sustentados tanto com inclinação positiva, quanto negativa) o elevado valor observado do R^2 será devido à presença da tendência e não à relação entre as duas séries (Granger e Newbold, 1974). Por essa razão, é importante descobrir se a relação entre as variáveis económicas é verdadeira ou espúria (Gujarati, 2000).

O primeiro passo, na estimação de modelos econométricos, consiste na determinação da ordem de integração das variáveis. As variáveis poderão ser: 1) estacionárias em torno de uma média; 2) estacionárias em torno de uma tendência determinística; ou 3) processos de raiz unitária que podem conter, ou não, uma deriva (*drift*). No caso das séries estacionárias em tendência (TSP), é necessária a remoção da tendência a cada uma delas, ou, alternativamente, proceder à inclusão de uma variável determinística que represente a tendência das séries. Este procedimento é necessário para que as propriedades do método dos mínimos quadrados se mantenham e os coeficientes sejam bem estimados. No caso de séries integradas – processos estacionários após diferenciação (DSP) – é fundamental que os resíduos da regressão sejam um processo estacionário (Patterson, 2000).

É conhecido que diversas séries económicas possuem uma raiz unitária. Os choques aleatórios têm, portanto, efeitos permanentes.

3.1 Análise da ordem de integração das séries

Para estudar a ordem de integração das variáveis recorreremos a três testes: 1) *Augmented Dickey-Fuller* (ADF); 2) *Phillips-Perron* (PP); e 3) *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). Os testes de ADF e de PP têm como hipótese nula a presença de uma raiz unitária. O teste de KPSS tem como hipótese nula a estacionariedade.

O teste ADF é uma extensão do teste de *Dickey-Fuller* (DF). O teste de DF permite-nos testar a existência de uma raiz unitária nos casos onde é necessário introduzir a

constante e/ou a tendência. O teste DF só é válido se a variável residual for do tipo “ruído branco”. O teste ADF, não é mais do que um teste DF ao qual foi acrescentado um número mínimo de defasamentos da variável dependente de forma a anular a autocorrelação.

Para a escolha do número óptimo de defasamentos (p), podem ser utilizados diversos critérios de informação, dos quais recorreremos: 1) ao critério de informação *Akaike* (AIC) - sugerido por Pesaran e Shin (1998); e 2) ao critério de informação *Schwarz Criterion* (SC) - sugerido por Pesaran e Shin (1997). De acordo com os critérios de informação, será escolhida a equação auxiliar cuja estimação apresente o menor AIC, ou, o menor SC. Se a estatística de teste for inferior ao valor crítico, a hipótese nula (H_0 : existência de raiz unitária), é rejeitada.

Os valores críticos nos testes ADF foram tabelados, inicialmente, por Fuller (1976) e posteriormente refinados por Mackinnon (1996). Recorreremos aos valores deste último autor. Os valores desta estatística variam consoante o tamanho da amostra e conforme o tipo de *data-generation process* (processo gerador de dados - PGD). São especificados usualmente três casos: 1) constante e tendência determinística; 2) constante determinística sem tendência; e 3) inexistência de componentes determinísticas.

Phillips e Perron (1988) desenvolveram uma abordagem alternativa ao teste ADF. O teste PP tem algumas vantagens sobre o teste ADF, principalmente na forma como eles tratam a correlação e a heterocedasticidade dos erros.

O teste KPSS considera como hipótese nula que a série é estacionária, ao contrário dos testes ADF e PP. A vantagem deste teste é explicada através da falta de potência dos testes ADF e PP. Contudo, por vezes, o KPSS é pouco robusto, porque, as conclusões sobre a estacionariedade das séries são muito sensíveis quanto ao número de defasamentos utilizados no cálculo da variância de longo prazo.

A utilização conjunta destes três testes (ADF, PP e KPSS), permite-nos tirar conclusões mais robustas sobre a ordem de integração das séries.

3.2 Análise da causalidade entre o consumo de petróleo e o crescimento económico

Os testes de causalidade que são normalmente utilizados não permitem testar causalidade em sentido económico. Causalidade é aqui entendida como uma precedência temporal, no sentido em que uma variável antecede as variações de uma outra variável. Será

analisada a abordagem de causalidade à Granger e a abordagem proposta por Toda e Yamamoto.

Quando estimamos um modelo econométrico, ao relacionarmos as variáveis, o sentido da causalidade é importante. À medida que estimamos as relações entre as variáveis, existem questões que se colocam, como por exemplo: 1) qual o sentido da causalidade; ou 2) qual é a causa e qual é o efeito. Tomemos como exemplo a nossa análise: a relação causal entre o consumo de petróleo (CP) e o crescimento económico (PIB). O nosso objectivo é, descobrir se é o CP que causa o PIB ($CP \rightarrow PIB$), ou se é o PIB que causa o CP ($PIB \rightarrow CP$). Para se resolver esta questão, surgiu uma metodologia de identificação da causalidade, que mais tarde passou a ser conhecida como *causalidade à Granger*.

Existem quatro casos de causalidade possíveis: 1) causalidade unidireccional ($CP \rightarrow PIB$); 2) causalidade unidireccional ($PIB \rightarrow CP$); 3) causalidade bidireccional ($CP \leftrightarrow PIB$); e 4) não existência de causalidade ($CP \text{---} PIB$).

A causalidade unidireccional ($PIB \rightarrow CP$) e ($CP \rightarrow PIB$), podem ser referidas como *hipótese de conservação* e *hipótese de crescimento*, respectivamente. A *hipótese de conservação* é sustentada, se um aumento do PIB provocar um aumento no consumo de petróleo. A *hipótese de crescimento* indica, que as restrições sobre o consumo de petróleo podem afectar negativamente o crescimento económico. A *hipótese de crescimento* sugere que o consumo de petróleo desempenha um papel fundamental no crescimento económico.

A causalidade bidireccional ($CP \leftrightarrow PIB$) é referida como *hipótese de feedback*. Esta hipótese indica, que o consumo de petróleo e o crescimento económico são determinados em conjunto e afectados simultaneamente.

A situação de não existência de causalidade ($CP \text{---} PIB$) é referida como a *hipótese de neutralidade*. Esta hipótese indica, que o consumo de petróleo não está correlacionado com o PIB. A *hipótese de neutralidade* é suportada pela ausência de uma relação de causalidade entre o consumo de petróleo e o crescimento económico.

Um aspecto essencial na análise da relação de causalidade entre variáveis é, a escolha do número óptimo de desfasamentos (p). Os critérios de informação SC e AIC são os testes mais utilizados para esta escolha.

Ao realizarmos o teste de causalidade à Granger, temos que ter em conta algumas considerações: 1) as variáveis são estacionárias; 2) o sentido da causalidade é susceptível quanto ao número de desfasamentos; e 3) os erros entre as equações não são correlacionados.

Toda e Yamamoto (1995) propuseram um procedimento alternativo para o teste de causalidade à Granger. Esta abordagem consiste, na aplicação de um teste *Wald*, onde são testadas as restrições dos parâmetros do *vector autorregressive* (VAR). O teste é realizado nos p primeiros desfasamentos, pois, os últimos desfasamentos não são considerados no teste *Wald*. Os restantes desfasamentos atestam que o teste contenha distribuição qui-quadrado. O VAR é estimado com a ordem de desfasamentos $(p+d)$, onde d é o nível máximo de cointegração das variáveis do modelo, e p representa o número de desfasamentos.

Toda e Yamamoto demonstraram que este método, como a técnica ARDL, evita as baixas potências (Chocrane, 1986; Perron, 1989; e Kwiatkowski, 1992) da raiz unitária e os testes de cointegração. De uma forma sucinta, são necessários quatro passos para se poder analisar o teste proposto por Toda e Yamamoto: 1) definição da ordem máxima de integração (d); 2) definição do número óptimo de desfasamentos (p); 3) estimação de um VAR em nível com $(p+d)$ desfasamentos; e 4) aplicação do teste de restrições de *Wald* nos p primeiros desfasamentos a fim de testar a não existência de causalidade à Granger.

3.3 Estudo das elasticidades

Para o estudo das elasticidades, recorreremos a dois testes: 1) o teste de cointegração; e 2) o teste ARDL.

A cointegração é uma propriedade estatística que assegura a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo, não espúria, entre as variáveis económicas. Quando duas ou mais séries temporais apresentam uma tendência estocástica comum, as séries são cointegradas.

Se duas variáveis y_t e x_t são $I(1)$, a variável residual decorrente da regressão entre elas também será $I(1)$. Pode ocorrer que a variável residual seja estacionária ($I(0)$) e as variáveis y_t e x_t sejam cointegradas.

De acordo com o *teorema de representação de Granger* (Pillai, 2001), se duas variáveis y_t e x_t forem $I(1)$ e cointegradas, é exequível representar a relação entre elas como um *Error Correction Mechanism* (ECM).

A presença de cointegração, entre duas ou mais variáveis integradas, pode ser aprendida recorrendo-se a abordagens do tipo multiequacional ou uniequacional. A abordagem multiequacional aceita: 1) a possibilidade de as variáveis se influenciar

simultaneamente; e 2) a presença de múltiplos vectores de cointegração linearmente independentes. A abordagem multiequacional acaba por ser mais geral e menos restritiva. A abordagem uniequacional aceita: 1) a variável dependente seja explicada por uma ou várias variáveis que lhe são exógenas; e 2) a existência de apenas uma combinação linear estacionária, ou seja, uma única relação de cointegração.

Num modelo multiequacional a expressão mais geral é designada VAR. Os modelos VAR correspondem a processos de equações onde cada variável é função dos desfasamentos dela própria, até à ordem p , e dos valores passados, até ao momento $t-p$, das demais variáveis incluídas. Os modelos VAR aceitam: 1) a hipótese de existência de várias relações de cointegração; 2) a hipótese de endogeneidade de todas as variáveis incluídas; e 3) a hipótese de inter-relação entre as variáveis no curto prazo e no longo prazo. Assim, a abordagem multiequacional converte-se na abordagem mais importante, porque só com base nesta, é possível descobrir a existência de mais de um vector de cointegração e avaliar a existência de exogeneidade fraca entre as variáveis.

A abordagem de cointegração uniequacional sugerida por Engle e Granger (1987) tem por objectivo, a verificação da estacionaridade do resíduo consequente da estimação, com base num *Ordinary Least Square* (OLS) de uma relação de longo prazo entre variáveis não estacionárias. Se as variáveis $x_{i,t}$ e y_t forem $I(1)$ e existir cointegração entre elas, o resíduo adquirido, depois da efectuação de uma regressão linear, será do tipo $I(0)$.

A análise dinâmica dos testes de cointegração uniequacionais, referida por Harris e Sollis (2003), afecta a formulação de um modelo *Autorregressive Distributed Lags* (ADL) onde todas as variáveis expõem o mesmo número de desfasamentos. Para a escolha do número óptimo de desfasamentos são realizados os testes F quanto à significância de cada um dos desfasamentos e os critérios de informação AIC e SC.

Pesaran, Shin e Smith (2001), propuseram uma abordagem ao teste de cointegração uniequacional, que tem por base, a reformulação do ADL. Esta abordagem é fácil de implementar, independentemente de os seus regressores serem $I(0)$ ou $I(1)$. A sua aplicação consiste em deduzir-se o número óptimo de desfasamentos (p) a inserir, recorrendo aos critérios de informação AIC e SC, de modo a que, os resíduos da estimação ostentem as propriedades pretendidas.

Pesaran *et al.*, (2001) resolveram o problema da cointegração. De acordo com a abordagem destes autores, a existência de uma relação de cointegração pode ser analisada entre as séries, independentemente destas serem $I(0)$ ou $I(1)$, sob a circunstância que a

variável dependente é I(1) e as variáveis independentes são I(0) ou I(1). Este ponto é a maior vantagem desta abordagem em comparação aos restantes teste de cointegração.

O modelo ARDL, especialmente quando comparado com o método de cointegração de Johansen, tem várias vantagens (por exemplo Mah, 2000). O modelo ARDL: 1) determina eficazmente a relação de cointegração em casos de amostras pequenas (Ghatak e Siddiki, 2001; Tang, 2003); 2) pode ser aplicado independentemente de os desfasamentos subjacentes serem integrados de ordem um (I(1)), ordem zero (I(0)) ou integrado fraccionadamente (*fractional integration*) (Hsiao, 1997); 3) sustentação de um grande número de escolhas, incluindo as decisões sobre o número de variáveis endógenas e exógenas (Alam e Quazi, 2003) e o número óptimo de desfasamentos a ser utilizado (Pahlavani *et al.*, 2005; e Pesaran e Smith, 1998); e 4) tem boas propriedades estatísticas, desde que não emita para além da dinâmica de curto prazo para o termo residual (Pattichis, 1999).

O modelo ARDL deve ser utilizado: 1) se tivermos uma amostra pequena; 2) quando a ordem de integração dos dados não é clara, tal como a delimitação dos casos de fronteira (*borderline*) I(0)/I(1); 3) quando os dados necessitarem de variáveis *dummy* para serem incluídos no teste de cointegração; 4) quando a especificação do modelo indicar um número óptimo de desfasamentos diferente para uma ou mais variáveis (Pahlavani *et al.*, 2005); e 5) quando a especificação do modelo indicar a utilização de variáveis *dummy* (com valores de zero e um) para capturar os efeitos dos valores dos *outliers* e das quebras estruturais. Pesaran *et al.* (2001) argumentaram que a teoria assintótica desenvolvida na abordagem ARDL não é prejudicada pela inclusão de variáveis *dummy* “um-zero”.

A abordagem ARDL baseia-se no OLS e na estimação de um *Unrestricted Error Correction Model* (UECM). A partir do ARDL, podemos derivar um ECM após uma simples transformação linear (Banerjee *et al.*, 1993). O ECM integra a dinâmica de curto prazo com o equilíbrio de longo prazo, sem perder qualquer tipo de informação (Shrestha e Chowdhury, 2005).

A versão ECM do modelo ARDL, pode ser obtida da seguinte forma,

$$\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 T + \phi y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde: y_t é a variável dependente; e x_t é um vector de ordem k das variáveis independentes.

Se, $\phi \neq 0$ e $\delta \neq 0$ existe uma relação de longo prazo entre os níveis de y_t e x_t , que é dada por,

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 T + \theta_2 x_t + v_t \quad (2)$$

Onde: $\theta_0 = \frac{-\mu_0}{\phi}$; $\theta_2 = \frac{-\delta}{\phi}$; e v_t é um processo estacionário com média zero.

Se, $\phi < 0$ a relação de longo prazo entre y_t e x_t é estável. A equação (1) pode ser expressa como um modelo ECM da seguinte forma,

$$\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 T + \phi(y_{t-1} - \theta_2 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

No contexto da equação (3) o teste $\phi=0$, pode ser interpretado como um teste de existência de uma relação de longo prazo entre y_t e x_t . No método ARDL, tal teste é feito a partir do teste de hipóteses conjuntas, onde $\phi=0$ e $\delta=0$, do modelo ECM definido na equação (1).

Na implementação da abordagem ARDL, devem ser utilizados o teste *Wald*, ou o teste F para testar a significância dos níveis de desfasamento das variáveis no UECM (Pesaran *et al.*, 2001). Um aspecto importante a considerar, que permite a redução dos dados da série temporal, é a existência de um equilíbrio na escolha do desfasamento. Este deve ser: 1) suficientemente grande para restringir o problema da correlação residual da série; e 2) pequeno o suficiente para impedir que o UECM se torne excessivamente sobre-parametrizado (Pesaran *et al.*, 2001).

A abordagem ARDL consiste em três etapas: 1) determinar a existência de uma relação de cointegração de longo prazo entre as variáveis da equação; 2) estimar as elasticidades da relação de longo prazo e determinar os seus valores; e 3) calcular as elasticidades de curto prazo a partir dos coeficientes das primeiras diferenças das variáveis na equação ARDL.

A primeira etapa é determinada através do teste *Wald* ou do teste F. O teste de significância conjunta é realizado para testar a hipótese nula de não existência de cointegração. A hipótese nula é testada fazendo com que todas as variáveis (desfasadas um

nível) sejam iguais a zero, contra a hipótese alternativa, onde todas as variáveis (desfasadas um nível) são diferentes de zero (Tang, 2003).

Com base nos níveis de significância (1%, 5%, e 10%), o valor resultante da estatística F é comparado com os valores críticos tabulados em Pesaran *et al.*, (2001). São apresentados os valores críticos para cinco casos diferentes independentemente do modelo escolhido conter uma constante e/ou uma tendência. Estes valores críticos contêm limites superiores e inferiores que abrangem toda a classificação possível das variáveis em I(1), I(0) e mutuamente cointegradas. Caso a estatística F seja maior do que o limite superior do valor crítico, a hipótese nula de não existência de cointegração é rejeitada e as variáveis incluídas no modelo são cointegradas. Se a estatística F for menor do que o limite inferior do valor crítico, a hipótese nula de não existência de cointegração não pode ser rejeitada e as variáveis não são cointegradas. Se a estatística F recair entre o limite superior e inferior, a hipótese nula de não existência de cointegração não é conclusiva. Neste caso, para se chegar a uma conclusão é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis explicativas I(d). Se as variáveis são I(0), são cointegradas com base no limite inferior. Se as variáveis são I(1) não são cointegradas com base no limite superior (Shrestha e Chowdhury, 2005; e Tang, 2003).

As elasticidades de longo prazo são calculadas a partir dos valores estimados dos coeficientes das variáveis (independentes) referentes ao nível de desfasamento, a dividir, pelas variáveis dependentes e multiplicadas por um sinal negativo (Bardsen, 1989).

A segunda etapa, só ocorre se encontrarmos uma relação de longo prazo na primeira etapa (Marashdeh, 2005).

Os coeficientes das primeiras diferenças das variáveis estimadas no UECM representam as elasticidades de curto prazo (Tang, 2003). Para se comprovarem os resultados robustos do modelo ARDL, são realizados testes de diagnóstico e testes de estabilidade. Os testes de diagnóstico analisam: 1) a normalidade; 2) a correlação da série; 3) o *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH); e 4) a heterocedasticidade associada ao modelo. Os testes de estabilidade são realizados através da utilização dos testes *Cumulative Summation* (CUSUM) e *Cumulative Summation of Squares* (CUSUM of Squares).

4 - Análise da economia portuguesa

A análise, aos dados da economia portuguesa, revela séries com poucas observações, outliers, e quebras estruturais. Os métodos de referência para a análise econométrica de cointegração e causalidade, na sua grande parte, não têm em atenção estas especificidades. Devido às vantagens intrínsecas à nossa análise, a abordagem mais apropriada, é o teste ARDL, introduzido por Pesaran e Shin (1999) e, posteriormente prorrogado por Pesaran et al. (2001).

O teste ARDL tem algumas características de especial interesse para o nosso estudo: 1) não impõe uma hipótese restritiva. Todas as variáveis, em fase de teste, devem ter a mesma ordem de integração; 2) é adequado, mesmo que o tamanho da amostra seja pequeno; e 3) fornece, geralmente, estimativas não enviesadas das relações de longo prazo entre as variáveis e estatísticas *t* válidas, mesmo quando alguns dos desfasamentos são endógenos (Harris e Sollis, 2003).

Resumidamente, uma das grandes vantagens do ARDL é a garantia de robustez do modelo em relação à ordem de integração e cointegração dos desfasamentos, não existindo a necessidade de se realizar um teste de raiz unitária.

De seguida vamos: 1) descrever a análise dos dados; 2) expor os modelos; e 3) estudar a relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico em Portugal no período 1965 até 2008.

4.1 Análise dos dados

O nosso estudo analisa a relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico em Portugal no período que decorre entre 1965 e 2008. São utilizados dados anuais do Consumo de Petróleo, do Produto Interno Bruto e do Preço Internacional do Petróleo. O consumo de petróleo (*O*) é obtido a partir de BP Statistical Review of World Energy June 2009. O Produto Interno Bruto (*Y*) é o produto interno bruto a preços de mercado de 2000, obtido a partir da European Commission - Economic and Financial Affairs - Indicators - AMECO database. O preço internacional do petróleo (*P*) é obtido a partir de BP Statistical Review of World Energy June 2009.

4.2 Exposição dos modelos

Para a elaboração do nosso estudo, serão utilizados dois modelos. O primeiro modelo relaciona: 1) o consumo de petróleo; 2) o crescimento económico; e 3) o preço internacional do petróleo. O segundo modelo, relaciona: 1) o crescimento económico; 2) o consumo de petróleo; e 3) o preço internacional do petróleo.

As equações (4) e (5) são utilizadas para testar: 1) a cointegração entre o logaritmo natural do consumo de petróleo (LO); 2) o logaritmo natural do PIB (LY); e 3) o logaritmo natural do preço internacional do petróleo (LP).

Modelo 1: Consumo de petróleo, crescimento económico e preço internacional do petróleo:

$$DLY_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} DLY_{t-1} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} DLO_{t-1} + \sum_{i=0}^v \alpha_{4i} DLP_{t-1} + \alpha_5 LY_{t-1} + \alpha_6 LO_{t-1} + \alpha_7 LP_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

Onde: D é o operador de primeira diferença; L é o logaritmo natural; α_0 é a constante do modelo; t é a tendência; Y é o PIB; O é o consumo de petróleo; e P é o preço internacional do petróleo.

Os sinais esperados das variáveis são:

$$\alpha_0 \neq 0; \alpha_1 \neq 0; \alpha_{2i} \neq 0; \alpha_{3i} \neq 0; \alpha_{4i} > 0; \alpha_5 < 0; \alpha_6 < 0; \alpha_7 \neq 0$$

Os parâmetros α_{2i} , α_{3i} e α_{4i} explicam os coeficientes dinâmicos de curto prazo, enquanto α_5 , α_6 e α_7 explicam os multiplicadores de longo prazo da equação.

Modelo 2: Crescimento económico, consumo de petróleo e preço internacional do petróleo:

$$DLO_t = \beta_0 + \beta_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} DLO_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} DLY_{t-1} + \sum_{i=0}^v \beta_{4i} DLP_{t-1} + \beta_5 LO_{t-1} + \beta_6 LY_{t-1} + \beta_7 LP_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

Onde: D é o operador de primeira diferença; L é o logaritmo natural; β_0 é a constante do modelo; t é a tendência; Y é o PIB; O é o consumo de petróleo; e P é o preço internacional do petróleo.

Os sinais esperados das variáveis são:

$$\beta_0 \neq 0; \beta_1 \neq 0; \beta_{2i} \neq 0; \beta_{3i} \neq 0; \beta_{4i} > 0; \beta_5 < 0; \beta_6 < 0; \beta_7 \neq 0$$

Os parâmetros β_{2i} , β_{3i} e β_{4i} explicam os coeficientes dinâmicos de curto prazo, enquanto β_5 , β_6 e β_7 explicam os multiplicadores de longo prazo da equação.

4.3 Consumo de petróleo e crescimento económico - 1965 a 2008

Petróleo é a fonte de energia primária mais importante em Portugal, representando no início do período em análise 64% e no seu término 60%. O consumo de petróleo é crescente até 1976, ano em que atinge o seu valor máximo (82%), seguindo depois dessa data uma tendência decrescente atingindo o valor mínimo em 2006 (58%), como se pode verificar na figura 1.

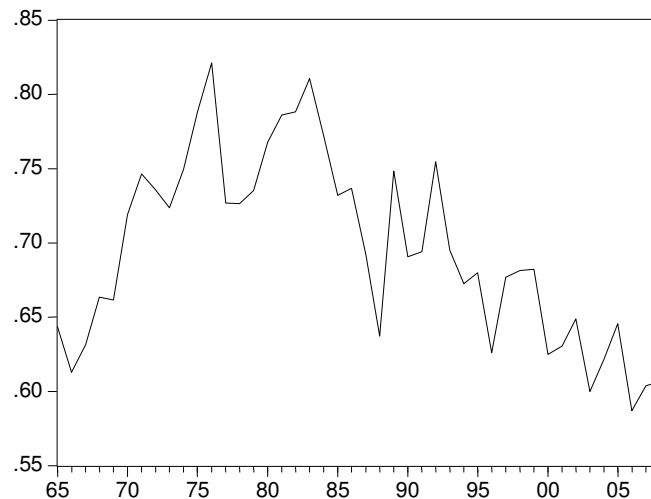


Figura 1: Percentagem do consumo de petróleo no total da energia primária

Esta secção está organizada da seguinte forma: 1) análise às propriedades estatística das séries; 2) avaliação visual das séries; 3) análise das estatísticas ADF, PP e KPSS - para se encontrar a ordem de integração das séries; 4) estimação do modelo UECM; 5) selecção do número óptimo de defasamento, com a aplicação do critério de informação AIC; 6) realização dos testes de diagnóstico; 7) realização do *bounds test* para testarmos a presença de cointegração; e 8) cálculo das elasticidades de curto e de longo prazo.

A análise econométrica da relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico sugerem, como melhor escolha, a utilização do Modelo 1 e do Modelo 2. As estimativas dos modelos serão apresentadas passo a passo posteriormente.

Análise da ordem de integração das séries

A avaliação inicial da relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico em Portugal sugere que a evolução do consumo de petróleo e o PIB estão fortemente correlacionados. Um coeficiente de correlação de 0,9744 indica uma forte correlação positiva entre o (logaritmo natural) consumo de petróleo e (logaritmo natural) o PIB em Portugal. O valor da correlação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico é de 0,4302. Estes resultados indicam que, os valores mais elevados do crescimento económico estão associados aos valores mais elevados do consumo de petróleo. No entanto esta correlação é apenas uma condição a ser cumprida, por forma, a que qualquer relação de causalidade possa estar presente, fornecendo-nos informações no que diz respeito à presença ou à natureza das relações de causalidade. A tabela 4 mostra o sumário das estatísticas relativas ao consumo de petróleo e ao crescimento económico.

Tabela 4: Sumário das estatísticas

	DLY	DLO	DLP
Mean	0.033624	0.037433	0.048004
Median	0.032660	0.036873	0.000940
Maximum	0.099744	0.260156	1.154323
Minimum	-0.052294	-0.105152	-0.670312
Std. Dev.	0.029816	0.073441	0.284842
Skewness	-0.042727	0.509512	1.256479
Kurtosis	3.659156	3.740743	7.606429
Jarque-Bera	0.791538	2.843572	49.33202
Probability	0.673162	0.241283	0.000000
Sum	1.445813	1.609637	2.064160
Sum Sq. Dev.	0.037339	0.226533	3.407678
Observations	43	43	43

O primeiro passo, na análise econométrica das séries temporais, é a visualização da apresentação gráfica dos dados. Este passo tem como objectivo, compreender as

características dos dados, tais como: 1) o formato da tendência; 2) a direcção da tendência; 3) as quebras estruturais; e 4) a estacionaridade. A apresentação gráfica dos dados das variáveis do PIB e do Consumo de Petróleo em logaritmos naturais são apresentados na figura 2. A figura 2 mostra que, as variáveis, em logaritmos naturais, o PIB (LY), o consumo de petróleo (LO) e o preço internacional do petróleo (LP), apresentam uma fronteira linear/tendência distinta quadrática ascendente e determinista do padrão. As variáveis LY, LO e LP mostram um *outlier* claro por volta dos anos 1975 e 1984.

O *outlier* no ano 1975 é controlado por uma *impulse dummy* DI1975. A *impulse dummy* (DI1975), assume o valor 1 no ano 1975 e o valor 0 nos restantes anos. O *outlier* no ano 1984 é controlado por uma *impulse dummy* DI1984. A *impulse dummy* (DI1984), assume o valor 1 no ano 1988 e o valor 0 nos restantes anos.

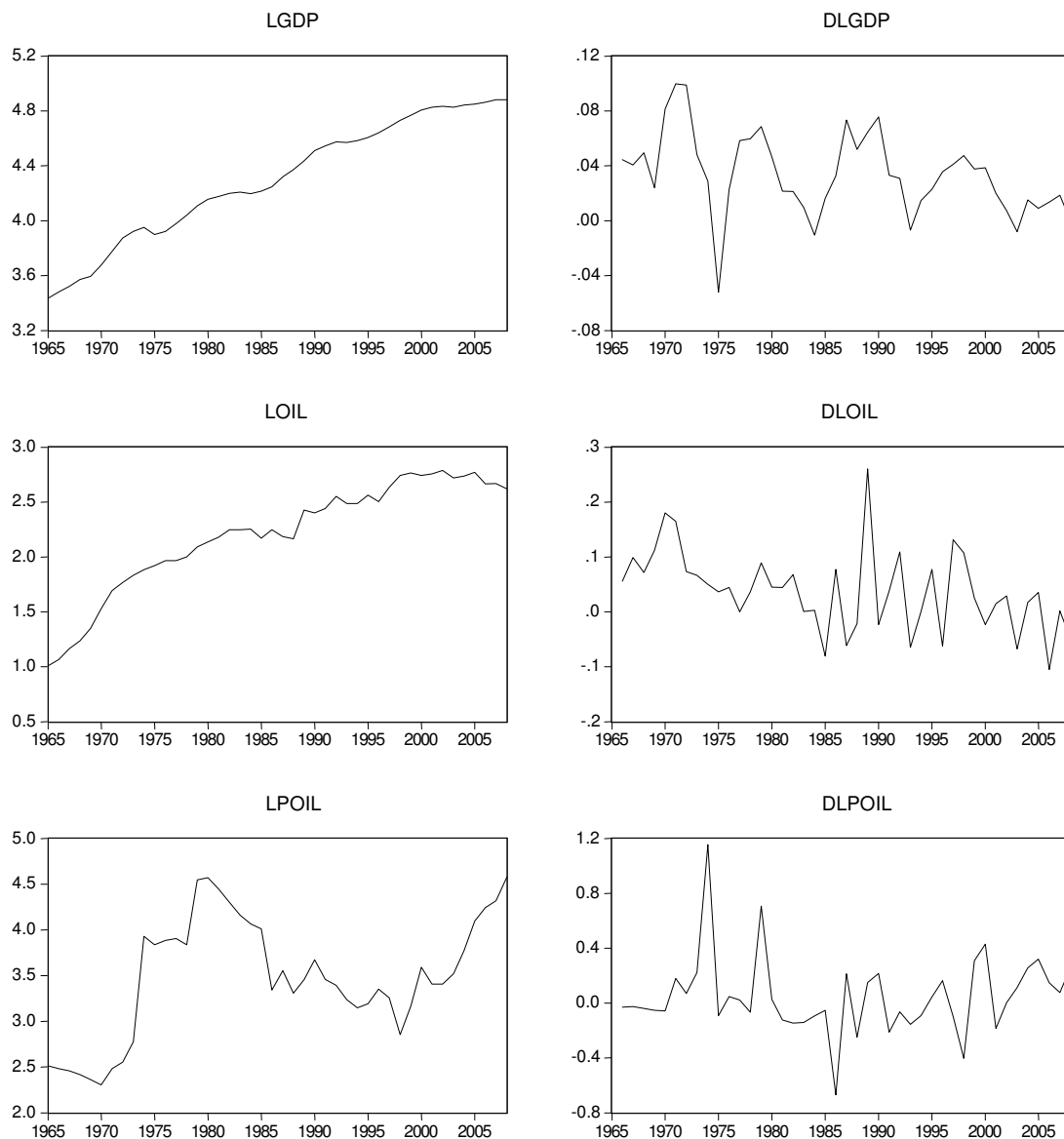


Figura 2: PIB, consumo de petróleo e preço internacional do petróleo em logaritmos e em primeiras diferenças.

Existem vários testes para avaliar a estacionaridade dos dados, tais como: 1) a análise gráfica; 2) o teste correlograma; e 3) o teste raiz unitária. O teste de raiz unitária tornou-se a abordagem mais utilizada para testar a estacionaridade de uma série temporal. Dada a natureza dos dados em análise, testaremos a verificação visual com testes de raiz unitária.

A verificação visual dos dados sugere que as variáveis não são estacionárias. Na tabela 5, apresentamos um resumo dos testes ADF, PP e KPSS. O resultado do teste ADF mostra que todas as variáveis não são estacionárias em nível ao nível de significância de 5%. No

entanto, as variáveis são estacionárias na sua primeira diferença. O teste PP confirma o resultado obtido no teste ADF. O KPSS consolida os resultados obtidos nos testes ADF e PP. Podemos concluir que, as variáveis incluídas na função de procura agregada de importação, não são estacionárias em nível e estacionárias em relação à sua primeira diferença.

Tabela 5: ADF, testes de raiz unitária de PP e testes de estacionaridade KPSS

Variable	ADF		PP		KPSS	
	μ	τ	μ	τ	M	τ
LY	-2.6730* (3)	-2.3406 (1)	-2.3177 (3)	-1.4946 (2)	0.8337*** (5)	0.1806*** (4)
DLY	-3.2068** (0)	-3.5936** (0)	-3.1253** (4)	-2.9746 (7)	0.4222* (1)	0.0406 (3)
LO	-3.5385** (0)	-1.5609 (0)	-3.8665*** (4)	-1.4698 (4)	0.7860*** (5)	0.1783** (5)
DLO	-5.7554*** (0)	-7.1121*** (0)	-5.9307 (5)	-7.1045 (4)	0.5162** (5)	0.0739 (4)
LP	-1.3230 (0)	-1.4852 (0)	-1.3869*** (2)	-1.6285*** (3)	0.2360 (5)	0.1210* (5)
DLP	-6.1438*** (0)	-6.0657*** (0)	-6.1417*** (2)	-6.0633*** (2)	0.1338*** (2)	0.1363* (2)

Notas: A automatic lag selection box fixou o número máximo de desfasamento em 9; e a figura entre () indica o número óptimo de desfasamento. μ denota a intersecção e o τ denota a intersecção e a tendência. Para o teste ADF os desfasamentos foram baseados no critério de informação Schwarz (SC). Os valores críticos para as estatísticas t do teste ADF são de Mackinnon (1996). Para o teste de PP os desfasamentos foram baseados em *bandwidth* Newey-West com kernel Bartlett. Os valores críticos para o teste PP são de Mackinnon (1996). Para o teste KPSS os desfasamentos foram baseados em *bandwidth* Newey-West com kernel Bartlett. Os valores críticos para o teste KPSS são de Kwiatkowski et al. (1992, tabela 1). *** Significativo ao nível de 1%. ** Significativo ao nível de 5%. * Significativo ao nível de 10%.

Análise das elasticidades

Com o objectivo de analisar a relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico, é estimada a versão UECM do modelo ARDL (Bahmani-Oskooee e Nasir, 2004; Pesaran et al., 2001) com a selecção óptima dos desfasamentos do modelo.

Seleccção dos desfasamentos

Segundo Hendry (1995) a abordagem geral de modelização específica, selecciona um modelo para cada equação, utilizando o AIC. O AIC selecciona um desfasamento de DLY, DLO e DLP (ver a tabela A3, negrito, em apêndice).

Os resultados do modelo 1 estão apresentados na tabela 6. A validade das equações estimadas é confirmada através da aplicação de testes de diagnóstico tais como: 1) o teste de normalidade de Jarque-Bera; 2) o teste *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM*; 3) o teste *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH); 4) o teste Ramsey RESET para a

especificação do modelo; e 5) os testes de estabilidade tais como o CUSUM e CUSUM of Squares. A estatística de Jarque-Bera confirmou a normalidade do comportamento da série residual estimada das equações. A estatística do teste *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM* rejeitou a primeira, a segunda e a terceira ordem de correlação entre as equações. O teste ARCH atesta que os resíduos são homocedásticos em todas as equações e o teste RESET confirma a forma correcta e funcional das equações. Os testes CUSUM e CUSUM of Squares sugerem que, em todas as equações, os parâmetros mantiveram-se estáveis durante o período da amostra.

Tabela 6: Estimação do ARDL - Modelo 1

Variáveis	Coefficientes	P-value
Constante	1.392659 ***	0.0000
TREND	0.008743 ***	0.0000
ID1975	-0.068488 ***	0.0001
ID1984	-0.040069 ***	0.0097
DLY(-1)	0.540036 ***	0.0000
DLO	0.149259 ***	0.0004
LY(-1)	-0.458864 ***	0.0000
LO(-1)	0.192607 ***	0.0000
Lp(-1)	-0.011051 **	0.0183
Estimated method: least squares		
Adjusted R-squared	0.787617	
S.E. of regression	0.013885	
F-statistic	20.00591 [0.000000]	
Diagnostic tests		
Jarque-Bera normality test	0.025294 [0.987432]	
Breusch-Godfrey serial correlation LM test	(1) 0.002339 [0.9617]; (2) 1.696109 [0.2000]; (3) 1.239742 [0.3127]	
ARCH test	(1) 0.542056 [0.4660]; (2) 0.629986 [0.5382]; (3) 0.601674 [0.6183]	
Ramsey RESET test	0.014878 [0.9037]	

Notas: Os resultados dos testes de diagnóstico são baseados em estatísticas F e os valores [i] representam os valores de probabilidade. *** Significativo ao nível de 1%. ** Significativo ao nível de 5%.

Os resultados dos testes CUSUM e CUSUM of Squares para o modelo 1 e o modelo 2 são apresentados na Figura 3 e na Figura 4 respectivamente. Os testes de diagnóstico sugerem que o modelo 1 e o modelo 2 têm as propriedades econométricas desejadas.

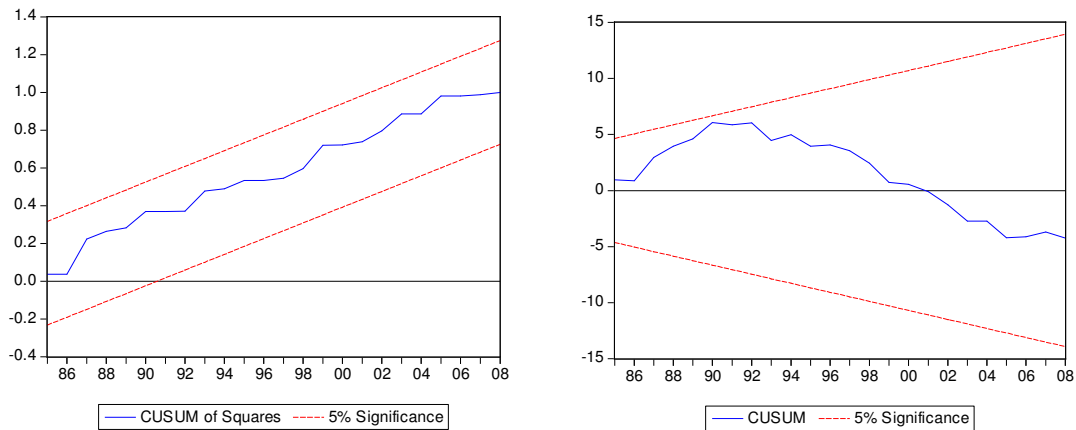


Figura 3: Testes CUSUM e CUSUM of squares – Modelo 1.

Bounds tests

O Bounds tests tem como objectivo, verificar a presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo 1. Os resultados do Bounds tests para o Modelo 1 estão apresentados na tabela 7. A tabela 7 revela que, as estatísticas F calculadas com base nos testes *Wald* para o modelo 1 são de 11,36507.

Tabela 7: Resultados do Bounds tests – Modelo 1

k	F Statistics	Critical Values 1%	
		Bottom	Top
2	11,36507	6.34	7.52

Notas: k: número das variáveis independentes na equação (4). Os valores críticos foram obtidos a partir da tabela CI (v) Pesaran *et al.* (2001:301).

As estatísticas representadas na tabela 7, ultrapassaram o limite superior de 7,52 a 5% de nível de significância (mas não o nível de significância de 1%), sugerindo que a hipótese de uma relação de cointegração não é rejeitada para todas as equações. A relação de longo prazo é confirmada pelo logaritmo natural do PIB, e pelo logaritmo natural do consumo de petróleo em Portugal. O resultado implica que o PIB e o consumo de petróleo movem-se simultaneamente, de modo que, as variáveis não possam divergir entre si de forma independente. Por outras palavras, podemos dizer que, qualquer desequilíbrio existente entre

as variáveis é um fenómeno de curto prazo. Na sequência da afirmação de Tang (2003), a existência de uma relação de cointegração indica que a relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico, em Portugal, manteve-se estável durante o período da amostra.

De acordo com Banerjee et al. (1998), o teste ECM, é utilizado com base no coeficiente OLS no intervalo de um respectivo nível de desfasamento de uma variável dependente no UECM. Na tabela 6, a estatística t calculada para o coeficiente LY_{t-1} , excede o valor crítico ao nível de significância de 1%. A magnitude significativa e negativa do ECM de -0,458864 reflecte a velocidade moderada de ajustamento de desequilíbrio de curto prazo para o estado de equilíbrio de longo prazo, que reafirma os resultados de cointegração.

Elasticidades

As elasticidades de longo prazo das variáveis são calculadas a partir dos coeficientes estimados do respectivo nível de desfasamento das variáveis independentes, divididas pelo coeficiente do nível de desfasamento da variável dependente LY do respectivo modelo 1 da tabela 6 e em seguida, multiplicado por um sinal negativo. As elasticidades de curto prazo são representadas pelos coeficientes das respectivas primeiras diferenças das variáveis. Quando existir mais do que um coeficiente de uma determinada variável no curto prazo, os coeficientes são adicionados e o seu significado comum é testado através do teste *Wald*. As elasticidades de curto prazo e de longo prazo do PIB, no que diz respeito ao consumo de petróleo no modelo 1, estão apresentadas na tabela 8.

A elasticidade de longo prazo do modelo 1 (tabela 8) mostra que o consumo de petróleo exerce um impacto positivo sobre o PIB, o que implica que, um aumento de 1% no consumo de petróleo pode levar a um aumento significativo de 0,42% no PIB. As variáveis, são consistentes com os sinais conforme o esperado e significativo.

A elasticidade de curto prazo no modelo 1 (tabela 8) mostra que o consumo de petróleo exerce um impacto positivo sobre o PIB, o que implica que, um aumento de 1% no consumo de petróleo pode levar a um aumento de 0,15% no PIB.

A elasticidade de longo prazo do modelo 1 (tabela 8) mostra que o preço internacional do petróleo exerce um impacto negativo sobre o PIB, o que implica que, um aumento de 1% no preço internacional do petróleo pode levar a uma diminuição significativa de -0,024% no PIB.

Tabela 8: Elasticidades de curto prazo e de longo prazo – Modelo 1

Curto prazo DLO	Longo prazo LO	Longo prazo LP
0.149259***	0.419747463***	- 0.02408339**

Nota: *** Significativo ao nível de 1%.

A equação de longo prazo de cointegração estimada (Modelo 1) é assim representada:

$$LY=3.035014732+0.419747463LO-0.02408339LP \quad (6)$$

Com o objectivo de verificar a presença de uma relação de curto prazo, que vai do crescimento económico para o consumo de petróleo, estimamos o ARDL do Modelo 2. Contudo, os resultados para a selecção da ordem de defasamentos, com base no AIC, não se revelam úteis, pois os resultados não demonstram qualquer significado.

Os resultados do Modelo 2 são apresentados na tabela 9.

Tabela 9: Estimação do ARDL – Modelo 2

Variáveis	Coefficientes	P-value
Constante	-2.638034 ***	0.0010
TREND	-0.019233 ***	0.0016
ID1988	-0.130241 **	0.0240
DLO(-1)	-0.294147 **	0.0372
DLY	1.146700 ***	0.0010
LO(-1)	-0.421995 ***	0.0002
LY(-1)	0.938476 ***	0.0004
<hr/>		
Estimated method:	least squares	
Adjusted R-squared	0.514708	
S.E. of regression	0.051741	
F-statistic	8.247542 [0.000013]	
<hr/>		
Diagnostic tests		
Jarque-Bera normality test	1.937720 [0.379515]	
Breusch-Godfrey serial correlation LM test	(1) 0.002073 [0.9640]; (2) 3.617353 [0.0380]; (3) 2.370104 [0.0889]	
ARCH test	(1) 0.948799 [0.3360]; (2) 2.722957 [0.0788]; (3) 1.784780 [0.1680]	
Ramsey RESET test	1.085882 [0.3045]	

Notas: Os resultados dos testes de diagnóstico são baseados em estatísticas F e a figuras em [] representar os valores de probabilidade. *** Significativo ao nível de 1%. ** Significativo ao nível de 5%.

A tabela 9 revela que o crescimento económico não exerce um efeito positivo e contemporâneo sobre o consumo de petróleo. A impulse dummy (DI1988), assume o valor 1 no ano 1988 e o valor 0 nos restantes anos. Esta variável revela um impacto negativo sobre o consumo de petróleo que ocorreu neste ano.

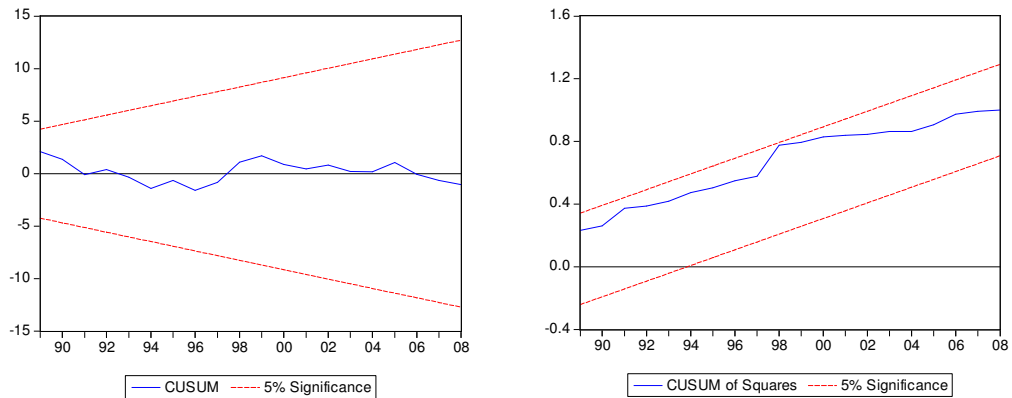


Figura 4: Testes CUSUM e CUSUM of squares – Modelo 2

A elasticidade de curto prazo do modelo 2 (tabela 10) mostra que o consumo de petróleo exerce um impacto positivo sobre o PIB, o que implica que, um aumento de 1% no consumo de petróleo pode levar a um aumento de 1,15% no PIB.

Tabela 10: Elasticidades de curto prazo – Modelo 2

Curto-prazo
1.146700***

Nota: *** Significativo ao nível de 1%.

A presença de uma elasticidade de curto prazo que vai do crescimento económico para o consumo de petróleo e da elasticidade de longo prazo, que vai do consumo de petróleo para o crescimento económico, anteriormente referidas, revelam que a *hipótese de feedback* está presente em Portugal.

5 - Conclusão

Com a utilização da abordagem ARDL, o nosso estudo analisou a relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico em Portugal, no período que decorreu entre 1965 e 2008.

O petróleo é fonte de energia primária mais importante em Portugal, representando no início do período em análise 64% e no seu término 60%.

A avaliação inicial da relação entre o consumo de petróleo e o crescimento económico em Portugal, verificou que as variáveis são cointegradas, funcionando do consumo de petróleo para o crescimento económico em linha com a *hipótese de crescimento*. O consumo de petróleo e os outliers (DI1975, DI1984) influenciam o crescimento económico de forma significativa. O crescimento económico parece ser elástico, tanto no curto como no longo prazo, sugerindo que o crescimento é impulsionado pelo petróleo. A elasticidade no longo prazo mostra que o preço internacional do petróleo exerce um impacto negativo sobre o PIB.

Os resultados da nossa análise sugerem, importantes implicações políticas para Portugal. A presença de uma elasticidade significativa indica, uma relação entre o consumo de petróleo e o PIB no longo prazo. Isto implica que, uma política restritiva no consumo de petróleo resulta num crescimento lento. O Governo Português deve adoptar uma política energética centrada e coerente. Por outro lado, a presença de uma elasticidade de curto prazo que vai do crescimento económico para o consumo de petróleo e da elasticidade de longo prazo, que vai do consumo de petróleo para o crescimento económico, revelam que a *hipótese de feedback* está presente em Portugal, ou seja, quando a economia cresce, o consumo de petróleo aumenta.

Bibliografia

- Akarca, A.T., Long, T.V., 1980. On the relationship between energy and GNP: a reexamination. *Journal of Energy Development* v.5, pp.326–331.
- Akinlo, A.E., 2008. Energy consumption and economic growth: evidence from 11 Sub-Sahara African countries. *Energy Economics* v.30 n.5, pp.2391–2400.
- Al-Iriani, M.A., 2006. Energy–GDP relationship revisited: an example from GCC countries using panel causality. *Energy Policy* v.34 n.17, pp.3342–3350.
- Alam, M. S., Quazi, R., 2003. Determinants of capital flight: an econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics* v.17, pp.85-103.
- Alam, M. S., 2006. Economic growth with energy. MPRA paper 1260, University Library of Munich, Germany.
- Altinay, G., Karagöl, E., 2004. Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey. *Energy Economics* v.26 n.6, pp. 985–994.
- Ang, J.B., 2007. CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy* v.35, pp.4772–4778.
- Ang, J.B., 2008. Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia. *Journal of Policy Modeling* v.30, pp.271–278.
- Apergis, N., Payne, J.E., 2010a. Coal consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries. *Energy Policy*, v.38, pp.1353-1359.
- Apergis, N., Payne, J.E., 2010b. A panel study of nuclear energy consumption and economic growth. *Energy Economics*, v.32, pp.545-549.
- Apergis, N., Payne, J.E., 2010c. Natural gas consumption and economic growth: A panel investigation of 67 countries. *Applied Energy*, v.87, pp.2759-2763.
- Apergis, N., Payne, J.E., 2009d. Energy consumption and economic growth in Central America: evidence from a panel cointegration and error correction model. *Energy Economics* v.31, pp.211–216.
- Apergis, N., Payne, J.E., 2009e. Energy consumption and economic growth: evidence from the Commonwealth of Independent States. *Energy Economics* v.31. n.5, pp.641–647.
- Apergis, N., Payne, J.E., 2009f. CO2 emissions, energy usage, and output in Central America. *Energy Policy* v.37, n.8, pp.3282–3286.
- Aqeel, A., Butt, M.S., 2001. The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan. *Asia Pacific Development Journal* v.8 n.2, pp.101–110.
- Asafu-Adjaye, J., 2000. The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics*, v.22, pp. 615–625.
- Bahmani-Oskooee, M., Nasir, A., 2004. ARDL approach to test the productivity Bias Hypothesis. *Review of Development Economics* v.8, pp.483–488.
- Balcilar, M., Ozdemir, Z.A., Arslanturk, Y., 2010. Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window. *Energy Economics*.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., Hendry, D., 1993. Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. Oxford: Oxford University Press.
- Banerjee, A., Dolado, J., Mestre, R., 1998. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, v.19, pp.267-283.

- Bardsen, G., 1989. Estimation of long-run coefficients in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* v.51, pp.345–350.
- Bartleet, M., Gounder, R., 2010. Energy consumption and economic growth in New Zealand: Results of trivariate and multivariate models. *Energy Policy*, v.38, pp.3508-3517.
- Belloumi, M., 2009. Energy consumption and GDP in Tunisia: cointegration and causality analysis. *Energy Policy* v.37 n.7, pp.2745–2753.
- Bowden, N., Payne, J.E., 2009. The causal relationship between US energy consumption and real output: a disaggregated analysis. *Journal of Policy Modeling* v.31 n.2, pp.180–188.
- Brown, R. L., Durbin, J., Evans J. M., 1975. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, v.37, pp.149–192.
- Carrion-i-Silvestre, J., Castro, T., Lopes-Bazo, E., 2005. Breaking the panels: an application to GDP per capita. *Econometrics Journal* v.8, pp.159–175.
- Cheng, B., 1995. An investigation of cointegration and causality between energy consumption and economic growth. *Journal of Energy Development* v.21, pp.73–84.
- Cheng, B.S., 1997. Energy consumption and economic growth in Brazil, Mexico and Venezuela: a time series analysis. *Applied Economics Letters* v.4 n.11, pp.671–674.
- Cheng, B.S., Lai, T.W., 1997. An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan. *Energy Economics* v.19 n.4, pp.435–444.
- Cheng, B.S., 1998. Energy consumption, employment and causality in Japan: a multivariate approach. *Indian Economic Review* v.33 n.1, pp.19–29.
- Cheng, B.S., 1999. Causality between energy consumption and economic growth in India: an application of cointegration and error-correction modeling. *Indian Economic Review* v.34, pp.39–49.
- Chiou-Wei, S.Z., Chen, Ching-Fu, Zhu, Z., 2008. Economic growth and energy consumption revisited - evidence from linear and non linear Granger causality. *Energy Economics* v.30 n.6, pp.3063–3076.
- Chontanawat, J., Hunt, L.C., Pierse, R., 2008. Does energy consumption cause economic growth? Evidence from a systematic study of over 100 countries. *Journal of Policy Modeling* v.30, pp.209–220.
- Ciarreta, A., Zarraga, A., 2010. Economic growth-electricity consumption causality in 12 European countries: A dynamic panel data approach. *Energy Policy* v.38, pp.3790-3796.
- Davidson, R., MacKinnon, J.G., 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford Economic Press, Nova York.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1979. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, pp.427-31.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, pp.1057-1072.
- Engle, R. F., 1982. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, v.50, pp.987–1008.
- Engel, R.F., Granger, C.W.J., 1987. Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, v.55, n.2, pp. 251-276.
- Erbaykal, E., 2008a. Disaggregate Energy Consumption and Economic Growth: Evidence From Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, pp. 172-179.

- Erbaykal, E. 2008b. Does Inflation Depress Economic Growth? Evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, pp. 40-44.
- Erdal, G., Erdal, H., Eseng un, K., 2008. The causality between energy consumption and economic growth in Turkey. *Energy Policy* v.36 n.10, pp.3838–3842.
- Erol, U., Yu, E.S.H., 1987. On the causal relationship between energy and income for industrialized countries. *Journal of Energy Development* v.13, pp.113–122.
- Ericsson, N.R., MacKinnon, J.G., 1999. Distributions of Error Correction Tests for Cointegration. *International Finance Discussion Paper n.655*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Fatai, K., Oxley, L., Scrimgeour, F., 2002. Energy consumption and employment in New Zealand: searching for causality. In: Paper presented at NZAE Conference, Wellington, pp.26-28 June 2002.
- Francis, B.M., Moseley, L., Iyare, S.O., 2007. Energy consumption and projected growth in selected Caribbean countries. *Energy Economics* v.29, pp.1224–1232.
- Fuinhas, Marques, 2010. Primary Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Portugal. Manuscript.
- Georgescu, R. N., 1976. *Energy and economic myths: Institutional and analytical economic essays*. New York: Pergamon Press.
- Georgescu, R. N., 1975. Energy and economic myths. *Southern Economic Journal*, v.41, n.3, pp.347-83.
- Georgescu, R. N., 1971. *The entropy law and economic process* (Cambridge, MA: Harvard University Press).
- Ghali, K.H., El-Sakka, M.I.T., 2004. Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis. *Energy Economics* v.26, pp.225–238.
- Ghatak, S., Siddiki, J., 2001. The use of ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India. *Journal of Applied Statistics* v.11, pp.573–583.
- Ghosh, S., 2009. Import demand of crude oil economic growth: Evidence from India. *Energy Policy*, v.37, pp.699-702.
- Glasure, Y.U., Lee, A., 1997. Cointegration, error correction and the relationship between GDP and energy: the case of South Korea and Singapore. *Resource and Energy Economics* v.20, pp.17–25.
- Glasure, Y.U., 2002. Energy and national income in Korea: further evidence on the role of omitted variables. *Energy Economics* v.24, pp.355–365.
- Granger, C., Newbold, P., 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, Nottingham, v.2, pp.111-120.
- Gujarati, D. N., 1995. *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill, 3rd ed., p.838.
- Halicioglu, F., 2009. An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy* v.37, pp.1156–1164.
- Harris, R., Sollis, R., 2003. *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Wiley, West Sussex.
- Hendry, D., 1995. *Dynamic econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Hendry, D.F., Doornik, J.A., 2001. *Empirical Econometric Modelling Using PcGive*. v.1-2. Timberlake Consultants Ltd, London.
- Hondroyannis, G., Lolos, S., Papapetrou, E., 2002. Energy consumption and economic growth: assessing the evidence from Greece. *Energy Economics* v.24, pp.319–336.

- Hsiao, C., 1997. Cointegration and dynamic simultaneous equation model. *Econometrica* v.65, pp.647-670.
- Hu, J.L., Lin, C.H., 2008. Disaggregated energy consumption and GDP in Taiwan: a threshold cointegration analysis. *Energy Economics* v.30, pp.2342-2358.
- Huang, B.N., Hwang, M.J., Yang, C.W., 2008. Causal relationship between energy consumption and GDP growth revisited: a dynamic panel data approach. *Ecological Economics* v.67, pp.41-54.
- Hwang, D., Gum, B., 1991. The causal relationship between energy and GNP: the case of Taiwan. *Journal of Energy Development* v.16, pp.219-226.
- Jobert, T., Karanfil, F., 2007. Sectoral energy consumption by source and economic growth in Turkey. *Energy Policy* v.35, pp.5447-5456.
- Johansen, S., 1988. *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, n.2-3, pp.231-254.
- Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand For Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, n.2, pp.169-210.
- Karanfil, F., 2008. Energy consumption and economic growth revisited: does the size of unrecorded economy matter?. *Energy Policy* v.36, n.8, pp.3029-3035.
- Kraft, J., Kraft, A., 1978. On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development* v.3, pp.401-403.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* v.54, pp.159-178.
- Lee, C.C., Chang, C.P., 2005. Structural breaks, energy consumption, and economic growth revisited: evidence from Taiwan. *Energy Economics* v.27, pp.857-872.
- Lee, C.C., 2005. Energy consumption and GDP in developing countries: a cointegrated panel analysis. *Energy Economics* v.27, pp.415-427.
- Lee, C.C., 2006. The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited. *Energy Policy* v.34, pp.1086-1093.
- Lee, C.C., Chang, C.P., 2007a. The impact of energy consumption on economic growth: evidence from linear and nonlinear models in Taiwan. *Energy* v.32, n.12, pp.2282-2294.
- Lee, C.C., Chang, C.P., 2007b. Energy consumption and GDP revisited: a panel analysis of developed and developing countries. *Energy Economics* v.29, pp.1206-1223.
- Lee, C.C., Chang, C.P., 2008. Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data. *Resource and Energy Economics* v.30, n.1, pp.50-65.
- Lise, W., Van Montfort, K., 2007. Energy consumption and GDP in Turkey: is there a co-integration relationship?. *Energy Economics* v.29, pp.1166-1178.
- Lopes, A.C.B.S., Cruz, A.M.V.M., 1999. Raízes Unitárias e Quebras de Estrutura: Evidência Empírica para a Economia Portuguesa. *Estudos de Economia*, v.19, n.2.
- Mackinnon, J., 1996. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics* v.11, pp.601-618.
- Maddala, G.S., 1992. *Introduction to Econometrics*, 2nd edition, MacMillan, Nova York.
- Mah, J., 2000. An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea - the case of information technology products. *Journal of Asian Economics* v.11, pp.237-244.

- Mahadevan, R., Asafu-Adjaye, J., 2007. Energy consumption, economic growth and prices: a reassessment using panel VECM for developed and developing countries. *Energy Policy* v.35, n.4, pp.2481–2490.
- Marashdeh, H., 2005. Stock market integration in the MENA region: An application of the ARDL bounds testing approach. *Economics working Paper Series 2005*, pp.5-27, November, University of Wollongong Australia.
- Masih, A., Masih, R., 1996. Energy consumption and real income temporal causality, results for a multi-country study based on cointegration and error- correction techniques. *Energy Economics* v.18, pp.165–183.
- Masih, A.M.M., Masih, R., 1997. On temporal causal relationship between energy consumption, real income and prices; some new evidence from Asian energy dependent NICs based on a multivariate cointegration/vector error correction approach. *Journal of Policy Modeling* v.19, n.4, pp.417–440.
- Mehrara, M., 2007. Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting countries. *Energy Policy* v.35, n.5, pp.2939–2945.
- Mello, M., Nell, K.S., 2001. The Forecasting Ability of a Cointegrated VAR Demand System With Endogenous vs. Exogenous Expenditure Variable. Working Papers n.109 Julho. Faculdade de Economia da Universidade do Porto.
- Mills, T.C., 1993. *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press.
- Mishra, V., Smyth, R., Sharma, S., 2009. The energy–GDP nexus: evidence from a panel of Pacific Island countries. *Resource and Energy Economics* v.31, n.3, pp.210–220.
- Nachane, D.M., Nadkarni, R.M., Karnik, A.V., 1988. Cointegration and causality testing of the energy–GDP relationship: a cross-country study. *Applied Economics* v.20, n.11, pp.1511–1531.
- Narayan, P.K., Smyth, R., 2008. Energy consumption and real GDP in G7 countries: new evidence from panel cointegration with structural breaks. *Energy Economics* v.30, pp.2331–2341.
- Odhiambo, N.M., 2009. Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: an ARDL bounds testing approach. *Energy Policy*, v.37, n.2, pp.617–622.
- Odhiambo, N.M., 2010. Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: A comparative study. *Energy Policy*, v.38, pp.2463-2469.
- Oh, W., Lee, K., 2004. Causal relationship between energy consumption and GDP: the case of Korea 1970–1999. *Energy Economics*, v.26, n.1, pp.51–59.
- Ouédraogo, I.M., 2010. Electricity consumption and economic growth in Burkina Faso: A cointegration analysis. *Energy Economics*, v.32, pp.524-531.
- Ozturk, I., 2010. A literature survey on energy–growth nexus. *Energy Policy* v.38, pp.340–349.
- Ozturk, I., Aslan, A., Kalyoncu, H., 2010. Energy consumption and economic growth relationship: Evidence from panel data for low and middle income countries. *Energy Policy*, v.38, pp.4422-4428.
- Pahlavani, M., Wilson, E., Worthington, A., 2005. Trade-GDP nexus in Iran: An application of the autoregressive distributed lag (ARDL) model. *Faculty of Commerce Papers*, University of Wollongong, Australia.
- Pattichis, C., 1999. Price and income elasticities of disaggregated import demand: Results from UECMs and an application. *Applied Economics* v.31, pp.1061-1071.
- Patterson, K., 2000. *An Introduction to Applied Econometrics: a Time Series Approach*. Palgrave, New York.

- Paul, S., Bhattacharya, R.N., 2004. Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results. *Energy Economics* v.26, n.6, pp.977–983.
- Payne, J.E., 2009a. On the dynamics of energy consumption and output in the US. *Applied Energy* v.86, n.4, pp.575–577.
- Payne, J.E., 2009b. Energy consumption and economic growth: evidence from the Commonwealth of Independent States. *Energy Economics* v.31, n.5, pp.641–647.
- Payne, J.E., 2009c. CO2 emissions, energy use, and output in Central America. *Energy Policy* v.37, n.8, pp.3282–3286.
- Payne, J.E., 2010. A survey of the electricity consumption-growth literature. *Applied Energy*, v.87, pp.723-731.
- Pereira, A., Pereira, R., 2010. Is fuel-switching a no-regrets environmental policy? VAR evidence on carbon dioxide emissions, energy consumption and economic performance in Portugal. *Energy Economics* v.32, pp.227-242.
- Perron, P., 1989. The Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, v.57, n.6, pp.1361-1401.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., 1997. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. University of Cambridge England.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., 1998. Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, v.58, pp.17-29.
- Pesaran M.H., Shin Y., 1999. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strom, A. Holly and P. Diamond (Eds.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragner Frisch Centennial Symposium*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R., 1996. Testing for the Existence of A Long-Run Relationship. DAE Working Papers, n. 9622, Cambridge, UK. Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Smith, R. P., 1998. Structural analysis of cointegration VARS. *Journal of Economic Surveys* v.12, pp.471–505.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v.16, pp.289-326.
- Phillips, P.C.B., Perron, P., 1988. Testing for Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika*, v.75, pp.335-346.
- Pillai, N., 2001. Electricity Demand Analysis and Forecasting: The Tradition is Questioned!. Working Paper n.312 Centre for Development Studies, Thiruvananthapuram.
- Ramsey, J. B., 1969. Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, v.31, pp.350–371.
- Rufael, Y.W., 2005. Energy Demand and Economic Growth: The African Experience. *Journal of Policy Modeling*, v.27, pp.891–903.
- Rufael, Y.W., 2010. Coal consumption and economic growth revisited. *Applied Energy*, v.87, pp.160-167.
- Rufael, Y.W., 2010. Bounds test approach to cointegration and causality between nuclear energy consumption and economic growth in India. *Energy Policy*, v.38, pp.52-58.
- Rufael, Y.W., Menyah, K., 2010. Nuclear energy consumption and economic growth in nine developed countries. *Energy Economics*, v.32, pp.550-556.

- Sajal G., 2009. Import demand of crude oil and economic growth: Evidence from India. *Energy Policy* v.37, pp.699-702.
- Scharwz, G., 1978. Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics* v.6, pp.461-64.
- Shrestha, M., Chowdhury, K., 2005. ARDL modelling approach to testing the financial liberalization hypothesis. *Economics Working Paper Series 2005 (WP 05-15)*. Australia: University of Wollongong, June.
- Soytas, U., Sari, R., Özdemir, Ö., 2001. Energy Consumption and GNP Relation in Turkey: A Cointegration and Vector Error Correction Analysis. *Global Business and Technology Association*, pp.838-844.
- Soytas, U., Sari, R., 2003. Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics* v.25, pp.33-37.
- Soytas, U., Sari, R., 2006. Energy consumption and income in G7 countries. *Journal of Policy Modeling* v.28, pp.739-750.
- Soytas, U., Sari, R., 2009. Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: challenges faced by an EU candidate member. *Ecological Economics* v.68, n.6, pp.1667-1675.
- Stern, D.I., 1993. Energy and Economic Growth in the USA: A Multivariate Approach. *Energy Economics*, v.15, pp.137-150.
- Stern, D.I., 2000. Multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macro economy. *Energy Economics*, v.22, pp.267-283.
- Stern, D. I., Cleveland, J. C. 2004. Energy and Economic Growth, *Rensselaer Working Papers in Economics*, pp.1-42.
- Tang, T., 2003. Japanese aggregate import demand function: Reassessment from 'bound' testing approach. *Japan and the World Economy* v.15, pp.419-436.
- Toda, H.Y., Yamamoto, T. 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, v.66, pp. 225-250.
- Tsani, S.Z., 2010. Energy consumption and economic growth: A causality analysis for Greece. *Energy Economics*, v.32, pp.582-590.
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, v.48, pp.817-838.
- Wrigley, E.A. 1992. Why poverty was inevitable in traditional societies, in: John A. Hall and I.C. Jarvie (eds.), *Transitions to modernity: Essays on power, wealth and belief* (Cambridge, UK.: Cambridge University Press, 1992), pp.91-110.
- Wolde-Rufael, Y., 2004. Disaggregated industrial energy consumption and GDP: the case of Shanghai. *Energy Economics* v.26, pp.69-75.
- Wolde-Rufael, Y., 2005. Energy demand and economic growth: the African experience. *Journal of Policy Modeling* v.27, n.8, pp.891-903.
- Wolde-Rufael, Y., 2009. Energy consumption and economic growth: the experience of African countries revisited. *Energy Economics* v.31, n.2, pp. 217-224.
- Wolf. C., (2009). Does ownership matter? The performance and efficiency of State Oil vs. *Energy Policy* v.37, pp.2642-2652.
- Yang, H.Y., 2000. A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics* v.22, n.3, pp.309-317.
- Yoo, S.H., 2006. Causal relationship between coal consumption and economic growth in Korea. *Applied Energy*, v.83, pp.1181-1189.

- Yoo, S.H., Jung, K.O., 2005. Nuclear energy consumption and economic growth in Korea. *Nuclear Energy*, v.46, n.2, pp.101-109.
- Yoo, S.H., Kwak, S.Y., 2010. Electricity consumption and economic growth in seven South American countries. *Energy Policy*, v.38, pp.181-188.
- Yoo, S.H., Lee, S.J., 2010. Electricity consumption and economic growth: A cross-country analysis. *Energy Policy*, v.38, pp.622-625.
- Yoo, S.H., Ku, S.J., 2009. Causal relationship nuclear energy consumption and economic growth: A multi-country analysis. *Energy Policy*, v.37, pp.1905-1913.
- Yu, E.S.H., Choi, J.Y., 1985. The causal relationship between energy and GNP: an international comparison. *Journal of Energy and Development* v.10, pp.249-272.
- Yu, E.S.H., Hwang, B.K., 1984. The relationship between energy and GNP: further results. *Energy Economics* v.6, pp.186-190.
- Yu, E.S.H., Jin, J.C., 1992. Cointegration tests of energy consumption, income, and employment. *Resources and Energy* v.14, pp.259-266.
- Yuan, J., Kang, J-G., Zhao, C., Hu, Z., 2008. Energy consumption and economic growth: evidence from China at both aggregated and disaggregated levels. *Energy Economics* v.30, n.6, pp.3077-3094.
- Zachariadis, T., 2007. Exploring the relationship between energy use and economic growth with bivariate models: new evidence from G-7 countries. *Energy Economics* v.29, n.6, pp.1233-1253.
- Zamani, M., 2007. Energy consumption and economic activities in Iran. *Energy Economics* v.29, n.6, pp.1135-1140.
- Zhang, Xing-Ping, Cheng, Xiao-Mei, 2009. Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in China. *Ecological Economics* v.68, n.10, pp.2706-2712.
- Zou, G, Chau K. W., 2006. Short and Long Run Effects Between Oil Consumption and Economic Growth in China. *Energy Policy*, v.34, n.18, pp.3644-3655.

Outras referências

BP Statistical Review of World Energy June 2009.

European Commission - Economic and Financial Affairs - Indicators - AMECO database.

Apêndices

A.1 Variáveis analisadas (originais)

Tabela 11: Variáveis analisadas

ANO	OIL	POIL	ENERGY	GDP	LOIL	LPOIL	LENERGY	LGDP
1965	2,7440000	12,34000	4,263000	31,054100	1,009417	2,513186	1,449973	3,435731
1966	2,9020000	11,97000	4,735000	32,468200	1,065400	2,482320	1,554982	3,480261
1967	3,2040000	11,66000	5,074000	33,816700	1,164400	2,455849	1,624129	3,520955
1968	3,4420000	11,19000	5,187000	35,532200	1,236053	2,415340	1,646155	3,570439
1969	3,8500000	10,62000	5,818000	36,397300	1,348073	2,362576	1,760957	3,594495
1970	4,6100000	10,02000	6,410000	39,482000	1,528228	2,304377	1,857859	3,675845
1971	5,4370000	11,97000	7,284000	43,623200	1,693227	2,482320	1,985680	3,775589
1972	5,8500000	12,83000	7,950000	48,150500	1,766442	2,551939	2,073172	3,874332
1973	6,2550000	16,01000	8,645000	50,520000	1,833381	2,773132	2,156981	3,922369
1974	6,5760000	50,78000	8,776000	51,992400	1,883427	3,927455	2,172021	3,951098
1975	6,8230000	46,34000	8,653000	49,343400	1,920299	3,835955	2,157906	3,898804
1976	7,1340000	48,62000	8,688000	50,473400	1,964872	3,884054	2,161943	3,921446
1977	7,1360000	49,65000	9,817000	53,510100	1,965152	3,904992	2,284116	3,979870
1978	7,4010000	46,47000	10,189000	56,809200	2,001615	3,838731	2,321309	4,039698
1979	8,0910000	94,13000	11,005000	60,843300	2,090752	4,544661	2,398350	4,108302
1980	8,4620000	96,62000	11,023000	63,742000	2,135586	4,570749	2,399984	4,154844
1981	8,8480000	85,38000	11,258000	65,128200	2,180191	4,447082	2,421079	4,176358
1982	9,4660000	73,78000	12,009000	66,537100	2,247706	4,301141	2,485656	4,197760
1983	9,4730000	64,08000	11,686000	67,183700	2,248446	4,160057	2,458392	4,207431
1984	9,4980000	58,27000	12,300000	66,483700	2,251081	4,065073	2,509599	4,196957
1985	8,7660000	55,23000	11,974000	67,571700	2,170881	4,011506	2,482738	4,213189
1986	9,4730000	28,25000	12,857000	69,815000	2,248446	3,341194	2,553888	4,245849
1987	8,9090000	34,92000	12,876000	75,143400	2,187062	3,553030	2,555365	4,319398
1988	8,7200000	27,24000	13,681000	79,156100	2,165619	3,304679	2,616008	4,371422
1989	11,311000	31,63000	15,116000	84,418800	2,425776	3,454096	2,715754	4,435790
1990	11,055000	39,26000	16,008000	91,053700	2,402883	3,670176	2,773089	4,511449
1991	11,487000	31,73000	16,547000	94,122100	2,441216	3,457254	2,806205	4,544593
1992	12,811000	29,74000	16,979000	97,068200	2,550304	3,392532	2,831977	4,575414
1993	12,010000	25,45000	17,276000	96,401000	2,485740	3,236768	2,849318	4,568517
1994	12,018000	23,23000	17,866000	97,836600	2,486406	3,145234	2,882899	4,583299
1995	12,984000	24,29000	19,099000	100,09400	2,563718	3,189990	2,949636	4,606110
1996	12,198000	28,59000	19,481000	103,71590	2,501272	3,353075	2,969440	4,641655
1997	13,910000	25,91000	20,548000	108,05750	2,632608	3,254786	3,022764	4,682663
1998	15,491000	17,32000	22,738200	113,30040	2,740259	2,851972	3,124046	4,730043
1999	15,886000	23,60000	23,288600	117,65270	2,765438	3,161260	3,147964	4,767737
2000	15,523000	36,24000	24,842262	122,27020	2,742323	3,590293	3,212546	4,806233
2001	15,756000	30,14000	24,988501	124,73560	2,757221	3,405705	3,218416	4,826196
2002	16,221000	30,16000	24,997485	125,68260	2,786307	3,406645	3,218775	4,833760
2003	15,164000	33,75000	25,273017	124,67040	2,718924	3,518875	3,229737	4,825673
2004	15,423000	43,61000	24,801343	126,55980	2,735860	3,775352	3,210898	4,840715
2005	15,980000	60,10000	24,754632	127,71130	2,771338	4,095969	3,209013	4,849772
2006	14,385000	69,58000	24,499245	129,45840	2,666186	4,242484	3,198642	4,863360
2007	14,417152	75,14000	23,871941	131,88220	2,668419	4,319351	3,172704	4,881909
2008	13,722737	97,26000	22,613969	131,83410	2,619054	4,577346	3,118568	4,881544

(Continuação)

A.1 Variáveis analisadas (continuação tabela 11)

ANO	DLOIL	DLPOIL	DLENERGY Total	DLGDP
1965	NA	NA	NA	NA
1966	0,055983	-0,030870	0,105009	0,044530
1967	0,099000	-0,026470	0,069148	0,040694
1968	0,071653	-0,040510	0,022026	0,049485
1969	0,112020	-0,052770	0,114801	0,024055
1970	0,180155	-0,058200	0,096903	0,081350
1971	0,165000	0,177942	0,127821	0,099744
1972	0,073214	0,069620	0,087492	0,098742
1973	0,066939	0,221192	0,083809	0,048038
1974	0,050046	1.154,323	0,015040	0,028728
1975	0,036873	-0,091500	-0,014120	-0,052290
1976	0,044573	0,048099	0,004037	0,022642
1977	0,000280	0,020938	0,122173	0,058424
1978	0,036463	-0,066260	0,037193	0,059828
1979	0,089137	0,705930	0,077041	0,068603
1980	0,044833	0,026088	0,001634	0,046542
1981	0,044606	-0,123670	0,021095	0,021514
1982	0,067515	-0,145940	0,064577	0,021402
1983	0,000739	-0,141080	-0,027270	0,009671
1984	0,002636	-0,094990	0,051208	-0,010470
1985	-0,080200	-0,053570	-0,026860	0,016232
1986	0,077565	-0,670310	0,071151	0,032660
1987	-0,061380	0,211836	0,001477	0,073549
1988	-0,021440	-0,248350	0,060643	0,052024
1989	0,260156	0,149417	0,099746	0,064368
1990	-0,022890	0,216080	0,057335	0,075659
1991	0,038333	-0,212920	0,033116	0,033143
1992	0,109088	-0,064720	0,025772	0,030821
1993	-0,064570	-0,155760	0,017341	-0,006900
1994	0,000666	-0,091530	0,033581	0,014782
1995	0,077312	0,044756	0,066737	0,022811
1996	-0,062450	0,163085	0,019804	0,035546
1997	0,131336	-0,098290	0,053324	0,041008
1998	0,107651	-0,402810	0,101283	0,047379
1999	0,025179	0,309288	0,023918	0,037694
2000	-0,023120	0,429033	0,064582	0,038496
2001	0,014898	-0,184590	0,005869	0,019963
2002	0,029085	0,000940	0,000359	0,007563
2003	-0,067380	0,112230	0,010962	-0,008090
2004	0,016936	0,256477	-0,018840	0,015041
2005	0,035478	0,320617	-0,001890	0,009057
2006	-0,105150	0,146515	-0,010370	0,013587
2007	0,002233	0,076867	-0,025940	0,018550
2008	-0,049370	0,257995	-0,054140	-0,000370

A.2 Variáveis analisadas - gráficos

Originais

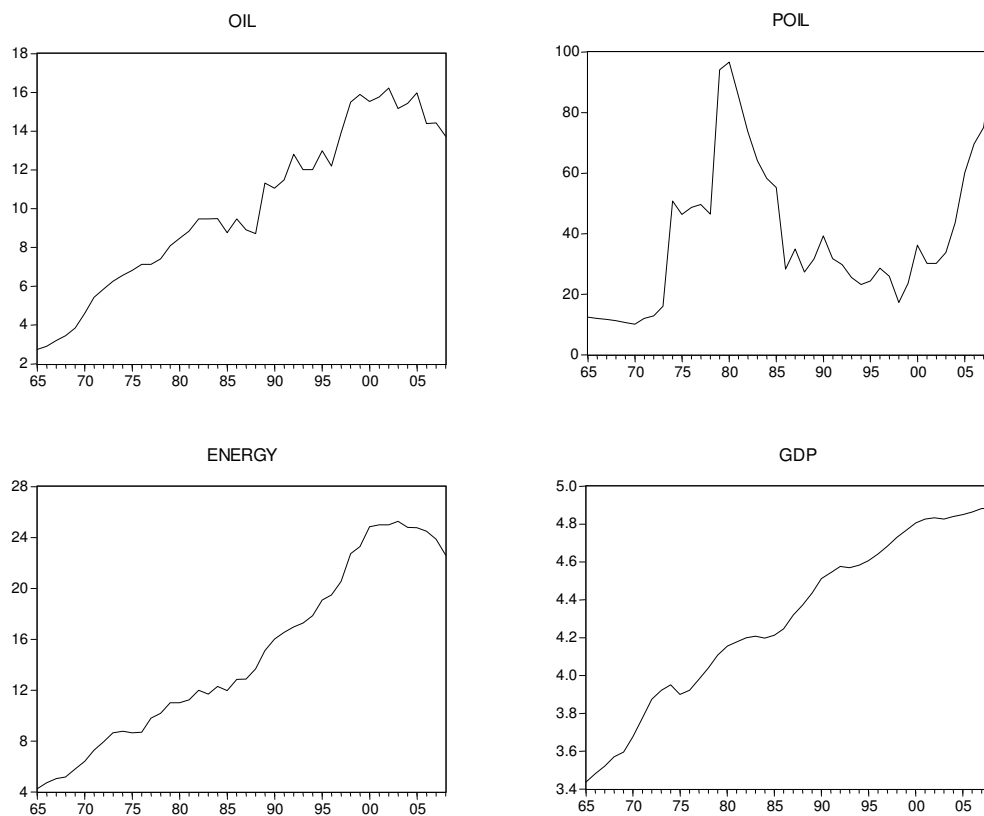
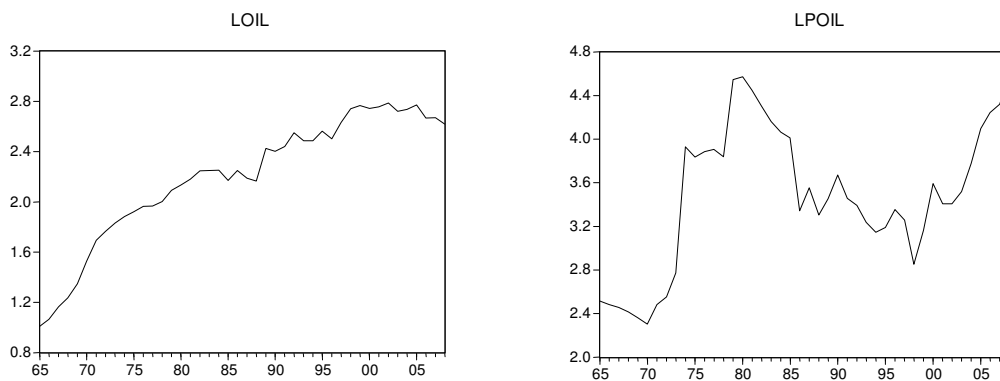


Figura 5: Variáveis originais analisadas

Em logaritmo



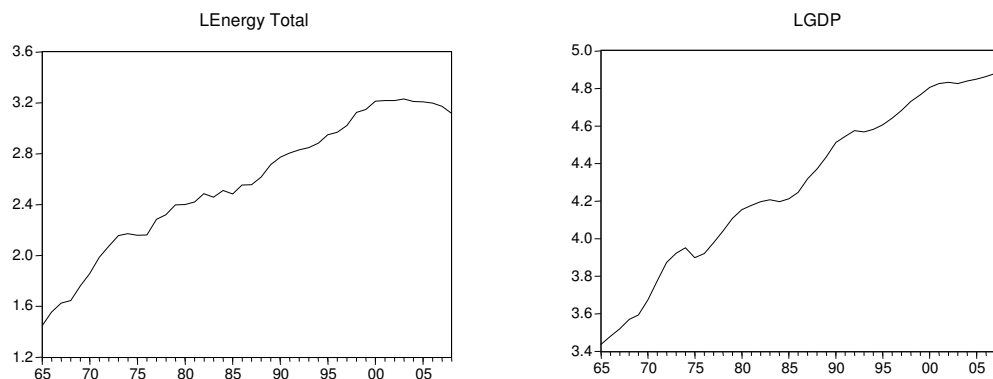


Figura 6: Variáveis analisadas em logaritmos

Primeiras diferenças das séries em logaritmos

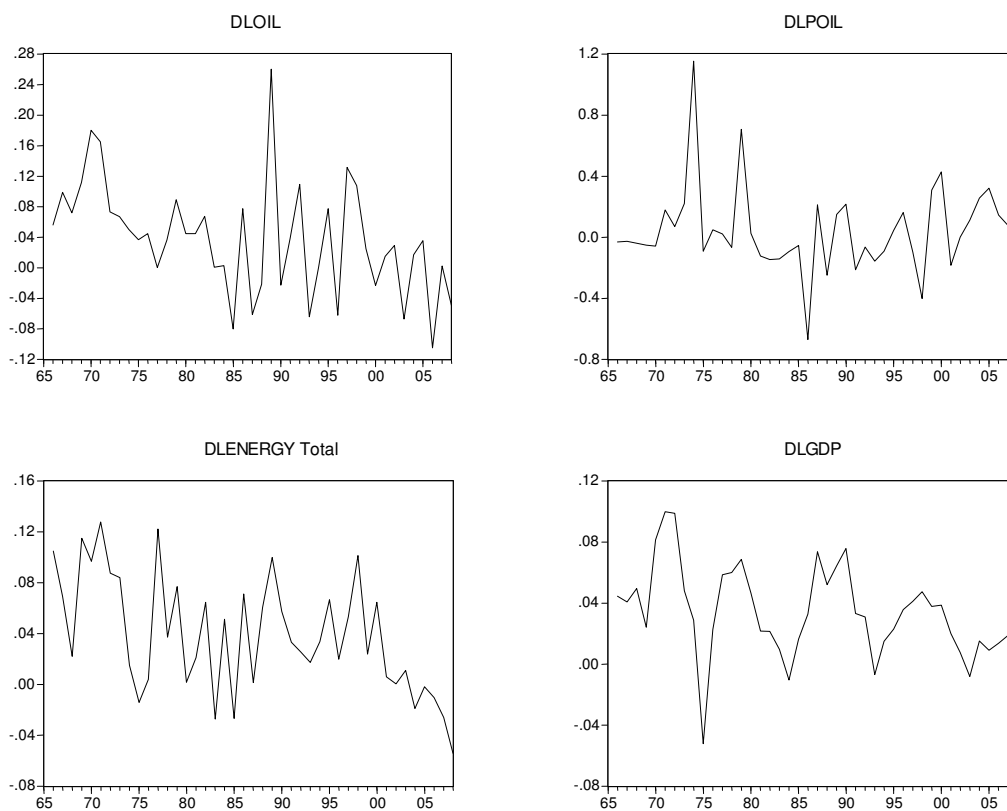


Figura 7: Primeiras diferenças das séries em logaritmos

A.3 Estatísticas para seleccionar a ordem dos defasamentos

Tabela A3: Estatísticas para seleccionar a ordem dos defasamentos – Model 1

m	h	v	AIC	m	h	v	AIC	m	h	v	AIC	m	h	v	AIC
1	0	0	-5.56400	2	0	0	-5.51395	3	0	0	-5.54637	4	0	0	-5.52032
1	0	1	-5.51744	2	0	1	-5.46707	3	0	1	-5.49523	4	0	1	-5.46912
1	0	2	-5.47681	2	0	2	-5.43270	3	0	2	-5.46317	4	0	2	-5.42589
1	0	3	-5.45580	2	0	3	-5.40579	3	0	3	-5.41212	4	0	3	-5.37471
1	0	4	-5.51304	2	0	4	-5.46194	3	0	4	-5.59566	4	0	4	-5.56620
1	1	0	-5.52147	2	1	0	-5.47028	3	1	0	-5.56384	4	1	0	-5.56219
1	1	1	-5.47467	2	1	1	-5.42342	3	1	1	-5.51283	4	1	1	-5.51365
1	1	2	-5.43845	2	1	2	-5.39094	3	1	2	-5.48966	4	1	2	-5.47205
1	1	3	-5.43518	2	1	3	-5.38450	3	1	3	-5.44329	4	1	3	-5.42560
1	1	4	-5.46966	2	1	4	-5.42022	3	1	4	-5.60674	4	1	4	-5.56147
1	2	0	-5.48759	2	2	0	-5.43806	3	2	0	-5.51335	4	2	0	-5.51752
1	2	1	-5.43699	2	2	1	-5.38717	3	2	1	-5.46274	4	2	1	-5.46727
1	2	2	-5.39451	2	2	2	-5.34931	3	2	2	-5.43839	4	2	2	-5.42702
1	2	3	-5.38690	2	2	3	-5.33574	3	2	3	-5.39216	4	2	3	-5.38272
1	2	4	-5.41978	2	2	4	-5.37166	3	2	4	-5.61903	4	2	4	-5.56858
1	3	0	-5.49112	2	3	0	-5.45125	3	3	0	-5.48868	4	3	0	-5.47433
1	3	1	-5.43985	2	3	1	-5.40064	3	3	1	-5.44002	4	3	1	-5.42518
1	3	2	-5.39061	2	3	2	-5.35667	3	3	2	-5.40796	4	3	2	-5.38344
1	3	3	-5.36966	2	3	3	-5.32139	3	3	3	-5.35817	4	3	3	-5.33608
1	3	4	-5.39218	2	3	4	-5.34090	3	3	4	-5.56899	4	3	4	-5.51817
1	4	0	-6.02463	2	4	0	-5.97347	3	4	0	-5.94414	4	4	0	-5.90234
1	4	1	-6.02141	2	4	1	-5.97077	3	4	1	-5.94415	4	4	1	-5.90000
1	4	2	-5.99350	2	4	2	-5.94327	3	4	2	-5.90728	4	4	2	-5.86803
1	4	3	-5.94240	2	4	3	-5.89300	3	4	3	-5.85600	4	4	3	-5.81701
1	4	4	-5.93600	2	4	4	-5.89226	3	4	4	-5.93680	4	4	4	-5.88601

A.4 Análise da ordem de integração das séries

Para estudar a ordem de integração das variáveis recorreremos a três testes. Os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), o teste de Phillips-Perron (PP) e o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os testes ADF e PP têm como hipótese nula a presença de uma raiz unitária. O teste KPSS tem como hipótese nula a estacionariedade.

Testes de Dickey-Fuller

O teste DF é um dos testes mais utilizados nos estudos relativos à ordem de integração das séries temporais.

O teste de DF (1979) estima a seguinte equação,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

Onde: $\Delta = (y_t - y_{t-1})$ é o operador diferencial; e $\phi = \varphi - 1$. Neste caso, a hipótese nula (H_0) consiste na existência de pelo menos uma raiz unitária, logo a variável não é estacionária e $\phi = 0$. Por sua vez, a hipótese alternativa (H_A) consiste que a variável seja fracamente estacionária, neste caso, não há nenhuma raiz unitária e consequentemente $\phi < 0$.

Contudo, o teste DF pode ser conduzido utilizando-se a seguinte regressão:

$$y_t = \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.2})$$

Testa-se H_0 em que $\varphi = 1$, ou seja, tenha uma raiz unitária contra H_A que não tenha raiz unitária: $\varphi < 1$.

A regressão pode ser aplicada para incorporar (ou não) a presença da constante e/ou tendência. O teste DF permite-nos testar a existência (ou não) de uma raiz unitária nos casos onde é necessária a introdução (ou não) da constante e/ou tendência. O teste para ambos os casos é conduzido de forma semelhante ao apresentado acima. A diferença é que, caso seja necessária a introdução de uma constante, a regressão a ser utilizada é a seguinte:

$$\Delta y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.3})$$

Onde: μ é a constante. Caso seja necessária a presença da tendência e da constante, a regressão a ser utilizada é a seguinte:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma t + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.4})$$

Onde: t representa a tendência linear.

O teste DF parte da hipótese que, os termos de erros nas regressões acima representadas, são identicamente e independentemente distribuídos (IID), isto é, não representam autocorrelação. Assim, o teste DF foi ampliado de forma a incorporar defasamentos em relação á variável. Ao proceder-se desta forma obtém-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

O teste ADF, deriva do teste de raiz unitária indicado por Dickey e Fuller (1979). O teste de regressão auxiliar para uma série com declive é como se segue,

$$\Delta y_t = \mu + \gamma t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.5})$$

A presença de uma raiz unitária em y_t está associada a $H_0: \phi=0$, contra a $H_A: \phi < 0$ que, por sua vez, está associada à hipótese de estacionaridade em tendência, que pode ser testada com base num teste t referente ao coeficiente ϕ , relacionado a y_{t-1} .

A contribuição do teste ADF, em relação ao teste DF, consiste na inclusão de p defasamentos das primeiras diferenças da variável em estudo, na regressão auxiliar. Pretende-se suprimir a presença de autocorrelação dos resíduos, para que, a dedução estatística não saia prejudicada, uma vez que as distribuições de teste subentendem erros do tipo “ruído branco”. Assim, teremos de procurar um equilíbrio quanto ao número de defasamentos a incluir, pois um número excessivo de defasamentos terá efeitos ao nível da potência de teste, em contra partida, um número reduzido de defasamentos poderá levar a problemas na dimensão de teste (Harris e Sollis, 2003).

Em relação à escolha do número de defasamentos (p), poderão ser utilizados dois critérios de informação: 1) critério de informação AIC - sugerido por Pesaran e Shin (1998); ou o 2) critério de informação SC - sugerido por Pesaran e Shin (1997). De acordo com os critérios de informação, será escolhida a equação auxiliar cuja estimação apresente o menor AIC, ou, o menor SC. Se a estatística de teste for inferior ao valor crítico, a hipótese nula de existência de raiz unitária é rejeitada.

Os valores críticos nos testes ADF, tabelados de acordo com Fuller (1976), variam de acordo com o tamanho da amostra e conforme o tipo de PGD. Podemos especificando três casos: 1) constante e tendência determinística (estatística t denominada por $\hat{\tau}_\tau$); 2) constante determinística sem tendência ($\hat{\tau}_\mu$); e 3) inexistência de componentes determinísticas ($\hat{\tau}$).

Teste de Phillips-Perron

Phillips e Perron (1988) desenvolveram uma abordagem ao teste de raiz unitária. Os testes de raiz unitária de Phillips e Perron (PP) diferem dos testes ADF, principalmente na forma como eles tratam a correlação da série e a heterocedasticidade dos erros. Em particular, quando os testes ADF utilizam uma estrutura de regressão paramétrica para aproximar a ARMA do erro no teste de regressão, os testes PP ignoram qualquer correlação da série na regressão do teste. O teste de regressão para os testes PP é,

$$\Delta y_t = \beta' D_t + \pi y_{t-1} + u_t \quad (\text{A.6})$$

Onde: μ_t é I (0) e pode ser heteroscedástico. Os testes PP testam a correlação da série e a heterocedasticidade dos erros μ_t da regressão, modificando as estatísticas do teste $t_\pi=0$ e $T\hat{\pi}$. Estas estatísticas, denotadas Z_t e Z_π , são dadas por,

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right)^{1/2} \cdot t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \cdot \left(\frac{T \cdot \text{SE}(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) \quad (\text{A.7})$$

$$Z_\pi = T\hat{\pi} - \frac{1}{2} \frac{T^2 \cdot \text{SE}(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (\text{A.8})$$

Os termos $\hat{\sigma}^2$ e $\hat{\lambda}^2$ são estimativas dos parâmetros da variância, em que:

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[u_t^2] \quad (\text{A.9})$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2] \quad (\text{A.10})$$

Onde: $S_t = \sum_{t=1}^T u_t$. A variância da amostra residual dos mínimos quadrados \hat{u}_t é uma estimativa de σ^2 e a estimativa Newey-West de longo prazo da variância u_t , utilizando o \hat{u}_t , é uma estimativa de λ^2 .

Sob a hipótese nula $\pi=0$, o teste PP e as estatísticas de Z_π têm a mesma distribuição assintótica que a estatística t do teste ADF.

O teste PP tem algumas vantagens sobre os testes ADF, por exemplo: 1) o teste PP é robusto a formas gerais de heterocedasticidade do termo do erro u_t ; e 2) no teste PP não é obrigatório especificar o comprimento do desfasamento para o teste de regressão.

Teste KPSS

O teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) considera como hipótese nula que a série é estacionária, ao contrário dos testes ADF e PP. A vantagem deste teste é explicada através da falta de potência dos testes ADF e PP. Contudo, por vezes, o KPSS é pouco robusto, porque, as conclusões sobre a estacionariedade das séries são muito sensíveis quanto ao número de desfasamentos utilizados no cálculo da variância de longo prazo.

A.4.1 Análise da causalidade

As várias relações de causalidade existentes entre o consumo de petróleo e o crescimento económico podem ser categorizadas por: 1) causalidade unidireccional de x para y; 2) causalidade unidireccional de y para x; e 3) causalidade bidireccional; e 4) não existência de causalidade.

A causalidade unidireccional, que vai do crescimento económico para o consumo de petróleo, é também chamada *hipótese de conservação*. Esta hipótese sugere que a política de conservação de petróleo pode ser implementada utilizando-se poucos ou nenhuns efeitos adversos sobre o crescimento económico. A *hipótese de conservação* é sustentada, se um aumento do PIB provocar um aumento no consumo de petróleo.

A causalidade unidireccional, que vai do consumo de petróleo para o crescimento económico, é também chamada *hipótese de crescimento*. Esta hipótese indica que as restrições sobre o consumo de petróleo podem afectar negativamente o crescimento económico, quando os aumentos no petróleo puderem contribuir para o crescimento económico. A *hipótese de crescimento* sugere que o consumo de petróleo desempenha um

papel importante no crescimento económico e no processo de produção como um complemento ao trabalho e ao capital.

A causalidade bidireccional, entre o consumo de petróleo e o crescimento económico, é também chamada *hipótese de feedback*. Esta hipótese indica que o consumo de petróleo e o crescimento económico são determinados em conjunto e afectados simultaneamente.

A situação de não existência de causalidade, entre o consumo de petróleo e o PIB é referida como a *hipótese de neutralidade*. Esta hipótese implica que, o consumo de petróleo não está correlacionado com o PIB. A *hipótese de neutralidade* é suportada pela ausência de uma relação de causalidade entre o consumo de petróleo e o PIB.

De seguida iremos analisar a causalidade à Granger e a abordagem de Toda e Yamamoto.

Causalidade à Granger

O teste de causalidade que ficou mais popularizado na literatura deve-se ao econometrista Clive Granger. Este econometrista assume que o futuro não pode causar o passado nem o presente (Gujarati, 1995). Por exemplo, se o acontecimento A ocorre depois do acontecimento B, sabemos que A não pode causar B. Contudo, se A acontece antes de B, não significa que A cause obrigatoriamente B. Efectivamente, o que temos são duas séries temporais A e B e estaríamos interessados em saber se A precede a B, ou se B precede a A, ou se A e B ocorrem simultaneamente. Esta é a resenha do teste de causalidade de Granger, que não se propõe identificar uma relação de causalidade no seu sentido de endogeneidade (Maddala, 1992).

O conceito de Causalidade à Granger – que como sabemos, prende-se com a noção de precedência e não propriamente causa - pode ser pertinente na discriminação de modelos VAR ou VECM, já que permite conjecturar acerca da relevância da inclusão de determinada variável explicativa no VAR (Harris e Sollis, 2003; e Mello e Nell, 2001).

Uma variável y diz-se causar à Granger a variável x se os valores y_{t-i} abrangerem informações que facilitem a previsão do valor x_t . Seguindo assim um modelo do tipo,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \alpha_{12,i} \\ \alpha_{21,i} & \alpha_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-i} \\ x_{t-i} \end{bmatrix} + CD_t + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} \quad (\text{A.14})$$

A hipótese nula (H_0) de a variável y_t não causar à Granger a variável x_t pode ser aferida testando-se a seguinte restrição:

$$\alpha_{21i}=0, i=1,2,\dots,p$$

H_0 é testada contra H_A na situação em que pelo menos um $\alpha_{21,i}$ seja diferente de zero, facto em que existe no mínimo uma observação passada de y que ajuda a prever x_t .

Se, se pretender testar a causalidade entre as variáveis x sobre y , o teste recairá nos coeficientes $\alpha_{12,i}$. A utilização destes testes leva a que a regressão auxiliar encontre-se bem especificada no que respeita ao nível das componentes determinísticas. Em relação a esta formulação, ela tem de ser estudada antecipadamente de modo a que o VAR contenha as propriedades estatísticas apropriadas. Se algumas das variáveis não forem estacionárias, este teste pode apresentar alguns problemas. A distribuição da estatística de teste deixa de ser válida. O VAR terá de ser reformulado para uma especificação do tipo VECM de modo a assegurar que as restrições recaiam sobre as variáveis estacionárias e sobre os vectores de cointegração que possam eventualmente existentes. A formulação será,

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \gamma_{11,i} & \gamma_{12,i} \\ \gamma_{21,i} & \gamma_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-i} \\ \Delta x_{t-i} \end{bmatrix} + CD_t + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (A.15)$$

em que, a hipótese de não causalidade à Granger de x para y é verificada aferindo-se:

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= 0 \\ e \\ \gamma_{12,i} &= 0, \quad i=1,2,\dots,p. \end{aligned}$$

De uma forma sucinta, temos de demonstrar a existência de exogeneidade fraca de y para o vector de cointegração e a não relevância da inclusão de desfasamentos das primeiras diferenças de x na equação Δy .

O teste de causalidade à Granger no caso bivariado demonstra-se útil, caso o objectivo seja por exemplo, tentar avaliar se é importante incluir x na modelação VECM do comportamento de y . Se a resposta for negativa - exogeneidade forte - podemos incluir mais variáveis explicativas e com base nestas, a informação compreendida nos valores passados de

x possa influenciar indirectamente o comportamento de y. Se tal não acontecer, a inclusão de x no VECM não se revela útil.

A escolha do número óptimo de defasamentos

A escolha do número óptimo de defasamentos (p), que será utilizado nas equações (A.14) e (A.15), é um aspecto essencial na análise da relação de causalidade entre duas variáveis.

A dimensão dos defasamentos é, de certa forma, arbitrária, porque existem vários métodos, que determinam o tamanho óptimo dos defasamentos de um modelo (Maddala, 1992). Contudo, Gujarati (2000) alerta para o facto que, a análise de causalidade é muito susceptível em relação ao número de defasamentos seleccionados. Em primeiro lugar deve-se identificar o número de defasamentos e só depois, proceder-se aos testes de causalidade (Davidson e Mackinnon, 1993 e Mills, 1993).

Davidson e Mackinnon (1993) sustentam que, a escolha de um número elevado de defasamentos é apropriada, pois desta forma podemos constatar como a rejeição de alguns defasamentos altera o resultado. A escolha de um número baixo de defasamentos pode levar à exclusão de variáveis relevantes. Já a escolha de um número mais elevado de defasamentos pode-nos levar ao erro de incluirmos variáveis desnecessárias.

O teste *Schwarz Criterion* (SC), é um dos testes mais utilizados na escolha do número óptimo de defasamentos. Este teste deve-se a Schwarz (1978) e resume-se em minimizar a seguinte função,

$$SC = \ln \vartheta^2 + p \ln n \quad (\text{A.16})$$

Em que: ϑ^2 corresponde à estimativa de máxima verossimilhança de σ^2 , em que σ^2 é a soma do quadrado dos resíduos dividido por n ; p é o número óptimo de defasamentos; e n é o número de observações.

Resumidamente, partimos de um modelo de regressão com vários defasamentos e gradualmente vamos reduzindo o número de defasamentos até encontrarmos o valor de p que minimize o valor de SC .

Causalidade de Toda e Yamamoto

Toda e Yamamoto (1995) propuseram um procedimento alternativo para o teste de causalidade à Granger. A abordagem encaixa-se num VAR, modelado em níveis de variáveis (em vez das primeiras diferenças como no teste de causalidade à Granger), e assim minimiza os riscos resultantes da possibilidade errada de detecção dos níveis de cointegração da série (Mavrotas e Kelly, 2001).

Para este efeito, um VAR não é estimado com a sua ordem verdadeira de p defasamentos, mas com a ordem de defasamentos $(p+d)$, onde d é o nível máximo de cointegração das variáveis incorporadas no modelo, e p representa o número de defasamentos.

A abordagem sugerida por Toda e Yamamoto (1995) consiste, na aplicação de um teste *Wald*, para se testar as restrições nos parâmetros de um VAR. Este teste é realizado nos p primeiros defasamentos, pois os últimos defasamentos não são considerados no teste *Wald*. Os restantes defasamentos atestam que o teste contenha distribuição qui-quadrado.

A causalidade à Granger é testada através da realização de testes de hipótese no VAR ignorando os defasamentos adicionais $p+1, \dots, p+d$.

Toda e Yamamoto, demonstraram que as restrições no caso linear e não linear podem ser testadas utilizando-se a teoria assintótica padrão. Este método, como a técnica ARDL, evita as baixas potências da raiz unitária e os testes prévios de cointegração.

De uma forma sucinta, são necessários quatro passos para se poder analisar a causalidade à Granger através da abordagem proposta por Toda e Yamamoto: 1) definição da ordem máxima de integração do sistema (d); 2) definição do número óptimo de defasamentos do sistema (p); 3) estimação de um VAR em nível com $(p+d)$ defasamentos; e 4) aplicação do teste de restrições de *Wald* nos p primeiros defasamentos a fim de testar a não existência de causalidade à Granger.

A.4.2 Estudo das elasticidades

De seguida vamos analisar o teste de cointegração e o modelo ARDL.

Testes de cointegração

Cointegração é uma propriedade estatística que assegura a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo, não espúria, entre variáveis económicas de séries temporais. Assim, quando duas ou mais séries temporais apresentam uma tendência estocástica comum, as séries são cointegradas.

Se duas variáveis y_t e x_t são $I(1)$, a variável residual originária da regressão entre elas também será $I(1)$. Contudo, pode ocorrer que a variável residual seja estacionária ($I(0)$) e deste modo, as variáveis y_t e x_t são cointegradas.

De acordo com o Teorema de Representação de Granger (Pillai, 2001), se duas variáveis y_t e x_t forem $I(1)$ e cointegradas, é exequível representar a relação entre elas como um ECM. As variações, em pelo menos uma das variáveis, são compreendidas, recorrendo-se às variáveis de curto prazo e também ao erro (e_t) observado no período anterior onde e_t representa o desvio na relação de longo prazo. As variáveis x e y , no longo prazo, estão em equilíbrio e qualquer desvio a esse equilíbrio, em qualquer momento de tempo, tende a ser retribuído no período seguinte, mas em sentido contrário, para que o equilíbrio se mantenha.

A presença de cointegração entre duas ou mais variáveis integradas pode ser aprendida recorrendo-se a abordagens do tipo multiequacional ou uniequacional. A abordagem multiequacional, aceita a possibilidade de as várias variáveis se influenciarem simultaneamente e a presença de múltiplos vectores de cointegração linearmente independentes, e desta forma, acaba por ser mais geral e menos restritiva. A abordagem uniequacional aceita que a variável dependente seja explicada por uma ou várias variáveis que lhe são exógenas e aceita também a existência de apenas uma combinação linear estacionária, ou seja, uma única relação de cointegração.

Num modelo multiequacional a formulação mais geral é designada Vector Autorregressive (VAR). O modelo VAR é apresentado por,

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + CD_t + \varepsilon_t \quad (A.17)$$

Onde: z_t representa o vector de n variáveis $I(1)$ determinadas em conjunto; A_i são matrizes que incorporam os parâmetros associados a cada vector z_{t-i} ; D_t é o vector de variáveis determinísticas (variáveis *dummy* sazonais; variáveis *dummy* do tipo *impulso* ou variáveis *dummy* do tipo *shift*; constante; e tendência); e C é o vector de coeficientes relacionado a cada componente determinística.

Os modelos VAR correspondem a processos de equações onde cada variável é função dos desfasamentos dela própria, até à ordem p , e dos valores passados, até ao momento $t-p$, das demais variáveis incluídas.

Sendo $\varepsilon_t \sim IN(0; \Sigma)$ (em que ε_t é a componente residual) um vector de variáveis aleatórias com distribuição normal a equação (A.17) pode ser rescrita com o objectivo de se tornar mais simples e directa. Esta representação é uma representação do tipo Vector Error Correction Model (VECM) e, acaba por ser, uma alteração da formulação original do VAR que nos permite diferenciar as relações de curto prazo com as de longo prazo.

O VECM adopta a existência de uma relação de longo prazo constante entre duas ou mais variáveis do vector z_t e, dessa forma, a presença de uma situação de equilíbrio para onde se está a convergir a qualquer momento.

O VECM expressa-se desta forma,

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p} + CD_t + \varepsilon_t \quad (\text{A.18})$$

Onde: Δz_t interpreta o vector das primeiras diferenças do vector z_t , $\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_i$ com $i=1, 2, \dots, p-1$ e $\Pi = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_p$ e a matriz Π , por sua vez, pode ser dividida em duas matrizes α e β . Assim o VECM pode ser representado da seguinte forma,

$$\Delta z_t = \begin{pmatrix} \alpha & \beta' \\ (n \times 1) & ((n-1) \times n) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_{t-1} \\ (n \times 1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_1 & \Gamma_2 & \dots & \Gamma_p \\ (n \times n) & (n \times n) & \dots & (n \times n) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta z_{t-1} \\ \Delta z_{t-2} \\ \dots \\ \Delta z_{t-p} \end{pmatrix} + CD_t + \varepsilon_t, \quad (\text{A.19})$$

Em que: β representa a matriz de coeficientes de longo prazo (espaço de cointegração); α representa a velocidade de convergência das variadas variáveis para a situação de equilíbrio; e as matrizes Γ compreendem os coeficientes associados aos distintos Δz_{t-i} que apresentam os ajustamentos de curto prazo, não considerados na relação de longo prazo.

Adoptando-se um conjunto de n variáveis e a presença de um vector de cointegração, para que a estimação de um modelo uniequacional se torne eficiente é essencial que $n-1$ variáveis intrínsecas ao vector z_t sejam, pelo menos, fracamente exógenas. A exogeneidade

fraca acontece quando, $n-1$ variáveis apreciadas não ostentam qualquer correlação com a/as relações de equilíbrio de longo prazo estimadas ($\beta'z_{t-1}$). Deste modo, se $n-1$ componentes do vector α forem nulas, significa que, somente uma das variáveis compreendidas em z_t depende da relação de longo prazo e só essa responde a desequilíbrios existentes nessa relação. As demais variáveis intitulam-se, fracamente exógenas, em relação ao vector de cointegração.

Deste modo, variáveis contidas em Δz_t e relacionadas a elementos nulos de α , são fracamente exógenas, deste modo, o vector formado por $\beta'z_{t-1}$ não ajuda na explicação dos relatados elementos de Δz_t . Com a presença de apenas um vector de cointegração, a abordagem uniequacional é satisfatória para estimar e testar a presença de cointegração.

Como demonstrado por Johansen (1992) e referenciado por Harris e Sollis (2003), se as variáveis contidas em z_t forem endógenas, e existindo apenas um vector de cointegração é, mais eficaz estimar o vector de cointegração socorrendo-se a uma representação vectorial do que a uma abordagem uniequacional. A abordagem uniequacional resume-se a um caso específico dos modelos multiequacionais. Os modelos VAR, no entanto, aceitam: 1) a hipótese de existência de várias relações de cointegração; 2) a hipótese de endogeneidade de todas as variáveis incluídas; e 3) a hipótese de inter-relação entre as variáveis no curto prazo e no longo prazo. Assim, a abordagem multiequacional converte-se na abordagem mais importante, porque só com base nesta, é provável descobrir a existência de mais de um vector de cointegração e avaliar a existência de exogeneidade fraca das variáveis em estudo.

A abordagem Bounds test, desenvolvida por Pesaran *et al.*, (2001) resolveu o problema da cointegração. De acordo com a sua abordagem, a existência de uma relação de cointegração pode ser examinada entre as séries, independentemente de serem $I(0)$ ou $I(1)$, sob a circunstância que a variável dependente é $I(1)$ e as variáveis independentes são $I(0)$ ou $I(1)$. Este ponto é a maior vantagem desta abordagem em comparação aos restantes teste de cointegração.

Teste uniequacional

A abordagem de cointegração uniequacional, mais acessível, é a sugerida por Engle e Granger (1987). Esta abordagem tem por objectivo, a verificação da estacionaridade do resíduo consequente da estimação, com base num OLS - *Ordinary Least Square* - de uma relação de longo prazo entre variáveis não estacionárias.

Se as variáveis $x_{i,t}$ e y_t forem I(1) e existir cointegração entre elas, o resíduo adquirido, depois da efectuação de uma regressão linear, será do tipo I(0).

Harris e Sollis (2003) admitem relações dinâmicas mais complicadas entre as variáveis, facultando assim estatísticas e estimativas de teste mais credíveis.

Análise dinâmica

A análise dinâmica dos testes de cointegração uniequacionais, referida por Harris e Sollis (2003), afecta a formulação de um modelo ADL - Autorregresive Distributed Lags - onde todas as variáveis expõem o mesmo número de defasamentos.

$$A(L)y_t = \alpha + \gamma t + B(L)x_t + u_t \quad (A.20)$$

com,

$$A(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (A.21)$$

e

$$B(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (A.22)$$

que pode ser, representado por,

$$y_t = \alpha + \gamma t + \sum_{i=1}^m \sum_{k=0}^p \phi_k x_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \phi_k y_t + \varepsilon_t \quad (A.23)$$

Onde: y é a variável dependente; x_i as variáveis explicativas; p é o número óptimo de defasamentos; m é o número de variáveis explicativas; e ε_t uma componente residual, estacionaria e identicamente e independentemente distribuída (iid).

Para a escolha do número óptimo de defasamentos são realizados os seguintes testes: testes F quanto à significância de cada um dos defasamentos; e critérios de informação: Akaike (AIC) e Schwarz (SC).

Determinado o número óptimo de defasamentos, procede-se ao somatório dos coeficientes estimados e dos devidos desvios padrão relativos à variável dependente para obter o rácio $\left(\frac{\sum \phi_i - 1}{\sigma_{\sum \phi_i}}\right)$ que permite avaliar a existência de cointegração que sucede sempre que $\sum \phi_i$ for inferior a um, pois só deste modo, haverá convergência para uma solução de longo

prazo. O rácio resultante é uma estatística do tipo t , e o resultado será comparado com os valores críticos presentes nas tabelas elaboradas por Ericsson e MacKinnon (1999) e que apontará para a existência de cointegração quando a estatística de teste for inferior ao valor crítico.

Quanto à estimação da relação de longo prazo, de acordo com Hendry e Doornik (2001), esta sucede do somatório dos coeficientes estimados para cada variável nos seus diferentes desfasamentos normalizados depois em ordem à variável explicada.

Abordagem de Pesaran Shin e Smith

Pesaran, Shin e Smith (2001), propuseram uma abordagem ao teste de cointegração uniequacional. Esta abordagem tem por base, a reformulação do ADL apresentado na equação (A.20). Dessa forma, adquire-se a seguinte equação,

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^m \sum_{k=0}^p \zeta_i \Delta x_{i,t-k} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j \Delta y_t + \beta \left[y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \frac{\theta_i}{\beta} x_{i,t-1} + \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\gamma}{\beta} t \right] + u_t \quad (\text{A.24})$$

Deste modo, evidenciou-se o termo corrector de erro onde: β é o factor de convergência de longo prazo; e a expressão entre parêntesis recto, a relação de longo prazo.

Esta abordagem tem uma mais-valia, é fácil implementa-la, independentemente de os seus regressores serem $I(0)$ ou $I(1)$.

A aplicação desta abordagem consiste em deduzir-se o número óptimo de desfasamentos (p) a inserir, apelando aos critérios de informação AIC e SC, de modo a que, os resíduos de estimação ostentem as propriedades pretendidas.

O teste de cointegração tem por objectivo avaliar a hipótese nula de os coeficientes β e θ_i serem nulos. Para tal, poder-se-á proceder a um teste conjunto recorrendo a um teste F ou a um teste *Wald*, onde Pesaran *et al.* (2001) definiram os valores críticos.

Pesaran *et al.* (2001) conferem, para um determinado grau de confiança e um determinado desfasamento, dois valores críticos - $I(0)$ e $I(1)$. Desta forma, podem ocorrer três situações: 1) se os valores da estatística F ou da estatística *Wald* se estabelecerem abaixo de ambos os valores críticos, a hipótese nula de não cointegração ($\beta = \theta_1 = \dots = \theta_p = 0$) não pode ser rejeitada; 2) se os valores da estatística F ou da estatística *Wald* se situarem acima de ambos os valores críticos, rejeita-se a hipótese nula e verifica-se a existência de cointegração; e 3) se

os valores da estatística F ou da estatística *Wald* se situarem entre os valores críticos de fronteira, o teste intitula-se inconclusivo.

O modelo ARDL

O modelo ARDL, especialmente quando comparado com o método de cointegração de Johansen, tem várias vantagens (por exemplo Mah, 2000). O modelo ARDL: 1) determina eficazmente a relação de cointegração em casos de amostras pequenas (Ghatak e Siddiki, 2001; Tang, 2003); 2) pode ser aplicado independentemente de os desfasamentos subjacentes serem integrados de ordem um (I(1)), ordem zero (I(0)) ou integrado fraccionadamente (*fractional integration*) (Hsiao, 1997); 3) sustentação de um grande número de escolhas, incluindo as decisões sobre o número de variáveis endógenas e exógenas (Alam e Quazi, 2003) e o número óptimo de desfasamentos a ser utilizado (Pahlavani *et al.*, 2005; e Pesaran e Smith, 1998); e 4) tem boas propriedades estatísticas, desde que não emita para além da dinâmica de curto prazo para o termo residual (Pattichis, 1999).

O modelo ARDL deve ser utilizado: 1) se tivermos uma amostra pequena; 2) quando a ordem de integração dos dados não é clara, tal como a delimitação dos casos de fronteira (*borderline*) I(0)/I(1); 3) quando os dados necessitarem de variáveis *dummy* para serem incluídos no teste de cointegração; 4) quando a especificação do modelo indicar um número óptimo de desfasamentos diferente para uma ou mais variáveis (Pahlavani *et al.*, 2005); e 5) quando a especificação do modelo indicar a utilização de variáveis *dummy* (com valores de zero e um) para capturar os efeitos dos valores dos *outliers* e das quebras estruturais. Pesaran *et al.* (2001) argumentaram que a teoria assintótica desenvolvida na abordagem ARDL não é prejudicada pela inclusão de variáveis *dummy* “um-zero”.

A abordagem ARDL baseia-se no OLS e na estimação de um *Unrestricted Error Correction Model* (UECM). A partir do ARDL, podemos derivar um ECM após uma simples transformação linear (Banerjee *et al.*, 1993). O ECM integra a dinâmica de curto prazo com o equilíbrio de longo prazo, sem perder qualquer tipo de informação (Shrestha e Chowdhury, 2005).

A versão ECM do modelo ARDL, pode ser obtida da seguinte forma,

$$\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 T + \phi y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.25})$$

Onde: y_t é a variável dependente; e x_t é um vector de ordem k das variáveis independentes.

Se, $\phi \neq 0$ e $\delta \neq 0$ existe uma relação de longo prazo entre os níveis de y_t e x_t , que é dada por,

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 T + \theta_2 x_t + v_t \quad (\text{A.26})$$

Onde: $\theta_0 = \frac{-\mu_0}{\phi}$; $\theta_2 = \frac{-\delta}{\phi}$; e v_t é um processo estacionário com média zero.

Se, $\phi < 0$ a relação de longo prazo entre y_t e x_t é estável. A equação (A.25) pode ser expressa como um modelo ECM da seguinte forma,

$$\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 T + \phi(y_{t-1} - \theta_2 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.27})$$

No contexto da equação (A.27) o teste $\phi = 0$, pode ser interpretado como um teste de existência de uma relação de longo prazo entre y_t e x_t . No método ARDL, tal teste é feito a partir do teste de hipóteses conjuntas, onde $\phi = 0$ e $\delta = 0$, do modelo ECM definido na equação (A.25).

Na implementação da abordagem ARDL, devem ser utilizados o teste *Wald*, ou o teste F para testar a significância dos níveis de desfasamento das variáveis no UECM (Pesaran *et al.*, 2001). Um aspecto importante a considerar, que permite a redução dos dados da série temporal, é a existência de um equilíbrio na escolha do desfasamento. Este deve ser: 1) suficientemente grande para restringir o problema da correlação residual da série; e 2) pequeno o suficiente para impedir que o UECM se torne excessivamente sobre-parametrizado (Pesaran *et al.*, 2001).

A abordagem ARDL consiste em três etapas: 1) determinar a existência de uma relação de cointegração de longo prazo entre as variáveis da equação; 2) estimar as elasticidades da relação de longo prazo e determinar os seus valores; e 3) calcular as elasticidades de curto prazo a partir dos coeficientes das primeiras diferenças das variáveis na equação ARDL.

A primeira etapa é determinada através do teste *Wald* ou do teste F. O teste de significância conjunta é realizado para testar a hipótese nula de não existência de cointegração. A hipótese nula é testada fazendo com que todas as variáveis (desfasadas um

nível) sejam iguais a zero, contra a hipótese alternativa, onde todas as variáveis (desfasadas um nível) são diferentes de zero (Tang, 2003).

Com base nos níveis de significância (1%, 5%, e 10%), o valor resultante da estatística F é comparado com os valores críticos tabulados em Pesaran *et al.*, (2001). São apresentados os valores críticos para cinco casos diferentes independentemente do modelo escolhido conter uma constante e/ou uma tendência. Estes valores críticos contêm limites superiores e inferiores que abrangem toda a classificação possível das variáveis em I(1), I(0) e mutuamente cointegradas. Caso a estatística F seja maior do que o limite superior do valor crítico, a hipótese nula de não existência de cointegração é rejeitada e as variáveis incluídas no modelo são cointegradas. Se a estatística F for menor do que o limite inferior do valor crítico, a hipótese nula de não existência de cointegração não pode ser rejeitada e as variáveis não são cointegradas. Se a estatística F recair entre o limite superior e inferior, a hipótese nula de não existência de cointegração não é conclusiva. Neste caso, para se chegar a uma conclusão é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis explicativas I(d). Se as variáveis são I(0), são cointegradas com base no limite inferior. Se as variáveis são I(1) não são cointegradas com base no limite superior (Shrestha e Chowdhury, 2005; e Tang, 2003).

As elasticidades de longo prazo são calculadas a partir dos valores estimados dos coeficientes das variáveis (independentes) referentes ao nível de desfasamento, a dividir, pelas variáveis dependentes e multiplicadas por um sinal negativo (Bardsen, 1989).

A segunda etapa, só ocorre se encontrarmos uma relação de longo prazo na primeira etapa (Marashdeh, 2005).

Os coeficientes das primeiras diferenças das variáveis estimadas no UECM representam as elasticidades de curto prazo (Tang, 2003). Para se comprovarem os resultados robustos do modelo ARDL, são realizados testes de diagnóstico e testes de estabilidade. Os testes de diagnóstico analisam: 1) a normalidade; 2) a correlação da série; 3) o *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH); e 4) a heterocedasticidade associada ao modelo. Os testes de estabilidade são realizados através da utilização dos testes *Cumulative Summation* (CUSUM) e *Cumulative Summation of Squares* (CUSUM of Squares).

Análise dos testes

Para testarmos a boa capacidade do modelo ARDL, elaboramos alguns testes tais como: 1) testes de especificação e estabilidade; 2) testes de especificação e diagnóstico; 3)

teste de normalidade; 4) testes de hipóteses; 5) testes de heterocedasticidade; e 6) critérios de informação.

Teste de especificação e estabilidade

Para testar a especificação e estabilidade dos modelos, vamos analisar os testes Ramsey Reset, Cusum e Cusum of Squares.

Teste Ramsey Reset

Reset é a abreviatura de *Regression Specification Error Test* e foi proposto por Ramsey (1969).

O Teste Reset é um teste geral para erros de especificação que podem ter diversas origens, como por exemplo, 1) variáveis independentes omitidas; 2) forma funcional incorrecta; 3) erros de medida em variáveis; 4) erros de simultaneidade; e 5) inclusão de valores desfasados da variável dependente quando os resíduos têm correlação serial.

O modelo de regressão linear normal é especificado da seguinte forma:

$$y=x\beta+\epsilon \quad (\text{A.28})$$

Onde: ϵ é o vector de perturbação presumido a seguir à distribuição normal multivariada $N(0, \sigma^2 I)$. O erro de especificação é um termo abrangente que cobre qualquer desvio dos pressupostos modelos de manutenção. A autocorrelação, a heterocedasticidade, ou a não normalidade violam a pressuposição de que os distúrbios são distribuídos. O Teste Reset é um teste geral para os seguintes tipos de erros de especificação: 1) variáveis omitidas - x não inclui todas as variáveis relevantes; 2) forma funcional incorrecta - algumas ou todas as variáveis em y e x devem ser transformadas em registos, poderes recíprocos, ou em alguma outra forma; 3) correlação entre x e ϵ , pode ser causada, de entre outras coisas, pelo erro de medida, pela simultaneidade, ou pela presença de valores com desfasamentos e distúrbios em série correlacionados.

Sob tais erros de especificação, os estimadores Least Squares (LS) serão tendenciosos e inconsistentes, e os procedimentos de inferência convencionais serão invalidados. Ramsey (1969) mostrou que alguns ou todos esses erros de especificação produzem um vector médio

diferente de zero para ϵ . Consequentemente, as hipóteses nulas e alternativas do teste Reset são:

$$H_0: \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

$$H_A: \epsilon \sim N(\mu, \sigma^2 I), \mu \neq 0$$

Teste Cusum

O teste Cusum (Brown, Durbin, e Evans, 1975) tem por base, a soma cumulativa dos resíduos recursivos. Esta opção de parcelas da soma cumulativa juntamente com os 5% de linhas de críticas. O teste encontra instabilidade nos parâmetros se a soma cumulativa ultrapassar uma área entre as duas linhas críticas.

O teste Cusum tem por base a seguinte estatística:

$$W_t = \sum_{r=k+1}^t w_r / s \quad (\text{A.29})$$

Onde: $t = k+1, \dots, T$; w é o resíduo recursivo; e s é o erro padrão da regressão ajustada para todos os pontos T da amostra. Se o vector β permanece constante de período para período, $E(w_t) = 0$, mas se houverem mudanças no β , w_t tenderá a afastar-se da linha zero do valor médio. O significado de qualquer desvio da linha zero é avaliado por referência a um par de linhas de 5% de significância, a distância entre o que aumenta com t . As linhas de 5% de significância encontram-se conectadas aos pontos:

$$\left[k, \pm 0,948 (T-k)^{\frac{1}{2}} \right] \text{ e } \left[T, \pm 3 \times 0,948 (T-k)^{\frac{1}{2}} \right].$$

O movimento w_t fora das linhas críticas é sugestivo de instabilidade do coeficiente.

Teste Cusum of Squares

O teste Cusum of Squares (Brown, Durbin, e Evans, 1975) tem por base a seguinte estatística de teste:

$$W_t = \left(\sum_{r=k+1}^t w_r^2 \right) / \left(\sum_{r=k+1}^T w_r^2 \right) \quad (\text{A.30})$$

O valor esperado de S sob da hipótese de persistência do parâmetro é:

$$E(S_t) = (t-k)/(T-k) \quad (\text{A.31})$$

que vai de zero em $t=k$ para a unidade em $t=T$. A importância da partida de S a partir do seu valor esperado é avaliada pela referência a um par de linhas rectas paralelas em torno do valor esperado.

O teste Cusum of squares proporciona uma parcela de S_t contra t e o par de 5 por cento linhas críticas. Tal como acontece com o teste Cusum, o movimento fora das linhas críticas é sugestivo para a instabilidade do parâmetro ou da variância.

A soma dos quadrados é geralmente entre as linhas de 5% de significância, sugerindo que a variância é pouco estável.

Testes de normalidade

Para testar a normalidade dos modelos, é analisado o teste Jarque-Bera.

Teste Jarque-Bera

O teste Jarque-Bera trata-se de um teste assintótico. As hipóteses a serem testadas são: hipótese nula (H_0) - o erro do modelo de regressão linear possui distribuição normal; contra a hipótese alternativa (H_A) - o erro do modelo de regressão linear não possui distribuição normal.

O procedimento do teste consiste em: 1) calcular os valores da assimetria; 2) calcular os valores da curtose da amostra; e 3) utilizar a seguinte estatística de teste:

$$\text{Jarque Bera} = T \left(\frac{\hat{\alpha}_1}{6} + \frac{(\hat{\alpha}_2 - 3)^2}{24} \right) \quad (\text{A.32})$$

Onde: $\hat{\alpha}_1$ são os coeficientes amostrais de assimetria; $\hat{\alpha}_2$ são os coeficientes amostrais de curtose; e T é o tamanho da amostra.

Sob a hipótese nula de que os erros distribuem-se normalmente, Jarque e Bera (1987), demonstraram que, assintoticamente, a estatística Jarque Bera dada na equação (A.32) segue uma distribuição Qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Assim, rejeita-se a hipótese de normalidade dos erros se $\text{Jarque Bera} > \chi_{\alpha,2}^2$, onde $\chi_{\alpha,2}^2$ é o quantil de nível $1 - \alpha$ da distribuição χ^2 com dois graus de liberdade.

Testes de especificação e hipóteses

Para testar a especificação e hipóteses dos modelos, é analisado o teste Breusch-Godfrey.

Teste Breusch-Godfrey

O teste *Breusch-Godfrey* é um teste da classe dos testes assintóticos conhecidos como testes de multiplicador de *Lagrange* (LM). Ao contrário do teste de correlação serial com base na estatística de Durbin-Watson, que só se aplica a processos auto-regressivos de primeira ordem, denominados AR(1), o teste Breusch-Godfrey pode ser utilizado para testar processos ARMA de qualquer ordem. Além disso, neste teste a presença de variáveis dependentes com desfasamentos no lado direito da equação não produz viés como no caso do teste baseado em Durbin-Watson.

Teste de heterocedasticidade

Para testar a heterocedasticidade, são analisados os testes ARCH e White.

Teste ARCH

O teste ARCH é um teste do tipo LM para a hipótese dos resíduos terem uma estrutura *autoregressive conditional heteroskedasticity* (ARCH) (Engle 1982). Esta especificação de heterocedasticidade foi motivada pela constatação de que em muitas séries temporais financeiras, a magnitude dos resíduos aparenta estar relacionada com a magnitude dos recentes resíduos. A presença do ARCH em si não invalida o método dos mínimos quadrados, contudo ignorar os seus efeitos pode resultar numa perda de eficiência na estimação.

A estatística de teste ARCH é calculada a partir de um teste de regressão auxiliar. Para testar a hipótese nula de que não há nenhum ARCH nos resíduos, recorre-se à regressão:

$$\varepsilon_t^2 = \beta_0 + \left(\sum_s^q \beta_s \varepsilon_{t-s}^2 \right) + v_t \quad (\text{A.33})$$

Onde: ε é o resíduo. Esta é uma regressão dos quadrados dos resíduos em resíduos constante com desfasamentos até a ordem q .

Teste White

O teste *White's Heteroskedasticity* (1980) é um teste muito utilizado para detectara a existência de heterocedasticidade das perturbações aleatórias.

Para a elaboração deste teste segue-se os seguintes passos: 1) calculam-se os estimadores OLS com a regressão tal qual é definida inicialmente; 2) calculam-se os resíduos; 3) elevam-se os resíduos e os valores das variáveis explicativas ao quadrado; 4) multiplicam-se os valores das variáveis explicativas de forma a encontrar todos os produtos cruzados entre estas; 5) calcula-se a regressão do quadrado dos resíduos sobre as variáveis explicativas, os quadrados destas e os seus produtos; 6) calcula-se o valor dos coeficientes de determinação da nova regressão e o valor da estatística $\chi^2 = nR^2$ que tem distribuição Qui-quadrado com K graus de liberdade, onde K é o número de parâmetros da última regressão efectuada; e 7) compara-se o valor do Qui-quadrado obtido com o valor crítico para um certo nível de confiança e conclui-se: pela rejeição da hipótese nula (H_0), não havendo heterocedasticidade entre os erros, se o valor observado for superior ao valor crítico, diz-se que há heterocedasticidade; pala admissão de H_0 no caso oposto, conclui-se que os erros são homocedásticos.

Critério de informação

Para testar o critério de informação, é analisado o teste *Akaike Information Criterion* (AIC) e o teste *Schwarz Criterion* (SC).

Teste Akaike

O *Akaike Information Criterion* (AIC) é calculado da seguinte forma:

$$\text{AIC} = -\frac{2l}{T} + \frac{2k}{T} \quad (\text{A.34})$$

Onde: l é a verossimilhança log e é calculado da seguinte forma:

$$l = -\frac{T}{2} (1 + \log(2\pi) + \log(\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon}/T)) \quad (\text{A.35})$$

O AIC é frequentemente utilizado na selecção do modelo de alternativas *non-nested* – onde são preferidos valores mais baixos do AIC. Por exemplo, é possível poder-mos escolher o comprimento do desfasamento de uma distribuição, escolhendo-se a especificação com o menor valor do AIC.

Teste Schwarz Criterion

O *Schwarz Criterion* (SC) é uma alternativa ao teste AIC que impõe uma maior penalização aos coeficientes adicionais:

$$SC = -\frac{2l}{T} + \frac{K \log T}{T} \quad (\text{A.36})$$