



Carlos Jorge Pereira Freitas

# Avaliação do Impacto do Mercado de Carbono nos Mercados Elétricos de Portugal e Espanha

Tese de Doutoramento em Gestão de Empresas, na Especialização em Finanças,  
orientada pela Professora Doutora Patrícia Pereira da Silva e pelo Professor Doutor Vitor Santos  
e apresentada à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Abril de 2016



UNIVERSIDADE DE COIMBRA





FEUC FACULDADE DE ECONOMIA  
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Carlos Jorge Pereira Freitas

# Avaliação do Impacto do Mercado de Carbono nos Mercados Eléctricos de Portugal e Espanha

Tese de Doutoramento em Gestão de Empresas, na Especialização em  
Finanças, apresentada à Faculdade de Economia da Universidade de  
Coimbra para obtenção do grau de Doutor

Orientadores: Prof. Doutora Patrícia Pereira da Silva e Prof. Doutor Vitor Santos

Coimbra, 2016



## **Dedicatória**

Aos meus Pais, por me terem trazido até aqui.

À Ana, a minha companheira, pelo apoio incondicional.

À Inês, a minha filha, por ter compreendido as ausências.

## **Agradecimentos**

À família e aos amigos, pelo apoio e incentivo incessantes sem nunca regatearem o tempo e a atenção de que os fui privando durante esta empreitada. Obrigado por terem estado onde sempre precisei que estivessem.

Aos colegas de departamento do ISEP, pelas constantes palavras de estímulo e demonstração de confiança, ficando uma palavra especial para o José e para a Alexandra.

Aos colegas do Programa de Doutoramento da Faculdade de Economia de Coimbra, pelas experiências que partilhamos e pelo magnífico ambiente que construímos, e aos professores do Programa, pelos ensinamentos e experiências que nos transmitiram de forma sábia e dedicada. Estou muito certo que esse ambiente de partilha e demanda do conhecimento, num espaço de total liberdade intelectual e de respeito mútuo, foi decisivo na resolução de arrancar com este projeto.

A todos os que mais diretamente contribuíram para este trabalho: à Ana, pela leitura atenta e meticulosa; ao Ricardo, ao Tiago e à Cláudia, por me facilitarem o acesso aos dados; a todos os que de uma forma generosa se dispuseram a rever e a discutir as partes deste trabalho que foram sendo apresentados nas diversas conferências em que participei; aos revisores anónimos que de forma igualmente generosa me proporcionaram as suas críticas e sugestões durante os processos de submissão de artigos a revistas.

Por fim, aos meus orientadores, a Professora Patrícia Pereira da Silva e o Professor Vitor Santos, pela confiança que desde o início depositaram em mim e pela generosidade com que dedicaram o seu tempo e sabedoria à orientação do meu trabalho. Termina com uma palavra especial para a Professora Patrícia pelas permanentes palavras de estímulo e por desde o início me ter incentivado a sujeitar o trabalho a validação científica e se ter disponibilizado sem reservas para me acompanhar nesse processo.

## Resumo

O Sistema de Comércio Europeu de Licenças de Emissão (CELE) constitui um dos instrumentos centrais da estratégia da União Europeia para o combate às alterações climáticas, sendo uma ferramenta chave para o desenho de uma solução custo-eficiente na redução das emissões de gases com efeito estufa. O objetivo do nosso trabalho consiste em estudar o impacto da participação dos setores elétricos Ibéricos no CELE nomeadamente pela avaliação da ligação entre os preços das licenças de emissão transacionadas nos mercados de carbono e os preços da eletricidade transacionada nos segmentos português e espanhol do Mercado Ibérico de Energia Elétrica (MIBEL) durante a Fase II (2008-2012) e início da Fase III (2013) de operação do CELE. A eficácia do funcionamento deste mecanismo de sinalização do custo da utilização de licenças de emissão de carbono ao preço da eletricidade é fundamental para que os estímulos à redução das emissões de gases com efeito estufa se propaguem da produção ao consumo. Para testar estatisticamente o vínculo entre aqueles preços recorreremos a várias técnicas de ajustamento econométrico adequadas à natureza específica das séries de dados com que trabalhamos. Na modelização mais complexa ajustamos um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) onde os preços da eletricidade, do carbono e dos combustíveis usados na geração elétrica (gás natural e carvão) são modelados em conjunto como variáveis endógenas a que se somam um conjunto de variáveis exógenas de controlo destinadas a acomodar as características específicas de operação dos sistemas elétricos Ibéricos nomeadamente no que respeita ao papel das energias renováveis no abastecimento elétrico. A estimação dos diferentes modelos econométricos permitiu-nos concluir que o preço do carbono, a par do preço dos combustíveis, é relevante para o estabelecimento da relação de equilíbrio de longo prazo (relação de cointegração) à qual o preço da eletricidade está ancorado. Os resultados a que chegamos, em linha com trabalhos publicados para outros mercados europeus de energia elétrica, permitem concluir que os produtores elétricos Ibéricos têm capacidade para fazer refletir no preço da eletricidade o custo de oportunidade associado às licenças de emissão de carbono, tendo beneficiado de condições para acumular rendas económicas (lucros extraordinários) durante a Fase II de funcionamento do CELE uma vez que essas licenças lhes foram atribuídas gratuitamente. Nesta medida, os nossos resultados suportam a decisão da Comissão Europeia de introduzir uma alteração às regras de alocação das licenças de emissão ao setor elétrico no início da Fase III, passando de atribuição gratuita à

obrigação de aquisição pelas empresas. Estimando a taxa de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade para diferentes períodos de funcionamento do CELE, concluímos que o vínculo entre aqueles preços se vem enfraquecendo como resultado do colapso do preço nos mercados de carbono, podendo estar a pôr em causa o mecanismo de transmissão do custo do carbono ao preço da eletricidade e por essa via a comprometer a eficácia do sistema no alcance dos seus objetivos ambientais. Nesse caso, desaparecerão os incentivos para que os produtores de eletricidade reduzam as suas emissões, nomeadamente trocando para tecnologias de produção menos intensivas em carbono ou investindo em nova capacidade de geração elétrica não poluente, e os estímulos para que os consumidores (domésticos ou industriais) reduzam no médio e longo prazo o seu consumo, incrementando a eficiência energética. Esta conclusão suporta a opinião dos que defendem a necessidade de implementação de políticas no âmbito do CELE que evitem a manutenção do preço do carbono em níveis excessivamente reduzidos durante longos períodos de tempo.

### **Palavras-chave**

CELE – Comércio Europeu de Licenças de Emissão, Mercado de Carbono, Preço da Eletricidade, Cointegração, Modelo Vetorial de Correção de Erros

## **Abstract**

The European Union Emissions Trading System (EU ETS) is a cornerstone of the European Union's policy to combat climate change and it's a key tool for reducing industrial greenhouse gas emissions cost-effectively. The aim of this work is to investigate the impact of the EU ETS on the Iberian electricity systems throughout the assessment of the link between the carbon price and the wholesale electricity price traded on Iberian Electricity Market (MIBEL), Portuguese and Spanish systems. Our sample includes all Phase II (2008-2012) and the first year of Phase III (2013) of the EU ETS, from January 2008 to December 2013. The price signal mechanism between the carbon and electricity price is fundamental for an effective carbon cost transmission from production to consumption and thus provide incentives to producers and consumers to reduce greenhouse gas emissions. We tested empirically the link between those two prices through several econometric adjustment techniques specially designed to deal with financial time series. In the most complex econometric modeling, a Vector Error Correction Model (VECM) is applied to estimate not only long-run equilibrium relationships, but also short-run interactions between the electricity price, carbon price and fuel (natural gas and coal) prices. The four commodities prices are modeled as joint endogenous variables. Additionally, and motivated by the purpose of accounting for the specific operating conditions of Portuguese and Spanish electrical systems, a set of exogenous variables was integrated into the model, namely the amount of renewable energy. We found a long-run equilibrium relationship (cointegration relationship) between electricity price, carbon price and fuel prices demonstrating that carbon price, as the other fuels, plays an important role in formulating the equilibrium price of electricity. These empirical results, in line with studies concerning other European electricity markets, show evidence of a significant link between carbon and electricity prices demonstrating that during Phase II of EU ETS Iberian power producers passed on the opportunity costs of freely allocated emission allowances to the electricity price, enabling power companies to get windfall profits. Therefore, these results support the change in the allocation rule of emission allowances to the electricity sector, from grandfathering to auctioning, implemented by the European Commission for the Phase III of the EU ETS. By estimating the dynamic pass-through of carbon price into electricity price for different periods of our sample, it is possible to observe the weakening of the link between carbon and electricity prices as a result of the

collapse on carbon price and consequently putting at risk the mechanism for transmission of the carbon cost to the electricity price and therefore compromising the efficacy of the system to reach proposed environmental goals. In such case, the incentives for electricity producers to reduce their emission, through the use of less carbon intensive production technologies or the investment in renewables, and the stimuli for end-users to cut their long term consumption, through increased energy efficiency, will disappear. This conclusion is in line with the need to shape new policies within the framework of the EU ETS that prevent excessive low prices for carbon over extended periods of time.

**Keywords**

EU ETS - European Union Emissions Trading System, Carbon Market, Electricity Price, Cointegration, VECM - Vector Error Correction Model

## **Lista de Siglas, Abreviaturas e Símbolos**

Nota introdutória: nos casos em que o uso da sigla ou abreviatura em língua inglesa está generalizado, optamos por usar esse idioma admitindo que possa simplificar a leitura.

### **Siglas e Abreviaturas**

AC – *Autocorrelation Coefficient* (Coeficiente de Autocorrelação)

ACF – *Autocorrelation Function* (Função de Autocorrelação)

ADF – *Augmented Dickey-Fuller Test* (Teste Aumentado de Dickey-Fuller)

ADL – *Autoregressive Distributed Lags Model* (Modelo com Desfasamentos Distributivos e Autorregressivos)

AIC – *Akaike Information Criterion* (Critério de Informação de Akaike)

AR – *Autoregressive Model* (Modelo com Desfasamentos Autorregressivos)

ARCH – *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model* (Modelo Autorregressivo de Heterocedasticidade Condicional)

CCGT – *Combined Cycle Gas Turbine* (Centrais de Ciclo Combinado a Gás Natural)

CDD – *Cooling Degree Days* (“Graus-dia de Arrefecimento”)

CDM – *Clean Development Mechanism* (Mecanismo de Desenvolvimento Limpo)

CE – Comissão Europeia

CELE – Comércio Europeu de Licenças de Emissão (*EU ETS-European Union Emissions Trading System*)

CER – *Certified Emission Reduction* (Certificado de Redução de Emissões)

CPTR - *Cost Pass-Through Rate* (Taxa de Repercussão do Custo)

DF Test – *Dickey-Fuller Test* (Teste de Dickey-Fuller)

DL – *Distributed Lags Model* (Modelo com Desfasamentos Distributivos)

DOLS – *Dynamic OLS Model* (Modelo OLS Dinâmico)

DW – Estatística Durbin Watson

ECM – *Error Correction Model* (Modelo de Correção de Erros)

ECT – *Error Correction Term* (Termo de Correção de Erros)

EM – Estado-Membro (União Europeia)

ERU – *Emission Reduction Unit* (Unidade de Redução de Emissões)

EUA – *European Union Allowance* (Licença de Emissão Europeia)

EVD – *Error Variance Decomposition Analysis* (Análise de Decomposição da Variância dos Erros)

FIML – *Full Information Maximum Likelihood* (Máxima Verosimilhança de Informação Completa)

GARCH – *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model* (Modelo Autorregressivo de Heterocedasticidade Condicional Generalizada)

GEE – Gases de Efeito Estufa

GIRF - *Generalised Impulse Response Function Analysis* (Análise da Função de Resposta Generalizada a Impulsos)

GLS – *Generalized Least Squares* (Mínimos Quadrados Generalizados)

HAC - *Heterocedasticity and Autocorrelation Standard Errors* (erros-padrão consistentes com Heterocedasticidade e Autocorrelação)

HDD – *Heating Degree Days* (“Graus-dia de Aquecimento”)

HQC – *Hannan-Quinn Information Criterion* (Critério de Informação de Hannan-Quinn)

IRF – *Impulse Response Function Analysis* (Análise da Função de Resposta a Impulsos)

IV – *Instrumental Variables* (Variáveis Instrumentais)

JI – *Joint Implementation* (Mecanismo de Implementação Conjunta)

KPSS Test – *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin Test* (Teste KPSS)

LM Test – *Lagrange Multiplier Test* (Teste de Correlação Serial)

LR Test – *Likelihood Ratio Test* (Teste de Rácio de Verosimilhança)

MIBEL – Mercado Ibérico de Energia Elétrica

ML – *Maximum Likelihood* (Máxima Verosimilhança)

MLE – *Maximum Likelihood Estimators* (Estimadores de Máxima Verosimilhança)

OLS – *Ordinary Least Squares* (Mínimos Quadrados Ordinários)

ONU – Organização das Nações Unidas

PNALE – Plano Nacional de Alocação de Licenças de Emissão

PP Test – *Phillips-Perron Test* (Teste PP)

PPTR – *Price Pass-Through Rate* (Taxa de Repercussão do Preço)

PRE – Produção em Regime Especial

PRO – Produção em Regime Ordinário

PQ – Protocolo de Quito

PTR – *Pass-Through Rate* (Taxa de Repercussão)

RRR – *Reduced Rank Regression* (Regressão de Posto Reduzido)

SIC – *Schwarz Information Criterion* (Critério de Informação de Schwarz)

SOLS – *Static OLS Model* (Modelo OLS Estático)

SUR – *Seemingly Unrelated Regressions Model* (Modelo de Regressões Aparentemente Não Relacionadas)

UE – União Europeia

UNFCCC – *United Nations Framework Convention on Climate Change* (Convenção Quadro das Nações Unidas para as Alterações Climáticas)

UR – *Unit Root* (Raiz Unitária)

VAR – *Vector Autoregressive Model* (Modelo Vetorial Autorregressivo)

VECM – *Vector Error Correction Model* (Modelo Vetorial de Correção de Erros)

## **Símbolos**

AR( $p$ ) – Processo Autorregressivo de Ordem  $p$

Band. – *Bandwidth* (Largura de Banda)

CO<sub>2</sub> – Dióxido de Carbono

CO<sub>2</sub>-e – Dióxido de Carbono Equivalente

Cov. – Covariância ( $\sigma_{i,j}$ )

Cor. – Coeficiente de Correlação

d.p. – Desvio Padrão ( $\sigma$ )

g.l. – Graus de Liberdade

H<sub>0</sub> – Hipótese Nula

H<sub>1</sub> – Hipótese Alternativa

I(0) – Processo (Variável) Integrada de Ordem Zero

I(1) – Processo (Variável) Integrada de Primeira Ordem

*i.i.d.* – Processo com as Observações Independentes e Identicamente Distribuídas

*i.i.d.N* – Processo com as Observações *i.i.d.* e Distribuição Normal

Ln – Logaritmo Natural

p.g.d. – Processo Gerador de Dados

VAR( $k$ ) – VAR com um Número  $k$  de Desfasamentos Temporais

VECM( $k$ ) – VECM com um Número  $k$  de Desfasamentos Temporais

Var – Variância ( $\sigma^2$ )

$\chi^2(g)$  – Estatística Qui-quadrado (com  $g$  graus de liberdade)

$\Delta$  – Diferenciação Temporal (diferença entre os dados observados em dois períodos consecutivos)

## Índice de Tabelas

Tabela 2.2-1 – Peso das Grandes Elétricas no CELE .....	17
Tabela 2.2-2 – Mercados de Transação de Carbono.....	28
Tabela 3.1-1 – Fatores de Eficiência Térmica e de Emissão de Carbono .....	44
Tabela 3.3-1 – Modelos Analíticos e de Simulação: repercussão do custo do carbono .....	72
Tabela 3.3-2 – Modelos Econométricos: estimação da CCTR do carbono .....	77
Tabela 3.3-3 – Modelos Econométricos: estimação da PPTR do carbono.....	83
Tabela 3.3-4 – Modelos Econométricos com Interação entre Preços Energéticos: PPTR ..	93
Tabela 5.2-1 – Sistema Elétrico Espanhol: <i>mix</i> tecnológico e geração elétrica .....	171
Tabela 5.2-2 – Sistema Elétrico Português: <i>mix</i> tecnológico e geração elétrica .....	172
Tabela 5.2-3 – Quota de Mercado do Maior Produtor Elétrico: Espanha e Portugal .....	175
Tabela 5.3-1 – Estatísticas Descritivas (preços em valores absolutos).....	191
Tabela 5.3-2 – Estatísticas Descritivas (logaritmo natural dos preços).....	191
Tabela 5.3-3 – Estatísticas Descritivas (variáveis de controlo) .....	194
Tabela 5.3-4 – Teste de Raiz Unitária: Teste de Dickey-Fuller (Teste DF).....	199
Tabela 5.3-5 – Teste LM de Autocorrelação para a Regressão DF .....	200
Tabela 5.3-6 – Teste de Raiz Unitária: Teste Aumentado de Dickey-Fuller (Teste ADF)	203
Tabela 5.3-7 – Teste LM de Autocorrelação para a Regressão ADF .....	205
Tabela 5.3-8 – Teste de Dickey-Fuller (variáveis em primeiras diferenças).....	206
Tabela 5.3-9 – Teste Aumentado de Dickey-Fuller (variáveis em primeiras diferenças) .	206
Tabela 5.3-10 – Teste de Raiz Unitária: Teste de Phillips-Perron (Teste PP).....	209
Tabela 5.3-11 – Teste de Phillips-Perron (variáveis em primeiras diferenças) .....	210
Tabela 5.3-12 – Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (Teste KPSS).....	212
Tabela 5.4-1 – Teste de Cointegração de Engle-Granger: 1º Passo .....	220
Tabela 5.4-2 – Teste de Cointegração de Engle-Granger: 2º Passo .....	221

Tabela 5.4-3 – Teste de Cointegração de Phillips-Ouliaris .....	222
Tabela 5.4-4 – Modelo de Correção dos Erros: abordagem de Engle & Granger .....	224
Tabela 5.4-5 – Modelo de Correção dos Erros: abordagem de Wickens & Breusch .....	226
Tabela 5.4-6 – Modelo ADL ( <i>Autoregressive-Distributed Lags Model</i> ) .....	228
Tabela 5.4-7 – Modelo de Correção dos Erros: síntese de resultados .....	229
Tabela 5.4-8 – Estimação Modelo OLS Dinâmico (DOLS).....	232
Tabela 5.4-9 – Estimação VECM: especificação do modelo (nº de desfasamentos) .....	238
Tabela 5.4-10 – Estimação VECM: especificação do modelo (nº de desf. – cont.) .....	239
Tabela 5.4-11 – Testes de Cointegração de Johansen: parcial (duas variáveis).....	242
Tabela 5.4-12 – Testes de Cointegração de Engle-Granger: parcial (duas variáveis).....	244
Tabela 5.4-13 – Testes de Cointegração de Johansen: parcial (três variáveis).....	245
Tabela 5.4-14 – Testes de Cointegração de Johansen: modelo completo .....	246
Tabela 5.4-15 – Testes de Cointegração de Saikkonen&Lutkepohl: modelo completo....	247
Tabela 5.4-16 – Estimação VECM: estimação dos coeficientes do modelo .....	253
Tabela 5.4-17 – Estimação VECM: testes de diagnóstico sobre os resíduos .....	254
Tabela 5.4-18 – Estimação VECM: inclusão de termos determinísticos .....	255
Tabela 5.4-19 – Estimação VECM: testes sobre os coeficientes $\beta$ e $\alpha$ .....	257
Tabela 5.4-20 – VECM: especificação dos modelos - regimes fora de ponta e base.....	259
Tabela 5.4-21 – VECM: comparação dos três regimes: ponta, fora de ponta e base .....	261
Tabela 5.4-22 – VECM: comparação dos três regimes (testes de diagnóstico) .....	262
Tabela 5.4-23 – VECM Modelo Alargado: especificação do modelo.....	266
Tabela 5.4-24 – VECM Modelo Alargado: estimação dos coeficientes do modelo.....	268
Tabela 5.4-25 – VECM Modelo Alargado: testes de diagnóstico sobre os resíduos.....	269
Tabela 5.4-26 – VECM Modelo Alargado: testes sobre os coeficientes $\beta$ e $\alpha$ .....	271
Tabela 5.4-27 – VECM Modelo Alargado: especificação regimes fora de ponta e base ..	277

Tabela 5.4-28 – VECM Modelo Alargado: comparação dos três regimes .....	279
Tabela 5.4-29 – Testes de Causalidade .....	283
Tabela 5.4-30 – Função de Resposta a Impulsos (choque de 1,00€) .....	286
Tabela 5.4-31 – Decomposição da Variação (preço da eletricidade) .....	292
Tabela 5.4-32 – Decomposição da Variação (preço dos <i>inputs</i> ) .....	293
Tabela 5.4-33 – VECM Fase II e Fase III do CELE: especificação dos modelos .....	296
Tabela 5.4-34 – VECM Fase II e Fase III do CELE: comparação dos modelos .....	298
Tabela 5.5-1 – Testes de Cointegração de Johansen .....	305
Tabela 5.5-2 – Estimação VECM: estimação dos coeficientes do modelo .....	306
Tabela 5.5-3 – Testes de Causalidade .....	308
Tabela 5.5-4 – Estimação VECM: testes sobre os coeficientes $\beta$ e $\alpha$ .....	309
Tabela 5.5-5 – VECM: comparação dos três regimes (ponta, fora de ponta e base) .....	310
Tabela 5.5-6 – VECM Modelo Alargado: Testes de Cointegração de Johansen .....	312
Tabela 5.5-7 – VECM Modelo Alargado: estimação dos coeficientes do modelo .....	313
Tabela 5.5-8 – VECM Modelo Alargado: testes sobre os coeficientes $\beta$ e $\alpha$ .....	314
Tabela 5.5-9 – VECM Modelo Alargado: comparação dos três regimes .....	316
Tabela 5.5-10 – Função de Resposta a Impulsos (choque de 1,00€) .....	317
Tabela 5.5-11 – VECM Fase II e Fase III do CELE: comparação dos modelos .....	321

## Índice de Gráficos

Gráfico 2.2-1 – Membros do CELE: nível de emissões Fase I e Fase II.....	14
Gráfico 2.2-2 - EUAs e Emissões por Setor de Atividade.....	16
Gráfico 2.3-1 – Evolução do Preço do Carbono .....	32
Gráfico 2.4-1 – Nível de Emissões vs. Limite Máximo CELE: Europa.....	37
Gráfico 2.4-2 – Nível de Emissões vs. Limite Máximo CELE: Espanha.....	38
Gráfico 2.4-3 – Nível de Emissões vs. Limite Máximo CELE: Portugal.....	39
Gráfico 5.2-1 – Geração Elétrica por Tecnologias de Produção: Espanha.....	173
Gráfico 5.2-2 – Geração Elétrica por Tecnologias de Produção: Portugal.....	174
Gráfico 5.2-3 – Quota de Mercado do Maior Produtor Elétrico: Europa.....	175
Gráfico 5.3-1 - Temperatura vs. Consumo de Eletricidade (Portugal).....	184
Gráfico 5.3-2 - Preços da Eletricidade e dos <i>Inputs</i> (valores absolutos - euros) .....	188
Gráfico 5.3-3 - Índices de Produtibilidade Hidroelétrica (IPH) e Eólica (IPE).....	193
Gráfico 5.3-4 - Temperatura Atmosférica (Índices HDD e CDD) .....	194
Gráfico 5.3-5 – Primeiras Diferenças dos Preços da Eletricidade (logaritmo natural).....	196
Gráfico 5.3-6 – Primeiras Diferenças dos Preços dos <i>Inputs</i> (logaritmo natural) .....	196
Gráfico 5.3-7 – Função de Autocorrelação das Séries de Preços (logaritmo natural) .....	198
Gráfico 5.4-1 – Representação da Relação de Cointegração (Termo de Erro).....	270
Gráfico 5.4-2 – Função de Resposta a Impulsos (choque de 1,00€) .....	287
Gráfico 5.4-3 – Função de Resposta a Impulsos Generalizada (choque de 1 d.p.) .....	288
Gráfico 5.4-4 – Função de Resposta a Impulsos Generalizada (preço dos inputs) .....	288
Gráfico 5.4-5 – Decomposição da Variação (preço da eletricidade).....	291
Gráfico 5.5-1 – Função de Resposta a Impulsos Generalizada (choque de 1 d.p.) .....	318
Gráfico 5.5-2 – Decomposição da Variação (preço da eletricidade).....	318

## **Índice de Ilustrações**

Ilustração 3.1-1 – Impacto do Custo do CO <sub>2</sub> no Preço da Eletricidade.....	47
Ilustração 3.1-2 – Impacto do Custo do CO <sub>2</sub> Sem Alterações na Ordem de Mérito .....	49
Ilustração 3.1-3 – Impacto do Custo do CO <sub>2</sub> Com Alterações na Ordem de Mérito.....	50

## Índice Geral

1. Introdução .....	1
2. Sistema de Comércio Europeu de Licenças de Emissão (CELE).....	7
2.1. Antecedentes do CELE - Protocolo de Quioto .....	7
2.2. Funcionamento e Evolução do CELE.....	12
2.2.1. Fases, Estados Membro e Setores de Atividade Envolvidos .....	12
2.2.2. Modelo de Governação e Objetivos.....	18
2.2.3. Processo de Monitorização, Verificação e Reporte .....	22
2.2.4. Regras de Alocação das Licenças de Emissão.....	24
2.2.5. Mercados de Transação das Licenças de Emissão.....	28
2.2.6. Reforma Estrutural do Sistema .....	29
2.3. Preço do Carbono.....	32
2.4. Eficácia Ambiental do CELE no Setor Elétrico .....	36
3. Repercussão do Custo do Carbono no Preço da Eletricidade .....	41
3.1. Fundamentos Económicos da Repercussão do Custo do Carbono .....	41
3.2. Estimação Empírica da Repercussão do Custo do Carbono .....	54
3.2.1. Modelos de Análise Univariada: exogeneidade dos mercados.....	54
3.2.2. Modelos de Análise Multivariada: interação entre mercados.....	59
3.3. Revisão da Literatura .....	64
3.3.1. Repercussão do Mercado de Carbono no Preço da Eletricidade .....	65
3.3.1.1. Estudos Baseados em Modelos Analíticos e Modelos de Simulação .....	66
3.3.1.2. Estudos Económicos Baseados em Análise Univariada.....	73
3.3.1.3. Estudos Económicos Baseados em Análise Multivariada.....	84
3.3.2. Fatores Determinantes do Preço do Carbono .....	97
3.3.2.1. Análise Multivariada no Estudo dos <i>Drivers</i> do Preço do Carbono.....	104

3.3.2.2. Volatilidade, Prémios de Risco, Avaliação de Derivados e <i>Hedging</i> .....	108
3.4. Motivações, Contribuições e Questões da Investigação .....	110
4. Metodologia de Estimação Econométrica .....	117
4.1. Modelos Económicos de Séries Temporais .....	118
4.2. Análise de Cointegração .....	128
4.2.1. Cointegração e Mecanismo de Correção dos Erros .....	128
4.3. Cointegração – Análise Univariada .....	130
4.3.1. Testar a Cointegração com Equação Única .....	130
4.3.2. Estimar os Coeficientes de Cointegração – Modelo de Correção de Erros .....	132
4.3.3. Estimar os Coeficientes de Cointegração – Modelo OLS Dinâmico.....	133
4.4. Cointegração – Análise Multivariada .....	134
4.4.1. Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM).....	136
4.4.2. Especificação do Modelo.....	140
4.4.3. Estimação VECM: abordagem de Johansen.....	148
4.4.4. Testar a Ordem de Cointegração .....	151
4.4.5. Testes sobre os Parâmetros .....	156
4.4.6. Função de Resposta a Impulsos e Decomposição da Variância .....	160
5. Impacto do Preço das Licenças de Emissão de CO <sub>2</sub> nos Preços da Eletricidade .....	161
5.1. Introdução à Análise Empírica .....	161
5.2. Estrutura de Produção dos Setores Elétricos Ibéricos .....	167
5.3. Análise Introdutória das Séries de Dados .....	176
5.3.1. Definição das Variáveis .....	176
5.3.1.1. Variáveis Preço .....	176
5.3.1.2. Variáveis de Controlo .....	181
5.3.2. Análise Gráfica e Estatísticas Descritivas .....	188

5.3.3. Raízes Unitárias e Testes de Estacionaridade.....	195
5.3.3.1. Observação Gráfica das Séries de Dados .....	195
5.3.3.2. Testes Formais de Raiz Unitária e Estacionaridade.....	199
5.4. Mercado Ibérico de Eletricidade: Segmento Espanhol.....	218
5.4.1. Análise de Cointegração Univariada .....	218
5.4.1.1. Testes de Cointegração .....	219
5.4.1.2. Estimação dos Coeficientes de Cointegração .....	223
5.4.2. Análise de Cointegração Multivariada .....	234
5.4.2.1. Especificação Dinâmica do Modelo .....	235
5.4.2.2. Testes de Cointegração .....	240
5.4.2.3. Estimação VECM: modelo apenas com variáveis endógenas .....	248
5.4.2.4. Estimação VECM: inclusão de variáveis exógenas.....	263
5.4.2.5. Análise de Causalidade.....	280
5.4.2.6. Análise da Função de Resposta a Impulsos .....	285
5.4.2.7. Análise de Decomposição da Variância dos Erros .....	291
5.4.3. Extensão da Análise à Fase III do CELE.....	294
5.4.4. Síntese de Resultados.....	299
5.5. Mercado Ibérico de Eletricidade: Segmento Português.....	304
5.5.1. Estimação VECM: modelo apenas com variáveis endógenas .....	304
5.5.2. Estimação VECM: inclusão de variáveis exógenas.....	311
5.5.3. Análise da Função de Resposta a Impulsos .....	316
5.5.4. Análise de Decomposição da Variância dos Erros .....	318
5.5.5. Extensão da Análise à Fase III do CELE.....	319
6. Conclusões .....	323
Referências Bibliográficas .....	331

### 1. Introdução

Com vista ao cumprimento dos compromissos assumidos pela União Europeia (UE) em 1997, no âmbito do Protocolo de Quioto (UNFCCC, 1998), pelos quais os países europeus se comprometeram a reduzir o nível das suas emissões de gases com efeito estufa (GEE), a Comissão Europeia desenhou em 2003 um sistema de gestão das emissões de GEE (Comissão Europeia, 2003), designado de sistema de Comércio Europeu de Licenças de Emissão (CELE<sup>1</sup>), que veio a entrar em funcionamento no início de 2005 e que constitui um dos instrumentos centrais da estratégia da UE para o combate às alterações climáticas. O CELE é um instrumento de política ambiental baseado em mecanismos de mercado, comércio de licenças (direitos) de emissão de GEE entre os operadores que integram o sistema, assentando o seu funcionamento numa lógica de “limitação e comércio” (*cap-and-trade system*). O funcionamento deste tipo de sistemas de controlo das emissões poluentes parte da definição de um limite máximo de emissões para cada um dos operadores/empresas sujeitos ao sistema, podendo as licenças ou direitos de emissão correspondentes a esse limite ser obtidas por atribuição gratuita ou pela obrigação de aquisição, dependendo das regras definidas pelo sistema. As empresas podem utilizar as licenças para cobrir as emissões que resultam da sua atividade produtiva ou, caso não necessitem delas para esse fim, vendê-las no mercado a outras empresas que tenham ultrapassado o limite máximo que lhe foi fixado.

Embora o CELE não seja o primeiro programa de regulação ambiental que assenta o seu funcionamento numa lógica de mercado, os Estados Unidos da América foram o primeiro país a operar um sistema em larga escala na década de 90, a verdade é que a sua dimensão (quer quanto ao número de “fontes de emissão” reguladas quer quanto à quantidade de licenças de emissão distribuídas), complexidade (número de GEE abrangidos) e o âmbito multi-jurisdicional (número de países envolvidos), o tornam numa experiência singular de recurso ao mecanismo de comércio de licenças de emissão como forma de controlo da poluição (Kruger & Pizer, 2004).

A fundamentação teórica que sustenta os instrumentos de mercado como solução para o controlo das emissões de gases poluentes tem a sua origem na teoria económica da

---

<sup>1</sup> EU ETS – European Union Emission Trading Scheme.

internalização das externalidades. A ideia de penalizar os poluidores pelos custos (externalidades) impostos à sociedade decorrentes da sua atividade foi inicialmente proposta por (Pigou, 1932), assumindo a forma de imposição de uma taxa/imposto sobre as emissões (*carbon tax*). Em contraste com esta solução, (Coase, 1960) demonstra que a opção de mercado, que passa pelos participantes transacionarem entre eles direitos de emissão, permite alcançar soluções ótimas de Pareto sem obrigar à intervenção do Estado, além da estrita definição daqueles direitos. Na mesma linha, (Montgomery, 1972) demonstra que a solução devolvida por um sistema de transação de licenças de emissão é custo-eficiente, permitindo igualar o custo marginal de abate das emissões entre todas as empresas sujeitas ao sistema. Assim, a redução das emissões far-se-á nas fontes onde o custo marginal de abate seja inferior, permitindo alcançar soluções de minimização do custo para a sociedade como um todo relativo ao controlo da poluição.

Uma das características fundamentais de um sistema de transação de licenças de emissões é o facto de permitir atribuir um preço (valor) para a poluição ou, dito de outra forma, permitir quantificar o custo associado ao consumo de um recurso ambiental. Contudo, a eficácia do sistema depende, por um lado, de o mercado de licenças de emissão (mercado de carbono) funcionar de forma credível e eficiente e, por outro lado, de estar garantida a sinalização desse preço/valor à restante economia. Só estando garantido este mecanismo de transmissão do preço é que as empresas ou poluidores contemplarão o custo associado à poluição seja nas decisões de otimização de curto prazo seja nas decisões de investimento de longo prazo, garantindo a performance do sistema quer em termos de eficácia (grau de redução das emissões) quer em termos de eficiência (garantia de que a redução das emissões se faz nas fontes com custo marginal de abate mais reduzido). Além disso, o sistema pode produzir impactos significativos ao nível do “excedente do consumidor” e da “rentabilidade e competitividade” dos produtores. Tanto a performance como o impacto no bem-estar social dependem em grande medida da extensão em que os produtores repassarem para o preço venda os custos associados ao preço das emissões (Gullì, 2008). A nossa investigação centra-se precisamente no estudo da relação entre o preço do carbono e o caso particular do preço da eletricidade, procurando testar empiricamente a robustez do mecanismo de sinalização entre o mercado de emissões de carbono e o mercado de energia elétrica.

O papel do setor elétrico no contexto do CELE assume especial relevância não apenas pela sua dimensão, cerca de 50% do total da quantidade de emissões reguladas pelo sistema, mas também pelo facto de o preço da eletricidade funcionar como um mediador no mecanismo de sinalização do preço do carbono aos restantes setores da economia, sejam setores produtivos, em especial os setores mais intensivos em energia, seja o setor residencial. Na realidade, a eficácia do sistema na redução das emissões de GEE depende em grande medida da capacidade para induzir alterações de comportamento quer ao nível dos produtores elétricos (estratégias de curto e longo prazo com vista a reduzir a intensidade carbónica na produção elétrica) quer ao nível dos consumidores finais da energia (seja através da redução da intensidade carbónica nas atividades produtivas seja pelo aumento da eficiência energética nas atividades de consumo) o que só acontecerá caso o custo associado ao consumo de direitos de emissão na produção elétrica seja repercutido no preço de venda da eletricidade.

O custo marginal de produzir eletricidade depende do custo dos combustíveis fósseis, do custo do carbono e de outros custos variáveis. A extensão em que a variação de cada um destes custos é transferida para o preço da eletricidade depende de um conjunto de fatores. No caso particular da taxa de repercussão do custo das licenças de emissão nos preços da eletricidade, os fatores que vêm sendo identificados na literatura são bastante diversos, seja relacionados com o funcionamento do setor elétrico seja relacionados com o funcionamento do mercado de licenças de emissão (Sijm, et al., 2008). Dependendo de todos esses fatores, a taxa de repercussão do custo do carbono pode desviar-se do nível equilíbrio de 100%, não sendo possível afirmar a priori qual a magnitude daquele desvio. Daí que o estudo empírico da relação entre o preço do carbono e o preço da eletricidade se apresente como crucial para se concluir sobre a verificação das condições necessárias para o correto funcionamento do CELE e da necessidade dos decisores políticos introduzirem ou não ajustamentos ao funcionamento do sistema. Acresce que, dependendo de vários daqueles fatores das características específicas do sistema de produção elétrica, o estudo empírico deverá necessariamente atender à heterogeneidade de cada sistema elétrico em particular.

Perceber se o mecanismo de sinalização do custo da utilização de licenças de emissão de carbono ao preço da eletricidade, fundamental para que os estímulos à redução das emissões de GEE se propaguem da produção para o consumo, tem funcionado de

forma efetiva no contexto da realidade concreta dos sistemas elétricos Ibéricos consiste pois no nosso problema de investigação. A estratégia de resposta a este problema passará pela investigação empírica sobre a relação ou vínculo entre o preço das licenças de emissão e o preço da eletricidade para cada um dos segmentos do Mercado Ibérico de Energia Elétrica (MIBEL). A investigação empírica será conduzida com recurso a diferentes modelos econométricos adequados ao estudo de séries temporais de natureza económico-financeira e que permitam acomodar as interações a que os mercados energéticos e o mercado de carbono estão sujeitos.

Embora até ao momento tenha sido produzida investigação empírica sobre a relação entre o preço do carbono e o preço da eletricidade para alguns mercados europeus, o estudo no contexto específico do MIBEL, atendendo às realidades concretas dos sistemas elétricos de Portugal e Espanha, poderá representar uma contribuição adicional para o conhecimento científico publicado até ao momento. Além disso, sendo previsível que aquela relação possa evoluir ao longo do tempo, quer porque poderá estar condicionada pelo nível do preço do carbono quer porque as regras de funcionamento do CELE sofreram alteração ao longo do tempo, um estudo que compreenda um período de tempo mais longo do que o que tem suportado alguns estudos publicados até ao momento poderá revelar nova informação útil quer para empresas quer para decisores políticos.

Os resultados da nossa investigação podem aproveitar quer aos decisores responsáveis pelo desenho e funcionamento do CELE quer às empresas e agentes económicos sujeitos ao sistema. No caso dos decisores políticos não será difícil reconhecer a relevância de informação atualizada sobre a efetividade do funcionamento de um mecanismo central para o sucesso do sistema. No caso das empresas integradas no CELE, nomeadamente as do setor de produção elétrica, o resultado da nossa investigação poderá traduzir-se em informação adicional sobre a relação entre o preço da eletricidade e o preço de um *input* de produção que poderá ser de grande utilidade quer para a otimização nas decisões de curto prazo quer para suportar as decisões de investimento de longo prazo.

O conteúdo da dissertação está estruturado em seis capítulos. No primeiro capítulo fizemos a apresentação da dissertação. No segundo capítulo fazemos a apresentação do CELE, começando por descrever o enquadramento político-institucional em que o sistema surgiu, passando depois pela apresentação das principais regras de funcionamento do

sistema e pela identificação das principais alterações a que foi sendo sujeito ao longo do tempo. Encerraremos o capítulo com a análise da evolução do preço do carbono ao longo das várias fases de funcionamento do CELE e com a avaliação dos resultados obtidos pelo setor elétrico, quer ao nível europeu quer ao nível Ibérico, relativamente ao cumprimento dos objetivos de redução das emissões de GEE. O capítulo três é dedicado à apresentação do tema específico da investigação que consiste no estudo da repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade. Começamos por explorar a fundamentação económica que suporta a existência de um vínculo entre preço do carbono e preço da eletricidade, apresentando posteriormente os modelos concetuais de estimação empírica daquela taxa que reúnem maior popularidade entre a comunidade académica e científica. Após a apresentação do quadro teórico que sustenta a investigação, fazemos a revisão da literatura científica publicada sobre o tema. Depois de descritos e analisados os principais resultados e contributos publicados até à data, julgamos ser o momento oportuno para enunciar as motivações e contribuições da nossa investigação. Seguidamente explicitamos o problema da investigação e detalhamos as questões de investigação às quais procuramos responder na componente dedicada ao estudo empírico. O capítulo quatro é inteiramente dedicado à descrição da metodologia adotada na componente empírica que consiste no essencial no desenvolvimento de estimação econométrica de séries temporais. São apresentados e confrontados, nas suas vantagens e inconvenientes, vários modelos de estimação econométrica de séries temporais adequados nomeadamente a séries de natureza económico-financeira e a realidades onde as relações entre as variáveis presentes no modelo encerram grande complexidade e interdependência. O quinto capítulo é dedicado à componente de estudo empírico da dissertação. Começamos por uma análise introdutória onde explicitamos algumas opções que tomámos com vista à delimitação do estudo e apresentamos as principais fontes de informação a que recorreremos. Depois passamos à apresentação das variáveis que integram os modelos de estimação, dedicando uma atenção especial à descrição da estrutura produtiva dos dois sistemas elétricos que servem de referência ao estudo. Introduzidas as variáveis, fazemos o estudo do seu comportamento estatístico. Por fim, são apresentados os resultados da estimação da taxa de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade para cada um dos mercados Ibéricos. Fazemos a apresentação e discussão dos resultados seguindo a sequência adotada no processo de estimação econométrica onde os vários modelos foram sendo introduzidos como resposta

incremental aos desafios que foram surgindo durante no processo de estimação. No capítulo seis encerramos com as conclusões do trabalho, identificando algumas implicações dos nossos resultados para a política europeia de redução das emissões de GEE e sugerindo algumas pistas para desenvolvimentos futuros da investigação.

O trabalho que apresentamos nesta dissertação é o corolário de um processo de investigação que passou pela apresentação e discussão de artigos em várias conferências internacionais com arbitragem científica, nomeadamente, *14th International Network for Economic Research (INFER) Annual Conference*, Coimbra, maio de 2012 (Freitas & Silva, 2012a), *5th Atlantic Workshop on Energy and Environmental Economics*, A Toxa, Espanha, junho de 2012 (Freitas & Silva, 2012b), *7th Portuguese Finance Network (PFN) Conference*, Aveiro, julho de 2012 (Freitas & Silva, 2012c) e “*1st International Conference on Energy & Environment: bringing together Economics and Engineering*”, Porto, maio de 2013 (Freitas & Silva, 2013b), e a publicação de artigos em revistas com arbitragem científica, nomeadamente, “Evaluation of Dynamic Pass-through of Carbon Prices into Electricity Prices – a Cointegrated VECM analysis” in *International Journal of Public Policy* (Freitas & Silva, 2013a) e “European Union emissions trading scheme impact on the Spanish electricity price during phase II and phase III Implementation” in *Utilities Policy* (Freitas & Silva, 2015).

## 2. Sistema de Comércio Europeu de Licenças de Emissão (CELE)

A criação e desenvolvimento do sistema de Comércio Europeu de Licenças de Emissão (CELE), constituindo um dos elementos centrais da estratégia da União Europeia (UE) para o combate às alterações climáticas resultou, como em muitos dos momentos de construção da União, de longos processos de negociação e consensualização entre os Estados Membro (EM) e as Instituições Europeias. Acresce que neste caso a discussão é ainda mais alargada uma vez que tem de ser enquadrada no âmbito da Organização das Nações Unidas (ONU) onde se discute o problema das alterações climáticas a nível mundial. Como tal, devemos estar preparados para olhar para o mercado de carbono europeu não apenas como o resultado de uma construção que assenta exclusivamente na lógica económica mas também como o resultado de equilíbrios político-institucionais. Pensamos por isso que será relevante para a compreensão do nosso trabalho fazermos a apresentação do enquadramento em que o CELE surgiu e uma descrição, ainda que breve, das principais regras de funcionamento do sistema e das várias etapas por que passou. Esta apresentação mais institucional do sistema será complementada com uma descrição do comportamento dos mercados e do preço do carbono ao longo do tempo e com a apresentação dos resultados alcançados pela UE em termos de redução de Gases com Efeito Estufa (GEE) cujas metas tinham sido inscritas no CELE.

### 2.1. Antecedentes do CELE - Protocolo de Quioto

O Protocolo de Quito (PQ) constituiu a resposta no seio da ONU à problemática das alterações climáticas, tendo sido introduzido na 3ª COP - Conferência das Partes da Convenção Quadro das Nações Unidas para as Alterações Climáticas (UNFCCC – United Nations Framework Convention on Climate Change<sup>2</sup>) em dezembro de 1997, vindo a tornar-se efetivo apenas em fevereiro de 2005 em resultado da necessidade de ratificação por vários dos países subscritores (UNFCCC, 1998). Quando finalmente entrou em vigor tinha sido ratificado por 141 países, tendo ficado de fora os EUA, que à data constituíam o maior emissor de GEE, representando cerca de 25% do total de emissões, e alguns dos

---

<sup>2</sup> Convenção Quadro da ONU adotada em maio de 1992 e ratificada por Portugal em junho de 1993 (Decreto-Lei nº 20/93).

países classificados como em vias de desenvolvimento<sup>3</sup>. Com a ratificação do Protocolo, os designados Países do Anexo I<sup>4</sup> assumiram o compromisso de reduzir o montante global das suas emissões de GEE em pelo menos 5%, com referência às emissões registadas em 1990, no período de 2008 a 2012. Embora o Protocolo abranja vários GEE (Anexo A<sup>5</sup>), foi definida uma unidade de medida, toneladas equivalentes de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>-e), que permite converter cada um desses gases numa unidade comum de acordo com o seu potencial de aquecimento global. Como tal, o carbono (CO<sub>2</sub>) é o gás de referência em relação ao qual todos os outros GEE são medidos de acordo com o seu potencial de aquecimento global<sup>6</sup>. Adicionalmente, o objetivo de redução global das emissões em 5% foi distribuído pelos designados Países do Anexo B que dessa forma assumiram obrigações vinculativas em relação aos objetivos que lhe foram fixados. No âmbito do Protocolo de Quito a UE é tratada como um bloco, tendo o objetivo de redução das emissões para o conjunto da União (-8%) sido distribuído pelos vários EM no âmbito do Acordo de Partilha de Responsabilidades (*Burden Sharing Agreement*). Segundo esse acordo, Portugal tinha como meta para o primeiro período de cumprimento do PQ (2008-2012) não ultrapassar em mais de 27% as emissões registadas em 1990. Para Espanha esse objetivo foi estabelecido em +15%.

O processo de definição e verificação dos compromissos relativos às emissões de GEE assumidos pelos Países do Anexo B no âmbito do PQ assenta num sistema de licenças (direitos) de emissão também designado de créditos de carbono: o objetivo assumido por cada um dos países é expresso como um nível de emissões permitidas (*allowed emissions*), ou de quantidades atribuídas (*assigned amounts*), para o período de cumprimento 2008-2012. Por sua vez, este nível de emissões permitidas está dividido nas

---

<sup>3</sup> O Protocolo de Quito foi aprovado pela UE em 2002 (Decisão 2002/358/CE) com transposição direta para os Estados-Membros. Em Portugal, o Decreto-Lei n.º 7/2002 torna o Protocolo operacional e dá suporte jurídico à Convenção Quadro.

<sup>4</sup> Países que integram o Anexo I da UNFCCC (países desenvolvidos e países com economias em processo de transição para a economia de mercado).

<sup>5</sup> O Anexo A do Protocolo inclui os seguintes GEE (por ordem de importância): dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), metano (CH<sub>4</sub>), óxido nitroso (N<sub>2</sub>O), hidrocarbonetos fluorados (HFCs), hidrocarbonetos perfluorados (PFCs) e hexafluoreto de enxofre (SF<sub>6</sub>).

<sup>6</sup> Será este significado mais abrangente o que daqui para a frente deve ser dado à designação “carbono” ou ao símbolo “CO<sub>2</sub>”.

designadas Unidade de Quantidade Atribuída (AAU - *Assigned Amount Unit*)<sup>7</sup>. O cumprimento das metas por cada um dos países pode ser alcançado quer pela utilização direta destas licenças atribuídas inicialmente (*Initial Report*) quer pelo recurso aos três mecanismos complementares definidos no âmbito do PQ: Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (CDM - *Clean Development Mechanism*), Implementação Conjunta (JI - *Joint Implementation*) e Comércio de Emissões. Os primeiros dois mecanismos consistem na realização de projetos com vista à redução das emissões e cuja implementação confere direitos ou unidades de emissão ao País do Anexo B responsável pela sua execução. No âmbito do CDM os Países do Anexo B podem realizar investimentos nos designados Países Não Anexo I<sup>8</sup> em projetos de redução das emissões, sequestração, energias renováveis (exceto nuclear e grandes barragens) e LULUCF (*land use, land-use change and forestry*). As unidades atribuídas no âmbito destes projetos são designadas de Certificado de Redução de Emissões (CER - *Certified Emission Reduction*)<sup>9</sup> e emitidas pelo registo CDM. No âmbito do mecanismo JI podem ser executados projetos em Países do Anexo I dando lugar à emissão das designadas Unidades de Redução de Emissões (ERU - *Emission Reduction Unit*), emitidas pelos países que alojam os projetos por cancelamento de AAUs que lhe foram atribuídas no âmbito do *Initial Report*. O terceiro mecanismo de flexibilidade oferece a possibilidade de transação das diferentes unidades ou licenças de emissão entre vários países. Nos sistemas assentes em mecanismos de transação de licenças de emissão as atividades que dispõem de oportunidades de redução das emissões a baixo custo terão um incentivo para vender licenças de emissão às atividades com maiores dificuldades e custos mais elevados para o fazer, resultando daqui um mercado de licenças de emissão “mercado de carbono” ou “mercado de CO<sub>2</sub>”. Como veremos de seguida, no caso do bloco de países que constituem a UE, foi neste âmbito que surgiu mecanismo CELE.

---

<sup>7</sup> Cada AAU corresponde a uma tonelada equivalente de dióxido de carbono (*1ton. CO<sub>2</sub>-e* ou simplesmente *1ton. CO<sub>2</sub>*). Por exemplo, no caso de Portugal o número de AAUs atribuídas foi o seguinte: *quantidade de emissões em 1990 (definidas em milhões de toneladas equivalentes de CO<sub>2</sub>) x (1+27%)*, ou seja,  $AAUs = 303,91 \text{ Mt } CO_2\text{-e} \times (1+27\%) = 385,97 \text{ Mt } CO_2\text{-e}$ .

<sup>8</sup> Países Em vias de Desenvolvimento.

<sup>9</sup> Os projetos relacionados com atividades LULUCF (*land use, land-use change and forestry*), também designados por sumidouros, conferem licenças de emissão específicas que têm a particularidade de não serem transacionáveis – Unidades de Remoção (RMU - *Removal Unit*).

Os Países do Anexo B podem utilizar qualquer uma das unidades (AAUs, CERs, ERUs, RMUs) com vista a garantir o cumprimento das metas estabelecidas no PQ. Além disso, dependendo do balanço entre emissões verificadas e unidades de emissão em carteira, o país pode comprar (unidades em excesso de países que cumpriram os seus objetivos) ou vender unidades a terceiros. No termo do período de cumprimento cada país deve apresentar um total de unidades de emissão que somado ao balanço entre compras e vendas deve ser igual ou superior à quantidade de emissões verificadas. Caso contrário, o país será alvo de uma penalização que corresponderá à equivalente aquisição do *deficit* de unidades de emissão no mercado. Acresce ainda que, no caso de o país ser portador de um número de unidades de emissão superior às emissões verificadas, em alternativa a vender esse excesso no mercado, pode guardar as licenças de emissão (*banking allowances*) para utilização em períodos de cumprimento seguintes (*carry over*)<sup>10</sup>. Todo o sistema de inventário e transações de unidades de emissão é supervisionado através do sistema de informação *International Transaction Log* (ITL) que entrou em operação em 2007, sendo gerido pelo secretariado da UNFCCC.

As medidas de política climática baseadas em instrumentos de mercado, nomeadamente sistemas de comércio de emissões, são ainda anteriores ao próprio PQ. Nos Estados Unidos da América foram implementados na década de 90 vários programas de âmbito regional: para a redução da presença de chumbo na gasolina, para o controlo do efeito de “chuva ácida” derivado das emissões de dióxido de enxofre (SO<sub>2</sub>), para o controlo das emissões de SO<sub>2</sub> e NO<sub>x</sub> (dióxido de azoto ou dióxido de nitrogénio), programa que ficou conhecido por Reclaim) e ainda o programa de redução das emissões no Estado da Califórnia (*California Cap-and-Trade Scheme*). Na própria Europa também foram conduzidos programas percussores de comércio de emissões como foram os casos da Holanda e da Eslováquia. Também ainda antes do CELE, a Dinamarca, em 1999, e o Reino Unido, em 2002, avançaram com os seus próprios programas de comércio de emissões. A Austrália implementou um programa de transação de créditos de carbono em 2003. Atualmente são vários os sistemas de comércio de emissões de âmbito nacional ou regional em operação ou com data de arranque prevista para o curto prazo. Por ordem

---

<sup>10</sup> A exceção a este princípio de transferência entre períodos de cumprimento são as RMUs cuja transferência não é permitida. As CERs e as ERU têm algumas restrições no processo de transferência.

cronológica temos: em 2005 a Europa (*EU ETS – European Union Emission Trading Scheme*); em 2008 a Nova Zelândia (*New Zealand Emissions Trading Scheme*); em 2009 os EUA (*RGGI – Regional Greenhouse Gas Initiative*); em 2010 o Japão (*Japan TMG Emissions Trading Scheme*); em 2013 os EUA (*CA Emissions Trading Scheme - California*), o Cazaquistão (*Kazakhstan Emissions Trading Scheme*), o Canadá (*QC Emissions Trading Scheme – Quebec*), a China (*Shenzen ETS, Shanghai ETS, Guangdong ETS, Beijing ETS e Tianjin ETS*) e a Suíça (*Switzerland ETS*); em 2014 a China (*Chongqing ETS e Hubei ETS*) e em 2015 a Coreia do Sul (*South Korea ETS*).

## 2.2. Funcionamento e Evolução do CELE

Após um longo período de discussões, que envolveu nomeadamente a publicação do *Green Paper on Greenhouse Gas Emissions Trading within the European Union (2000)*, cujo papel segundo alguns autores foi decisivo para a consideração de um sistema de comércio de emissões como parte integrante da política climática europeia (Ellerman & Buchner, 2007), a UE decidiu avançar com a implementação de um sistema de comércio de licenças de emissão como principal instrumento para assegurar o cumprimento dos compromissos assumidos pelos EM no âmbito do PQ. O CELE é um sistema de “limitação e comércio” (*cap-and-trade*) de emissões que parte da atribuição gratuita ou leiloadada de um montante máximo de licenças a um conjunto definido de empresas/instalações ou setores de atividade. As empresas podem utilizar as licenças para cobrir as emissões que resultam da sua atividade produtiva ou, caso não necessitem delas para esse fim, vendê-las no mercado a outras empresas que tenham ultrapassado o limite de emissões permitido pelo total de licenças que lhe foram atribuídas. O sistema é administrado pela Comissão Europeia (CE), tendo sido instituído em 2003 pela Diretiva 2003/87/CE (Comissão Europeia, 2003) emendada pela Diretiva 2004/101/CE (Comissão Europeia, 2004) que permitiu ligar o CELE aos mecanismos de flexibilidade do PQ nomeadamente CDM e JI (*linking Directive*). Na altura em que entrou em operação o CELE constituiu a primeira grande experiência internacional de transação de licenças de emissão, tendo sido o instrumento de política ambiental através do qual a UE procurava, por um lado, encontrar um mecanismo que permitisse reduzir os custos de cumprimento das metas do PQ, minimizando eventuais distorções que pudessem vir a ser introduzidas entre os EM, e, por outro lado, garantir um papel de liderança internacional no combate às alterações climáticas.

### 2.2.1. Fases, Estados Membro e Setores de Atividade Envolvidos

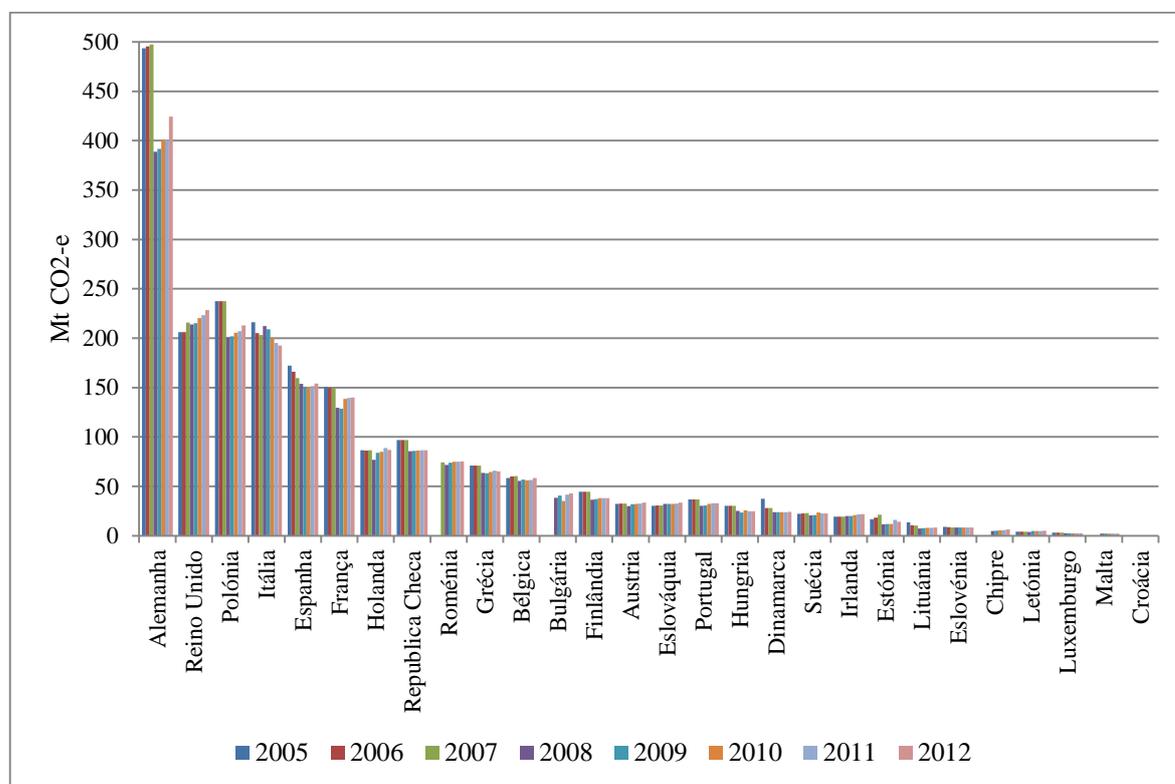
O sistema CELE entrou oficialmente em operação em janeiro de 2005, estando a sua implementação segmentada em três fases: a Fase I (janeiro de 2005 a dezembro de 2007), designada de “período experimental” ou “fase piloto”, a Fase II (janeiro de 2008 a dezembro 2012), designada de “período de Quioto”, que coincide com o primeiro período de cumprimento do protocolo, e a Fase III que se iniciou em janeiro de 2013 e se estenderá

até 2020 e cujos contornos vieram a ser definidos posteriormente. Mais recentemente foi estabelecida uma Fase IV de funcionamento do sistema que se iniciará em 2021 e decorrerá até ao fim de 2028. A Fase I tinha como objetivos principais, além do desenvolvimento da infraestrutura do sistema, permitir que os agentes de mercado adquirissem experiência antes de se entrar na fase decisiva de cumprimento do PQ (2008-2012), contribuindo nomeadamente para que se pudesse estabelecer um preço de mercado para o carbono. Embora o funcionamento do sistema tenha permitido alcançar estes objetivos também revelou fortes insuficiências, tendo a sua avaliação global vindo a culminar na revisão do CELE operada pela aprovação da Diretiva 2009/29/CE (Comissão Europeia, 2009) que condicionou o redesenho do sistema para a Fase III (Ellerman, et al., 2014). Alguns dos efeitos indesejáveis revelados pela experiência acumulada durante a primeira fase de funcionamento do sistema foram, entre outros, a verificação de um excesso de licenças de emissão no mercado, a acumulação de rendas ou lucros extraordinários por algumas das empresas integradas no sistema e a ocorrência de fraudes no sistema de registo e transação das EUAs. As principais alterações introduzidas pela nova Diretiva visaram essencialmente reduzir o excesso e licenças de emissão e harmonização dos procedimentos em que o funcionamento do sistema assenta. As discussões em torno da reforma do sistema têm sido uma constante, tendo conduzido à introdução de várias alterações desde o seu lançamento em 2005. Mais recentemente a UE adotou uma proposta para um novo Pacote Energia-Clima que inclui uma proposta de reforma do CELE (Comissão Europeia, 2014).

O CELE arrancou com os 25 Estados-Membro da UE, tendo vindo a acompanhar o processo de alargamento da União, envolvendo atualmente 31 países - os 28 EM mais a Noruega, o Liechtenstein e a Islândia. No Gráfico 2.2-1 podemos observar o alinhamento dos vários EM em função do nível de emissões verificadas nos anos correspondentes à Fase I e Fase II do CELE. Além dos países que participam diretamente no sistema, o CELE está ligado aos mecanismos de flexibilidade do PQ, garantindo-se desta forma um vínculo entre o mercado europeu e os mercados internacionais de carbono. Atualmente o CELE é olhado como uma experiência de regulação das emissões de GEE através de um mecanismo de mercado que poderá servir de inspiração para outras regiões do globo. A própria Europa tem vindo a desenvolver esforços no sentido de integrar o CELE com

outros sistemas equivalentes, contribuindo dessa forma para criação de um verdadeiro mercado internacional de carbono.

Gráfico 2.2-1 – Membros do CELE: nível de emissões Fase I e Fase II



Fonte: Carbon Market Data (World Carbon Market Database).

A participação no CELE é obrigatória para as instalações/empresas integradas nos setores definidos na Diretiva 2003/87/CE<sup>11</sup>. O CELE é um sistema que, no que respeita ao “ponto de regulação”, se insere na categoria dos sistemas *downstream*, onde a obrigação de entrega das licenças de emissão recai sobre os utilizadores finais da energia (fóssil). Por contraste com este é definido o sistema *upstream* onde aquela obrigação recai sobre os fornecedores e distribuidores de combustíveis fósseis (Faure & Peeters, 2008). Refira-se ainda que de fora do CELE ficaram dois importantes setores no que respeita ao potencial

<sup>11</sup> Contudo, em alguns setores, como é o caso da produção e energia, apenas as instalações acima de uma determinada dimensão estão obrigadas a participar.

emissões: o setor residencial (edifícios) e o setor dos transportes (exceto aviação comercial).

Os GEE abrangidos pelo CELE, e os correspondentes setores de atividade responsáveis pela sua emissão, foram sendo incrementados ao longo das várias fases de implementação do sistema, sendo o panorama atual de GEE/setores de atividade abrangidos o seguinte:

- Dióxido de Carbono (CO<sub>2</sub>)

- Instalação de produção de energia, combustão (eletricidade, calor, água quente ou vapor), com potência térmica instalada superior a 20 MW (exceto em instalações de incineração de resíduos perigosos ou resíduos urbanos);

- Indústrias intensivas em energia: refinação de óleos minerais, produção de coque, produção de aço e metais ferrosos, produção de alumínio, produção de metais não ferrosos, produção de cimento e cal, produção de vidro, produção de produtos cerâmicos, pasta de papel e cartão, produção de ácidos (ácido nítrico, ácido adípico e ácido glioxílico), produção de amoníaco, produção de produtos químicos orgânicos, produção de hidrogénio e produção de carbonato de sódio anidro e bicarbonato de sódio;

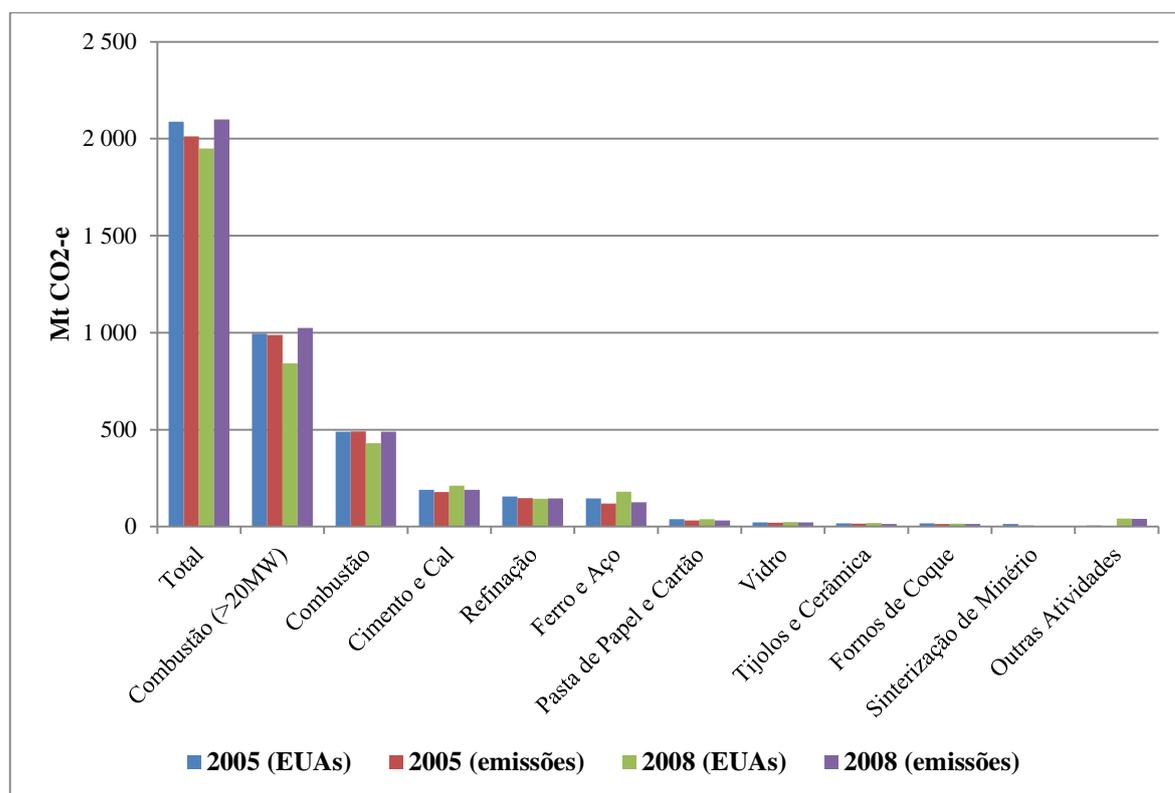
- Setor da aviação comercial – introduzido em 2012: para operadores com mais de *10.000t CO<sub>2</sub>/ano*.

- Óxido Nitroso (N<sub>2</sub>O) – introduzido na Fase II: produção de ácido nítrico, ácido adípico, e ácido glioxílico.

- Perfluorcarbonetos (PFCs) – introduzido na Fase III: produção de alumínio.

Como podemos verificar no Gráfico 2.2-2, o setor da combustão de combustíveis é indiscutivelmente o setor com maior peso no sistema (instalações fixas), tendo representado mais de 50% quer do total de licenças de emissão alocadas quer do total de emissões verificadas, tanto no início da Fase I como no início da Fase II.

Gráfico 2.2-2 - EUAs e Emissões por Setor de Atividade



Fonte: Carbon Market Data (World Carbon Market Database).

Os dados incluídos na Tabela 2.2-1 mostram que este setor é claramente dominado pelas grandes empresas produtoras de eletricidade<sup>12</sup>. Como podemos observar, o peso das elétricas cotadas que integravam o índice europeu acionista de referência STOXX Europe 600 e o índice para o setor das *utilities* (STOXX Europe TMI Utilities)<sup>13</sup>, tanto no início da Fase I como da Fase II, absorveram cerca de 50% do total das EUAs alocadas ao setor da combustão de combustíveis.

<sup>12</sup> A agregação das várias instalações/unidades de produção afetas a cada empresa (*parent company*) foi efetuada por confronto entre duas bases de dados europeias de registo de informação ambiental ao nível industrial: a base de dados que suporta o sistema CELE, *EUTL - European Union Transaction Log* (originalmente *CITL - Community Independent Transaction Log*) e a *E-PRTR - European Pollutant Release and Transfer Register* (que substitui a anterior versão *EPER - European Pollutant Emission Register*). Após identificadas as instalações detidas por cada uma das empresas, os dados relativos à alocação de EUAs foram obtidos na *EUTL - European Union Transaction Log*.

<sup>13</sup> O STOXX Europe 600 Index é um índice geral acionista que agrega as 600 maiores empresas europeias, segundo o critério da capitalização de mercado do *free float*. O STOXX Europe TMI (*Total Market Index*) Utilities é um índice setorial que cobre aproximadamente 95% da capitalização de mercado do *free float* de todas as empresas classificadas no setor em causa (*utilities*) de acordo com o *Industry Classification Benchmark* (ICB).

Tabela 2.2-1 – Peso das Grandes Elétricas no CELE

País de Origem	Empresa (parent company)	Países de Atividade	Fase I (2005)		Fase II (2008)	
			EUAs	%	EUAs	%
<b>Elétricas Cotadas que Integram Índice de Referência Europeu: STOXX Europe 600 e TMI Utilities</b>						
Áustria (AT)	Verbund	AT	3.342.618	0,5%	2.123.807	0,4%
	EVN	AT	1.441.027	0,2%	1.576.357	0,3%
Alemanha (DE)	E.ON	DE; UK; SE; BE; NL; ES	72.864.621	10,3%	54.185.939	10,6%
	RWE	DE; UK	125.256.754	17,8%	66.994.206	13,1%
Espanha (ES)	Endesa	ES; FR; IT; IE	49.008.469	7,0%	36.913.084	7,2%
	Iberdrola	ES	12.495.483	1,8%	7.905.510	1,5%
Finlândia (FI)	Gas Natural	ES	3.592.376	0,5%	11.447.725	2,2%
	Fortum	FI	6.158.017	0,9%	3.911.968	0,8%
França (FR)	GDF Suez	FR; BE; NL; LU; DE; UK; IT; ES; GR; PL	42.293.644	6,0%	35.636.578	7,0%
	EDF	FR; UK	35.736.348	5,1%	27.482.129	5,4%
Grécia (GR)	Public Power Corporation	GR	52.095.606	7,4%	44.311.159	8,7%
	ENEL	IT; ES	52.125.490	7,4%	42.437.447	8,3%
Itália (IT)	Edison	IT	17.858.804	2,5%	12.092.523	2,4%
	ENI	IT	9.679.202	1,4%	11.309.868	2,2%
Portugal (PT)	A2A SP	IT	3.279.706	0,5%	3.684.329	0,7%
	EDP	PT; ES	22.654.814	3,2%	14.075.278	2,8%
Reino Unido (UK)	Scottish & Southern Energy International Power	UK	17.562.306	2,5%	14.390.394	2,8%
	Centrica	UK	6.758.481	1,0%	5.291.751	1,0%
	DRAX GRP	UK	6.256.163	0,9%	4.515.273	0,9%
<b>Total Elétricas Índice STOXX600</b>			<b>555.014.116</b>	<b>78,8%</b>	<b>409.786.590</b>	<b>80,3%</b>
% Total Setor de Atividade 1 (> 20 MW)			56%		49%	
<b>Outras Grandes Elétricas</b>						
Rep. Checa (CZ)	CEZ	CZ	37.494.366	5,3%	34.710.853	6,8%
Alemanha (DE)	Vattenfall Europe	DE; PL	84.376.377	12,0%	52.984.863	10,4%
	EnBW	DE	10.302.328	1,5%	6.994.664	1,4%
Espanha (ES)	Union Fenosa	ES	12.845.252	1,8%	1.353.170	0,3%
Reino Unido (UK)	British Energy	UK	4.569.875	0,6%	4.776.717	0,9%
<b>Total de Outras Elétricas</b>			<b>149.588.198</b>	<b>21,2%</b>	<b>100.820.267</b>	<b>19,7%</b>
<b>Total Elétricas</b>			<b>704.602.314</b>		<b>510.606.857</b>	
% Total Setor de Atividade 1 (> 20 MW)			71%		61%	

Fontes:

- Dados relativos às licenças de emissão (EUAs): EUTL - European Union Transaction Log (CITL - Community Independent Transaction Log), disponível em <http://ec.europa.eu/environment/ets/>.

- Agregação das instalações pertencentes a cada empresa (parent company): EUTL e E-PRTR - European Pollutant Release and Transfer Register (EPER - European Pollutant Emission Register), disponível em <http://prtr.ec.europa.eu/#/home>.

Se alargarmos o cálculo a outras grandes elétricas que não integravam o índice de referência, aquela percentagem sob para 71% na Fase I e 61% na Fase II. Tendo em conta o peso do setor da combustão no CELE (cerca de 50%), concluímos que as grandes elétricas foram responsáveis por cerca de 35% do total das EUAs na Fase I e cerca de 30% na Fase II. Será igualmente de salientar a redução apreciável (-28%) das EUAs alocadas ao setor na passagem da Fase I para a Fase II.

O setor da aviação comercial foi integrado no CELE em janeiro de 2012, envolvendo todos os voos de e para países da UE (exceto a Croácia até 2014) operados quer por companhias europeias quer por companhias situadas fora do espaço europeu (Comissão Europeia, 2008). Atualmente estão registadas no sistema cerca de 2.000 contas em nome de companhias aéreas (Ellerman, et al., 2014). Contudo, o sistema tem recebido a forte oposição de países não pertencentes à UE que o acusam de violar a sua soberania e de na prática a UE estar a impor uma taxa para utilização do espaço aéreo. Na sequência destas críticas, a UE decidiu suspender temporariamente o cumprimento dos requisitos para voos de ou para países não pertencentes à UE (até 2016 para quando está planeada a assinatura de um acordo internacional para regular as emissões com origem na aviação comercial (Comissão Europeia, 2014)). O setor possui licenças de emissão específicas que não são fungíveis com as EUAs. As companhias de aviação podem entregar para cumprimento das suas metas quer licenças de emissão da aviação quer licenças de emissão gerais (EUAs). Contudo, o mesmo princípio não se aplica às instalações fixas que não podem fazer uso das licenças de aviação para cumprimento das suas metas. No final de 2013 o CELE cobria aproximadamente 11.000 “fontes de emissão” correspondentes a instalações fixas (instalações de geração de energia e indústrias) e companhias do setor da aviação, representando cerca de 45% do total de emissões na UE (European Commission, 2013).

### 2.2.2. Modelo de Governação e Objetivos

O modelo de governação CELE tem como entidade central a CE que é a entidade responsável pela implementação das Diretivas que definem os objetivos, as coberturas e as regras de funcionamento. Na Fase I e Fase II o funcionamento do sistema esteve em parte centralizado na CE, que define a estrutura do sistema, os setores ou fontes emissoras que

estão sujeitos ao sistema e os gases que devem ser controlados, e em parte descentralizado nos EM a quem cumpria nomeadamente a alocação das licenças de emissão pelas várias instalações integradas no sistema (“fontes de emissão”). O mecanismo criado para a distribuição das licenças de emissão parte dos compromissos assumidos por cada um dos estados membros no PQ e começa por definir o nível de licenças a atribuir a cada país em conformidade com aqueles compromissos (*National Emission Budgets*). Uma segunda decisão, que nas duas primeiras fases era tomada por cada um dos EM individualmente, estando refletida no Plano Nacional de Alocação de Licenças de Emissão (PNALE)<sup>14</sup> de cada país, é a quantidade de licenças a atribuir a cada um dos setores regulados pelo sistema e que devia respeitar as orientações refletidas no *Burden Sharing Agreement*. Neste acordo está refletida a partilha de responsabilidade no controlo das emissões entre setores intensivos em energia, elegíveis para integrar o CELE, e os restantes setores da economia (nomeadamente o setor residencial e o setor dos transportes<sup>15</sup>) que, em princípio, devem ser sujeitos a medidas domésticas complementares destinadas a garantir nestes setores o alinhamento com o PQ. A última decisão, também da responsabilidade dos EM, passava pela distribuição ao nível da empresa/instalação (“fonte de emissão”) das licenças atribuídas a cada um dos setores de atividade. A experiência acumulada nas primeiras duas fases de funcionamento do sistema demonstrou que em resultado da grande heterogeneidade dos PNALEs foram introduzidas distorções de concorrência em vários mercados que resultavam frequentemente do tratamento diferenciado de realidades idênticas. Mesmo alguma harmonização de procedimentos imposta pela revisão do sistema operada no início da Fase II revelou-se incapaz de anular aquelas distorções. Como resultado, no início da Fase III foi decidida a abolição dos PNALEs, ficando a decisão de alocação das licenças de emissão centralizada na CE. A monitorização e verificação das emissões reais, assim como o reporte relativo ao cumprimento nacional dos compromissos de Quito, é da responsabilidade dos EM, devendo a CE ser informada.

Todo sistema de emissão e registo das licenças de emissão funciona de forma virtual através de um sistema eletrónico. Cada EM tem o seu próprio registo<sup>16</sup>, onde faz a

---

<sup>14</sup> NAP – *National Allocation Plan*.

<sup>15</sup> Como veremos mais tarde, numa fase posterior, o CELE passou a abranger também o setor da aviação.

<sup>16</sup> Em Portugal o Registo Português de Licenças de Emissão (RPLE).

consolidação de todas as instalações do país, estando este por sua vez ligado a um registo central gerido pelo supervisor do sistema - *Community Independent Transaction Log* (CITL) que mais tarde deu lugar ao *European Union Transaction Log* (EUTL)<sup>17</sup>. Além disso, todos os registos, quer os nacionais geridos pelos EM quer o EUTL gerido pela CE, estão desde 2008 ligados ao registo internacional da UNFCCC (ITL) no âmbito Protocolo de Quioto.

As licenças emitidas pelos registos europeus, designadas por Unidades de Licenças Europeias (*EUA – European Unit Allowance*), resultam da conversão das AAUs atribuídas à UE no âmbito do PQ, e representam em termos unitários uma tonelada de CO<sub>2</sub>-e (1ton. CO<sub>2</sub>-e). As EUA constituem o ativo central de todo o sistema CELE, sendo emitidas pelos EM e alocadas às instalações abrangidas pelo sistema através de um processo que podemos designar por mercado primário e transacionadas entre todos os agentes presentes nos mercados de carbono no que podemos designar por mercado secundário. Deve notar-se que a participação no mercado secundário de EUA não está restrito às instalações sujeitas ao CELE, definidas Diretiva 2003/87/EC, podendo nele participar qualquer entidade desde de que lhe tenha sido autorizada a abertura de conta no mercado de emissões de carbono.

Os objetivos de limitação das emissões de GEE, refletidos no limite máximo (*cap*) imposto para cada país e instalação, foram sendo adaptados ao longo das várias fases do sistema. Na Fase I, tratando-se de um período de aprendizagem, o objetivo principal não estava centrado na eficácia do sistema (redução das emissões), tendo sido os próprios EM a estabelecer nos PNALEs os seus limites de acordo com objetivos estabelecidos na Diretiva 2003/87/CE. Para esta fase, o objetivo global para o sistema foi fixado em 2,181Gt CO<sub>2</sub>/ano<sup>18</sup>, tendo vindo a revelar-se, como veremos mais tarde, um objetivo pouco ambicioso (Ellerman, et al., 2010). Na Fase II os objetivos foram estabelecidos de forma a que os EM pudessem alcançar os compromissos assumidos no PQ da forma economicamente mais eficiente, isto é, privilegiando a redução das emissões nas fontes onde o custo de abate de carbono fosse menos oneroso. Nesta fase, o ponto de partida para a definição dos objetivos

---

<sup>17</sup> O sítio da internet onde todo o sistema de informação do *European Union Transaction Log* está alojado pode ser acedido em: <http://ec.europa.eu/environment/ets/>.

<sup>18</sup> Gt CO<sub>2</sub> = Gigaton (milhar de milhão de toneladas) de CO<sub>2</sub>-e.

inscritos nos PNALEs foi o nível de emissões reportado pelos EM na primeira fase, tendo sido estabelecido um limite máximo de em  $2,083Gt CO_2/ano$  que representou uma redução de cerca de 6,5% quando comparado com a Fase I (8% se corrigido o âmbito pelos países e instalações que foram adicionadas ao sistema na Fase II (Ellerman, et al., 2010)). Deve notar-se que nestas duas fases o limite para as emissões se manteve constante no decurso de cada fase. Este limite não incluía o setor da aviação comercial, integrado no sistema em 2012, para o qual foram estabelecidas regras e limites autónomos. A entrada na Fase III levou ao alinhamento com os objetivos definidos no Pacote Energia-Clima. Neste âmbito, o CELE constitui o instrumento privilegiado para a UE alcançar até 2020 o objetivo de redução das emissões de GEE de 20% quando comparado com o nível de emissões registado em 1990<sup>19</sup>. Este objetivo global de redução das emissões está dividido entre setores abrangidos (*trading sectors*) e setores não abrangidos (*non-trading sectors*) pelo CELE. Para os setores regulados no âmbito do CELE o objetivo está fixado numa redução de 21% das emissões até 2020 quando comparado com o nível de emissões de 2005 porquanto para os setores não abrangidos pelo CELE essa percentagem é de 10%<sup>20</sup>. A prossecução deste objetivo levou à fixação do limite máximo em  $2,084Gt CO_2$  para o ano de 2013, devendo operar-se uma redução anual nesse limite de 1,74% da média das emissões observadas durante a Fase II o que representa uma redução anual do limite de aproximadamente  $38Mt CO_2/ano$ <sup>21</sup> (Comissão Europeia, 2010). Para o setor da aviação comercial foi definido um limite autónomo de  $210Mt CO_2/ano$  que representa 95% da média das emissões anuais no período 2004-2006.

A comunidade internacional vem reconhecendo o CELE como um bloco fundamental no processo de construção de um mercado internacional de comércio de licenças de emissão, sendo intenção da UE apostar na sua interligação aos vários sistemas de transação nacionais ou regionais já em operação ou com entrada em funcionamento prevista para breve (European Commission, 2013).

---

<sup>19</sup> Além deste foi ainda definido um objetivo de mais longo prazo para a política climática europeia que fixa em 80% a 95% o nível de redução das emissões de GEE até 2050.

<sup>20</sup> A partilha entre os EM da redução das emissões nos setores não sujeitos ao CELE é feita em conformidade com o *Burden Sharing Agreement*.

<sup>21</sup> Mt CO<sub>2</sub> = Milhões de toneladas de CO<sub>2</sub>-e.

### 2.2.3. Processo de Monitorização, Verificação e Reporte

O processo de monitorização, verificação e reporte foi desde sempre entendido como crucial para garantir a fiabilidade do sistema. O processo de verificação do cumprimento dos compromissos estabelecidos para cada entidade interveniente está organizado em ciclos anuais: no período de 1 de janeiro a 31 de março as entidades devem reportar o nível e emissões reais<sup>22</sup> registadas no período de cumprimento anterior (1 de janeiro a 31 de dezembro do ano anterior), devendo esse reporte ser validado por uma entidade acreditada; no período que decorre até 30 de abril as entidades são obrigadas a entregar o número de licenças de emissão equivalente à quantidade de emissões reais. O cumprimento destes compromissos pode ser feito pela entrega de EUAs (alocadas às entidades no âmbito do próprio CELE) ou, decorrente da Diretiva de ligação ao PQ (*linking Directive*), pela entrega de CERs e ERUs obtidas quer pela realização de projetos (CDM e JI, respetivamente) quer pela sua aquisição em mercado secundário. A mobilização dos créditos de carbono CER e ERU está sujeita a limitações. Nas Fases I e II as regras que definiam os limites para a utilização dessas licenças eram estabelecidas individualmente por cada EM nos respetivos PNALE. A partir da Fase III, passou a ser responsabilidade da CE o estabelecimento desses limites. Numa tentativa de evitar o recurso excessivo a este mecanismo de compensação (*offset*), tal como aconteceu na Fase II, onde os créditos internacionais representaram uma boa parte dos compromissos estabelecidos para a redução das emissões no espaço europeu, a UE decidiu introduzir fortes restrições à sua utilização. Assim, a partir de 2013 a utilização de créditos internacionais de carbono para cumprimento de compromissos no âmbito do CELE passou a estar restrita a novos projetos CDM e desde que estes estejam localizados em países classificados como desenvolvidos. Já no âmbito do Pacote Energia-Clima, a CE propõe mesmo o fim da possibilidade de utilização de créditos internacionais a partir de 2020 (Comissão Europeia, 2014). Caso a quantidade de licenças de emissão entregue não seja suficiente para compensar a quantidade real de emissões, a entidade incorre numa penalização monetária que na Fase I era de 40€ por ton. CO<sub>2</sub> em excesso, tendo passado a 100€ ton. CO<sub>2</sub> nas Fases II e III. A intenção clara de distinguir o CELE de um sistema de “taxa de carbono” levou as autoridades a definirem como obrigação suplementar ao

---

<sup>22</sup> Quantidade de emissões medidas em toneladas equivalentes de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>-e).

pagamento daquela penalização a manutenção da obrigação de restituição das licenças de emissão em falta (Mansanet-Bataller & Pardo, 2008). Como tal, além do pagamento da multa a entidade terá de proceder à aquisição em mercado secundário do número de licenças em falta. As licenças de emissão apenas podem ser utilizadas uma vez, sendo canceladas a partir do momento em que são entregues para compensação das emissões. A transferência de licenças de emissão entre Fases, seja pela antecipação da entrega de licenças relativas Fases seguintes (*borrowing*) seja pela entrega de licenças não utilizadas relativas a Fases anteriores (*banking*), obedece a regras que foram sofrendo alterações ao longo do tempo. Na Fase I tanto uma como outra operação não foram permitidas o que significa que as licenças de emissão relativas a essa fase perdiam inexoravelmente o seu valor no fim de 2007. O mesmo não sucedeu na Fase II, tendo sido permitida a mobilização de licenças não utilizadas no período 2008-2012 (*banking*) para cumprimento dos compromissos na Fase III<sup>23</sup>. A abertura desta possibilidade foi importante na medida em que alargou as oportunidades de gestão do risco entre fases e contribuiu para o alargamento do horizonte temporal nos investimentos em estratégias de abate de carbono. Além disso, contribuiu para uma maior estabilização do preço das licenças de emissão e para que este possa refletir de forma mais adequada as expectativas de longo prazo dos agentes económicos (Burtraw, et al., 2013). O ciclo de monitorização, verificação e reporte prossegue com a publicação oficial das emissões verificadas no ano anterior que deve ser feita pela entidade gestora do sistema através do sistema de informação EUTL até ao dia 15 de maio. A par da monitorização e controlo das emissões do ano anterior são alocadas as emissões para o ano corrente (até 28 de fevereiro do ano em causa). A garantia de integridade de todo o processo de emissão e verificação das licenças de emissão é determinante para a credibilidade e reputação do mercado de carbono. Contudo, tal como em qualquer outra atividade financeira, o sistema de transação de licenças de emissão está sujeito a fraudes. (Branger, et al., 2013) identificam algumas das vulnerabilidades a que um sistema do tipo do CELE está exposto. Precisamente como resultado da ocorrência de fraudes, em 2011 a CE viu-se forçada a suspender as transações nos mercados pelo período de quase duas semanas após terem sido identificadas tentativas para vender um elevado número de licenças de emissão relativas à República Checa que tinham sido alvo de roubo.

---

<sup>23</sup> A mesma possibilidade (*banking* entre fases) está prevista para a Fase III. A operação de antecipação de utilização de licenças de períodos futuros para cumprir compromissos presentes (*borrowing*) não é permitida.

#### 2.2.4. Regras de Alocação das Licenças de Emissão

A atribuição (alocação) das EUAs correspondentes ao *cap* fixado para cada um dos operadores (instalações/ empresas) pode ser feita com base em uma de duas regras: alocação gratuita ou obrigação de aquisição em leilão (*auction*). A alocação gratuita pode ter como referência: i) o nível de emissões para um cenário base (*baseline*) ou o nível de emissões para um período de referência histórico; neste caso o método de alocação é designado de *grandfathering*; ii) um fator de emissão *standard* multiplicado por uma quantidade fixa definida ex-ante que pode consistir no nível de *input*, no nível de *output* ou no nível de capacidade instalada; neste caso o método de alocação é designado de *benchmarking*. Teoricamente é possível demonstrar que, num cenário onde a atribuição gratuita é efetuada respeitando alguns requisitos<sup>24</sup>, os incentivos para abate de carbono são idênticos independentemente da alocação das licenças ser gratuita ou ter de ser adquirida (*auctioning*) (Harrison, et al., 2007). Qualquer um dos sistemas de alocação conduzirá ao mesmo nível de abate de carbono, ao mesmo nível de preço das licenças de emissão e ao mesmo nível de repercussão do custo das licenças de emissão no preço dos *outputs*<sup>25</sup>. A única diferença entre alocação gratuita ou alocação por aquisição em leilão consiste na transferência de rendas económicas entre setores da economia: no caso da alocação por leilão, essa renda, que corresponde à receita gerada pela venda inicial das licenças, reverte a favor do Estado ou setor público enquanto no caso da alocação gratuita é apropriada pelas entidades que recebem as licenças (Neuhoff, et al., 2005) e (Neuhoff, et al., 2006). A necessidade de numa fase de arranque do sistema garantir pelo menos a ausência de oposição dos setores industriais que enfrentavam maiores riscos de perda de competitividade<sup>26</sup>, levou a UE a privilegiar o método de alocação gratuita. Assim, na Fase

---

<sup>24</sup> Método designado de alocação gratuita perfeita (*perfect free allocation*): as licenças são atribuídas de uma só vez e por um longo período de tempo às instalações existentes (incumbentes); no caso de encerramento, as instalações mantêm as licenças na sua posse; não são atribuídas licenças a novas instalações (terão de as adquirir no mercado) (Sijm, et al., 2008).

<sup>25</sup> (Sijm, et al., 2008) demonstram para o caso específico do setor de produção de energia elétrica.

<sup>26</sup> Nomeadamente os setores de bens transacionáveis expostos a concorrência localizada em países ou espaços económicos sem a restrição (custo adicional) do carbono. O quadro conceptual dominante identifica três fatores responsáveis pelo impacto de curto prazo do CELE na competitividade das empresas (Carbon Trust, 2004): a intensidade energética dos produtos produzidos definida como o peso da energia nos custos de produção totais (saliente-se que ao nível deste fator, todos os setores da economia, mesmo os que não estão sujeitos à restrição das emissões, são potencialmente afetados na sua competitividade), a capacidade para refletir nos preços de venda os custos adicionais com a produção (seja os que decorrem directamente de

I e II, grande parte das licenças de emissão foram alocadas seguindo a regra *grandfathering*. Na realidade, a Diretiva que instituiu o CELE determinava que um mínimo de 95% das EUAs, na Fase I, e 90%, na Fase II, deveriam ser alocadas gratuitamente. Significa como tal que as instalações sujeitas ao CELE apenas teriam de adquirir no máximo 5% (10%) do total de licenças distribuídas no início de cada período de contagem. No período 2008-12 foram as emissões médias verificadas na Fase I que constituíram no essencial a base para a alocação das licenças efetuada pelos EM nos PNALEs. Apesar de teoricamente ser indiferente a escolha de um ou outro método, a verdade é que o *grandfathering* provou ter vários inconvenientes: antes de tudo funcionou como uma recompensa perversa às indústrias com níveis de emissões históricos mais elevados face às que antes tinham já investido em tecnologias menos poluentes; um outro efeito indesejado, do qual falaremos mais aprofundadamente nos capítulos seguintes, consistiu na possibilidade de acumulação de rendas económicas/lucros extraordinários (*windfall profits*) pelas indústrias que revelaram capacidade para fazer repercutir no preço de venda dos seus *outputs* o valor associado às licenças de emissão não tendo tido que pagar pela sua aquisição.

Procurando responder a estes efeitos colaterais, mas simultaneamente não descorando o risco de deslocalização de atividades produtivas como resposta à perda de competitividade imposta pela participação no CELE, na revisão do sistema operada no início da Fase III, o *grandfathering* foi substituído pelo *benchmarking* como regra principal para a alocação gratuita das EUAs. Assim, a quantidade de licenças de emissão a alocar gratuitamente a cada operador passou a ser determinada em função de uma “taxa de emissão *standard* específica do produto” (*benchmark rate*). Deste modo, o número total de EUAs a atribuir a cada instalação é calculado por uma fórmula onde são ponderados vários fatores: o *benchmark rate*, o nível de atividade histórico, um fator de exposição ao risco de deslocalização de atividades ou “fuga de carbono” (*carbon leakage*) e um fator de correção setorial cruzado (Ecofys, 2011):

---

custos associados às emissões do setor de atividade em causa seja os que estão incorporados no preço da energia elétrica) e as oportunidades para “abater” carbono, isto é, capacidade de evitar o consumo de CO<sub>2</sub> no processo produtivo. Vários estudos têm demonstrado o impacto ao nível da competitividade das empresas para diferentes setores de atividade: (Demailly & Quirion, 2006) para o setor do cimento, (Demailly & Quirion, 2008) para o setor do ferro e do aço, (Bruyn, et al., 2010) e (Tomás, et al., 2010) para o setor químico, neste último caso especificamente para a realidade portuguesa, e (Bruyn, et al., 2010) para o setor das refinarias, são alguns exemplos.

$Quantidade\ EUA\ Alocadas = Benchmark \times Nível\ de\ Atividade\ Histórico \times Fator\ de\ Correção\ Setorial \times Fator\ de\ Exposição\ ao\ Risco\ de\ Fuga\ de\ Carbono$

- A taxa/fator de emissão que serve de *benchmark*, sempre que possível, deve ser definido para o produto, correspondendo à quantidade média de CO<sub>2</sub> emitida por unidade de *output* pelas 10% instalações mais eficientes na indústria/setor<sup>27</sup>.
- O nível de atividade histórico corresponde ao nível médio registado no período 2005-2008 ou 2009-2010.
- O fator de correção setorial visa limitar o total de EUAs a atribuir gratuitamente ao setor. Em termos gerais o que se pretende é que o total de licenças de emissão a atribuir gratuitamente a um setor não ultrapasse a quota de licenças desse setor registado na Fase I. O fator de correção é idêntico para todas as instalações integradas no setor de atividade, resultando do confronto entre a soma das quantidades alocadas preliminarmente a cada instalação (*bottom-up*) e a quantidade máxima de licenças gratuitas permitida ao setor (*top-down*) que resulta da multiplicação da quota histórica pelo *cap* definido para cada um dos anos no período 2013-2020.
- A CE (Diretiva 2009/29/CE) define o risco de deslocalização de atividades produtivas (fuga de carbono) como a possibilidade de transferência da produção, por razões de custo associadas às políticas climáticas, para países com menores restrições relativamente ao controlo de emissões de GEE (*pollution havens*). O risco de fuga de carbono pode produzir impactos quer ao nível ambiental quer ao nível económico. Ao nível ambiental o impacto da fuga de carbono pode traduzir-se numa redução de GEE inferior à que ocorreria na sua ausência ou até mesmo num efeito de reversão dos resultados caso em que a implementação do sistema de transação de emissões resultaria num aumento das emissões a nível global (*pollution haven hypothesis*<sup>28</sup>). Ao nível económico são os impactos na competitividade de empresas e indústrias, decorrentes de alterações nos padrões de comércio internacional, no investimento e nas quotas de mercado que podem estar

---

<sup>27</sup> Sempre que não é possível definir um *benchmark* para o produto em causa, cerca de 25% do total dos casos (Zetterberg, et al., 2014), as licenças são distribuídas com base na quantidade de energia (calor ou combustível) necessária para produzir o produto.

<sup>28</sup> A “hipótese de refúgio de poluição” ocorre quando o crescimento do comércio internacional resulta num aumento das emissões de GEE como resultado da especialização de alguns países na produção de produtos poluentes (Neumayer, 2001).

associadas às políticas climáticas (Reinaud, 2008b), (Reinaud, 2008a). A exposição ao risco de fuga de carbono está diretamente relacionada com o nível adicional de custos impostos pelas políticas climáticas, com a capacidade do setor para repercutir no preço de venda esses custos e com as restrições de carbono impostas nos países terceiros. Como forma de mitigar este impacto negativo, está previsto no âmbito do CELE um tratamento privilegiado para os setores considerados particularmente expostos ao risco de fuga de carbono. A classificação destes setores é feita de acordo com um conjunto de critérios definidos na Diretiva 2009/29/CE, resultando uma listagem dos setores (*CLL - Carbon Leakage List*) com direito a alocação gratuita de 100% das licenças de emissão.

Embora o leilão tenha sido identificado como a modalidade de alocação das licenças de emissão a privilegiar na Fase III, na realidade, como resultado das várias exceções introduzidas para as indústrias expostas ao risco de fuga de carbono, em 2013, apenas 40% do total de licenças foram alocadas por esta via. Esta percentagem resulta essencialmente do facto de na Fase III o setor de produção elétrica ter sido obrigado a adquirir a totalidade das licenças de emissão uma vez que durante as Fases I e II tinha revelado capacidade para acumular rendas económicas extra (*windfall profits*)<sup>29</sup>. Ao setor elétrico acrescem os setores não sujeitos ao risco de fuga de carbono que receberam apenas 80% das licenças de emissão gratuitamente, devendo esta percentagem reduzir-se gradualmente até atingir 30% em 2020 (European Commission, 2013). Seguindo as indicações constantes na Diretiva 2009/29/CE, 88% do total das licenças de emissão disponíveis para os leilões foram distribuídas pelos EM de acordo com o nível de emissões registado para o país durante a Fase I. Grande parte dos leilões tiveram lugar na plataforma de negociação comum Europeia - European Energy Exchange - localizada em Leipzig (Alemanha) que atualmente constitui a maior plataforma de negociação de EUAs. As receitas dos leilões revertem a favor dos EM, devendo 50% dessa receita ser aplicada em investimentos relacionados com medidas de combate às alterações climáticas (Diretiva 2009/29/CE). Entre novembro de 2012 e dezembro de 2013 foram vendidas em leilão através da plataforma comum cerca de 584 milhões de EUAs ao preço médio de 4,65€,

---

<sup>29</sup> Os EM que aderiram à UE após 2004 ficaram com a possibilidade de manter a alocação gratuita (decrecente) ao setor de produção de energia elétrica até 2019.

totalizando uma receita de cerca de 2,7 mil milhões de euros (European Energy Exchange, 2013)<sup>30</sup>.

A intenção manifestada pela CE é de que a percentagem de licenças alocadas por leilão se possa ir incrementando até atingir os 100% em 2030. Contudo, a verdade é que na proposta para o novo Quadro de Energia-Clima a CE propõe a manutenção de uma componente de alocação gratuita para as indústrias intensivas em energia para o período pós-2020 (Comissão Europeia, 2014).

### 2.2.5. Mercados de Transação das Licenças de Emissão

Desde o lançamento do CELE que um conjunto de mercados, sejam mercados organizados (bolsas) sejam mercados de balcão ou fora de contado (*OTC – Over-the-Counter*), foram sendo criados para permitir a transação em mercado secundário dos instrumentos de carbono (EUAs e CERs). Como referimos antes, qualquer entidade com personalidade jurídica, quer esteja ou não abrangida pelo CELE, pode participar nas transações desde que tenham uma conta aberta junto do sistema. Os vários mercados disponíveis em diferentes países europeus oferecem a possibilidade de transação quer dos ativos (licenças de emissão ou créditos de carbono) propriamente ditos (EUAs e CERs) – mercados à vista (*spot*), quer de instrumentos derivados sobre os ativos (contratos de futuros e contratos de opção) – mercados a prazo (*forward*). Na Tabela 2.2-2, apresentamos os principais mercados e instrumentos que ao longo das várias fases do CELE suportaram as transações de carbono.

Tabela 2.2-2 – Mercados de Transação de Carbono

Produto Instrumento	EUA			CER		
	À Vista	Futuros	Opções	À Vista	Futuros	Opções
European Climate Exchange (ECX), Londres	X	X	X	X	X	X
European Energy Exchange (EEX), Leipzig	X	X	X	X	X	X
BlueNext, Paris	X	X		X		
Nord Pool, Oslo	X	X	X	X	X	X
SendeCO <sub>2</sub> , Madrid	X			X		

<sup>30</sup> A Alemanha, o Reino Unido e a Polónia exerceram o direito de não leiloar as suas licenças na plataforma comum, recorrendo a plataformas próprias.

A European Climate Exchange (ECX) arrancou com as operações em 2005, estando inicialmente localizado em Amsterdão. Em 2010 foi adquirida pela bolsa Londrina Intercontinental Exchange (ICE). Durante a Fase I e parte da Fase II foi o mercado com maior liquidez na europa (Mizrach, 2012). A European Energy Exchange (EEX) resultou da fusão entre a LPX Leipzig Power Exchange e a European Power Exchange, sendo atualmente participada pela Eurex um dos líderes mundiais no mercado de derivados. As transações de EUAs tiveram início em outubro de 2005, sendo aqui que funciona a plataforma comum europeia de leilões de EUAs. A bolsa francesa BlueNext em 2007 tomou o controlo da negociação de ativos de carbono da Powernext cujas operações se tinham iniciado em 2005. A bolsa nórdica NordPool foi a primeira a listar contratos estandardizados sobre EUAs e a primeira a transacionar CERs em junho de 2007. Em 2010 foi adquirida pela NASDAQ OMX Group. A bolsa espanhola SENDCO2 iniciou as operações em 2005, transacionando atualmente EUAs e CERs. A negociação de contratos de opção sobre EUAs teve início em outubro de 2006 na ECX. Além destes existem ainda outros mercados de menor dimensão como por exemplo, o mercado austríaco EXAA (Energy Exchange Austria), a bolsa alemã CLIMEX, a anglo-alemã APX Group ou a italiana IPEX (Italian Power Exchange). Além dos mercados organizados é possível efetuar transações sobre os títulos de carbono em mercados de balcão (OTC) espalhados por toda a europa.

### 2.2.6. Reforma Estrutural do Sistema

Embora os objetivos ambientais associados ao CELE tenham vindo a ser alcançados, com o nível de emissões dos setores envolvidos a não ultrapassar os limites máximos fixados, a verdade é que o sistema se encontra numa fase de alguma incerteza muito devido ao reduzido nível a que o preço do carbono estabilizou nos mercados. No momento de maior depressão dos mercados de carbono, em abril de 2013, o preço das EUAs chegou a atingir um valor de 2,81€. A dimensão do afastamento face ao que seria um nível mais expectável para o preço do carbono pode ser melhor compreendida se compararmos aquele valor com o preço que seria consistente com o objetivo de não ultrapassar o aquecimento da atmosfera em mais do que 2º centígrados e que a CE estima dever situar-se entre 32€ e 63€ até 2030 (European Commission, 2011). A queda

sustentada do preço do carbono reflete o excesso de licenças de emissão que se foi acumulando no sistema desde 2008 e que em 2012, segundo estimativas da CE, se situava em torno das 2,1Gt CO<sub>2</sub>, ou seja, aproximadamente o equivalente ao total anual de emissões cobertas pelo sistema (European Commission, 2012). As razões para este excesso de licenças de emissão disponíveis no mercado, e o consequente colapso do preço do CO<sub>2</sub>, radicam, pelo menos parcialmente, em fatores conjunturais, nomeadamente as crises económicas (primeiro a crise financeira internacional e posteriormente a crise das dívidas soberanas na europa), mas também na crescente penetração de energias renováveis no setor elétrico e no reforço dos investimentos em eficiência energética (Koch, et al., 2014) e (Perthuis & Trotignon, 2014). A par destas, outras razões têm sido avançadas para justificar o claro desequilíbrio entre oferta e procura nos mercados de carbono europeus nomeadamente, uma alocação demasiado generosa de EUAs na Fase II<sup>31</sup>, o influxo inesperado de créditos internacionais de carbono para cobrir as emissões relativas à Fase II, a injeção no mercado das licenças de reserva para novas entradas no sistema e a antecipação dos leilões das licenças da Fase III no caso do setor elétrico. Contudo, existem opiniões que consideram a crise do CELE mais estrutural atribuindo-a a fatores políticos e regulatórios responsáveis pela manutenção de muita incerteza quanto às regras de funcionamento do sistema, condicionando dessa forma as expectativas dos intervenientes no mercado (Knopf, et al., 2014).

O facto de o preço do carbono atingir um nível considerado demasiado reduzido face às expectativas não constitui um problema em si mesmo. Na realidade, o CELE foi desenhado para permitir aos EM atingirem os seus objetivos para a redução das emissões da forma economicamente mais eficiente, isto é, ao mais baixo custo possível. Contudo, um preço demasiado baixo do carbono pode comprometer os investimentos em inovação e novas tecnologias imprescindíveis para garantir a redução das emissões no longo prazo (Nordhaus, 2011). Neste sentido, poder-se-á afirmar que o nível atual do preço do CO<sub>2</sub> não compromete as metas de redução das emissões definidas para o fim da Fase III (2020), significando portanto que o desenho atual do CELE está alinhado com os objetivos de curto prazo mas não com uma visão de mais longo prazo. Na verdade, a manutenção de um preço demasiado baixo nos mercados de carbono poderá expor os países europeus a um

---

<sup>31</sup> Recorde-se que foi permitido o *carry-over* das licenças da Fase II para a Fase III.

risco de *carbon lock-in* na infraestrutura industrial decorrente do domínio das tecnologias intensivas em carbono (Clo, et al., 2013). Este risco resulta diretamente do facto do preço do CO<sub>2</sub> ser inferior ao exigido para rentabilizar o investimento em tecnologias menos poluentes, embora tecnicamente estejam já disponíveis. Olhando para as possíveis razões que estão na base do movimento descendente do preço do carbono, na opinião de vários intervenientes, o problema não será ultrapassado sem uma intervenção política.

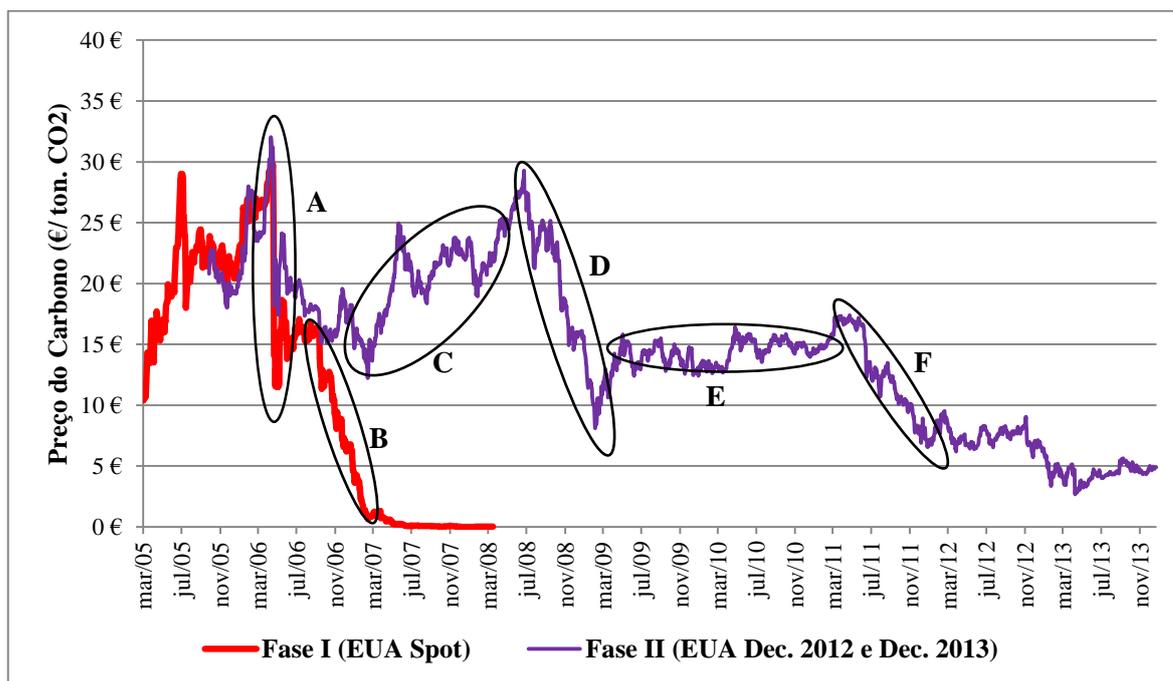
Como resposta aos desafios decorrentes do claro excesso de licenças de emissão, a CE apresentou durante o ano de 2013 e início de 2014 um conjunto de propostas destinadas a fazer uma reforma do CELE, nomeadamente:

- O *backloading* da alocação de licenças para o fim da Fase III que se traduz pelo adiamento do leilão de 900 milhões de EUAs em relação à dotação que estava prevista para cada um dos anos no período 2013-2020; note-se que a proposta não reduz ao número total de licenças a injetar no mercado durante a Fase III, alterando tão só a cadência temporal dos leilões; embora a proposta tenha sido inicialmente rejeitada pelo Parlamento Europeu, acabou por ser adotada com algumas alterações em dezembro de 2013.
- Seis opções destinadas a operar a reforma estrutural do CELE com vista a resolver no longo prazo o excesso de licenças emissão (European Commission, 2012): revisão do objetivo de redução das emissões para 30% em 2020, retirar do mercado uma determinada quantidade de licenças a título permanente, revisão antecipada do fator que determina a redução linear do limite máximo para as emissões ao longo do tempo, extensão do âmbito setorial do sistema, limitação na possibilidade de recurso a créditos internacionais de carbono e introdução de mecanismos de gestão discricionária do preço do carbono (introdução de *price floor*, nomeadamente)
- Pacote Europeu para a Energia-Clima 2030, apresentado pela CE em janeiro de 2014 e que define como metas ambientais centrais a redução em 40% da emissão de GEE e uma quota para as energias renováveis de 27% (Comissão Europeia, 2014). Seguindo a proposta da CE, o Parlamento produziu um relatório com o Quadro Energia-Clima 2030 que, embora não sendo vinculativo, tem como principais metas: redução dos GEE em pelo menos 40%, aumento da eficiência energética em 40% e aumento da quota das energias renováveis até 30%.

### 2.3. Preço do Carbono

Com o arranque do CELE em janeiro de 2005, o início das transações do carbono em mercados organizados foi-se alargando a vários mercados europeus. Em fevereiro de 2005 arrancaram as transações de contratos de futuros na bolsa escandinava NordPool, em março transacionaram-se os primeiros contratos *spot* sobre EUAs Fase I na bolsa alemã EEX e em abril na bolsa francesa. As EUAs Fase II começaram por ser transacionadas, em outubro de 2005, apenas no mercado de futuros uma vez que a sua transação no mercado à vista esteve vedada até momento em que as licenças foram alocadas às instalações (início de 2008). No Gráfico 2.3-1 mostramos a evolução do preço do carbono ao longo da Fase I, Fase II e primeiro ano da Fase III do CELE. Para a Fase I recorremos a cotações à vista e para a Fase II e III, para dispormos de uma série contínua, recorremos a cotações de futuros.

Gráfico 2.3-1 – Evolução do Preço do Carbono



Fonte: Datastream (Thomson Reuters), EEX - European Energy Exchange.

Como veremos em detalhe no capítulo seguinte, vários autores têm vindo a demonstrar que o comportamento do preço do CO<sub>2</sub> tem sido condicionado pela evolução

do preço de um conjunto ativos/mercadorias (*commodities*), também eles transacionados em mercados financeiros internacionais, nomeadamente as *commodities* energéticas, designados no contexto da análise fundamental de comportamento dos preços (*pricing theory*) de “fundamentais” (*price drivers*). Contudo, no Gráfico 2.3-1 é possível identificar momentos de disrupção do preço (quebras estruturais) cuja explicação tem sido associada a fatores económicos e fatores político-institucionais nomeadamente relacionados com a construção do sistema CELE que, embora condicionando severamente a evolução do preço do carbono, não estão diretamente relacionados com a influência dos seus *price drivers*. É na análise destes momentos que concentraremos por agora a nossa atenção.

Os primeiros anos de funcionamento do CELE, correspondentes à Fase I, são considerados por vários autores como um período atípico, com o preço do CO<sub>2</sub> a evidenciar um comportamento demasiado turbulento onde é possível observar reações intempestivas do preço a acontecimentos de natureza político-institucional. O facto de constituir um mercado ainda em fase de construção, cujas regras de funcionamento estavam inacabadas, levou a que durante a fase de funcionamento piloto fossem tomadas decisões políticas que condicionaram severamente a evolução do preço. Após uma fase inicial, em que o preço subiu sustentadamente do nível a que se iniciaram as transações, cerca de 16€, até atingir um máximo em torno do 30€, em abril de 2006, assistiu-se ao primeiro colapso do preço (zona identificada com a Letra “A” no Gráfico 2.3-1) como reação ao anúncio das emissões verificadas no primeiro ano de funcionamento do sistema (2005) e que mostraram ter havido uma clara sobre alocação face aos objetivos estabelecidos: (Ellerman & Buchner, 2007) estimam que o excesso de licenças de emissão distribuídas para o período 2005-06 corresponderia a cerca de 4% do total do limite máximo fixado. Nessa altura assistiu-se a um verdadeiro *sell off* com o preço do CO<sub>2</sub> a colapsar mais de 40%. Esta quebra estrutural do preço (Gráfico 2.3-1 - Zona “A”) foi claramente identificada em vários trabalhos empíricos sobre a evolução do preço do CO<sub>2</sub>, nomeadamente, (Alberola, et al., 2008), (Creti, et al., 2012) e (Chevallier, 2012). Como podemos observar (Gráfico 2.3-1 - Zona “B”), o preço continuou a cair sustentadamente ao longo do ano de 2006 como resultado quer do excesso de licenças de emissão quer do anúncio da proibição de transposição das licenças da Fase I para a Fase II (*banking*)(Rickels, et al., 2010). Em dezembro de 2006 o preço estava próximo dos 6€, praticamente 80% abaixo do pico atingido em abril. Em fevereiro de 2007 ficou claro para

todos os intervenientes no mercado que o montante de licenças de emissão disponíveis para a Fase I não representava qualquer restrição para os setores cobertos pelo CELE, tendo o preço das EUAs Fase I resvalado para um valor próximo de zero como seria expectável.

A expectativa de uma redução dos limites máximos para a Fase II, que chegou a ser antecipada pelo mercado em cerca de 6,5% face aos limites de 2005 (Reinaud & Philibert, 2007), a par do início das discussões para as metas ambientais da política climática europeia para 2020, permitiu manter a confiança sobre as EUAs Fase II durante o ano de 2007 apesar do descrédito revelado pelo mercado relativamente às licenças para a Fase I (Gráfico 2.3-1 - Zona “C”). O preço das EUAs Fase II continuou a subir durante a primeira metade de 2008 acompanhando de perto o movimento ascendente que vinha ocorrendo nos mercados energéticos, em especial o fortalecimento do preço do petróleo<sup>32</sup>, atingindo um máximo de quase 30€ em julho de 2008.

O rebentar da crise financeira internacional na fase final de 2008 teve uma influência notável sobre os preços do carbono, decorrente quer das expectativas de redução da atividade no curto prazo quer da degradação das perspetivas de longo prazo. Na realidade, entre 2008 e 2009, o nível de produção nos setores cobertos pelo CELE contraiu-se em média 10% com reduções ainda mais acentuadas em setores como a produção de cimento e a produção de aço (Perthuis & Trotignon, 2014). Nesta fase, o preço do carbono mergulhou até atingir um mínimo de pouco mais de 8€ em fevereiro de 2009 (Gráfico 2.3-1 - Zona “D”). Nesta fase (Chevallier, 2012) identifica duas quebras estruturais no preço do CO<sub>2</sub>, uma em dezembro de 2008 e outra em fevereiro de 2009.

Após iniciado o movimento de recuperação da crise financeira internacional, no primeiro trimestre de 2009, o preço do carbono estabilizou em torno dos 15€, tendo-se mantido neste patamar por um longo período de tempo (Gráfico 2.3-1 - Zona “E”), até cerca de meados de 2011, o que levou alguns autores a designarem este período por um “novo equilíbrio em contexto de recuperação lenta”(Perthuis & Trotignon, 2014).

---

<sup>32</sup> Como veremos no capítulo seguinte do nosso trabalho, o preço do petróleo é tido como um dos *price drivers* do preço do carbono.

O período de acalmia nos mercados de carbono que se assistiu até meados de 2011 foi interrompido por uma subida acentuada mas momentânea do preço que poderá estar associada ao acidente nuclear de Fukushima e ao sequente anúncio da moratória nuclear pelas autoridades alemãs que levou os mercados a antecipar a necessidade de reforço da capacidade térmica fóssil na produção elétrica da Alemanha. Contudo, após este evento extremo, o preço iniciou uma descida acentuada e contínua provavelmente relacionada com o agudizar das crises de dívida soberana na Europa. A crise das dívidas soberanas, a par com a crise financeira internacional em 2008, constitui precisamente uma das quebras estruturais identificadas no trabalho de (Zhu, et al., 2012). Finalmente, com o aproximar do fim da Fase II e o início da Fase III, a verificação do claro excesso de licenças de emissão a que já fizemos referência e a incapacidade das autoridades europeias para implementar reformas capazes de ultrapassar a crise que o CELE vinha atravessando condicionou a evolução do preço do carbono ao longo do ano de 2012 e 2013 com o preço a bater mínimos de 2,68€, permanecendo abaixo do 5€ durante uma boa parte de 2013 (Gráfico 2.3-1 - Zona “F”).

#### 2.4. Eficácia Ambiental do CELE no Setor Elétrico

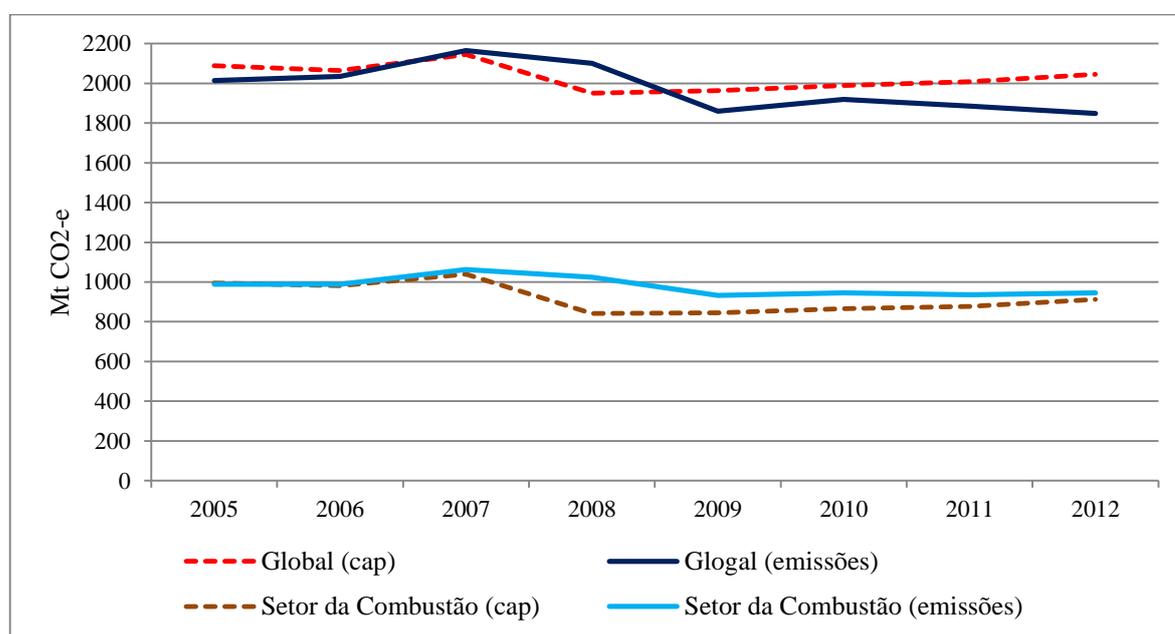
A avaliação dos resultados do CELE terá necessariamente de passar pela verificação do grau em que os objetivos ambientais estabelecidos foram alcançados. Contudo, numa análise mais profunda, a avaliação da eficácia ambiental não poderá restringir-se exclusivamente à medição do desvio entre os limites máximos fixados (*cap*) e o nível de emissões realmente ocorridas. Na verdade, uma análise mais profunda deverá permitir atribuir esses resultados ao CELE e não a outros fatores, nomeadamente, à recessão económica associada às crises ou a outras políticas ambientais como as que se destinaram a promover o incremento das energias renováveis e o aumento da eficiência energética. A imputação dos resultados ambientais aos diferentes fatores que estiveram na sua origem tem levado alguns autores a desenvolver uma abordagem que passa pela comparação não entre os objetivos e as emissões efetivamente ocorridas mas sim entre os objetivos e as emissões que teriam ocorrido na ausência da política sob avaliação (cenário *business-as-usual*). Procurando avaliar a eficácia ambiental do CELE através desta abordagem, (Martin, et al., 2013) estimaram uma redução das emissões durante a Fase I e os primeiros dois anos da Fase II face ao cenário *business-as-usual* de cerca de 3%. Repare-se que esta performance é substancialmente inferior à que resulta da simples comparação do nível de emissões ocorrido entre os anos 2005 e 2009 (cerca de 7,5%).

A atribuição dos resultados obtidos na redução das emissões ao papel desempenhado pelo CELE será sempre menos controverso no período em que a quantidade de licenças atribuídas aos operadores funcionou como uma verdadeira restrição porquanto o nível de emissões desejado pelos operadores ficou acima do limite máximo fixado para o sistema. Contudo, como podemos verificar no Gráfico 2.4-1, tomando o nível de emissões verificadas para o conjunto dos setores sujeitos ao CELE, a partir de 2009, o limite máximo fixado deixou de funcionar como uma restrição na medida em que se situou sempre acima do nível de emissões verificado. Na verdade, se o objetivo fixado para a política já tiver sido ultrapassado no momento em que ela é operacionalizada então será mais questionável atribuir o comportamento dos agentes económicos aos efeitos dessa política. Num estudo que se estende de 2005 até 2011, incluindo portanto aquele período em que o limite máximo imposto pelo CELE ficou acima das emissões verificadas, (Gloaguen & Alberola, 2013), partindo de um nível de emissões *business-as-usual*, concluem que as políticas ambientais, mesmo neste período, constituíram o principal fator

de redução das emissões (com os estímulos às energias renováveis à cabeça seguidos das medidas de aumento da eficiência energética e só por fim surge o papel desempenhado pelo preço do carbono), seguido pelo impacto da redução da atividade económica associado à crise e por fim pelo efeito da variação do preço dos combustíveis.

Observando a parte inferior do Gráfico 2.4-1 temos de concluir que, no caso particular do Setor da Combustão, onde se enquadram as empresas de produção de energia elétrica, ao contrário do que aconteceu para a totalidade dos setores sujeitos ao CELE, o limite máximo fixado pelo sistema funcionou sempre como uma restrição, especialmente no início da Fase II, coincidindo com o ajustamento em baixa daquele limite decidido pela CE no arranque da nova fase. Ainda no Gráfico 2.4-1 é bastante evidente a coincidência do movimento descendente do nível de emissões, seja na totalidade dos setores envolvidos no CELE seja no caso particular do Setor da Combustão, com o momento em que eclodiu a crise financeira internacional.

**Gráfico 2.4-1 – Nível de Emissões vs. Limite Máximo CELE: Europa**

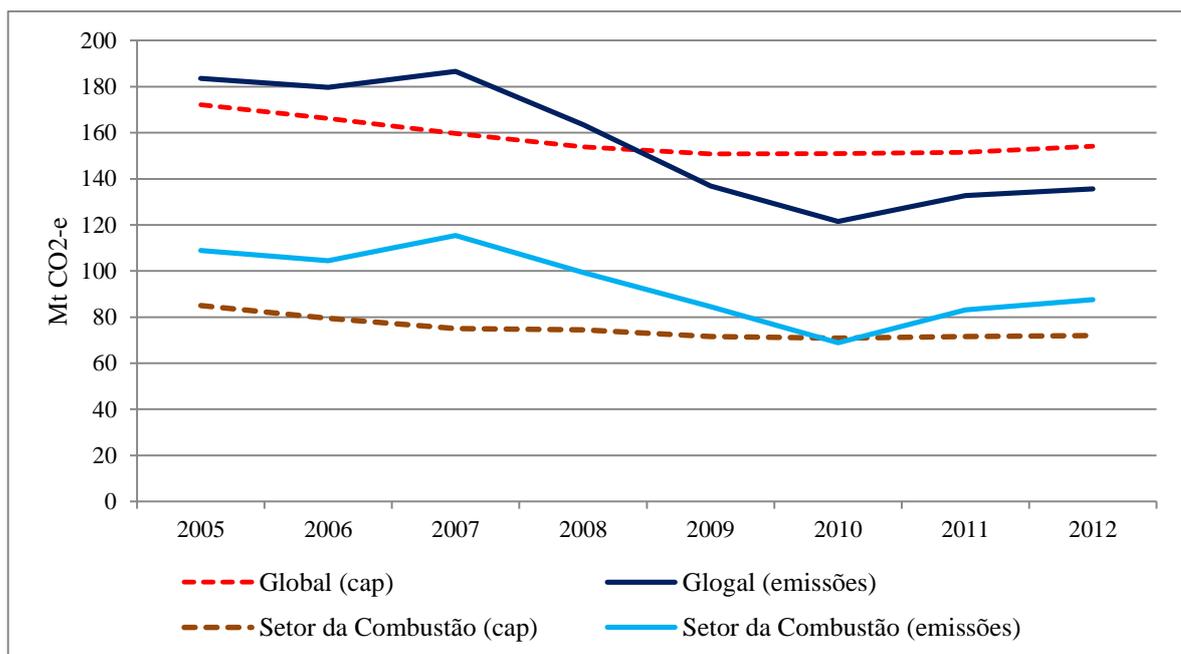


Fonte: Carbon Market Data (World Carbon Market Database).

Concentrando agora a nossa análise no caso particular dos países Ibéricos, o Gráfico 2.4-2 e o Gráfico 2.4-3 mostram-nos uma tendência comum aos dois países de

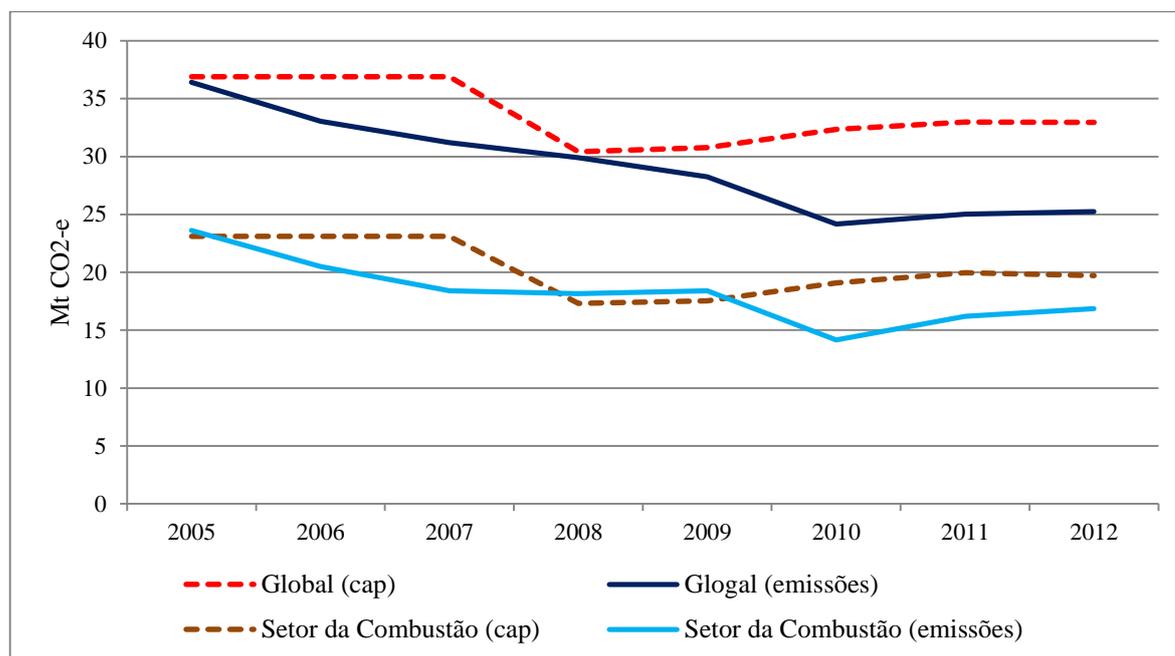
clara redução no nível das emissões no período correspondente às duas fases do CELE. No total dos setores cobertos pelo sistema, em Espanha essa redução foi de cerca de 26% e em Portugal cerca de 30%. Se olharmos apenas para o setor da Combustão, verificamos que em Espanha a capacidade das elétricas para abater carbono foi inferior à da restante economia, registando uma redução das emissões de cerca de 20%, o mesmo não acontecendo em Portugal onde o setor elétrico alinhou com a tendência ocorrida para os restantes setores com uma redução nas emissões de cerca de 29%. Saliente-se que em ambos os casos a redução no nível de emissões verificado foi superior à redução do limite máximo imposta no CELE: em Espanha essa redução foi de 11% para a totalidade dos setores e de 16% para o setor da Combustão e em Portugal de 11% para a totalidade dos setores e de 15% para o setor da Combustão.

**Gráfico 2.4-2 – Nível de Emissões vs. Limite Máximo CELE: Espanha**



Fonte: Carbon Market Data (World Carbon Market Database).

Gráfico 2.4-3 – Nível de Emissões vs. Limite Máximo CELE: Portugal



Fonte: Carbon Market Data (World Carbon Market Database).

Uma última nota digna de relevo prende-se com a posição de “objetivo ultrapassado” (*overachieved*) em que Portugal permaneceu ao longo das duas primeiras fases do CELE, tanto na economia em geral como no setor elétrico (neste caso com a exclusão de um ligeiro período no início da Fase II). O mesmo não se pode afirmar para o caso espanhol, onde o nível de emissões da totalidade dos setores só começou a ficar abaixo do *cap* estabelecido no CELE a partir do fim de 2008 início de 2009, coincidindo com a crise financeira. Repare-se que o setor da produção elétrica em Espanha esteve praticamente sempre em situação de excesso de emissões, contingência que obrigou as empresas a obter EUAs suplementares para compensar a posição curta em que se encontravam face ao total de licenças que lhe foram alocadas pelo sistema.

*Página intencionalmente deixada em branco.*

### 3. Repercussão do Custo do Carbono no Preço da Eletricidade

Neste capítulo iremos apresentar a sequência de análise e reflexão que estruturou a nossa investigação. Começamos com a apresentação das abordagens teóricas dominantes relativamente ao tema do impacto do CELE, e dos mercados de carbono em particular, nos mercados de eletricidade (secção 3.1 e secção 3.2). Aqui ficará estabelecido o nosso compromisso com os fundamentos económicos que constituem os alicerces da análise empírica que desenvolveremos para o caso particular do mercado elétrico Ibérico. Posteriormente apresentaremos uma revisão da literatura científica publicada até ao momento o que, constituindo um trabalho de síntese, necessariamente sofrerá de algum enviesamento a favor do quadro teórico que elegemos como suporte para a nossa análise (secção 3.3). Após rever e sistematizar o conhecimento científico publicado até à data, seja teórico seja empírico, ficamos em condições de poder definir o problema da investigação, assim como as questões de investigação às quais procuraremos responder, e enunciar as contribuições que se podem esperar do nosso trabalho (secção 3.4).

#### 3.1. Fundamentos Económicos da Repercussão do Custo do Carbono

Na perspetiva económica, admitindo que o preço da eletricidade é estabelecido de forma a refletir o custo marginal associado à produção, a utilização das licenças de emissão pelos produtores de eletricidade, mesmo que atribuídas gratuitamente, assumirá a forma de um custo de oportunidade. Na verdade, sendo o CELE um sistema *cap-and-trade*, os produtores de eletricidade têm a possibilidade de utilizar as licenças de emissão para cobrir as emissões resultantes da sua produção ou, em alternativa, vender esse ativo no mercado. Como tal, a utilização de licenças para cobrir as emissões associadas à produção de eletricidade representará sempre um custo de oportunidade (a perda de receita que poderia ser encaixada com a venda licenças no mercado), quer as licenças tenham sido atribuídas gratuitamente quer a empresa tenha tido de as adquirir em leilão, na medida em que a essa utilização estará sempre associado o consumo de uma ativo valioso (Reinaud, 2005). Sendo assim, se o comportamento da empresa for conforme o postulado pela teoria económica, será de esperar que os produtores de eletricidade, quando tomam as suas decisões de produção e transação, somem aos restantes custos marginais de produção os custos inerentes às licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, mesmo que as licenças tenham sido

atribuídas gratuitamente ((Burtraw, et al., 2002), (Reinaud, 2003), (Burtraw, et al., 2005) e (Neuhoff, et al., 2006)).

A adição do custo de oportunidade inerente à utilização das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> aos restantes custos variáveis associados à produção de eletricidade constitui um fator chave para o sucesso de um sistema de limitação das emissões do tipo *cap-and-trade*, no sentido de permitir alcançar os objetivos de redução das emissões (eficácia da solução) ao mais baixo custo (eficiência da solução). Uma vez que o mecanismo de transmissão do custo do carbono ao preço da eletricidade funcionará estará garantido: i) o incentivo para que os produtores de eletricidade reduzam as suas emissões, trocando para tecnologias de produção menos intensivas na emissão de carbono (renováveis, nuclear, CCGT) e/ou investindo em projetos de captura e retenção de carbono e em outras opções de abate de CO<sub>2</sub>; ii) o incentivo para que os consumidores de eletricidade, sejam consumidores domésticos sejam produtores industriais, reduzam no médio e longo prazo o seu consumo, incrementando a eficiência energética (redução da intensidade energética por unidade de *output*), e/ou troquem para fornecedores de eletricidade com preços mais competitivos (menos intensivos em carbono). Se aquele mecanismo de transmissão funcionar corretamente, a solução fornecida pelo mercado de transação de licenças de emissão – o preço do CO<sub>2</sub> - será a que permite igualar o custo marginal de abate de carbono ao preço de mercado do CO<sub>2</sub>, possibilitando que o sistema alcance a solução ambientalmente desejada (objetivo estabelecido para a redução das emissões) ao mais baixo custo (as emissões serão reduzidas nas fontes onde custo marginal de abate seja inferior) (Sijm, et al., 2008). Contudo, se os produtores não internalizarem o custo adicional associado ao carbono, os incentivos para a adoção de soluções de abate das emissões na produção serão menores assim como serão também inferiores os estímulos para a adoção de práticas mais eficientes ao nível do consumo. Nesse caso, o objetivo de redução das emissões será alcançado através de soluções mais onerosas o que terá como efeito o aumento do preço do CO<sub>2</sub> no mercado e por essa via um incremento de todos os custos associados ao sistema (Radov & Klevnas, 2007). Na realidade, a subida do preço da eletricidade é um resultado desejado tanto na perspetiva económica como na perspetiva ambiental pois, como demonstram (Burtraw, et al., 2002) e (Reinaud, 2003), será esse aumento de preço que persuadirá os consumidores finais a adotar comportamentos mais eficientes do ponto de vista do consumo de energia.

Neste contexto compreende-se a relevância da investigação empírica que procura aferir a eficácia com que o mecanismo de sinalização do custo do *input* (consumo de licenças de emissão de carbono) ao preço do *output* (eletricidade) tem funcionado em cada um dos mercados elétricos europeus, tema onde o nosso trabalho se insere.

As bases teóricas que fundamentam a taxa de repercussão (*PTR - pass-through rate*)<sup>33</sup> do custo no CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade estão amplamente estabelecidas na literatura, em particular em (Sijm, et al., 2005), (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2006), para estruturas de mercado competitivas, e em (Bonacina & Gulli, 2007), (Gulli, 2008), (Chernyavs'ka & Gulli, 2008) e (Chernyavs'ka & Gulli, 2008) para mercados cujo funcionamento se afaste da concorrência perfeita. Teoricamente, em mercados elétricos competitivos, seria de esperar que a PTR fosse de 100% uma vez que, em princípio, todos os custos marginais, incluindo os custos de oportunidade, devem estar refletidos no preço de venda. Contudo, na prática, a extensão em que o custo do CO<sub>2</sub> é refletido no preço da eletricidade aparenta ser distinta de país para país e variável ao longo do tempo.

O impacto da introdução de um sistema de limitação e transação de emissões de carbono nos preços da eletricidade dependerá essencialmente dos seguintes fatores:

- i) dos custos na produção elétrica associados às emissões de carbono;
- ii) da capacidade dos produtores elétricos para fazer refletir esse acréscimo de custo no preço de venda.

### **Custos na Produção Elétrica Associados às Emissões de Carbono**

Os custos na produção de eletricidade associados às emissões de carbono dependem, além do próprio preço do CO<sub>2</sub>, da **intensidade de carbono**<sup>34</sup> inerente a cada tecnologia de produção. Como podemos verificar na Tabela 3.1-1, diferentes tecnologias têm diferentes níveis de emissão de CO<sub>2</sub>, tendo como tal diferentes custos de oportunidade

---

<sup>33</sup> O termo “taxa de repercussão” (*pass-through rate*) refere-se à percentagem do custo/preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> que é repercutido ou passado para o preço da eletricidade.

<sup>34</sup> Quantidade (toneladas) de CO<sub>2</sub> emitidas na produção de uma unidade de energia elétrica (ton. CO<sub>2</sub>/MWh).

associados<sup>35</sup>. Considerando por exemplo um preço para as licenças de emissão de 10,00€/ton.CO<sub>2</sub>, a produção de eletricidade com base na tecnologia térmica a carvão tem um custo de oportunidade associado ao carbono de 9,73€/MWh enquanto para a produção com base na tecnologia térmica a gás natural de ciclo combinado (CCGT - *Combined Cycle Gas Turbine*) esse custo é de apenas 3,67€/MWh.

Tabela 3.1-1 – Fatores de Eficiência Térmica e de Emissão de Carbono

Tecnologia de Produção	Eficiência Térmica %	Fator de Emissão (IPCC) kg CO <sub>2</sub> /GJ	Fator de Emissão ton. CO <sub>2</sub> /MWh
Térmica a Carvão	35%	94,6	0,973
Térmica a Fuelóleo	35%	73,3	0,754
Térmica a Gás Natural em Ciclo Aberto (OCGT)	40%	56,1	0,505
Térmica a Gás Natural de Ciclo Combinado (CCGT)	55%	56,1	0,367

Notas:

- Fonte: (Sijm, et al., 2008), página 72.
- IPCC: *Intergovernmental Panel on Climate Change*.
- GJ: Gigajoule (unidade de energia térmica).
- ton.: toneladas (unidade de emissões de CO<sub>2</sub>)
- MWh - Megawatt hora (unidade de energia elétrica).
- OCGT: *Open Cycle Gas Turbine*.
- CCGT: *Combined Cycle Gas Turbine*.

Como é sabido, num mercado de eletricidade a funcionar de forma competitiva, o preço a que a energia é transacionada reflete o custo marginal da última unidade de produção a ver a sua oferta “casada” ou transacionada (unidade de produção marginal)<sup>36</sup>. Como tal, para um determinado período de carga (tipicamente uma hora), é o custo marginal associado à tecnologia de produção utilizada pela última unidade a entrar na

35 Como se compreende, os fatores de emissão associados a cada tecnologia apresentam alguma variabilidade ao nível da instalação de produção de eletricidade, dependendo nomeadamente do grau de obsolescência da instalação. Para calcular os fatores de emissão apresentados na Tabela 3.1-1, os autores consideraram eficiências térmicas *standard* e os rácios de emissão (Kg CO<sub>2</sub>/GJ) tidos como referencial pelo Painel Intergovernamental para as Alterações Climáticas (*IPCC – Intergovernmental Panel on Climate Change*). Optamos por seguir os fatores de emissão sugeridos por (Sijm, et al., 2008) por serem provavelmente os mais referidos na literatura e porque na sua construção foram tidas em consideração, entre outras, instalações de produção elétrica situadas na Península Ibérica.

36 Oferta transacionada cuja ordem de venda lançada para o mercado tem o preço superior.

ordem de mérito<sup>37</sup> (tecnologia marginal) que dita o preço de mercado. Assim, são as tecnologias de produção que se apresentam habitualmente como as tecnologias marginais as que determinam o nível a que os custos do CO<sub>2</sub> são incorporados nos custos de produção da eletricidade e que, eventualmente, poderão ser repercutidos no preço de venda. Note-se contudo que, sendo toda a quantidade de eletricidade para um determinado período de carga transacionada (despachada) ao mesmo preço (o da última oferta a ser “casada”), independentemente do preço a que cada oferta foi lançada para o mercado, todas as unidades de produção com custo inferior ao da tecnologia marginal irão beneficiar do prémio associado ao carbono caso o seu custo seja incorporado no preço de venda (mesmo tratando-se de tecnologias não poluentes, como são os casos da hídrica, eólica, solar ou nuclear). Este efeito, que decorre exclusivamente da forma como o preço é estabelecido no mercado de eletricidade, é habitualmente designado por rendas de carbono inframarginais (*infra-marginal rents*). Voltando ao exemplo anterior, se para uma determinada hora do dia a última oferta a ser casada no sistema for proveniente de uma unidade de produção (unidade marginal) que opera com base em tecnologia térmica a carvão (tecnologia marginal), o acréscimo de custo marginal na produção de eletricidade para esse período de carga devido ao carbono será de 9,73€/MWh enquanto se a tecnologia marginal for a CCGT esse acréscimo será apenas de 3,67€/MWh. Como tal, embora o preço do CO<sub>2</sub> possa ser único no sistema CELE (admitindo que os mercados de licenças de CO<sub>2</sub> funcionam de forma eficiente), o custo do carbono associado à produção de eletricidade, ao depender da tecnologia marginal, pode variar não só de país para país mas também, dentro de um mesmo sistema elétrico, ao longo do tempo. Assim, de acordo com (Sijm, et al., 2008), este custo dependerá: i) no curto prazo (mesmo em períodos infra diários), do nível da procura de eletricidade, habitualmente segmentado em período/regime de elevado consumo (horas de ponta - *peak hours*) e período/regime de baixo consumo (horas fora de ponta - *off-peak hours*)<sup>38</sup>, e do preço relativo dos combustíveis (fuelóleo,

---

37 A “ordem de mérito” consiste no estabelecimento de uma hierarquia (*ranking*) entre um conjunto de unidades de produção elétrica construído em função dos custos variáveis de cada unidade. De acordo com este critério, as ordens de venda (ofertas) são alinhadas no mercado por ordem crescente de preço.

38 Quando são consideradas as 24 horas do dia, o período é designado por “horas base” (*base hours*). A definição do período do dia correspondente a cada um dos regimes de consumo varia de país para país. No caso de Portugal e Espanha, o regime de consumo em horas de ponta (*peak hours*) compreende o período do dia entre as 8:00h e as 20:00h, correspondendo a restante parte do dia ao período fora de ponta (*off-peak hours*).

carvão e gás natural) que, em conjunto, condicionam o alinhamento das diferentes tecnologias na ordem de mérito; ii) no longo prazo, de novos investimentos que influenciem a intensidade de carbono associada a cada tecnologia (investimento em tecnologias menos poluentes e/ou projetos de abate/resgate de CO<sub>2</sub>) e à produção elétrica em geral (investimentos que possam resultar em alterações estruturais na ordem de mérito, por exemplo troca de combustíveis - *fuel switching*).

Uma vez que diferentes tecnologias de produção têm diferentes taxas de emissão de CO<sub>2</sub>, como vimos até aqui, a variação nos custos de produção decorrentes de variações no preço do carbono serão naturalmente diferentes de tecnologia para tecnologia. Por esta razão alguns autores definem duas medidas distintas de repercussão do mercado do carbono no mercado de eletricidade, em função de se condicionar a análise à taxa de emissão de carbono da unidade marginal de produção. Assim temos: i) a taxa de repercussão do custo do carbono (*CPTR - Cost Pass-Through Rate*) que mede o efeito no preço da eletricidade do incremento de uma unidade monetária no custo marginal da unidade de produção que estabelece o preço (unidade marginal de produção); ii) a taxa de repercussão do preço do carbono (*PPTR - Price Pass-Through Rate*) que mede o efeito no preço da eletricidade do incremento de uma unidade monetária no preço do carbono<sup>39</sup>. Estas duas medidas, embora diretamente relacionadas, enfatizam aspetos diferentes. A taxa de repercussão do custo reflete sobretudo aspetos relacionados com o papel da procura e oferta no mercado de eletricidade, onde são relevantes temas como a elasticidade da procura ou o exercício de poder de mercado do lado da oferta. Por seu lado, a taxa de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> revela-se como mais adequada para aferir os impactos sobre consumidores finais da política ambiental adotada pela UE para o combate às alterações climáticas pela via do efeito sobre o preço da eletricidade. No estudo empírico que conduziremos durante a nossa investigação o que estará em causa é precisamente a estimação da taxa de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade (PPTR).

Como referimos antes, o custo total associado às emissões depende da intensidade de carbono inerente a cada tecnologia e do **preço unitário do CO<sub>2</sub>**. A análise da evolução

---

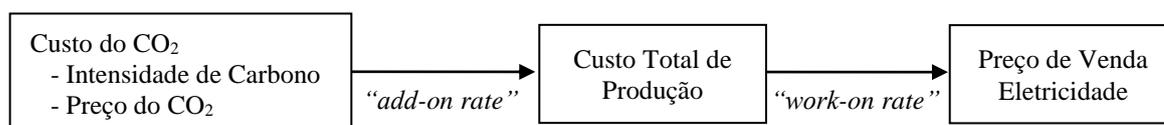
<sup>39</sup> No restante texto, sempre que surgir a expressão isolada “taxa de repercussão”, ou a sigla PTR (*Pass-Through Rate*), sem referência explícita a “repercussão do custo” ou “repercussão do preço”, tratar-se-á de situações em que essa distinção não é relevante ou, no caso de o ser, deve ler-se como se tratando da “taxa de repercussão do preço”.

e dos fatores determinantes do preço do CO<sub>2</sub> tem sido amplamente tratada na literatura quer antes quer após a introdução do CELE. Embora este tema não seja o objeto da nossa investigação, as interdependências entre os mercados do carbono e os mercados de energia, que levam mesmo alguns autores e profissionais a tratar as licenças de emissão de CO<sub>2</sub> como uma nova *commodity* dos mercados energéticos, levar-nos-á mais adiante, na secção dedicada à revisão da literatura, a dispensar uma atenção especial ao tema.

### Capacidade para Refletir o Custo do CO<sub>2</sub> no Preço de Venda da Eletricidade

Como vimos até aqui, o impacto do CELE no preço da eletricidade depende de dois fatores: i) do custo da utilização das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, que por sua vez é condicionado quer pela intensidade de carbono associada a cada tecnologia de produção quer pelo preço das licenças de emissão no mercado; ii) da **taxa ou grau com que este custo adicional é repassado** para o preço final. A avaliação deste segundo fator obriga à distinção entre o resultado do comportamento individual dos produtores, nas suas decisões de produção e de transação, medido pelo grau ou taxa a que os custos de produção da eletricidade são incrementados face à presença do custo do CO<sub>2</sub>, taxa que (Sijm, et al., 2006) designam por “*add-on rate*”, e o impacto no sistema de preços de mercado, medido pela extensão em que o acréscimo de custo da produção de eletricidade é repercutido no preço de venda, taxa que aqueles autores designam por “*work-on rate*”.

Ilustração 3.1-1 – Impacto do Custo do CO<sub>2</sub> no Preço da Eletricidade



Embora seja de esperar que num ambiente competitivo os produtores acresçam aos custos variáveis o custo do CO<sub>2</sub>, mesmo tratando-se apenas de um custo de oportunidade, o grau ou taxa a que o fazem (*add-on rate*) pode ser inferior a 100%<sup>40</sup>. Contudo, com o aumento de maturidade no funcionamento dos mercados de carbono, tendencialmente a *add-on rate*

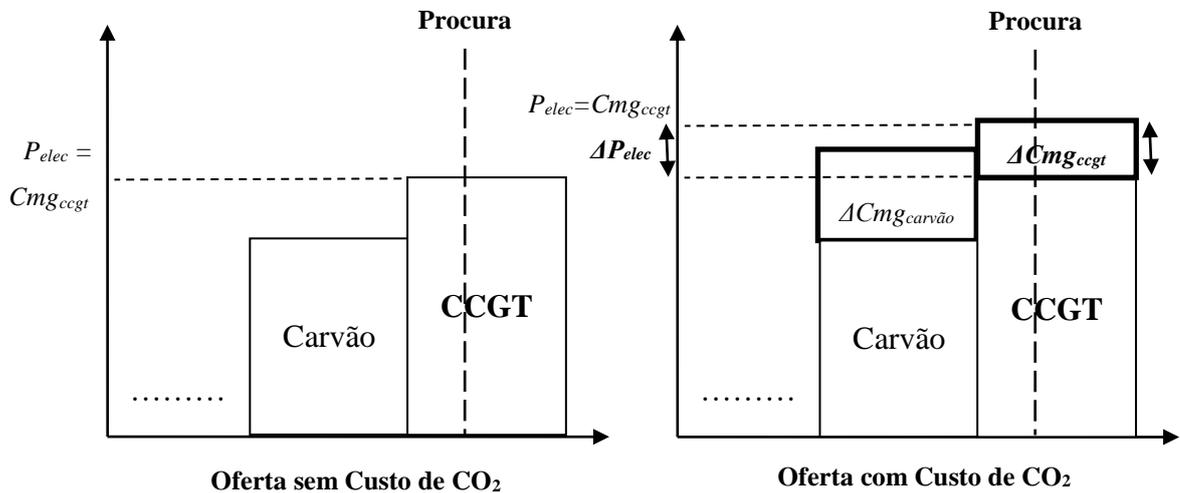
<sup>40</sup> (Sijm, et al., 2005) enumeram um conjunto de razões que podem levar os produtores de eletricidade a não refletirem nas suas ofertas a totalidade do acréscimo de custos associados às emissões de CO<sub>2</sub>.

tenderá a aproximar-se dos 100%, independentemente da estrutura de mercado (Reinaud, 2007).

Num mercado de eletricidade a funcionar de forma competitiva, mesmo que os produtores de eletricidade internalizem a totalidade dos custos associados às emissões de CO<sub>2</sub> (*add-on rate* = 100%), a determinação do preço final, resultando de um conjunto complexo de forças de mercado, pode levar a que a taxa a que efetivamente esses custos são repercutidos no preço da eletricidade seja diferente de 100%. (Sijm, et al., 2006) identificam duas razões essenciais que, num mercado competitivo, podem justificar o facto da variação do preço da eletricidade poder ser diferente do acréscimo de custo de produção associado às emissões CO<sub>2</sub> (*work-on rate* < *add-on rate*): i) a elasticidade preço da procura de eletricidade<sup>41</sup> e ii) as alterações na ordem de mérito implícita na curva da oferta de eletricidade induzidas pela introdução da restrição nas emissões de CO<sub>2</sub>. No caso de o produtor enfrentar uma curva da procura elástica, o aumento dos preços motivado pelo acréscimo do custo marginal associado ao CO<sub>2</sub> irá induzir uma redução da quantidade procurada. Contudo, esta redução na quantidade de eletricidade transacionada poderá ter como efeito a saída do mercado do operador com custo marginal mais elevado na medida em que será um operador de custo marginal mais baixo a fixar o preço de venda. Nesse caso, a variação no preço final será inferior ao incremento do custo marginal, decorrendo daqui uma *work-on rate* inferior a 100% mesmo sendo a *add-on rate* igual a 100%. Mesmo num contexto de procura fixa (inelástica), o grau com que o produtor é capaz de repercutir no preço de venda o acréscimo de custo pode ser diferente de 100%, pois está dependente das eventuais alterações que a introdução desse custo adicional possa produzir na **ordem de mérito** correspondente à curva da oferta. No cenário de ausência de efeito sobre a ordem de mérito, correspondente à Ilustração 3.1-2, a variação no preço de mercado da eletricidade ( $\Delta P_{elec}$ ) iguala o incremento de custo marginal ( $\Delta Cmg_{ccgt}$ ) na tecnologia de produção marginal (CCGT) devido à introdução das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>. Neste caso, a taxa a que o produtor repercute no preço final o acréscimo de custo é de 100% ( $PTR = \Delta P_{elec} / \Delta Cmg_{ccgt} = 100\%$ ).

---

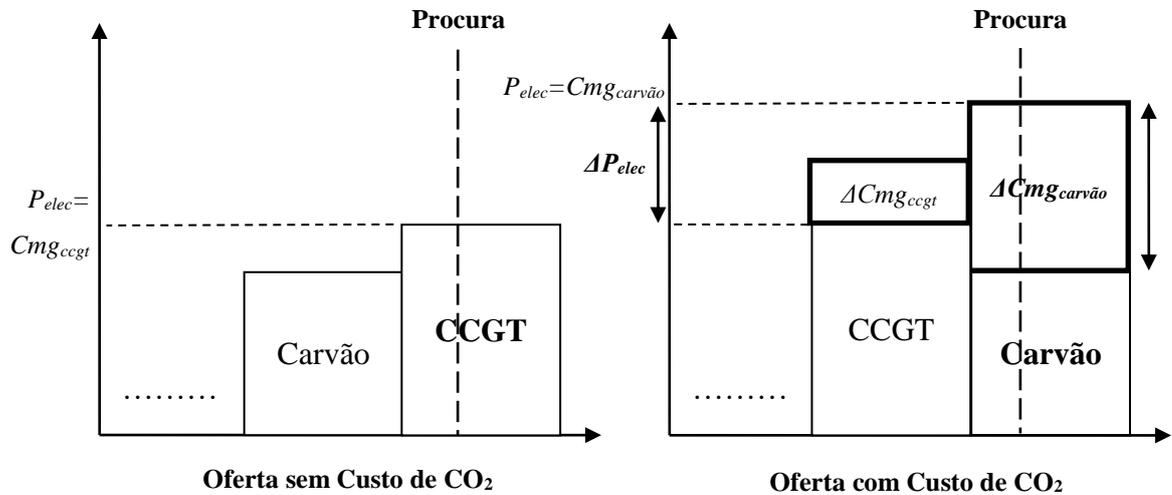
<sup>41</sup> Em (Sijm, et al., 2008) pode ser encontrada uma análise detalhada dos efeitos do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade para diferentes estruturas de mercado (quer quanto ao grau de competitividade entre produtores quer quanto à reação da procura a alterações de preço), nomeadamente: i) custo marginal constante e procura linear; ii) custo marginal constante e procura iso-elástica; iii) custo marginal variável e procura linear; iv) custo marginal variável e procura iso-elástica; v) dois casos limite para procura linear e oferta competitiva.

Ilustração 3.1-2 – Impacto do Custo do CO<sub>2</sub> Sem Alterações na Ordem de Mérito

Notas: impacto do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade num cenário de procura inelástica; eixo das abcissas – quantidade de eletricidade; eixo das ordenadas – preço da eletricidade.

Contudo, se a introdução da restrição nas emissões de CO<sub>2</sub> tiver como resultado a troca de tecnologias na ordem de mérito, a situação pode ser diferente. Como podemos verificar na Ilustração 3.1-3, após a introdução do custo do CO<sub>2</sub>, a tecnologia marginal, responsável pela determinação do preço final, que antes era a CCGT, passa a ser a Térmica a Carvão. Neste caso, a variação do preço da eletricidade é inferior ao incremento de custo marginal na tecnologia marginal ( $\Delta P_{elec} < \Delta Cmg_{carvão}$ ), resultando portanto uma PTR inferior à unidade ( $PTR = \Delta P_{elec} / \Delta Cmg_{carvão} < 100\%$ ). Repare-se que neste caso, embora a *add-on rate* para a tecnologia marginal possa ser de 100%, correspondendo à internalização na estrutura de custos pelo produtor com tecnologia Térmica a Carvão da totalidade do custo associado ao CO<sub>2</sub>, a *work-on rate* é inferior a 100%<sup>42</sup>.

<sup>42</sup> Refira-se que qualquer outro fator que possa induzir alterações na ordem de mérito pode ser igualmente responsável por alterações na PTR. Tal é o caso da pressão competitiva associada à ocorrência de excessos de capacidade de geração elétrica, apontado por (Reinaud, 2003).

Ilustração 3.1-3 – Impacto do Custo do CO<sub>2</sub> Com Alterações na Ordem de Mérito

Notas: impacto do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade num cenário de procura inelástica; eixo das abcissas – quantidade de eletricidade; eixo das ordenadas – preço da eletricidade.

Além da elasticidade preço da procura de eletricidade e das alterações induzidas na ordem de mérito, outras razões têm sido avançadas como estando na origem de taxas de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade diferentes de 100%. Do lado do mercado de carbono têm sido apontadas como possível causa desse desvio as regras de alocação das licenças de emissão. Em (Sijm, et al., 2008) os autores concluem que os efeitos de um sistema de transação de emissões sobre o preço da eletricidade seriam idênticos quer a regra de alocação das licenças de emissão fosse a aquisição (em leilão ou em mercado) quer fosse a distribuição gratuita, no caso desta última ser implementada na sua configuração teórica perfeita (*perfect free allocation*)<sup>43</sup>. Contudo, na prática, o funcionamento do sistema pode revelar algumas distorções suscetíveis de mitigar o acréscimo de preços induzido pela transação de emissões, especialmente em setores protegidos da concorrência como é o caso do setor elétrico, contribuindo para uma redução

<sup>43</sup> Em (Neuhoff, et al., 2005) pode ser encontrada uma definição detalhada do conceito de “*perfect free allocation*”. Por sua vez, (Harrison, et al., 2007) demonstram que as condições de eficiência no abate de CO<sub>2</sub> seriam idênticas quer o sistema de alocação das licenças de emissão fosse a distribuição gratuita quer fosse a aquisição. Assim, única diferença entre alocação por leilão (*auctioning*) ou alocação gratuita perfeita (*perfect free allocation*) residiria apenas na redistribuição das rendas económicas que resultam da distribuição inicial gratuita das licenças: estas rendas serão apropriadas pelo Estado ou Setor Público no caso da alocação por leilão e transferidas para os agentes que recebem as licenças no caso da alocação por distribuição gratuita perfeita (Neuhoff, et al., 2005) e (Neuhoff, et al., 2006)).

da eficácia do sistema e/ou custos de abate mais elevados. Do lado do setor elétrico é o grau de competitividade do mercado (estrutura de mercado) que surge frequentemente apontado como fator que poderá estar na origem de taxas de repercussão do custo do carbono no preço da eletricidade diferentes de 100%.

### **Papel das Estruturas do Mercado Elétrico na Repercussão do Custo do CO<sub>2</sub>**

No caso de os mercados funcionarem de forma menos eficiente, revelando a presença de condições para o exercício de poder de mercado por parte de alguns agentes, a teoria económica sustenta um comportamento individual dos produtores que pode afastar-se da repercussão integral do acréscimo de custo marginal associado ao CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade. Vários autores têm vindo a tentar compreender o papel das estruturas de mercado no impacto que o CELE pode ter sobre os preços da eletricidade, procurando nomeadamente concluir sobre se esse impacto é maior ou menor em estruturas com condições para exercício de poder de mercado. De entre esses trabalhos destacam-se os estudos publicados por (Bonacina & Gullì, 2007), (Gullì, 2008), (Chernyavs'ka & Gullì, 2008) e (Chernyavs'ka & Gullì, 2008). Mas já antes as situações de concorrência imperfeita, nomeadamente estruturas de mercado de oligopólio, tinham sido estudadas por (Wals & Rijkers, 2003) e (Sijm, et al., 2005). Estes últimos autores concluem que o incremento do preço da eletricidade será maior em mercados competitivos do que em cenários onde ocorram condições para exercício de poder de mercado uma vez que neste caso parte do incremento do custo com o CO<sub>2</sub> tenderá a ser acomodado pela redução das margens de lucro dos produtores. Pelo contrário, (Lise, 2005), conclui no sentido inverso, isto é, que o incremento de preço na eletricidade provocado pelo acréscimo de custo do CO<sub>2</sub> será superior em cenários de elevada concentração de mercado. Conclusão idêntica é apontada por (Reinaud, 2003) e (Newbery, 2005). Aparentemente esta contradição de resultados poder-se-á atribuir às diferentes assunções implícitas nos vários estudos relativamente à elasticidade da procura no mercado elétrico. No estudo conduzido por (Gullì, 2008) o autor simula o impacto do CELE no setor elétrico em cenário de concorrência imperfeita, com condições para o exercício de poder de mercado, recorrendo ao modelo de empresa dominante com franja competitiva. Afirma o autor que, ao contrário da estrutura de mercado de concorrência perfeita, onde é expectável que os produtores de

eletricidade internalizem a totalidade dos custos de oportunidade do carbono, em cenários com condições para o exercício de poder de mercado, a extensão com que estes repercutem no preço da eletricidade o acréscimo de custo depende de vários fatores. As conclusões do estudo assentam nos resultados da simulação quantitativa de vários cenários para esses fatores, nomeadamente: i) o grau de concentração do mercado (quota de mercado da empresa dominante); ii) o *mix* tecnológico operado quer pela empresa dominante quer pelas empresas situadas na franja competitiva; iii) o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub><sup>44</sup>; iv) e a capacidade de geração elétrica disponível no mercado<sup>45</sup>. O estudo conclui que a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade em estruturas de mercado de concorrência imperfeita será sempre inferior à observada em mercados competitivos desde de que exista alguma escassez de capacidade de geração<sup>46</sup>. Será portanto de esperar que em mercados com algum grau de concentração a PTR seja normalmente inferior à unidade. Argumentado que o CELE pode produzir efeitos no grau de concentração do mercado elétrico<sup>47</sup>, podendo contribuir para a redução do poder de mercado, o autor conclui que nesse caso a PTR pode mesmo ser negativa, num cenário elevada concentração de mercado e escassez de capacidade instalada. Assim, pelo menos no plano teórico, será possível admitir que a introdução da restrição do CO<sub>2</sub> poderá ter como efeito não o aumento mas a redução do preço da eletricidade. Numa abordagem em tudo semelhante a esta, (Bonacina & Gullì, 2007) concluem que em estruturas de mercado com empresa dominante o impacto do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade iguala ou excede o esperado para mercados competitivos apenas quando existe excesso de capacidade instalada e a quota de mercado da empresa mais poluidora não é suficientemente grande. De outra forma, o impacto em estruturas de mercado pouco

---

<sup>44</sup> Nomeadamente se o preço se situa acima ou abaixo do designado “preço de comutação” ou “preço de substituição” de combustível (*fuel switching price*).

<sup>45</sup> Nomeadamente se existe ou não capacidade instalada excedentária.

<sup>46</sup> Note-se que, mesmo em mercados elétricos competitivos, a ocorrência de períodos de escassez de capacidade de geração (tipicamente, nos períodos de ponta) pode refletir a existência de alguma forma de exercício de poder de mercado. Neste caso, estando as empresas a atuar em condições de mercado oligopolístico, o objetivo de maximização do lucro pode levar a empresa a não refletir o acréscimo de custo marginal associado ao carbono no preço de venda uma vez que este já está acima dos restantes custos marginais. Na realidade, neste caso, a empresa estará a arbitrar entre receita marginal e quota de mercado e, como tal, a extensão do acréscimo de custo passado para o preço final dependerá da elasticidade da procura (Kepler, 2010).

<sup>47</sup> No sentido de que o tempo (número de horas no ano) durante o qual as empresas optam por licitar ao máximo preço aumenta ou diminui em resultado da introdução do CELE.

competitivas é menor que o esperado para mercados de concorrência perfeita, sendo claramente decrescente com o grau de concentração de mercado. Neste cenário, a PTR poderá ser menor nos períodos de elevado consumo do que nos de baixo consumo, podendo mesmo ser nula caso o grau de concentração seja suficientemente elevado. Também (Chernyavs'ka & Gullì, 2008) estimam que o aumento do preço da eletricidade pode ser inferior ou superior ao custo marginal do CO<sub>2</sub>, dependendo de um conjunto variado de fatores: o grau de concentração do mercado, a capacidade de geração elétrica disponível, o *mix* tecnológico presente na oferta e o nível da procura (horas de ponta *vs.* horas fora de ponta). Todos estes estudos indicam que a concentração de mercado pode ser responsável por desvios significativos face à regra de repercussão integral do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade postulada para mercados competitivos. Contudo, também concluem que não é possível a priori afirmar qual o sentido e magnitude desses desvios sem que antes tenham de se tomar em consideração vários fatores relacionados quer com as condições da oferta e procura no mercado elétrico quer com o mercado de CO<sub>2</sub>. Também (Zachmann & von Hirschhausen, 2008), num estudo de estimação econométrica, atribuem o resultado a que chegam, repercussão assimétrica do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade conforme se trate de impactos positivos ou negativos, ao provável exercício de poder de mercado.

Em síntese, a extensão com que os produtores elétricos fazem refletir o acréscimo de custo associado ao carbono no preço da eletricidade dependerá, tal como em qualquer outro setor, do nível competitivo do mercado e da elasticidade da procura, mas também das alterações produzidas na ordem de mérito implícita na curva da oferta do setor, da forma de alocação das licenças de emissão e do próprio preço do carbono.

### 3.2. Estimação Empírica da Repercussão do Custo do Carbono

Uma grande parte dos estudos que procuram estimar a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade, além do preço destes dois ativos, consideram o papel associado ao preço dos combustíveis utilizados na produção elétrica. Um dos critérios que poderá ser usado para agrupar esses vários estudos consiste precisamente no tratamento que é dado à relação entre aqueles vários mercados. Numa das linhas de investigação admite-se a independência do funcionamento dos mercados (Modelos de Análise Univariada) e num outro grupo de estudos é admitida a possibilidade de interação entre os vários mercados em consideração (Modelos de Análise Multivariada).

#### 3.2.1. Modelos de Análise Univariada: exogeneidade dos mercados

O quadro teórico proposto por (Sijm, et al., 2006), com desenvolvimentos em (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2008), tem como ponto de partida mercados a funcionar de forma competitiva onde o preço de venda iguala o custo marginal de produção. O modelo proposto pelos autores assenta no pressuposto base de que a dinâmica dos preços da eletricidade é integralmente explicada pela evolução dos preços dos combustíveis e das licenças de emissão de carbono, ou seja, as alterações nos preços da eletricidade não podem ser atribuídas a mudanças na tecnologia, capacidade instalada, riscos, posição competitiva das empresas ou outros fatores. Como tal, assumindo que todos os custos além dos combustíveis e das licenças de emissão de carbono (custos operacionais, custos de manutenção e custos de capital) são fixos par o período de análise, e que a estrutura de mercado também se mantém constante durante o período, a relação entre o preço da eletricidade e o preço dos combustíveis e das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> (custos variáveis de produção) pode ser representada pela seguinte equação:

$$P_t^{elec} = \alpha + \beta_{carb} P_t^{carb} + \beta_{fuel} P_t^{fuel} \quad (3.2-1)$$

Onde  $P_t^{elec}$  representa o preço da eletricidade,  $\alpha$  representa alguns custos fixos relacionados com os combustíveis,  $P_t^{fuel}$  representa o preço dos combustíveis (podendo corresponder a  $P_t^{ngas}$ , preço do gás natural, ou a  $P_t^{coal}$ , preço do carvão, dependendo da tecnologia marginal de produção). Os coeficientes associados aos preços dos *inputs* correspondem às taxas de repercussão do preço respetivo no preço da eletricidade (*PPTR – Price Pass-Through Rate*). Assim,  $\beta_{carb}$  representa a taxa de repercussão do preço do carbono no preço

da eletricidade ( $PPTR_{carb}$ ) e  $\beta_{fuel}$  representa a taxa de repercussão do preço do combustível no preço da eletricidade ( $PPTR_{fuel}$ ). Condicionando o modelo a uma tecnologia marginal de produção, a taxa de repercussão do custo dos *inputs* no preço da eletricidade ( $CPTR$  – *Cost Pass-Through Rate*) pode ser aferida a partir das seguintes expressões:

$$\beta_{carb} = CPTR_{carb} \times FE^{ngas,coal} \quad (3.2-2)$$

$$\beta_{fuel} = CPTR_{fuel} \times ET^{ngas,coal} \quad (3.2-3)$$

Onde  $CPTR_{carb}$  representa a taxa de repercussão do custo do carbono no preço da eletricidade,  $FE^{ngas,coal}$  representa o Fator de Emissão de Carbono da tecnologia de produção marginal (*ton. CO<sub>2</sub>/MWh*),  $CPTR_{fuel}$  representa a taxa de repercussão do custo do combustível no preço da eletricidade e  $ET^{ngas,coal}$  representa a Eficiência Térmica da tecnologia de produção marginal (*MWh de Eletricidade/ MWh de Combustível*). Aparentemente a via mais direta para a estimação da taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade seria proceder à regressão da Eq. (3.2-1). Contudo, a possibilidade do preço do CO<sub>2</sub> poder estar correlacionado com o preço dos combustíveis, o que tornaria os resultados da estimação pouco fiáveis, levou os autores a assumir uma premissa adicional: o custo associado aos combustíveis é integralmente refletido no preço da eletricidade. Assim, fazendo:

$$\text{- Custo associado ao carbono: } C_t^{carb} = (FE^{ngas,coal} \times P_t^{carb})$$

$$\text{- Custo associado aos combustíveis: } C_t^{fuel} = (ET^{ngas,coal} \times P_t^{fuel})$$

$$P_t^{elec} = \alpha + \delta_{carb} C_t^{carb} + \delta_{fuel} C_t^{fuel} \quad (3.2-4)$$

Onde os coeficientes  $\delta_{carb}$  e  $\delta_{fuel}$  correspondem às taxas de repercussão dos custos dos *inputs* no preço da eletricidade ( $\delta_{carb}$  corresponde a  $CPTR_{carb}$  e  $\delta_{fuel}$  corresponde a  $CPTR_{fuel}$ ). Assumindo  $\delta_{fuel} = 1$ , a regressão que permite estimar a taxa de repercussão do custo do carbono no preço da eletricidade a partir da diferença de preços (*spread*) entre a eletricidade e o custo dos combustíveis tem a seguinte forma<sup>48</sup>:

$$Spread_t = (P_t^{elec} - C_t^{fuel}) = \alpha + \delta_{carb} C_t^{carb} + \varepsilon_t \quad (3.2-5)$$

---

<sup>48</sup> Onde  $\varepsilon_t$ , o termo de erro, representa todas as outras componentes da variação do *spread* não explicadas pela regressão.

Partindo de uma determinada tecnologia de produção marginal, com os correspondentes fator de emissão de carbono e eficiência térmica, os autores estimam os coeficientes da regressão da Eq. (3.2-5) por Mínimos Quadrados Ordinários (*OLS – Ordinary Least Squares*), correspondendo o  $Spread_t$  à margem de lucro bruta do preço da eletricidade sobre o custo do combustível: *dark spread* para o caso do carvão e *spark spread* para o caso do gás<sup>49</sup>. Concretamente, a estimação é desenvolvida assumindo para cada país considerado no estudo determinada tecnologia marginal de referência para os períodos de baixo consumo (*off-peak load*) e para os períodos de consumo levado (*peak load*).

Em desenvolvimentos posteriores,(Sijm, et al., 2006), os autores relaxam a premissa relativa à repercussão integral do custo dos combustíveis no preço da eletricidade ( $\delta_{fuel} = 1$ ), regredindo ambos os custos (carbono e combustíveis), ou seja, estimado não regressão simples correspondente à Eq. (3.2-5) mas sim a regressão múltipla expressa pela Eq. (3.2-4). Contudo, como os autores reconhecem, e como exploraremos em profundidade no capítulo dedicado aos modelos econométricos, neste caso, a passagem de regressão simples a regressão múltipla coloca desafios adicionais à estimação decorrentes do facto de as variáveis explicativas custo do carbono e custo dos combustíveis (gás ou carvão) poderem estar correlacionadas. Este risco traduz-se na possibilidade de a estimação simultânea das duas PTR ( $\delta_{carb}$ ,  $\delta_{fuel}$ ) através de uma única equação poder conduzir a resultados espúrios. Na realidade, como veremos também mais tarde, tanto desenvolvimentos teóricos como estudos empíricos têm demonstrado a forte correlação entre o preço do carbono e o preço dos combustíveis em especial o do gás natural<sup>50</sup>. Como tal, na opinião dos autores, os resultados devolvidos pela regressão dos *spreads* (*dark spread/ spark spread*), embora assentes numa premissa forte que pode não corresponder à

---

<sup>49</sup> Os valores destes *spreads* são habitualmente expressos em €/MWh e calculados da seguinte forma (CDC Climat Research, 2007):

- *dark spread* = preço da eletricidade (€/MWh) – (Preço do Carvão em €/MWh / Fator de Eficiência Térmica da Central a Carvão)

- *spark spread* = preço da eletricidade (€/MWh) – (Preço do Gás em €/MWh / Fator de Eficiência Térmica da Central a Gás)

<sup>50</sup> Seguindo uma a regra aproximada que permite concluir pela forte possibilidade do modelo sofrer de multicolinearidade no caso de a correlação entre as (duas) variáveis explicativas (custo do carbono e custo do combustível) ser superior à correlação entre cada uma delas e a variável explicada (preço da eletricidade), os autores concluem que, em especial quando o gás é o combustível indicado, os resultados do modelo de regressão múltipla não são fiáveis. Neste caso, a correlação entre o preço do gás e o preço do carbono é superior à correlação entre cada um daqueles preços e o preço da eletricidade.

realidade, são mais fiáveis do que os obtidos com a regressão entre os custos do CO<sub>2</sub> e dos combustíveis e o preço da eletricidade<sup>51</sup>.

Num trabalho mais recente, (Jouvet & Solier, 2013) desenvolvem um quadro teórico com um ponto de partida diferente da análise de (Sijm, et al., 2006) e incorporando na análise a interação entre o mercado de eletricidade e o mercado de carbono. O quadro teórico proposto por aqueles autores parte da definição da função “custo marginal de abate” (*MAC - Marginal Abatement Cost*). Assumindo concorrência perfeita em todos os mercados, significando que a função objetivo das empresas consiste na maximização do lucro, seguindo (Bréchet & Jouvet, 2008) e (Bréchet & Jouvet, 2009), os autores definem a função *MAC* como a variação nos lucros ( $\pi$ ) resultado da redução de uma unidade de poluição<sup>52</sup>. Definindo a função lucro para um produtor de eletricidade, “*i*”, que opera num dado país com determinada tecnologia e sem restrições à quantidade de emissões, como:

$$\pi_i [Y_i(E_i)] = P^{elec} Y_i(E_i) - C[Y_i(E_i)] \quad (3.2-6)$$

Sendo  $Y_i(E_i)$  a quantidade de energia produzida pelo produtor *i*, que tem associada uma quantidade de emissões de carbono no montante de  $E_i$ ,  $P^{elec}$  o preço a que a eletricidade é vendida no mercado e  $C[Y_i(E_i)]$  o custo de produção da eletricidade. Assim, a função *MAC* pode ser representada pela seguinte expressão:

$$MAC(E_i) \equiv \frac{d\pi_i}{dE_i} = P^{elec} \frac{dY_i}{dE_i} - C_{mg}[Y_i(E_i)] \frac{dY_i}{dE_i} \quad (3.2-7)$$

Introduzindo agora a restrição às emissões de carbono, representando o preço do CO<sub>2</sub> por  $P^{carb}$  e o montante de licenças de emissão alocadas gratuitamente ao produtor *i* por  $E_i^{Allo}$ , a função lucro da empresa virá:

$$\pi [Y_i(E_i)] = P^{elec} Y_i(E_i) - C[Y_i(E_i)] - P^{carb} (E_i - E_i^{Allo}) \quad (3.2-8)$$

No mercado de licenças de emissão as empresas têm de comprar um número de licenças correspondente ao excesso de emissões face à alocação inicial ( $E_i > E_i^{Allo}$ ) ou vender caso emitam uma quantidade inferior à que lhes foi alocada ( $E_i < E_i^{Allo}$ ). Dessa interação entre

<sup>51</sup> Partindo naturalmente do princípio que a estimação OLS é efetuada com base em análise de equação única. Veremos mais tarde que a escolha da metodologia de estimação que adotaremos na análise empírica foi em parte condicionada precisamente pela tentativa de ultrapassar esta limitação da estimação OLS.

<sup>52</sup> No nosso caso, redução de uma unidade (ton.) de emissão equivalente de CO<sub>2</sub>.

empresas com posição curta/longa em licenças de emissão, que é função da quantidade de eletricidade produzida, resultará o preço do CO<sub>2</sub>. A função MAC na Eq. (3.2-7) terá agora de ser escrita da seguinte forma:

$$\frac{d\pi_i}{dE_i} = P^{elec} \frac{dY_i}{dE_i} - C_{mg}[Y_i(E_i)] \frac{dY_i}{dE_i} - \left[ P^{carb} \frac{d(E_i - E_i^{Allo})}{dE_i} + (E_i - E_i^{Allo}) \frac{dP^{carb}}{dE_i} \right]$$

$$\frac{d\pi_i}{dE_i} = P^{elec} \frac{dY_i}{dE_i} - C_{mg}[Y_i(E_i)] \frac{dY_i}{dE_i} - P^{carb} - (E_i - E_i^{Allo}) \frac{dP^{carb}}{dE_i} \quad (3.2-9)$$

Onde  $dP^{carb}/dE_i$  representa o efeito marginal do número de licenças utilizadas no preço do CO<sub>2</sub>. Maximizando agora a função lucro, isto é, igualando a zero a Eq. (3.2-9) vem:

$$P^{elec} \frac{dY_i}{dE_i} - C_{mg}[Y_i(E_i)] \frac{dY_i}{dE_i} = P^{carb} + (E_i - E_i^{Allo}) \frac{dP^{carb}}{dE_i} \quad (3.2-10)$$

Adotando a premissa de (Sijm, et al., 2006) no que respeita à repercussão integral dos custos dos combustíveis no preço da eletricidade ( $CPTR_{fuel} = 1$ ), a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade virá igual ao *spread* dado pela diferença entre o preço da eletricidade e o custo marginal associado à variação da produção.

$$Spread_i = (P^{elec} - C_{mg}[Y_i(E_i)]) \frac{dY_i}{dE_i} \quad (3.2-11)$$

Substituindo na Eq. (3.2-10) vem:

$$Spread_i = P^{carb} + (E_i - E_i^{Allo}) \frac{dP^{carb}}{dE_i}$$

Fazendo algumas transformações algébricas, teremos:

$$Spread_i = P^{carb} + \frac{(E_i - E_i^{Allo})}{E_i} \times \frac{dP^{carb}}{dE_i} \times P^{carb} \quad (3.2-12)$$

$$Spread_i = \left( 1 + \frac{(E_i - E_i^{Allo})}{E_i} \times \eta \right) \times P^{carb} = \beta_{carb} \times P^{carb} \quad (3.2-13)$$

Onde  $\eta = (dP^{carb} / P^{carb}) / (dE_i / E_i)$  representa elasticidade do preço do carbono em relação à quantidade de emissões do produtor *i*. A expressão da Eq. (3.2-13), acomodando as interações entre a quantidade de emissões, dependente do nível de consumo de eletricidade, e o preço de mercado do CO<sub>2</sub>, permite mostrar que a taxa de repercussão do custo do carbono no preço da eletricidade, estimada a partir do *spread* entre o preço da eletricidade e o custo do combustível, pode assumir qualquer valor dependendo da

elasticidade preço do carbono ( $\eta$ ) e do *gap* entre a alocação inicial e o nível efetivamente utilizado de licenças de emissão ( $E_i - E_i^{Allo}$ ). Assim, com uma elasticidade preço do carbono positiva ( $\eta > 0$ ), se a quantidade de emissões no setor elétrico for superior ao montante total de licenças inicialmente alocado ( $E_i > E_i^{Allo}$ ), a PTR será superior à unidade ( $\beta > 1$ ). Pelo contrário, se a alocação inicial de licenças for superior às necessidades do setor elétrico ( $E_i < E_i^{Allo}$ ), a PTR tenderá a ser inferior à unidade ( $\beta < 1$ ). O modelo de (Jouvet & Solier, 2013) mostra inclusivamente que, pelo menos no plano teórico, tal como (Gullì, 2008) já tinha avançado, é possível observar PTR negativas, nomeadamente no caso da elasticidade preço do carbono ser elevada e do *gap* entre a alocação inicial e consumo de licenças ser bastante elevado.

### 3.2.2. Modelos de Análise Multivariada: interação entre mercados

Quer o quadro teórico proposto por (Sijm, et al., 2006) quer em parte o desenvolvido por (Jouvet & Solier, 2013) assentam na premissa de independência do funcionamento dos mercados (eletricidade, licenças de emissão de CO<sub>2</sub> e combustíveis)<sup>53</sup>. Contudo, vários estudos têm vindo a demonstrar a presença de variadíssimas interações entre aqueles mercados, isto é, as variações no preço em um dos mercados podem impactar diretamente em vários dos outros mercados, e não apenas em um isoladamente, e estes impactos podem produzir posteriormente efeitos de *feedback* sobre todo o sistema de preços. Por exemplo: um aumento do preço das licenças de emissão CO<sub>2</sub>, admitindo que o custo é internalizado pelos produtores, conduzirá a um aumento do preço da eletricidade e, simultaneamente, a um aumento do preço do gás natural pois, admitindo que o objetivo subjacente à implementação do CELE se concretiza, os produtores tenderão a trocar as fontes de produção sobre as quais passa a recair um custo económico superior (carvão ou fuelóleo) pelas fontes menos onerosas (gás natural), impulsionando a procura de gás natural e consequentemente pressionando o preço deste no sentido da subida. Por sua vez, este aumento do preço do gás natural pode ampliar o aumento do preço da eletricidade (efeito de *feedback* do preço dos combustíveis), admitindo que em algum momento o gás natural funciona como tecnologia marginal do sistema elétrico. Acresce que, em certos

---

<sup>53</sup> Como veremos mais adiante, em termos estatísticos, estas abordagens assumem a exogeneidade dos vários mercados.

casos, a alteração nos custos relativos de produção associados às diferentes tecnologias pode levar a variações no valor da opção associada à utilização do *stock* de energia elétrica não poluente<sup>54</sup> (Fell, 2010). Mas também a própria relação entre o preço dos combustíveis e o preço da eletricidade pode envolver mútuas interações. Por exemplo, o preço do gás natural, enquanto *input* de produção, determina o preço da eletricidade mas, se a procura de gás natural para a geração de eletricidade representar uma parte significativa da procura global, um choque no preço da eletricidade pode transmitir-se ao preço do gás natural (Fezzi & Bunn, 2009). Ao mesmo tempo, um aumento do preço da eletricidade pode levar a uma redução de consumo no longo prazo o que, por sua vez, poderá produzir efeitos sobre a procura por licenças de emissão e por combustíveis. Acresce ainda que, como veremos mais tarde, vários estudos têm demonstrado a influência do preço dos combustíveis no estabelecimento do preço das licenças de emissão de carbono.

O desenvolvimento de um quadro teórico onde as interações entre os vários mercados são acomodadas pode ser encontrado em (Fell, et al., 2013). Tendo como ponto de partida um mercado a funcionar em ambiente competitivo, onde o preço da eletricidade no mercado grossista iguala o custo marginal de produção da unidade marginal, os autores fazem depender o custo marginal do preço dos vários *inputs* de produção, nomeadamente dos custos não relacionados com combustíveis, dos custos com os combustíveis e dos custos associados às licenças de emissão de carbono<sup>55</sup>. Assim, a expressão para o preço da eletricidade com o mercado a funcionar adequadamente será:

$$P^{elec} = K(Qr) + ET \times P^{fuel}(Qr) + FE \times P^{carb}(Qr) \quad (3.2-14)$$

Onde  $Qr$  corresponde à procura residual de eletricidade definida como o consumo total deduzido da produção elétrica fornecida pelas tecnologias nuclear e renováveis e da importação líquida de eletricidade<sup>56</sup>. Em condições normais de funcionamento do mercado é a procura residual que determina a unidade marginal de produção. O custo unitário dos fatores não relacionados com combustíveis (trabalho, capital e outros custos) é

<sup>54</sup> Armazenado sob a forma de energia hidroelétrica.

<sup>55</sup> Repare-se que o ponto de partida para a análise (Preço da Eletricidade = Custo Marginal de Produção) é o mesmo que em (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2008). A diferença nas abordagens estará no relaxamento de várias das premissas assumidas por estes autores.

<sup>56</sup>  $Qr = \text{Consumo} - (\text{Produção Nuclear} + \text{Produção Renováveis} + \text{Importação Líquida})$ .

representado por  $K$ <sup>57</sup>, o custo unitário do combustível resulta da multiplicação do fator de eficiência térmica ( $ET$ ) pelo preço do combustível em causa e o custo unitário das emissões resulta do produto entre o fator de emissão ( $FE$ ) associado ao combustível/tecnologia em causa e o preço do carbono. Seguindo a definição de (Fell, et al., 2013), que identificam como taxa de repercussão do custo do carbono o efeito total de um choque do preço das licenças de emissão no preço da eletricidade, então a expressão da Eq. (3.2-14) deve ser diferenciada na totalidade<sup>58</sup>. Diferenciando e rearranjando os termos de forma análoga à apresentada por (Fell, et al., 2013) teremos:

$$\frac{dP^{elec}}{dP^{carb}} = \frac{\left( FE + ET \frac{dP^{fuel}}{dP^{carb}} + \Gamma \frac{dQr}{dP^{carb}} \right) + \left( FE \frac{dP^{carb}}{dP^{fuel}} + ET + \Gamma \frac{dQr}{dP^{fuel}} \right) \frac{dP^{fuel}}{dP^{carb}}}{1 - ET \frac{dP^{fuel}}{dP^{elec}} - FE \frac{dP^{carb}}{dP^{elec}} - \Gamma \frac{dQr}{dP^{elec}}} \quad (3.2-15)$$

$$\text{sendo } \Gamma \equiv \frac{dK}{dQr} + \frac{dET}{dQr} P^{fuel} + \frac{dFE}{dQr} P^{carb}$$

Como é possível verificar pela Eq. (3.2-15), uma variação no preço do carbono pode impactar no preço da eletricidade através de vários canais. Começando pelos termos incluídos no primeiro parêntesis do numerador da expressão, concluímos que o impacto direto pode ser aferido exclusivamente através do fator de intensidade de carbono ( $FE$ ) apenas quando assumimos que a variação do preço do carbono não produz qualquer efeito direto sobre o preço dos combustíveis ( $dP^{fuel}/dP^{carb} = 0$ ) e sobre a procura residual de eletricidade ( $dQr/dP^{carb} = 0$ ). Se, pelo contrário, admitirmos que os preços do carbono e dos combustíveis são determinados conjuntamente, então teremos de entrar em linha de conta com os efeitos de *feedback* que o impacto produzido sobre o preço dos combustíveis ( $dP^{fuel}/dP^{carb}$ ) possam produzir sobre a procura residual de eletricidade ( $dQr/dP^{fuel}$ ) e sobre o próprio preço do CO<sub>2</sub> ( $dP^{carb}/dP^{fuel}$ ) - termos incluídos no segundo parêntesis do numerador da expressão. Adicionando as possíveis interações entre o preço da eletricidade, o preço dos combustíveis e o preço do carbono, então devemos incluir na análise os efeitos de *feedback* das variações do preço da eletricidade, resultantes do choque no preço do carbono, na procura residual ( $dQr/dP^{elec}$ ), no preço dos combustíveis ( $dP^{fuel}/dP^{elec}$ ) e no próprio preço do carbono ( $dP^{carb}/dP^{elec}$ ) - termos incluídos no denominador da expressão.

<sup>57</sup> Recorde-se que na abordagem de (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2008) este fator estava fixo, correspondendo à ordenada na origem da equação do preço ( $\alpha$ ).

<sup>58</sup> Repare-se que a definição aqui adotada de “taxa de repercussão” corresponde ao que antes definimos como PPRT (*price pass-through rate*).

Além destes desafios colocados pelas possíveis interações entre os vários mercados (eletricidade, combustíveis e CO<sub>2</sub>), a aferição do efeito individual de uma variação do preço do carbono no preço da eletricidade está ainda condicionada pela dependência dos restantes elementos presentes na Eq. (3.2-15) (custos não relacionados com os combustíveis, eficiência térmica e fator de emissão) face à quantidade procurada de eletricidade – efeito que está sintetizado no coeficiente  $\Gamma$ . Acresce ainda que as relações entre os vários preços podem não ser constantes ao longo tempo, podem depender do próprio nível a que se encontram esses preços e de outros fatores não considerados no modelo como é o caso da procura global dos combustíveis. Uma das formas de lidar com esta complexidade passa pela assunção de premissas mais ou menos restritivas relativamente ao funcionamento dos mercados. Por exemplo, na abordagem desenvolvida por (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2008) implicitamente é assumida exogeneidade entre os vários mercados, isto é, os autores assumem que não há qualquer interação entre o preço do carbono e o preço dos combustíveis ( $dP^{fuel}/dP^{carb} = 0$ ), entre o preço da eletricidade e o preço dos combustíveis ( $dP^{fuel}/dP^{elec} = 0$ ) e que não existem efeitos de *feedback* entre o preço do carbono e o preço da eletricidade ( $dP^{carb}/dP^{elec} = 0$ ). Além disto é ainda assumida a constância de todos os outros custos de produção além dos combustíveis e dos fatores eficiência térmica e emissão de CO<sub>2</sub>, ou seja,  $\Gamma = 0$ .

Veremos mais tarde que o processo de seleção da técnica de estimação econométrica que adotaremos será em grande medida condicionado pela tentativa de acomodar na análise empírica estas interações entre os vários mercados.

Como conclusão podemos afirmar que o quadro teórico relativo à repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade aponta indubitavelmente para o facto de a taxa a que essa repercussão é feita ser condicionada por uma multiplicidade de fatores o que muito provavelmente determina a ocorrência de diferentes taxas para diferentes sistemas elétricos e para diferentes momentos no tempo. De entre esses fatores, (Sijm, et al., 2006) aponta a estrutura de mercado, a elasticidade preço da procura de eletricidade, a tecnologia marginal, responsável pelo estabelecimento do preço da eletricidade quando este é determinado pelo princípio da ordem de mérito, e o preço do CO<sub>2</sub>. Os autores concluem que mesmo num cenário em que os mercados funcionem de forma razoavelmente competitiva, onde os produtores internalizem integralmente todos os custos incluindo o do carbono (*add-on rate = 100%*), a taxa a que o custo do carbono é repercutida no preço da

eletricidade pode ser diferente de 100%. Acomodando no modelo a possibilidade de interação entre o mercado de eletricidade e o mercado do carbono, pela via da procura de licenças de emissão motivada pela produção elétrica, (Jouvet & Solier, 2013) acrescentam àquelas condicionantes a elasticidade preço do carbono e o *gap* entre o montante de licenças alocadas e quantidade de licenças utilizadas pelos produtores elétricos, alargando o espectro de PTR possíveis, incluindo a possibilidade desta taxa assumir valores negativos. A abordagem de (Fell, et al., 2013) permite-nos concluir que a taxa a que os produtores possam fazer refletir o custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade está condicionada por um intrincado sistema de interdependências entre os mercados de eletricidade, combustíveis e carbono. Como tal, a avaliação dessa taxa de repercussão terá necessariamente de ter em conta as especificidades de cada sistema elétrico em particular. Neste sentido, a estimação empírica, pela flexibilidade que oferece, indispensável para acomodar a grande complexidade de fatores que como vimos podem condicionar o nível da taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub>, pode encerrar vantagens face à abordagem com base em modelos de equilíbrio. Como veremos, os próprios estudos de simulação que antecederam as abordagens empíricas apontavam já para realidades bastante distintas em função das condições específicas de funcionamento, quer técnicas quer de mercado, de cada um dos sistemas elétricos europeus sujeitos às restrições impostas pelo CELE.

### 3.3. Revisão da Literatura

O estudo das interações entre o preço da eletricidade, o preço dos combustíveis e o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> tem dado lugar a uma vasta produção de estudos. Seguindo a sugestão de (Bertrand, 2012), estes estudos podem ser agregados em três abordagens: i) estudo da teoria da taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade (*pass-through rate theory*); ii) estudo da teoria da captura de rendas extraordinárias de curto prazo (*short-run rent capture theory*); iii) estudo da teoria de substituição do combustível (*fuel-switching theory*). As duas primeiras abordagens tratam essencialmente a relação entre o preço da eletricidade e o preço do CO<sub>2</sub> enquanto a última assenta no estudo da relação entre o preço dos combustíveis e o preço do CO<sub>2</sub>. Tanto a primeira como a segunda abordagem têm sustentação na teoria económica, sendo que a primeira está associada à teoria dos custos de abate (*abatement cost theory*), que postula uma relação causal no sentido do preço do carbono para o preço da eletricidade, e a segunda à teoria da captura de rendas de curto prazo, que aponta para uma relação causal no sentido inverso, isto é, do preço da eletricidade para o preço do carbono. Note-se contudo, como reforçaremos mais adiante, que o recurso a técnicas estatísticas adequadas pode dispensar a assunção apriorística relativamente ao sentido da causalidade entre estes dois preços o que desde logo relativiza a relevância da dicotomia entre as duas abordagens.

Sendo o nosso objetivo principal o estudo dos efeitos da introdução do CELE no mercado elétrico, pela via da avaliação do impacto do preço das licenças de emissão de carbono no preço da eletricidade, naturalmente que a nossa análise deve ser enquadrada no essencial na primeira daquelas abordagens. Por isso, na revisão da literatura que apresentaremos de seguida iremos sistematizar de forma mais detalhada os resultados publicados no âmbito daquela abordagem. Mas não exclusivamente, pois, atendendo às interações entre os diversos mercados energéticos, sejam energias primárias seja a eletricidade, reportadas em vários estudos científicos, os resultados dos estudos conduzidos no âmbito da teoria de substituição do combustível, que na prática se enquadram no estudo dos principais determinantes do preço do carbono (*carbon price drivers*), merecerão também uma atenção especial da nossa parte.

A Revisão da Literatura está organizada da seguinte forma: uma secção mais detalhada dedicada à apresentação dos trabalhos que se debruçam sobre o tema da

repercussão do mercado do carbono no preço da eletricidade (Secção 3.3.1.) e uma outra, complementar ao objetivo central da nossa investigação, onde sistematizamos os resultados de um conjunto de estudos que se debruçam sobre os principais *drivers* do preço do carbono (Secção 3.3.2.). Por sua vez, a primeira destas secções está subsegmentada em três outras secções: uma primeira (Secção 3.3.1.1.) destinada à apresentação dos primeiros resultados da investigação empírica sobre o tema do impacto do mercado carbono no preço da eletricidade, obtidos com base em modelos analíticos e de simulação; uma segunda (Secção 3.3.1.2.) onde são tratados os estudos que procuram estimar a taxa de repercussão do custo/preço do carbono no preço da eletricidade através de modelos econométricos supondo exogeneidade dos mercados envolvidos, seguindo a abordagem de análise univariada de (Sijm, et al., 2006) e (Jouvet & Solier, 2013) exposta na Secção 3.2.1.; por fim, uma terceira (Secção 3.3.1.3.) onde apresentaremos os estudos que estimam econometricamente aquela taxa mas admitindo interação entre os vários mercados energéticos, seguindo a abordagem de análise multivariada de (Fezzi & Bunn, 2009) e (Fell, et al., 2013) exposta na Secção 3.2.2..

### 3.3.1. Repercussão do Mercado de Carbono no Preço da Eletricidade

A influência do preço do carbono nos mercados de eletricidade é um tema que vem sendo investigado extensivamente quer com recurso a modelos de equilíbrio e modelos de simulação (abordagem *bottom-up*<sup>59</sup>) quer, mais recentemente, através de análise empírica com recurso a estudos econométricos. Nos estudos incluídos na primeira categoria, também designados por estudos de modelização (*modelling studies*), normalmente a metodologia passa pelo recurso a modelos de funcionamento do mercado de energia elétrica de forma a simular e avaliar o impacto do CELE no setor elétrico. Na segunda categoria incluem-se os estudos que recorrem a dados empíricos observados para os mercados de energia e para os mercados de licenças de emissão. Naturalmente que a primeira abordagem foi a mais comum no período que antecedeu o lançamento do CELE

---

<sup>59</sup> Por vezes também designadas abordagens de engenharia económica (*engineering economic*) (Lise, et al., 2010). Os modelos *bottom-up* são modelos onde o equilíbrio de mercado é alcançado através de uma abordagem de otimização com a possibilidade de grande detalhe técnico quer ao nível da capacidade de geração quer ao nível da capacidade de transmissão de energia elétrica (Neuhoff, et al., 2005) e (Ventosa, et al., 2005).

na medida em que os investigadores não dispunham ainda de dados empíricos relativos ao funcionamento do mercado de licenças de emissão. A partir do momento em que as primeiras séries de dados com cotações de mercado começaram a ficar disponíveis, as análises de natureza empírica tornaram-se mais comuns. Trataremos primeiro de uma forma mais sintética dos estudos que assentam na modelização dos mercados de energia elétrica, passando posteriormente à apresentação com maior detalhe da revisão dos estudos econométricos uma vez que é nesta abordagem que se enquadra a metodologia que iremos seguir na nossa análise.

### 3.3.1.1. Estudos Baseados em Modelos Analíticos e Modelos de Simulação

Num estudo sobre os efeitos da limitação das emissões através de um sistema *cap-and-trade*, (Reinaud, 2003) procura aferir os impactos no setor elétrico europeu ao nível das decisões de investimento dos produtores, dos custos de geração e dos preços de venda. Num modelo onde faz depender o impacto sobre os preços da eletricidade da tecnologia marginal de produção e do preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, o autor conclui que o efeito sobre o preço da eletricidade no mercado grossista seria de um aumento de 21%, para um cenário do preço do CO<sub>2</sub> de 20€/ton.. Nesse estudo, o autor compara estes resultados com estudos prévios conduzidos pelas consultoras McKinsey e ICF Consulting onde aquele impacto é estimado em 30% (para um preço do CO<sub>2</sub> de 25€/ton.) e 19% (para um preço do CO<sub>2</sub> de 5€/ton. na Fase I e 10€/ton. na Fase II do CELE), respetivamente (Reinaud, 2003). O autor conclui ainda que o preço do carbono que incentivarà à troca de combustíveis na produção de eletricidade (*switching price*)<sup>60</sup> é de 19€/tCO<sub>2</sub>, isto é, abaixo desse preço a utilização do carvão apresenta-se como a mais rentável e acima será o gás natural o combustível mais competitivo. Acresce contudo que este limiar é, de acordo com o autor, sensível a vários fatores, nomeadamente o próprio preço dos combustíveis e os fatores de eficiência térmica assumidos para cada uma das tecnologias, o que significa que a permuta de combustíveis poderá ocorrer acima ou abaixo daquele nível dependendo desses fatores. Assim, por exemplo, um aumento do preço do gás natural em cerca de 50% face ao considerado no cenário base levará a um incremento do *switching price* de

---

<sup>60</sup> Também designado por “CO<sub>2</sub> breakeven price”, corresponde ao preço do carbono que, no curto prazo, torna iguais os custos marginais da produção de eletricidade a partir de carvão ou gás natural.

19€/tCO<sub>2</sub> para 34€/tCO<sub>2</sub> enquanto a melhoria da eficiência térmica da tecnologia CCGT (passando de 49% para 62%) traduzir-se-á na redução do *switching price* para 6€/tCO<sub>2</sub>.

Num relatório produzido por (ILEX Energy Consulting, 2004) para o *UK Department of Trade and Industry*, os autores procuram antecipar o impacto que o preço do CO<sub>2</sub> terá nos preços da eletricidade para vários países europeus (Reino Unido, Irlanda, Alemanha, Holanda, Finlândia, Suécia, Dinamarca, Espanha e Itália). Assumindo como premissas uma PTR do custo do carbono de 100% e um preço do CO<sub>2</sub> de 10€/ton., os autores estimam que o impacto da introdução do CELE no preço da eletricidade para o mercado grossista será de 3,30€/MWh - 6,40€/MWh, dependendo do país e do ano.

Vários autores têm recorrido a simulação através do modelo COMPETES<sup>61</sup> que consiste num modelo de teoria de jogos baseado no modelo de competição de Cournot (*Cournot competition*). Através deste modelo é possível simular o impacto de comportamentos estratégicos de produtores com posição dominante no mercado elétrico grossista para diferentes cenários de estruturas de mercado e elasticidades preço da procura. (Wals & Rijkers, 2003) recorrem àquele modelo para analisar o impacto da transação de licenças de emissão de CO<sub>2</sub> no setor elétrico do norte da Europa (Bélgica, França, Alemanha e Holanda), quer quanto ao impacto nos custos de geração quer quanto ao efeito sobre os preços da eletricidade: num cenário para o preço do CO<sub>2</sub> de 40€/ton., no caso da Alemanha, o aumento de preço da eletricidade será de 35€/MWh, assumindo uma estrutura de mercado competitivo, e 25€/MWh, para solução de Cournot, porquanto no caso da França a variação do preço será inferior a 5€/MWh em qualquer dos casos. Estes resultados são consistentes com o portfólio tecnológico que caracteriza cada um dos mercados uma vez que no sistema elétrico alemão grande parte da capacidade de geração elétrica provem de tecnologias intensivas em CO<sub>2</sub>, como é o caso do carvão, enquanto no caso da França grande parte da produção elétrica é garantida por instalações com tecnologia nuclear. Recorrendo ao mesmo modelo de simulação, a par de uma variedade de outras metodologias, (Sijm, et al., 2005), para um cenário de preço do carbono de 20€/ton, estimam um aumento de preços na Bélgica entre 2€/MWh – 14€/MWh, na França entre

---

<sup>61</sup> A sigla em língua inglesa COMPETES significa “Comprehensive Market Power in Electric Transmission and Energy Simulator”. Este modelo foi desenvolvido pelo ECN - Energy Research Centre of the Netherlands para os mercados elétricos grossistas do norte da Europa (Bélgica, França, Alemanha e Holanda), podendo ser encontrada uma descrição detalhada em (Sijm, et al., 2005).

1€/MWh – 5€/MWh, na Alemanha entre 13€/MWh – 19€/MWh e por fim na Holanda entre 9€/MWh – 11€/MWh. Para estes quatro países o aumento médio será de 6€/MWh - 12€/MWh o que representa um acréscimo médio de 13% – 39% face aos preços na ausência de custo do carbono. Num estudo em tudo semelhante ao anterior, (Lise, 2005) conclui que o aumento do preço médio para os quatro países deverá ser menor, entre 2,72€/MWh – 4,55€/MWh. Dois outros estudos, desenvolvidos ainda com base no modelo de simulação COMPETES, apresentam diretamente estimativas para a PTR do carbono<sup>62</sup>. (Sijm, et al., 2006) estima que para a Alemanha a PTR deverá situar-se no intervalo 0,60 – 0,80 e para a Holanda no intervalo 0,60 – 1,00. Também neste caso os autores atribuem as diferenças encontradas para a PTR à diversidade de *mix* de combustível de produção prevalecente em cada um dos países. (Chen, et al., 2008), para vários cenários de preço do CO<sub>2</sub> (0€/ton., 10€/ton. e 20€/ton.), da elasticidade preço da procura no mercado de eletricidade (0,0, 0,1 e 0,2) e da estrutura de mercado (concorrência perfeita e vários cenários de oligopólio), estimam que a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade será para a média dos quatro países de 0,60 – 1,16. Os resultados para cada um dos países são mostrados na Tabela 3.3-1. Parte destes estudos viriam a ser atualizados mais tarde. (Sijm, et al., 2008) estimam as PTR para uma grande variedade de países europeus quer com base em análise estatística de dados reais, como veremos mais tarde, quer com base em simulação (COMPETES). Por forma a converter os impactos absolutos (€/MWh) em termos relativos (PTR) os autores definem uma tecnologia marginal para cada país e para cada período de consumo (*peak hours vs. off-peak hours*). Por exemplo, para Espanha é definida para o período *peak* a tecnologia térmica a fuelóleo (*Oil*) e para o período *off-peak* a tecnologia térmica a carvão (*coal*)<sup>63</sup>. Também neste caso, a simulação é feita para vários cenários de preço do CO<sub>2</sub> (20€/ton. e 40€/ton.) da elasticidade preço da procura de eletricidade e para as estruturas de mercado concorrência perfeita e

---

<sup>62</sup> Neste caso as variações absolutas do preço da eletricidade são relativizadas, sendo apresentadas como percentagem do custo de oportunidade total associado ao CO<sub>2</sub> o que, como referido antes, obriga a condicionar a análise à assunção de uma tecnologia marginal de produção. Assim, de acordo com os autores:  $PTR = \Delta \text{Preço Eletricidade} / \Delta \text{Custo Marginal devido ao CO}_2$ . O numerador corresponde à diferença de preço entre os cenários com e sem de licenças de emissão de CO<sub>2</sub>. O denominador corresponde à variação no custo marginal da unidade de produção marginal devida à introdução das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>.

<sup>63</sup> A para das tecnologias consideradas como dominantes, são definidas tecnologias alternativas que, para o caso de Espanha, são: gás de ciclo aberto (*OCGT - open cycle gas turbine*) para o período *peak* e gás de ciclo combinado (*CCGT - combined cycle gas turbine*) para o período *off-peak*.

concorrência oligopolística. Os resultados podem ser observados na Tabela 3.3-1. Neste estudo os autores simulam também o caso dos países Ibéricos sendo os resultados para Portugal de uma PTR entre  $0,56 - 0,64$ , para mercado em concorrência oligopolística, e  $0,72 - 1,00$ , para o cenário de concorrência perfeita. No caso de Espanha os intervalos são  $0,60 - 0,63$  e  $0,76 - 1,00$ , respetivamente. Numa atualização do trabalho de (Chen, et al., 2008), (Lise, et al., 2010) estimam o impacto da transação de licenças de emissão de CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade para 20 países europeus (incluindo Portugal e Espanha) também com base no modelo COMPETES. Os autores concluem que o impacto sobre o preço é maior em termos absolutos em países com predominância do carvão como combustível de produção ( $19€/MWh$  para a Polónia no cenário de preço do CO<sub>2</sub> a  $20€/ton.$ ) e menor em países com grande expressão das tecnologias não poluentes ( $1€/MWh - 10€/MWh$  para o caso da Noruega). Nas simulações efetuadas em (Lise, et al., 2010) para os 20 países, em média, o aumento esperado para o preço da eletricidade é de  $10€/MWh - 13€/MWh$  o que representa um aumento de  $12\% - 27\%$  face ao cenário de ausência de limites à emissão de CO<sub>2</sub>. Relativamente às taxas de repercussão do custo do CO<sub>2</sub>, para a maioria dos países e dos cenários, situam-se no intervalo  $0,70 - 0,90$ , dependendo do país, da estrutura de mercado considerada e da elasticidade preço da procura no mercado elétrico. Para os casos específicos de Portugal e Espanha, a simulação da PTR não sofre alterações consideráveis face ao trabalho anterior e o aumento de preços esperado em termos absolutos, no caso de Portugal situa-se no intervalo  $8€/MWh - 25€/MWh$  e, no caso espanhol, no intervalo  $10€/MWh - 25€/MWh$ .

Num relatório produzido para o *UK Department of Trade and Industry* (IPA Energy Consulting, 2005), os autores procuram medir o impacto da entrada em funcionamento do CELE nos preços da eletricidade no Reino Unido para o período 2005-2020. A simulação é feita com recurso a modelos de simulação dinâmicos desenvolvidos pela própria *IPA Energy Consulting*, o EPSYM (*European Power System Model*), que simula os maiores mercados de eletricidade europeus continentais, assim como as respetivas interligações, e o ECLIPSE (*Emissions Constraints and Policy Interactions in Power System Economics*) que simula o mercado elétrico do Reino Unido. A particularidade destes modelos, ao contrário dos modelos estáticos, é o facto de permitirem a inclusão de modificações no portfólio de tecnologias de produção que caracterizam os vários sistemas elétricos. O estudo conclui que o impacto esperado nos preços do mercado

elétrico grossista do Reino Unido será de  $5€/MWh - 16€/MWh$ , assumindo preços do carbono (caso base) de  $15€/ton.$ ,  $20€/ton.$  e  $25€/ton.$  para a Fase I, Fase II e Fase III do CELE, respetivamente.

Procurando igualmente medir o impacto sobre os preços da eletricidade no Reino Unido, mas recorrendo a um outro modelo de simulação, modelo IPM (*ICF International's Integrated Planning Model*), (Neuhoff, et al., 2006) apontam para um incremento do preço de  $13€/MWh - 14€/MWh$  para um cenário do preço do carbono de  $20€/ton.$ . Este mesmo estudo conclui que o aumento de preço para o caso da Alemanha seria de  $17€/MWh$  e para a Holanda de  $15€/MWh$ .

Procurando medir o efeito do CELE no mercado espanhol, (Linares, et al., 2006) utilizam um modelo que designam por ESPAM. Trata-se de um modelo de simulação de estrutura de mercado oligopolística desenvolvido especificamente para o mercado espanhol que permite simular a expansão da capacidade de geração elétrica e determinar endogenamente o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>. Os autores concluem que, no longo prazo, o efeito do custo do CO<sub>2</sub> sobre o preço da eletricidade será mitigado pelos efeitos induzidos pelo próprio CELE no comportamento dos produtores de energia quer ao nível da troca de combustíveis quer pela expansão da capacidade instalada da tecnologia CCGT. Contudo, apesar daqueles efeitos de compensação, os autores concluem que o impacto sobre o preço da eletricidade será significativo. Para o período 2008-2014, num cenário onde o preço do carbono sob gradualmente de  $6€/ton.$  para  $15€/ton.$ , o estudo aponta para um incremento do preço da eletricidade que evoluirá de  $3€/MWh$  (cerca de 10%) até  $5€/MWh$  (cerca de 20%) em 2014.

Com base num modelo Cournot de mercado oligopolístico (Oranen, 2006) procura antecipar a reação das empresas dominantes à entrada em funcionamento do CELE, assim como os correspondentes reflexos nos preços de venda da eletricidade, para o mercado elétrico nórdico (NordPool). Os resultados do estudo mostram que o grau em que o custo do carbono possa ser refletido no preço da eletricidade depende em grande medida da capacidade de exercício de poder de mercado pelas empresas dominantes. O autor simula a PTR do custo do carbono e o correspondente nível de equilíbrio do preço da eletricidade. Os resultados mostram que a capacidade dos produtores para refletirem no preço de venda o acréscimo de custo relacionado com o carbono vai diminuindo à medida

que a procura de eletricidade se vai tornando mais elástica, evoluindo de 100% em cenários de procura inelástica para 26% quando a quantidade consumida de eletricidade é mais sensível ao preço. Relativamente à variação do preço da eletricidade em termos absolutos, para o cenário de mercado competitivo, varia no intervalo 1€/MWh a 8€/MWh.

(Kara, et al., 2008) analisam o impacto da implementação do CELE ao nível dos produtores elétricos, indústrias intensivas em energia e outros grupos de consumidores para o caso dos países nórdicos. Recorrendo a um modelo de equilíbrio para o mercado elétrico (*VTT Electricity Market Model*), os autores concluem que o aumento médio anual do preço da eletricidade no mercado nórdico será de 0,74€/MWh por cada 1€/tCO<sub>2</sub>, dependendo da tecnologia marginal que em cada momento estabelece o preço final e assumindo que os produtores repercutem integralmente no preço da eletricidade os custos do carbono. Como resultado deste incremento no preço da eletricidade, os autores antecipam a oportunidade de formação de lucros extraordinários no setor elétrico nórdico em especial para os produtores com tecnologia hidroelétrica e nuclear da Noruega e da Suécia<sup>64</sup>.

Através de uma abordagem onde a questão é analisada exclusivamente do ponto de vista teórico, (Sijm, et al., 2009) procuram analisar o efeito da estrutura de mercado (concorrência perfeita, concorrência oligopolística ou monopólio) na taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade. Adicionalmente à estrutura de mercado os autores analisam também o efeito produzido na PTR pelas alterações induzidas na ordem de mérito das tecnologias presentes na curva da oferta de eletricidade ou pela implementação por parte dos produtores de estratégias de mercado distintas da maximização do lucro, nomeadamente, a maximização de quota de mercado ou a maximização das vendas. Nesta abordagem, os autores atribuem as divergências encontradas entre os valores da PTR estimados através de exercícios de modelização do sistema elétrico e os valores postulados pela teoria económica à capacidade que os exercícios de modelização incorporam para acomodar as mudanças na ordem de mérito das tecnologias de produção integradas na curva da oferta.

---

<sup>64</sup> A estimação do nível de lucros extraordinários (*windfall profits*) proporcionados pela atribuição gratuita das licenças de emissão ao setor elétrico tem sido evidenciada em vários estudos empíricos nomeadamente em (Sijm, et al., 2006), onde se estimam os lucros extraordinários para os casos da Bélgica, da França, da Alemanha e da Holanda e em (Fronzel, et al., 2008), onde os autores, com base nas PTR estimadas em (Sijm, et al., 2006), estimam os lucros extraordinários para o mercado da Alemanha.

Tabela 3.3-1 – Modelos Analíticos e de Simulação: repercussão do custo do carbono

Publicação/Autor	País	Preço do CO <sub>2</sub> €/ton.	Δ Preço Eletricidade		Cost Pass-Through Rate CPTR
			€/MWh	%	
(Reinaud, 2003)		20,00		21%	
McKinsey e ICF (a)		25,00		30%	
(ILEX Energy Consulting, 2004)	Vários		3,30 - 6,40		
(Wals & Rijkers, 2003)	Alemanha França	40,00	25,00 - 35,00 < 5,00		
(IPA Energy Consulting, 2005)		15,00 - 25,00	5,00 - 16,00		
(Sijm, et al., 2005)	Alemanha Holanda Bélgica França	20,00	13,00 - 19,00 9,00 - 11,00 2,00 - 14,00 1,00 - 5,00	13% a 39%	
(Lise, 2005)	Bélgica, França, Alemanha, Holanda	20,00	2,72- 4,55		
(Neuhoff, et al., 2006)	Alemanha Holanda Reino Unido	20,00	17,00 15,00 13,00 - 14,00		
(Linares, et al., 2006)	Espanha	6,00 -15,00	3,00 - 5,00		
(Oranen, 2006)	Área do NordPool	20,00	1,00 - 8,00		
(Sijm, et al., 2006)	Alemanha Holanda				0,60 - 0,80 0,60 - 1,00
(Chen, et al., 2008)	Alemanha Holanda Bélgica França				0,68 - 1,18 0,43 - 1,15 0,51 - 1,26 0,60 - 1,04
(Sijm, et al., 2008)	Alemanha Holanda Bélgica França Portugal Espanha	20,00 - 40,00	15,00 - 74,00 8,00 - 46,00 2,00 - 46,00 17,00 - 56,00 8,00 - 40,00 9,00 - 42,00		0,65 - 0,89 0,75 - 1,10 0,51 - 1,18 0,46 - 1,07 0,56 - 1,00 0,60 - 1,00
(Lise, et al., 2010)	Portugal Espanha	20,00 - 40,00	8,00 - 25,00 10,00 - 25,00		0,56 - 1,00 0,60 - 1,00

Notas: (a) Em (Reinaud, 2003).

### 3.3.1.2. Estudos Econométricos Baseados em Análise Univariada

Como referimos antes, os primeiros estudos que procuraram avaliar o impacto da entrada em funcionamento do CELE nos preços da energia elétrica, quando não existia evidência empírica relativa à transação das licenças de emissão de carbono, foram naturalmente conduzidos com base em modelos de simulação. Com a aproximação do fim da primeira fase do CELE (dezembro de 2007), os resultados baseados na análise de modelização *bottom-up* foram sendo complementados com os primeiros estudos empíricos sustentados em análise econométrica.

A revisão dos estudos empíricos que procuram estimar o impacto do mercado do carbono no preço da eletricidade recorrendo a análise univariada está organizada em duas categorias: os estudos que procuram estimar a taxa de repercussão do custo do carbono (*CPTR - Cost Pass-Through Rate*) e os que procuram estimar a taxa de repercussão do preço do carbono (*PPTR - Price Pass-Through Rate*), ou também designada, elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono.

#### **Estimação da taxa de repercussão do custo do carbono no preço da eletricidade - (*CPTR - Price Pass-through Rate*)**

Num dos primeiros estudos empíricos baseados em cotações de mercado, no período de janeiro a junho de 2005, para o mercado alemão, (Bauer & Zink, 2005), através de análise de regressão linear simples, numa equação onde regridem o preço da eletricidade como função do preço do carbono, concluem que o coeficiente de regressão associado ao preço do CO<sub>2</sub> foi de 0,52, significando portanto que perante um incremento de 1,00€/tCO<sub>2</sub> o preço da eletricidade aumentará 0,52€/MWh, ou seja, a taxa de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade seria de  $PPTR = 0,52$ . Adicionalmente os autores argumentam que, assumindo para o período em causa um fator de emissão de carbono médio associado ao *mix* de combustível utilizado na geração de energia na Alemanha seria próximo do ocorrido em 2004, isto é, cerca de 0,53ton. CO<sub>2</sub>/MWh, os resultados da estimação econométrica conduzem a uma taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade perto dos 100% ( $CPTR = 0,52 / 0,53 \approx 1$ ). Em conjunto com as estimativas baseadas nos estudos de simulação, (Sijm, et al., 2005), (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2006), calcularam a taxa de repercussão do custo do carbono

com base em análise empírica estatística para os mercados alemão e holandês, primeiro para o período de jan./2005-jul./2005 e posteriormente para a totalidade do primeiro ano de funcionamento do CELE. Em (Sijm, et al., 2005) os autores estimam a PTR para o período jan./2005-jul./2005 com base em dois métodos de regressão linear: método de regressão OLS simples e método *Prais-Winston* (PW), permitindo este último corrigir a eventual autocorrelação presente nas séries de dados que suportam a regressão. Uma vez que os autores definem a PTR como o rácio entre a variação no preço da eletricidade e a variação no custo marginal da unidade de produção marginal, a estimação envolve a assunção como premissa de uma determinada tecnologia marginal para cada um dos períodos de consumo considerados (*peak hours* e *off-peak hours*) e para cada um dos países (incluindo as correspondentes assunções relativas à eficiência térmica dos combustíveis e aos respetivos fatores de emissão de carbono)<sup>65</sup>. A PTR é então estimada com base na regressão linear apresentada na Eq. (3.2-5), surgindo como variável explicada o *dark spread* ou o *spark spread*, consoante a tecnologia marginal assumida para o período em causa, e como variável explicativa o custo com as licenças de CO<sub>2</sub>. Os valores da PTR estimados por OLS são os seguintes: para a Alemanha 0,42 (*off-peak*) e 0,72 (*peak*) e para a Holanda 0,53 (*off-peak*) e 0,40 (*peak*)<sup>66</sup>. Com base na cotação média das licenças de emissão para o período (15,30€/tCO<sub>2</sub>), os autores estimam que o custo de oportunidade médio do carbono repercutido no preço da eletricidade foi, no caso da Alemanha, de 9,36€/MWh para o período *peak load* e 5,46€/MWh para o período *off-peak load* e, no caso da Holanda, 2,94€/MWh para o período *peak load* e 6,89€/MWh para o período *off-peak load*<sup>67</sup>. Para o primeiro ano completo de funcionamento do CELE, os valores estimados pelos autores

<sup>65</sup> Para a Alemanha as tecnologias marginais são: para o período *peak load* o carvão (eficiência térmica de 40% e fator de emissão de 0,85tCO<sub>2</sub>/MWh) e para o período *off-peak load* também o carvão. Para a Holanda as tecnologias marginais são: para o período *peak load* o gás (eficiência térmica de 42% e fator de emissão de 0,48tCO<sub>2</sub>/MWh) e para o período *off-peak load* o carvão (eficiência térmica de 40% e fator de emissão de 0,85tCO<sub>2</sub>/MWh).

<sup>66</sup> Os valores estimados pelo método de regressão PW são os seguintes: para a Alemanha 0,42 (*off-peak*) e 0,69 (*peak*) e para a Holanda 0,47 (*off-peak*) e 0,44 (*peak*).

<sup>67</sup> Os valores que apresentamos são obtidos com base nas PTR estimadas por OLS. O cálculo resulta da seguinte da aplicação formula:

$$\text{Custo de Oportunidade Médio do CO}_2 = \text{Preço Médio do CO}_2 \times \text{Fator de Emissão (tCO}_2/\text{MWh)} \times \text{PTR}$$

Por exemplo, para o caso da Holanda, com base nas estimativas OLS, os cálculos vêm:

$$\text{- Período off-peak load} = 15,30\text{€} \times 0,85 \text{ tCO}_2/\text{MWh} \times 0,53 = 6,89\text{€/MWh} \text{ (tecnologia marginal - carvão)}$$

$$\text{- Período peak load} = 15,30\text{€} \times 0,48 \text{ tCO}_2/\text{MWh} \times 0,40 = 2,94\text{€/MWh} \text{ (tecnologia marginal - gás)}$$

para a PTR são os seguintes: para a Alemanha 0,60 (*off-peak*) e 1,17 (*peak*) e para a Holanda 0,80 (*off-peak*) e 0,78 (*peak*).

Num estudo desenvolvido para o regulador do mercado energético holandês, com o objetivo de estimar a extensão das eventuais rendas acumuladas pelos produtores de eletricidade como resultado do CELE, a (Frontier Economics, 2006) desenvolveu um trabalho estatístico com vista a estimar a relação entre o preço do CO<sub>2</sub> e dos combustíveis, por um lado, e o preço da eletricidade, pelo outro. Também aqui os autores assumiram como tecnologia marginal no período *peak load* a produção térmica a gás e no período *off-peak load* a térmica a carvão. Este estudo é também desenvolvido com base em regressão linear, embora neste caso os autores trabalhem com as variáveis em primeiras diferenças, em alternativa às variáveis em valores absolutos, sendo especificados dois tipos de modelo: um em que é regredido o preço da eletricidade contra os preços dos combustíveis e do carbono e outro onde, à semelhança do estudo anterior, o *spread* da eletricidade face aos combustíveis (*dark spread/ spark spread*) é regredido contra o preço do carbono. Os autores afirmam que, no primeiro ano de funcionamento do CELE, a evidência encontrada não é suficientemente forte para se poder concluir que o preço do CO<sub>2</sub> afetou o preço da eletricidade ou o *spread* sobre os combustíveis. Esta conclusão resulta do facto de as PTR estimadas para o custo do carbono terem associados intervalos de confiança bastante alargados. Tendo como referência o ano completo de 2005, a PTR do carbono é de 0,61 (*peak*) e 0,34 (*off-peak*), quando a variável dependente na regressão é o preço da eletricidade em primeiras diferenças, e de 0,18 (*peak*) e 0,34 (*off-peak*), quando a variável dependente é o *spread* sobre os combustíveis.

Num estudo posterior, (Sijm, et al., 2008) atualizam os estudos empíricos publicados em 2006, alargando a estimação da PTR do custo do carbono quer a um período mais alargado, 2005-2006, quer a um conjunto mais vasto de países<sup>68</sup>, onde passa a estar incluído o caso de Espanha. Uma das alterações introduzidas pelos autores na metodologia de estimação resultou da necessidade de acomodar a natureza não estacionária das séries de dados. A realização de testes de raiz unitária levou os autores a concluir que tanto o

---

<sup>68</sup> Ao todo são nove os países do CELE para os quais são estimadas as PTR. Tal como nos estudos anteriores são tratados os casos da Alemanha e Holanda aos quais são adicionados: Espanha, França, Itália, Polónia, Reino Unido, República Checa e Suécia.

*spread* entre o preço da eletricidade e o custo dos combustíveis como o preço do carbono não rejeitavam a hipótese nula de raiz unitária no período de estimação, ou seja, tratava-se de séries não estacionárias. Na medida em que em todos os casos a estacionaridade era alcançada após as variáveis serem diferenciadas uma vez, os autores optaram por estimar o modelo com as variáveis em primeiras diferenças em alternativa à regressão com as variáveis em níveis. Assim, o modelo da Eq. (3.2-5) é substituído pela seguinte expressão:

$$\Delta Spread_t = \Delta(P_t^{elec} - C_t^{fuel}) = \delta_{carb} \Delta C_t^{carb} + \varepsilon_t \quad (3.2-16)$$

Tal como na versão anterior do estudo, a metodologia de estimação adotada obrigou à definição de uma tecnologia marginal para cada país e para cada período de consumo<sup>69</sup>. Os fatores de eficiência térmica e de emissão de CO<sub>2</sub> associados a cada tecnologia considerados pelos autores são os que constam da Tabela 3.1-1. Os resultados que mostramos na Tabela 3.3-2, com a exceção do caso espanhol, foram os calculados tendo como referência o mercado a prazo de eletricidade<sup>70</sup>. Neste caso, de acordo com os autores, todas as estimativas apresentadas para a PTR provaram ser estatisticamente significativas e em geral com intervalos de confiança reduzidos. Como podemos verificar, a maioria das PTRs situa-se no intervalo 0,00 a 1,00 o que é consistente com a expectativa de que o custo de oportunidade associado ao carbono estaria a ser repercutido no preço da eletricidade. Mais precisamente, de um total de 22 estimativas 17 situam-se entre os 0,38 e os 0,83, quatro estão acima da unidade (entre 1,03 e 1,34) e apenas uma é substancialmente superior à unidade (1,82). Comparando os valores apresentados para o ano de 2005 com os obtidos no estudo anterior, para os casos da Alemanha e da Holanda, a introdução de alterações na metodologia de estimação permitiu aos autores corrigir consideravelmente os valores estimados. No caso do mercado espanhol, as estimativas para o ano de 2005 situam-se no intervalo 0,50 (*peak*) e 0,64 (*off-peak*) e para o ano de 2006 no intervalo 1,11

---

<sup>69</sup> Para o caso do setor elétrico espanhol, as tecnologias marginais consideradas foram: para o período *peak* a térmica a fuelóleo e para o período *off-peak* a térmica a carvão. Embora estas sejam consideradas as tecnologias marginais dominantes, para certos países, como é o caso de Espanha, a dificuldade em estabelecer uma tecnologia marginal única levou os autores a considerarem cumulativamente uma tecnologia marginal alternativa, calculando as PTR alternativamente para cada um dos casos. Para Espanha essa tecnologias são para o período *peak* a térmica a gás natural em ciclo aberto (OCGT) e para o período *off-peak* a térmica a gás natural em ciclo combinado (CCGT). Note-se que de 2006 até ao momento em que conduzimos o nosso estudo o *mix* energético espanhol sofreu alterações consideráveis.

<sup>70</sup> À data de realização do estudo não existia ainda mercado a prazo em Espanha.

(*peak*) e 0,52 (*off-peak*) o que, excluindo o caso do período *peak* em 2006, se encontra dentro dos intervalos apontados pelos estudos de simulação apresentados antes.

Tabela 3.3-2 – Modelos Econométricos: estimação da CCTR do carbono

Publicação/ Autor	País	Mercado	Período	CPTTR - Cost Pass-Through Rate			
				Base load	Peak load	Off-peak load	
(Bauer & Zink, 2005)	Alemanha	<i>Forward</i>	jan.-jun./ 2005	1,00 (c)			
(Sijm, et al., 2005), (Sijm, et al., 2006), (Sijm, et al., 2006)	Alemanha	<i>Forward</i>	2005	1,17	carvão	0,60	carvão
	Holanda	<i>Forward</i>	2005	0,78	gás (OCGT)	0,80	carvão
(Frontier Economics, 2006)	Holanda	<i>Forward</i>	2005	0,61	gás (OCGT)	0,34	carvão
	Alemanha	<i>Forward</i>	2005	0,60	carvão	0,41	carvão
			2006	0,57		0,64	
	Holanda	<i>Forward</i>	2005	1,34	gás (OCGT)	0,40	carvão
			2006	1,10		0,38	
	França	<i>Forward</i>	2005	0,66	carvão	0,40	carvão
2006			0,58	0,59			
(Sijm, et al., 2008)	Reino Unido (a)	<i>Forward</i>	2005	0,83	gás (CCGT)	1,03	carvão
			2006	0,58		0,60	
	Reino Unido (b)	<i>Forward</i>	2005	1,18	gás (CCGT)	1,82	carvão
2006	0,59	0,66					
	Suécia	<i>Forward</i>	2005	0,53	carvão		
			2006	0,62			
	Espanha	<i>Spot</i>	2005	0,50	fuelóleo	0,64	carvão
			2006	1,11		0,52	

Notas: (a) Com base nos contratos *forward* para o período de verão (*Summer-ahead forward market*).

(b) Com base nos contratos *forward* para o período de inverno (*Winter-ahead forward market*).

(c) Com base no fator de emissão de carbono médio correspondente ao *mix* elétrico da Alemanha em 2004 (0,53ton. CO<sub>2</sub>/MWh). Considerando como tecnologia marginal o carvão, com um fator de emissão de 0,95ton. CO<sub>2</sub>/MWh, a CPTTR seria apenas de 0,55.

Partindo da abordagem teórica expressa na Eq. (3.2-6), (Jouvet & Solier, 2013) procuram testar empiricamente a ligação entre o preço das licenças de emissão e o preço da

eletricidade para um vasto conjunto de países europeus, em períodos correspondentes à Fase I (2005-2007) e aos três primeiros anos da Fase II (2008-2010) do CELE<sup>71</sup>. Em termos de metodologia econométrica, o modelo empírico que suporta a estimação segue de perto (Sijm, et al., 2008), tendo sido assumido no estudo um combustível marginal específico para cada país e para cada período de carga no sistema. Partindo da estimação Eq. (3.2-5) por OLS, para vários subperíodos da amostra, as conclusões do estudo concentram-se no teste de significância individual que tem como hipótese nula a significância estatística do coeficiente de regressão associado ao preço do carbono ( $\delta_{carb}$ ): para a Fase I, em cerca de 42% dos modelos estimados a CPTR do carbono é estatisticamente significativa enquanto na Fase II aquela percentagem desce para 33%; a CPTR é mais elevada nos períodos de maior consumo (horas de ponta), sugerindo que quanto mais elevada é a procura, e como tal maior o grau de utilização da capacidade instalada, maior é a percentagem de custo do carbono presente no preço da eletricidade. Contudo, os resultados dos modelos que ajustam os períodos de menor consumo aparentemente são mais robustos. Segundo os autores, a menor capacidade explicativa do modelo nos períodos de ponta pode estar relacionada com o facto de o preço da eletricidade nestes períodos ser muito condicionado pelos picos na procura e pelos estrangulamentos, quer na capacidade de geração quer na capacidade de transmissão, e não tanto pelo preço do carbono (especialmente se este se encontrar em níveis abaixo dos 20€/tCO<sub>2</sub>). Os resultados revelam ainda um menor poder explicativo do preço do carbono na Fase II do CELE o que, na opinião dos autores, poderá estar associado à crise financeira internacional e em especial à redução na produção de eletricidade que teve como efeito imediato um corte na quantidade de emissões de CO<sub>2</sub> não antecipado no momento em que as licenças foram atribuídas ao setor elétrico no início da Fase II. Será provavelmente este excesso de licenças face às necessidades de emissão do setor elétrico que justificará o resultado inesperado correspondente à identificação no estudo de CPTR negativas. Como vimos na secção anterior, apesar de inesperado, este resultado tem sustentação teórica no modelo apresentado pelos autores em (Jouvet & Solier, 2013) . Relembremos que através

---

<sup>71</sup> Os autores agrupam os países em estudo em quatro subgrupos, usando como critérios o nível de integração entre mercados (*degree of market coupling*) e o combustível marginal prevalecente: Grupo I (Áustria, França, Alemanha e Países Nórdicos), Grupo II (Reino Unido e Holanda), Grupo III (Polónia e República Checa) e Grupo IV (Itália e Espanha).

da Eq. (3.2-13) os autores demonstram que é possível observar PTR negativas se o número de licenças de emissão alocadas inicialmente ( $E_i^{Allo}$ ) for superior às necessidades de consumo pelo setor elétrico ( $E_i$ ). Alargando o período de análise aos primeiros meses de 2011, os autores concluem que a disrupção do modelo de estimação pode estar confinada ao período da crise financeira internacional, podendo o modelo ter recuperado a capacidade para estimar com alguma robustez o efeito do carbono nas variações do preço da eletricidade a partir de 2010-2011.

### **Estimação da taxa de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade - (PPTR - Price Pass-through Rate)**

A par dos estudos empíricos que procuram estimar a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade (CPTR), tem sido desenvolvido um outro conjunto de trabalhos cuja motivação central consiste simplesmente em testar a existência de uma relação entre o preço do carbono e o preço da eletricidade. Seguindo esta abordagem, a ligação entre o mercado de carbono e o mercado elétrico é avaliada através de uma medida de elasticidade preço o que na realidade equivale à estimação da taxa de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> (PPTR). Como referimos antes, para que as duas taxas sejam comparáveis é necessário condicionar a análise de elasticidade à identificação da tecnologia marginal, ponderando a PPTR pelo fator de emissão de CO<sub>2</sub> associado a uma tecnologia marginal que se assuma em cada caso concreto. De seguida apresentaremos um conjunto de estudos econométricos que se inserem nesta abordagem e cujos resultados apresentamos na Tabela 3.3-3.

Num estudo onde procuram avaliar o impacto da introdução do CELE no mercado elétrico grossista alemão, com dados relativos ao período 2005-2006, (Zachmann & von Hirschhausen, 2008), recorrendo a análise de cointegração, nomeadamente a um Modelo de Correção de Erros (*ECM – Error Correction Model*)<sup>72</sup>, os autores concluem que a repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade é assimétrica - uma subida de preços do carbono afeta de forma mais severa o preço da eletricidade do que uma descida de idêntica magnitude. Os autores avançam como possíveis causas desta assimetria o eventual

---

<sup>72</sup> Complementarmente é também aplicado um modelo autorregressivo distributivo.

exercício de poder de mercado pelos produtores elétricos e algum desconhecimento dos operadores relativamente à forma de lidar com este novo custo de produção. As estimativas obtidas para os parâmetros do ECM permitem concluir que, na relação de equilíbrio de longo prazo, a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono é de 0,57, para o período de ponta e de 0,44, para o período base. Mais tarde (Lo Prete & Norman, 2013) estenderam esta análise aos casos da Bélgica, França e Holanda, para o período de jul./2007 a jul./2010, encontrando evidência de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade mas não de assimetria nessa relação. Além de testar esta hipótese, os autores concluem que o preço da eletricidade é mais sensível ao preço do carbono em períodos de contração da atividade económica. Na opinião dos autores, a explicação para este resultado pode radicar no facto de a redução da atividade económica levar a curva da procura de eletricidade a deslocar-se para a esquerda e, nesse caso, admitindo que ordem de mérito não depende do estado da economia, serão normalmente as tecnologias mais poluentes, com custo marginal mais reduzido (carvão), a funcionar como tecnologias marginais nesses períodos.

Num estudo para o mercado alemão, no período de abr./2005 a out./2007, (Zanotti & Gabbi, 2009), regredindo por OLS a variação do preço da eletricidade sobre a variação no preço de contratos de futuros de carbono, concluem que a PPTR para as licenças de emissão com maturidade para a primeira fase do CELE é de 0,79<sup>73</sup>.

Recorrendo a uma modelização econométrica dinâmica (modelo autorregressivo), onde o preço da eletricidade é ajustado em função dos seus próprios valores passados e dos preços contemporâneos dos *inputs* (carbono, gás natural e carvão), a par da inclusão de variáveis de controlo que refletem a temperatura atmosférica e a estação do ano, (Kirat & Ahamada, 2011) concluem, para o período de jul./2005 a jul./2007, que o preço do carbono não influencia o preço da eletricidade no caso da França e que a elasticidade de longo prazo do preço da eletricidade em relação ao preço do carbono é de 0,02 no caso da Alemanha. Mais tarde (Ahamada & Kirat, 2012) atualizam este estudo alargando o período de análise à Fase II do CELE (mar./2008 a dez./2010). A atualização do estudo permitiu aos autores concluir que após outubro de 2008, momento onde ocorre uma quebra

---

<sup>73</sup> Para os contratos com maturidade nos anos entre 2008 e 2012 as PTR são as seguintes: 0,46 para as EUA 2008; 1,54 para as EUA 2009; 1,26 para as EUA 2010; 0,47 para as EUA 2011; 0,53 para as EUA 2012.

estrutural do preço do carbono em resultado da crise financeira internacional (Ahamada & Kirat, 2012), os produtores de eletricidade em ambos os países passaram a estar verdadeiramente condicionados pela restrição de emissões de CO<sub>2</sub>, passando a incluir o preço do carbono na função custo de produção. Na opinião dos autores, a justificação para este acréscimo de restrição sentido pelos produtores elétricos poderá ser encontrada quer na alteração às regras de transferência de licenças de emissão entre fases (*banking*) quer na redução dos limites de emissão máximos (*caps*). Nos modelos de regressão ajustados para o período de out./2008 a dez./2010, os coeficientes associados ao preço do carbono são para ambos os mercados estatisticamente significativos, com uma margem de erro bastante reduzida (1% de nível de significância), fixando-se a PPTR da Alemanha no intervalo 0,13 - 0,14 e a PPTR da França no intervalo 0,19 - 0,22. Como podemos constatar, a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono é mais elevada em França do que na Alemanha, o que, atendendo ao *mix* de tecnologias presente em cada um dos sistemas elétricos, caracterizado em grande medida pelo peso da tecnologia nuclear em França e pelos combustíveis fósseis na Alemanha, pode parecer contra intuitivo. A explicação avançada pelos autores reside no facto de os produtores elétricos na Alemanha terem melhores condições para reagir à redução do número de licenças de emissão ocorrido na Fase II. Na verdade, os autores afirmam haver evidência na produção elétrica alemã de um efetivo *trade-off* entre gás natural e carvão. Como tal, a estratégia de troca de carvão por gás natural (*fuel switching*), que não está ao alcance dos produtores elétricos franceses, representa uma maior oportunidade de abate de CO<sub>2</sub> para os produtores alemães.

Num trabalho empírico de estimação da relação entre o preço da eletricidade, o preço do carbono e o preço dos combustíveis para o mercado francês (Powernext), (Dana & Moreno, 2011), após concluírem que as séries de dados no período mai./2006 a mar./2008 são não estacionárias, e contrariando os resultados dominantes na literatura empírica sobre o tema, não encontram qualquer relação de cointegração entre aquelas variáveis<sup>74</sup>. Afastada como tal a possibilidade de recurso à abordagem de correção de erros, os autores optam por responder à limitação da ausência de estacionaridade convertendo os preços em taxas de rentabilidade. Na equação de regressão ajustada, onde a

---

<sup>74</sup> Talvez uma das explicações para este resultado possa residir no facto de os autores trabalharem com preços futuros em alternativa ao mercado à vista.

variação da taxa de rentabilidade do preço da eletricidade é explicada pelas taxas de retorno associadas aos preços do carbono, do gás natural e do carvão, todos os coeficientes de regressão revelaram significância estatística. Os autores estimam que um aumento do preço do carbono de 1% resulte num acréscimo do preço da eletricidade de 0,16%.

Num estudo para o mercado espanhol (Fabra & Reguant, 2014), por um lado, procuram quantificar a taxa de repercussão do custo do carbono no preço da eletricidade e, por outro lado, compreender as razões que determinam a magnitude dessa taxa. Os autores demonstram que cerca de 80% do acréscimo de custo devido ao carbono foi repassado para o preço da eletricidade no período de jan./2004 a jun./2007. Procurando as causas para esta subrepercussão do custo no preço de mercado, os autores começam por testar a hipótese de uma internalização apenas parcial dos custos do carbono no custo de produção da eletricidade. Embora, como vimos antes, existam várias razões que podem sustentar um comportamento menos eficiente por parte dos produtores de eletricidade, a hipótese de uma taxa de repercussão do custo inferior à unidade ser devida à internalização incompleta dos custos do CO<sub>2</sub> é rejeitada de forma robusta pelos resultados do estudo<sup>75</sup>. Como tal, procurando identificar canais alternativos da repercussão do custo do carbono, os autores identificam a elasticidade da procura e o poder de mercado dos produtores elétricos como causas que podem explicar uma repercussão apenas parcial do custo do CO<sub>2</sub>. O estudo estima que o facto da resposta da procura ao aumento do preço no mercado de eletricidade se afastar do cenário de “procura inelástica” possa ser responsável pela mitigação da repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade em cerca de 20%. Os autores demonstram ainda que no período em causa ocorreu uma efetiva substituição de tecnologias poluentes (carvão) por tecnologias mais limpas (CCGT) o que pode também justificar uma PPTR inferior ao postulado pela teoria económica. A metodologia seguida pelos autores para estimarem a PPTR do carbono assentou na regressão entre o preço da eletricidade e o preço do carbono com a especificação a incluir uma série de efeitos fixos, com o objetivo de controlar o modelo por potenciais tendências associadas à sazonalidade, e um conjunto de variáveis exógenas correspondentes aos preços dos combustíveis (petróleo, carvão e gás natural). Além destas, o modelo inclui ainda variáveis de controlo

---

<sup>75</sup> Refira-se que já num estudo anterior os autores tinham identificado evidência de internalização do custo do carbono pelos produtores elétricos no mercado espanhol (Reguant & Ellerman, 2008).

do lado da procura – indicadores de atividade económica e de clima, e do lado da oferta – capacidade instalada de energias renováveis e quantidade de energia renovável produzida. Nas várias especificações consideradas pelos autores as estimativas para a PPTR variam no intervalo  $0,41 - 1,11$ . A PPTR mais elevada ( $1,17$ ) corresponde à especificação onde o preço da eletricidade é regredido exclusivamente em ordem ao preço do carbono. Contudo, introduzindo sucessivamente as variáveis de controlo, a amplitude do intervalo da PPTR desce consideravelmente, para  $0,41-0,58$ . Segundo os autores, o impacto aproximado de 50% nos preços da eletricidade reflete o nível de emissões médio das tecnologias que funcionam habitualmente como marginais.

Tabela 3.3-3 – Modelos Econométricos: estimação da PPTR do carbono

Publicação/ Autor	País	Mercado	Período	Elasticidade (PPTR – Price Pass-Through Rate)	
				Base load	Peak load
(Zachmann & von Hirschhausen, 2008)	Alemanha	Spot	2005 - 06	0,44	0,57
(Zanotti & Gabbi, 2009)	Alemanha	Spot	2005 - 07	0,79	
(Kirat & Ahamada, 2011)	Alemanha	Spot	2005 - 07	0,02	
(Dana & Moreno, 2011)	França	Futuros	2006 - 08	0,16	
(Ahamada & Kirat, 2012)	Alemanha	Spot	2008 - 10	[0,13 - 0,14]	
	França	Spot	2008 - 10	[0,19 - 0,22]	
(Lo Prete & Norman, 2013)	Alemanha	Futuros	2007 - 10	[0,09 - 0,21]	
	Bélgica	Futuros	2007 - 10	[0,07 - 0,30]	
	França	Futuros	2007 - 10	[0,03 - 0,25]	
	Holanda	Futuros	2007 - 10	[0,10 - 0,21]	
(Fell, et al., 2013)	Alemanha	Futuros	2009 - 10	0,70	0,75
	França	Futuros	2009 - 10	1,00	-
	Holanda	Futuros	2009 - 10	0,80	0,95
	P. Nórdicos	Futuros	2009 - 10	0,80	0,75
	Espanha	Futuros	2009 - 10	0,65	-
(Fabra & Reguant, 2014)	Espanha	Spot	2004 - 07	[0,41-0,58]	

### 3.3.1.3. Estudos Econométricos Baseados em Análise Multivariada

Um traço comum aos estudos empíricos apresentados até ao momento é o facto de em nenhum caso se considerar a possibilidade de interação entre os preços das várias *commodities* considerados na modelação econométrica (eletricidade, petróleo, carvão, gás natural, CO<sub>2</sub>). A generalidade destes estudos assenta no desenvolvimento de análise univariada, onde o preço de uma mercadoria é modelado como função de um conjunto de preços de outras mercadorias e, eventualmente, de um conjunto de outros regressores exógenos (temperaturas, pluviosidade, nível de armazenamento de água, restrições nas interligações do sistema elétrico, índices de atividade económica, etc.), sem que se considere a possibilidade de relações causais recíprocas. Esta assunção de exogeneidade dos preços é particularmente forte quando estamos na presença de mercados muito integrados como é o caso dos mercados de energia e os mercados de licenças de emissão de CO<sub>2</sub>.

A consideração de todas estas relações obrigam à adoção de procedimentos de estimação que permitam levar em linha de conta as interdependências de todo o sistema de preços, na linha do quadro teórico que apresentamos na Secção 3.2.2, desenvolvido por (Fell, et al., 2013), onde a taxa de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade deverá ter como ponto de partida a Eq. (3.2-14). A natureza bastante intrincada destas inter-relações e a presença de variados efeitos de *feedback* cuja direção nem sempre é simples de determinar com exatidão têm levado vários autores a terem como ponto de partida na especificação dos modelos econométricos, como alternativa à especificação das relações estruturais entre os vários preços, uma abordagem de orientação pelos dados (*data-driven paradigm*), proposta por (Sims, 1980) e (Hendry & Mizon, 1993) onde os preços são modelados conjuntamente, sendo todos tratados a priori como variáveis endógenas.

Os estudos desenvolvidos com base nesta abordagem, designada de análise multivariada, são os que metodologicamente estão mais próximos do nosso trabalho, merecendo por isso uma referência autónoma e mais detalhada. Um dos primeiros estudos empíricos desenvolvido com base nesta metodologia foi conduzido por (Honkatukia, et al.,

2006)<sup>76</sup>, e posteriormente atualizado em (Honkatukia, et al., 2008), para a vertente Finlandesa do mercado elétrico nórdico (NordPool). Os autores recorrem à análise multivariada onde as variáveis preço são modeladas conjuntamente num sistema de equações, sendo todas tratadas a priori como variáveis endógenas o que, no caso da modelação autorregressiva, se traduz num Modelo Vetorial Autorregressivo (*VAR – Vector Autoregressive Model*). Como analisaremos em detalhe no Cap. 4 dedicado ao tema das metodologias econométricas, em contextos onde as variáveis são não estacionárias mas exibem a propriedade de cointegração, a abordagem VAR, desenvolvida em conjunto com o já referido mecanismo de correção de erros, traduz-se numa especificação designada por Modelo Vetorial de Correção de Erros (*VECM – Vector Error Correction Model*) que permite ultrapassar simultaneamente as limitações associadas quer à endogeneidade das variáveis quer à ausência de estacionaridade. Analisando os preços *spot* diários para o período de jan./2005 a mai./2006, (Honkatukia, et al., 2006) concluem pela existência de uma única relação de cointegração entre o preço da eletricidade, o preço do carbono, o preço do gás natural e o preço do carvão o que facilita a estimação das taxas de repercussão do preço dos *inputs* no preço da eletricidade. Os coeficientes de regressão associados a cada um dos preços nessa relação de equilíbrio de longo prazo, designada por equação de cointegração, correspondem às elasticidades do preço da eletricidade aos vários *inputs*. Assim, como podemos verificar pela Tabela 3.3-4, a elasticidade estimada do preço da eletricidade ao preço do carbono é de 0,93, para o preço do gás natural de 0,61 e para o preço do carvão de 0,83. A estimação dos parâmetros do VECM permite ainda concluir que, no curto prazo, cerca de 28% das variações no preço da eletricidade são explicadas pelo ajustamento do preço a desvios ocorridos face ao nível de equilíbrio de longo prazo<sup>77</sup>. Mais tarde os autores atualizaram o seu trabalho (Honkatukia, et al., 2008), concluindo que para o primeiro ano do CELE (jan./2005 a dez./2005) a PPTR do carbono foi de 0,35 e para o período correspondente aos dois primeiros anos (jan./2005 a dez./2006) foi de 0,54. Além da estimação VECM os autores recorrem a dois outros modelos econométricos, o Modelo Autorregressivo Integrado de Média Móvel (*ARIMA – Autoregressive Integrated*

---

<sup>76</sup> Estudo por vezes também surge referenciado como (Perrels, et al., 2006).

<sup>77</sup> Como demonstraremos mais tarde, este valor corresponde à estimativa para o coeficiente associado ao termo de correção de erros (*ECT – Error Correction Term*) na equação relativa ao preço da eletricidade também designado por coeficiente de ajustamento ao desequilíbrio na relação de longo prazo. Na Tabela 3.3-4 corresponde à coluna identificada com o título “Coeficiente Ajustamento”.

*Moving Average Model*) e o Modelo Autorregressivo de Heterocedasticidade Condicional Generalizada (*GARCH – Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model*), introduzindo na análise outras variáveis com poder explicativo sobre a variação do preço da eletricidade no curto prazo, nomeadamente, variáveis que podem refletir variações na procura de eletricidade (temperatura atmosférica, dias úteis *vs.* dias de fim-de-semana/feriados, períodos de inverno *vs.* períodos de verão) e nas condições da oferta (grau de utilização de capacidade de geração elétrica, grau de utilização da capacidade de transmissão, nível de armazenamento de água em reservatórios). Os resultados estimados pelos vários modelos permitem ainda aos autores concluir que sensibilidade da variação do preço da eletricidade ao preço do carbono parece ser condicionada pelo grau de utilização da capacidade de geração instalada. A justificação avançada pelos autores prende-se com o facto de nos períodos em que o sistema é sujeito a maior carga tenderem a ser os combustíveis fosseis as tecnologias marginais.

Um estudo empírico bastante popular na literatura dedicada ao tema do impacto do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade foi desenvolvido por (Bunn & Fezzi, 2008) para os mercados do Reino Unido e da Alemanha. Recorrendo também à análise de cointegração multivariada, os autores ajustam um VECM para modelar o comportamento conjunto dos preços da eletricidade, do carbono e do gás natural, para um período que corresponde aproximadamente ao primeiro ano de funcionamento do CELE (jan./2005 a jun./2006). Na especificação econométrica adotada pelos autores, além das variáveis endógenas preço, a temperatura é incluída como variável exógena como forma de controlar o modelo pelo efeito desta variável na procura de eletricidade. Os autores concluem para ambos os mercados que existe apenas uma relação de cointegração entre aqueles preços. Como podemos verificar na Tabela 3.3-4 a PPTR do carbono é mais expressiva no mercado alemão (0,52) do que no mercado do Reino Unido (0,33), acontecendo o inverso para PPTR do gás natural (0,49 para o mercado alemão contra 0,65 para o Reino Unido). De acordo com os autores, estas diferenças resultam do facto de no Reino Unido o combustível marginal ser frequentemente o gás natural enquanto na Alemanha é o carvão que funciona como combustível marginal numa fração considerável do tempo. Tendo presente que o conteúdo de carbono na produção de eletricidade com base em gás natural é, segundo os autores, aproximadamente 60% do verificado na produção com base em carvão, não será de estranhar que a relação entre o preço da eletricidade e o preço do

carbono seja mais forte no caso da Alemanha. Na verdade, a PPTR do carbono na Alemanha é superior à do Reino Unido em cerca 1,6 vezes. Uma outra diferença sensível entre os dois mercados prende-se com a velocidade de ajustamento do preço da eletricidade face a desvios no nível de equilíbrio de longo prazo. Repare-se que na Alemanha a velocidade de correção dos desequilíbrios é de  $-0,19$  enquanto no Reino Unido é de  $-0,25$ , ou seja, o mercado do Reino Unido ajusta cerca de 30% mais rapidamente que o alemão o que pode indiciar um maior nível de competição no mercado. Em (Fezzi & Bunn, 2009)<sup>78</sup>, os autores complementam para o caso do Reino Unido a análise dinâmica das interações entre os preços da eletricidade, do carbono e do gás natural, conduzida através do ajustamento VECM, com uma análise das relações estruturais baseada em variáveis instrumentais (quantidade de gás disponível em stock e quantidade de gás transportado através da interligação Zeebrugge-Bacton<sup>79</sup>). Os resultados obtidos através desta abordagem permitem aos autores confirmar os resultados do estudo anterior, nomeadamente que o preço do carbono é importante para a determinação do preço de equilíbrio de longo prazo da eletricidade.

Num estudo empírico para o mercado francês (Powernext), (Chemarin, et al., 2008) procuram testar a eventual ocorrência de repercussões cruzadas (*cross-spillovers*) entre os mercados da eletricidade e do carbono. Os autores recorrem a várias abordagens econométricas adequadas a séries não estacionárias, nomeadamente, ajustando um VAR com as variáveis em primeiras diferenças, ajustando um VECM e ainda estimando um modelo bivariado GARCH. Numa das modelações VAR, além da eletricidade e do carbono, os autores incluem como variáveis endógenas algumas *commodities* energéticas (gás natural e petróleo). Nas modelações vetoriais, a par das variáveis endógenas (taxas de rentabilidade dos preços), são incluídos dois tipos de variáveis de clima: temperatura (como *proxy* da procura de eletricidade) e precipitação (como *proxy* que reflete as condições associadas ao *mix* de geração elétrica). A generalidade dos resultados das estimações leva os autores a concluir que não existe uma relação de curto prazo entre as taxas de retorno associadas aos preços da eletricidade e do carbono enquanto no longo prazo essa relação parece existir.

---

<sup>78</sup> Uma primeira versão do estudo foi apresentada em (Bunn & Fezzi, 2007).

<sup>79</sup> A única interligação de gás entre o Reino Unido e a Europa Continental.

Em (Fell, 2010) o autor avalia o impacto do CELE no mercado NordPool para o período jan./2005 a abr./2008. Tal como nos casos anteriores, o sistema de equações é especificado numa modelação de correção de erros (VECM), tendo como variáveis endógenas os preços da eletricidade, do carbono e dos combustíveis carvão e gás natural, e como variável exógena de controlo a temperatura. O ajustamento inclui ainda a variável “nível das reservas de água” que numa das modelações propostas é tratada como variável exógena, a par da temperatura, e noutra como variável endógena, admitindo-se neste caso que as reservas de água poderão ser geridas estrategicamente como função dos custos associados ao preço dos combustíveis (Fell, 2010). Também aqui os autores concluem pela existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços da eletricidade, do carbono e dos combustíveis, estimando valores para a PPTR do carbono entre  $0,11 - 0,13$ . O valor para o impacto do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade substancialmente inferior ao estimado por (Fezzi & Bunn, 2009) para os mercados da Alemanha e do Reino Unido poderá ser explicado pelas diferenças no *mix* energético que caracteriza cada um dos sistemas elétricos do qual resulta uma intensidade de carbono substancialmente inferior no caso nórdico, devida a um maior predomínio de tecnologias limpas (hídrica). Já as diferenças relativamente aos valores estimados por (Honkatukia, et al., 2006) e (Honkatukia, et al., 2008) são mais difíceis de justificar dado tratar-se aproximadamente do mesmo mercado, embora elas possam residir no período de estimação que, no caso de (Fell, 2010), se estende até abr./2008. Na verdade, a queda no preço do CO<sub>2</sub> ocorrida à medida que a Fase I do CELE se encaminhava para o fim e tinha início a Fase II pode estar na origem do enfraquecimento do vínculo entre o mercado elétrico e o mercado do carbono o que justifica uma progressiva redução da PPTR ao longo do tempo.

Num trabalho desenvolvido para o mercado elétrico da República Checa, com base em cotações do mercado a prazo para o período de jan./2007 a mar./2010, (Vondrusková, et al., 2010) testam a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo através do ajustamento de um VECM onde são incluídos os preços da eletricidade, do carbono e do carvão. Os autores concluem pela existência de uma relação de equilíbrio entre aquelas variáveis, sendo ambos os coeficientes da equação de cointegração estatisticamente significativos. Como podemos confirmar pelos dados apresentados na Tabela 3.3-4, a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono é relativamente

elevada ( $PPTR = 0,83$ ) o que provavelmente será um reflexo do peso do carvão no portfólio energético da República Checa<sup>80</sup>.

Como referimos antes, os primeiros anos de funcionamento do CELE, correspondentes à Fase I, são considerados por vários autores como um período atípico e por isso pouco representativo. Partindo desta premissa,(Thoenes, 2011), procurando compreender as determinantes do preço da eletricidade para o mercado da Alemanha e aferir o impacto da moratória nuclear decidida pelas autoridades alemãs em 2011, analisa um período que inclui apenas a Fase II do CELE (abr./2008 a set./2010). Recorrendo também à análise de cointegração através do ajustamento VECM, o autor encontra uma relação de cointegração entre os preços da eletricidade, do carbono e do gás natural, concluindo que o preço da eletricidade se ajusta às variações do preço dos *inputs* no longo prazo. Como podemos verificar na Tabela 3.3-4 a estimativa para a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono ( $PPTR = 0,51$ ), embora estimada para um período diferente, não se afasta da estimativa calculada por (Bunn & Fezzi, 2008). Os autores complementam a abordagem VECM com a aplicação de um modelo semiparamétrico que permite concluir que relação entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs* varia com o nível de carga no sistema, refletindo as variações na ordem de mérito.

Ainda seguindo a abordagem de análise multivariada, (Fritz, 2012) estima a interação entre o preço dos futuros de eletricidade no mercado da europa central (EEX) e o preço dos *inputs* (carbono, gás natural e carvão) para um período de cinco anos (jan./2007 a dez./2011). A  $PPTR = 0,41$  para o carbono não se afasta em demasia das estimativas calculadas por outros autores, por exemplo para o mercado à vista alemão. Talvez o resultado mais surpreendente neste caso seja a fraca velocidade de ajustamento do mercado de futuros de eletricidade face a desequilíbrios na relação de longo prazo ( $-0,06$ ).

Num trabalho empírico para o mercado espanhol, onde procuram ajustar um modelo de equilíbrio de longo prazo que permita explicar a variação do preço da eletricidade em função de um conjunto bastante alargado de variáveis explicativas, (Bello & Reneses, 2013) recorrem também à análise de cointegração. O estudo desenvolve-se no

---

<sup>80</sup> Refira-se que num ajustamento alternativo, onde o número de desfasamentos nas variáveis é inferior, e portanto com risco mais elevado de enviesamento por autocorrelação dos erros, esta taxa é ainda mais elevada, indicando repercussão do preço do carbono acima dos 100% ( $PPTR = 1,20$ ).

período de jan./2009 a nov./2011<sup>81</sup>. Os autores ajustam um VECM onde além do preço da eletricidade são consideradas as seguintes variáveis: preço do carbono, preço do carvão, preço do petróleo, quantidade procurada de eletricidade, quantidades de eletricidade produzidas pelas várias tecnologias presentes no portfólio elétrico espanhol e balanço elétrico internacional (importações/exportações). O resultado das estimativas para as elasticidades do preço da eletricidade ao preço dos *inputs* apresentado na Tabela 3.3-4 mostra uma PPTR do preço do carbono de 0,18.

Num estudo recente para os mercados do Reino Unido e da Alemanha, (Huisman & Kilic, 2014) procuram testar empiricamente a hipótese de a taxa de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade não ser constante ao longo do tempo, procurando desta forma confirmar que o nível de passagem do custo do carbono ao preço da eletricidade depende do grau de intensidade de carbono associado a cada tecnologia. Incidindo a análise sobre cotações do mercado de futuros, os resultados obtidos pelos autores claramente rejeitam a hipótese nula de PPTR constante no tempo contra a hipótese alternativa de PPTR variável com o tempo. Como podemos observar na Tabela 3.3-4, para o caso do Reino Unido, onde a estimação foi ainda desdobrada em dois modelos, em função do contrato de futuros utilizado, as taxas de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade variam entre 0,56 - 0,62 para as horas de ponta e 0,47 - 0,57 para as horas fora de ponta, quando o combustível marginal é o carvão, e entre 0,66 - 0,73 para as horas de ponta e 1,23 - 1,37 para as horas fora de ponta, quando o combustível marginal é o gás natural. As estimativas obtidas para o caso da Alemanha são bastante mais controversas desde logo pela grande variabilidade que apresentam.

Através de diferentes abordagens econométricas, (Fell, et al., 2013) estimam a relação entre o preço da eletricidade, dos combustíveis e do carbono para a Alemanha, França, Holanda, Países Nórdicos e Espanha, para o período jan./2009 a dez./2010 com base em cotações do mercado de futuros e distinguindo dois regimes de consumo (ponta e base). Os autores começam por estimar o impacto da Fase II do CELE no preço da

---

<sup>81</sup> Uma primeira amostra (jan./2009 a abr./2011) é utilizada para estimar o modelo e uma segunda, correspondente ao período remanescente, é usada para validação dos resultados.

eletricidade assumindo exogeneidade do preço dos *inputs*<sup>82</sup>. Trata-se portanto de ajustar um modelo de equação única onde a variação do preço da eletricidade é explicada por um conjunto de variáveis explicativas exógenas (preço do carbono, preço do gás natural, preço do carvão) e um conjunto de variáveis de controlo (níveis de água nos reservatórios, índices acionistas – admitindo-se que incorporam informação sobre o nível de atividade da economia e variáveis de sazonalidade). As estimativas obtidas por este modelo para a PPTR do carbono são as indicadas na Tabela 3.3-3. De forma a projetar o significado destas estimativas em termos do grau de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade, os autores assumem os seguintes fatores de emissão para as diferentes tecnologias:  $0,96 \text{ tCO}_2/\text{MWh}$  para a térmica a carvão,  $0,60 \text{ tCO}_2/\text{MWh}$  para a térmica a gás natural de ciclo aberto (OGCT) e  $0,42 \text{ tCO}_2/\text{MWh}$  para a térmica a gás natural de ciclo combinado (CCGT). Partindo destes valores, os autores afirmam que as PPTR estimadas para o período de carga base, com exceção de Espanha, correspondem aproximadamente a uma repercussão completa do custo do CO<sub>2</sub> na medida em que na maioria dos casos será o carvão a funcionar como tecnologia marginal neste período. Note-se que, na realidade, a conclusão só será inteiramente correta se aquela taxa igualar o fator de emissão médio da tecnologia marginal no período de carga em causa<sup>83</sup>. Por exemplo, no caso da Holanda, no período de consumo em horas de ponta, admitindo que a tecnologia marginal é sistematicamente o carvão, então a conclusão de repercussão integral do custo do carbono será aceitável ( $CPTR = 0,95 / 0,96 \approx 100\%$ ). Relativamente ao período em horas de ponta, partindo do princípio de que usualmente serão as tecnologias de custo mais elevado (CCGT) a estabelecer o preço, a conclusão de repercussão integral do custo do CO<sub>2</sub> é mais difícil de sustentar uma vez que se trata de tecnologias com fatores de emissão mais reduzidos. Uma das explicações avançadas pelos autores para justificar a CPTR nos períodos de ponta acima do esperado é a crescente penetração de energias renováveis. O acréscimo de energia produzida a partir destas fontes traduz-se imediatamente na redução da procura residual (procura total deduzida da produção nuclear e renovável) destinada às

---

<sup>82</sup> Reportando-nos ao modelo teórico apresentado na Eq. (3.2-14), e à expressão da taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> representada pela Eq. (3.2-15), esta especificação corresponde a restringir o efeito da variação do preço do carbono no preço da eletricidade ao parâmetro *FE* (fator de emissão de CO<sub>2</sub> ou intensidade de carbono). Como vimos antes, este será o efeito de uma variação do preço do carbono no preço da eletricidade se todos os outros preços se mantiverem constantes (*ceteris paribus*).

<sup>83</sup> Deve ter-se presente que a  $CPTR = PPTR / \text{Fator de Emissão de CO}_2 \text{ da Tecnologia Marginal}$ .

fontes térmicas. Assim, a quantidade crescente de renováveis pode estar a excluir a CCGT do sistema, contribuindo para aumentar o número de horas em que o carvão funciona como tecnologia marginal nos períodos de ponta. Uma outra explicação prende-se com a evolução do rácio “preço do carvão/preço do gás natural” cujo decréscimo tem vindo a favorecer o carvão no *trade-off* entre estes dois combustíveis. Neste modelo os autores estimam também a PPTR dos combustíveis, sendo que, para o caso do mercado espanhol (período base), essas taxas são aproximadamente:  $PPTR(\text{carvão}) \approx 0,3$  e  $PPTR(\text{gás natural}) \approx 0,4$ . Reconhecendo que as estimativas obtidas pela especificação do modelo de equação única poderão estar enviesadas, especialmente pela forte probabilidade de ocorrência de endogeneidades entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs*, os autores complementam este trabalho com uma análise onde relaxam a hipótese de exogeneidade dos preços, estimando um VECM que corresponde à representação econométrica do modelo representado na Eq. (3.2-14). Através de Análise da Função de Resposta a Impulsos (*IRF – Impulse Response Function Analysis*), os autores concluem que o efeito de um choque no preço do carbono sobre o preço da eletricidade é, para todos os mercados, estatisticamente significativo e persistente no longo prazo. Para o período de consumo base, o efeito sobre o preço da eletricidade de um choque de  $1,00\text{€}/t\text{CO}_2$  estabiliza no longo prazo em torno dos  $0,50\text{€}/\text{MWh}$  para o mercado espanhol e no intervalo  $0,70\text{€}/\text{MWh} - 0,90\text{€}/\text{MWh}$  para os restantes mercados. Na opinião dos autores, a repercussão do custo do CO<sub>2</sub> mais baixa em Espanha pode ficar a dever-se à maior penetração do gás natural neste país e às fortes limitações nas conexões com os restantes mercados europeus.

Num trabalho desenvolvido já no âmbito da presente investigação, (Freitas & Silva, 2012a), (Freitas & Silva, 2012b) e (Freitas & Silva, 2013a), estudaram empiricamente o segmento português do MIBEL para um período correspondente a parte da Fase II do CELE (jan./2008 a ag./2011). Os autores assentam o estudo em análise de cointegração, ajustando um VECM onde as variáveis preço da eletricidade, preço do carbono, preço do gás natural e preço do carvão são modeladas conjuntamente como variáveis endógenas. A par destas, são incluídas na componente de curto prazo do modelo um conjunto de variáveis exógenas através das quais os autores procuram controlar o efeito das variáveis preço pelas condições da procura e da oferta no mercado elétrico, nomeadamente: temperatura atmosférica e um conjunto de variáveis que funcionam como *proxy* do *mix* elétrico (quantidade de eletricidade transacionada para cada tecnologia de

geração elétrica). O estudo mostra evidência empírica de que todos os preços considerados (eletricidade, carbono e combustíveis) são relevantes para o estabelecimento da relação de equilíbrio de longo prazo à qual o preço da eletricidade está ancorado e que o coeficiente associado ao preço do carbono, ou seja, a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono, é de  $PPTR = 0,51$ .

Tabela 3.3-4 – Modelos Econométricos com Interação entre Preços Energéticos: PPTR

Publicação/ Autor	País/ Mercado	Período	Variáveis		PPTR - Price Pass-Through Rate			Coef. Ajust.	
			Endógenas	Exógenas	Carbono				
					Base	Peak	Off-peak		Combustíveis
					Gás	Carv	Pet.		
(Honkatukia, et al., 2006)	NordPool	02/2005 05/2006	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás, Carvão		0,93	0,61	0,83		-0,28
(Honkatukia, et al., 2008)	NordPool	01/2005 12/2005	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás, Carvão		0,35	0,13	1,01		-0,16
		01/2005 12/2006	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás, Carvão		0,54	0,15	0,99		-0,07
(Bunn & Fezzi, 2008)	Reino Unido	04/2005 06/2006	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás	Temp.	0,33	0,65			-0,25
	Alemanha	04/2005 06/2006	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás	Temp.	0,52	0,49			-0,19
(Fezzi & Bunn, 2009)	Reino Unido	04/2005 05/2006	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás	Temp.	0,32	0,66			-0,25
(Fell, 2010)	NordPool	01/2005 04/2008	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás, Carvão	Nível Água	0,11	3,25	0,29		-0,13
			Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás, Carvão, Nível Água		0,13	3,25	0,30		-0,14
(Vondrusková, et al., 2010)	República Checa	01/2007 03/2010	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Carvão		0,83		0,43		-
(Thoenes, 2011)	Alemanha	04/2008 09/2010	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás		0,51	0,36			-0,29
(Fritz, 2012)	Alemanha	01/2007 12/2011	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás, Carvão		0,41	0,66	1,23		-0,06
(Bello & Reneses, 2013)	Espanha	01/2009 04/2011	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Carvão, Petróleo, várias		0,18	0,21		0,73	-0,03
(Aatola, et al., 2013)	França	01/2008 08/2011	Eletricid., CO <sub>2</sub>		0,74				-0,06
(Freitas & Silva, 2013a)	Portugal	01/2008 08/2011	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás, Carvão	Temp., mix elétrico	0,51	0,31	0,29		-0,32
(Huisman & Kilic, 2014)	Reino Unido	07/2007	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Gás		0,66 - 1,23 -				
		12/2012	Eletricid., CO <sub>2</sub> , Carvão		0,73 1,37 0,56 - 0,47- 0,62 0,57				

Notas: Significado das abreviaturas. Carv. - Carvão; Pet. - Petróleo; Coef. Ajust. - Coeficiente de Ajustamento; Eletricid. - Eletricidade.

A par dos estudos apresentados até ao momento têm sido publicados outros trabalhos que procuram igualmente estudar a relação de longo prazo entre o preço da eletricidade, do carbono e dos combustíveis embora sem o objetivo concreto de estimar em concreto o nível a que o custo do carbono é repassado para o preço da eletricidade.

Tal é o caso do estudo empírico de (Pinho & Madaleno, 2011) onde os autores procuram concluir se a heterogeneidade que caracteriza os vários sistemas elétricos europeus condiciona o impacto que a restrição do carbono possa produzir nos mercados energéticos. Para tanto estudam as interações entre o preço da eletricidade, o preço do carbono e o preço dos combustíveis (gás natural, carvão e petróleo) para três mercados europeus distintos: França, Alemanha e Países Nórdicos. Os resultados permitem aos autores concluir que o impacto da introdução do CELE nos mercados elétricos europeus depende inequivocamente do país em análise o que remete para a relevância das políticas domésticas ao nível da eficácia da solução desenhada pela UE no combate às alterações climáticas. Mais especificamente, os resultados do estudo permitem concluir que o mecanismo de transmissão do custo do CO<sub>2</sub> ao preço da eletricidade pode ser atenuado pela presença da tecnologia nuclear no sistema elétrico e que o potencial aumento do preço da eletricidade depende do *mix* energético e do estágio de desregulamentação em que se encontre o mercado elétrico do país em causa. Mais tarde o estudo foi atualizado para o período jan./2009 a jul./2012 (Fase II do CELE) em (Madaleno, et al., 2014). A metodologia econométrica usada é a mesma (VECM), tendo sido adicionada ao sistema como variável exógena a temperatura. Tal como no estudo anterior, os autores concluem que as diferenças ao nível da eficiência do CELE nos vários mercados resultam principalmente da heterogeneidade dos portfólios de geração elétrica.

Num estudo empírico onde procuram avaliar o papel dos mercados de carbono no processo de integração dos mercados elétricos europeus, (Aatola, et al., 2013), incidindo a sua análise sobre os mercados da Europa Central (Alemanha, França e Holanda), da Península Ibérica, dos Países Nórdicos e do Reino Unido, para um período cuja extensão total vai de fev./2003 a ag./2011, testam a hipótese do impacto do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade variar com o *mix* elétrico de cada país e a hipótese de poder variar ao longo do

tempo. Relativamente à primeira hipótese, os autores concluem que, *ceteris paribus*<sup>84</sup>, o impacto do preço do carbono no preço da eletricidade é positivo mas desigual, dependendo do *mix* elétrico do país, sendo mais forte no carvão do que no gás e sendo o mais reduzido quando a tecnologia é a de ciclo combinado. No que respeita à eventual diferença de impacto no tempo, a conclusão do estudo aponta para que no curto prazo a introdução do recurso carbono na estrutura de custos da eletricidade possa contribuir para um incremento na diferença de preços entre os vários mercados elétricos europeus. Já no que respeita ao impacto do mercado de carbono no longo prazo, as conclusões do estudo antecipam um efeito favorável no processo de integração dos mercados elétricos europeus. Em particular, um acréscimo do preço do CO<sub>2</sub>, estimulando a entrada em operação de fontes de energia limpa suplementares, poderá fazer deslocar a curva da oferta para a direita, moderando a pressão sobre os preços da eletricidade e contribuindo para excluir da rede as centrais menos eficientes. Na opinião dos autores, este efeito tenderá a estreitar as diferenças de preços da eletricidade entre os vários países, contribuindo para uma maior uniformidade de preços na Europa.

A tentativa de avaliar a eficácia de soluções de política ambiental baseadas no mercado, como instrumento para o combate as alterações climáticas, não é um exclusivo da investigação desenvolvida em torno do caso Europeu (CELE). Como ficou dito no capítulo anterior, outras geografias vêm implementando sistemas de *cap-and-trade* como instrumento de política para prossecução dos compromissos assumidos no âmbito do Protocolo de Quito ou simplesmente como instrumento de redução voluntária das emissões de GEE. Vimos também que um dos casos de implementação mais consistente destas soluções tem sido o caso Australiano. É por isso natural que também a propósito deste caso se venha produzindo investigação empírica sobre a eficácia do sistema. Um exemplo dessa investigação é o trabalho desenvolvido por (Cotton & Truck, 2011) onde os autores procuram avaliar a interação entre o preço da eletricidade e o preço do CO<sub>2</sub> para os dois mais importantes sistemas de transação de licenças de emissão de carbono Australianos – o sistema regional NSW (*New South Wales*) *Greenhouse Gas Abatement Scheme* (GGAS)<sup>85</sup> e o sistema

---

<sup>84</sup> Não considerando as eventuais endogeneidades entre os preços dos vários mercados elétricos.

<sup>85</sup> Sistema introduzido em 2002, tendo-se iniciado as transações de licenças de emissão em jan./2003. Neste sistema, à semelhança do CELE, cada certificado (*NGAC - New South Wales Greenhouse Gas Abatement*

nacional *Mandatory Renewable Energy Target Scheme* (MRET)<sup>86</sup>. No modelo econométrico usado os autores ajustam um VECM onde a equação de cointegração única tem como variável explicada o preço da eletricidade e variáveis explicativas o preço do gás natural e o preço dos certificados NGAC (*New South Wales Greenhouse Gas Abatement Certificates*), num caso, e o preço dos certificados REC (*Renewable Energy Certificates*) num outro caso. A elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono, para os certificados NGAC, os mais diretamente comparáveis com as EUA, é de 0,39. Os resultados obtidos levam os autores a concluir que a ligação entre o preço do carbono e o preço da eletricidade existe mas só no período mais recente revelou ser estatisticamente significativa. Mais recentemente este estudo foi atualizado por (Cotton & Mello, 2014), essencialmente no que respeita à abordagem econométrica usada na análise empírica. Através de Análise da Função de Resposta Generalizada a Impulsos (*GIRF - Generalised Impulse Response Function*) e da Análise de Decomposição da Variância dos Erros (*EVD - Error Variance Decomposition*) os autores concluem que a relação entre as variáveis presentes no modelo no longo prazo é significativa. Contudo, os resultados mostram também que, no curto prazo, o papel que o carbono desempenha na explicação dos movimentos do preço da eletricidade é muito pouco significativo. O caso Australiano tem sido estudado empiricamente por vários outros autores, podendo destacar-se as contribuições de (Frontier Economics, 2009), de (Chevallier, 2010d) e mais recentemente de (Nazifi, 2015).

---

*Certificates*) representa uma tonelada de CO<sub>2</sub> equivalente. Aquando do seu lançamento, estava previsto que o sistema seria descontinuado quando entrasse em operação um sistema federal.

<sup>86</sup> O objetivo deste sistema consiste na redução das emissões de GEE pelo sistema elétrico a partir do reforço da quantidade de energia renovável injetada na rede. O “ativo” transacionado neste caso não é diretamente comparável com as licenças de emissão do CELE: a meta imposta pelo sistema aos produtores elétricos respeita à quantidade de energia renovável a injetar na rede e o “ativo” alvo de transação no mercado são certificados que representam um MWh de eletricidade produzida a partir de fontes renováveis acima da *baseline* fixada para o produtor (*REC - Renewable Energy Certificates*). O sistema foi introduzido em jan./2001 e aplica-se ao período de 2001 a 2021. A partir de 2011 o sistema foi segmentado em duas partes: o *Small-scale Renewable Energy Scheme* (SRES) e o *Large-scale Renewable Energy Target* (LRET), tendo sido este último a dar continuidade, em termos de regras de funcionamento, ao mecanismo original.

### 3.3.2. Fatores Determinantes do Preço do Carbono

No âmbito do estudo do comportamento do preço do carbono baseado em modelos fundamentais, onde se procura explicar a formação do preço em função da evolução de um conjunto de variáveis económico-financeiras, os fatores que vêm sendo mais recorrentemente identificados como determinantes da evolução do preço do carbono (*carbon price drivers*) podem ser agrupados em quatro categorias, uma do lado da oferta e três do lado da procura. Uma vez que os mercados de carbono são artificiais, no sentido de que resultam exclusivamente de decisões políticas, é ao nível político-institucional que em última instância são determinadas as condições da oferta de mercado. Neste âmbito, a decisão política assume especial relevância na determinação da quantidade total de licenças de emissão presente no mercado, no estabelecimento das regras de alocação das licenças de emissão pelos operadores sujeitos ao sistema, na definição das regras de utilização de certificados verdes complementares às licenças de emissão (CERs e ERUs), na definição das regras de “depósito” (*banking*) e “empréstimo” (*borrowing*) de licenças entre fases de funcionamento do sistema e no estabelecimento das penalidades a aplicar aos operadores em caso de incumprimento. Do lado da procura, são habitualmente identificados três fatores fundamentais na explicação do comportamento do preço do CO<sub>2</sub>: o nível de atividade económica, variáveis relacionadas com o clima e o preço dos combustíveis utilizados na produção de eletricidade (Sijm, et al., 2005), (Christiansen, et al., 2005), (Kanen, 2006).

O efeito do nível de atividade da economia na quantidade procurada de licenças de emissão, e por essa via no preço do CO<sub>2</sub>, é unanimemente reconhecido na medida em que a quantidade de emissões de GEE está diretamente relacionado com o nível de *output* produzido. Um exemplo concreto desta relação foi a queda de cerca de 3% a que se assistiu no nível de emissões de GEE como efeito da crise financeira internacional (IEA - International Energy Agency, 2009).

O efeito das condições climáticas no mercado de carbono, que resulta fundamentalmente da relação deste com os mercados energéticos, tem sido identificado tanto do lado da procura como do lado da oferta de energia. Do lado da procura, são as temperaturas extremas que, determinando um acréscimo na procura de energia, tanto para aquecimento como para arrefecimento, surgem como variável que influencia o

comportamento do preço do CO<sub>2</sub> (Considine, 2000). Do lado da oferta de energia, muito especialmente energia elétrica, são as variáveis precipitação, velocidade do vento e radiação solar que, influenciando a quantidade de eletricidade renovável limpa injetada na rede elétrica (hidráulica, eólica e solar), e por essa via condicionando a necessidade de utilização de licenças de emissão pelo setor elétrico, podem encerrar algum poder explicativo do comportamento do preço do CO<sub>2</sub> (Hintermann, 2010).

O efeito do preço dos combustíveis no comportamento do preço do carbono decorre essencialmente da sua interação com o setor de produção elétrico. O facto de o setor elétrico ser indiscutivelmente o mais relevante no sistema CELE faz com que o preço do carbono seja fortemente influenciado pelo nível de emissões e capacidade de abate/redução de CO<sub>2</sub> deste setor (Bertrand, 2012). Na medida em que as diferentes tecnologias de produção elétrica têm diferentes níveis de emissão de CO<sub>2</sub>, a ordem de despacho condiciona naturalmente o nível total de emissões com origem no setor elétrico. Como tal, os produtores elétricos dispõem de uma opção de abate de carbono que passa pela simples alteração da hierarquia das tecnologias na ordem de despacho. Na verdade, qualquer setor de atividade dispõe de duas estratégias para alcançar o objetivo de redução das emissões de GEE impostos pelo CELE: uma estratégia de longo prazo, traduzida pelo investimento em aumento da eficiência e tecnologias limpas (redução das emissões por unidade de *output*), e uma estratégia de curto prazo que passa pela redução do nível de atividade (redução do *output*). Acresce que, em algumas situações, o setor elétrico além destas duas possibilidades dispõe ainda da opção de, mantendo o nível de produção, reduzir a quantidade total de emissões pela troca de combustíveis (tecnologia) utilizados na geração de eletricidade. Segundo vários autores, esta estratégia, habitualmente designada por “troca ou comutação de combustível” (*fuel-switching*) consiste na opção de abate de carbono mais relevante para o setor elétrico no curto prazo ((Christiansen, et al., 2005), (Kanen, 2006) e (Bunn & Fezzi, 2008) e (Rickels, et al., 2010), por exemplo). A substituição de carvão por gás no despacho elétrico pode conduzir a uma redução no nível de emissões de carbono por MWh elétrico produzido entre 40% a 60% ((Bunn & Fezzi, 2008) e (Rickels, et al., 2010)). Na ausência da restrição do carbono, a hierarquia na ordem de despacho entre o carvão e o gás será determinada pela comparação entre o *dark spread* e o *spark spread*. Na presença de um custo adicional associado ao carbono, aquele *trade-*

*off* será feito entre o *clean dark spread* e o *clean spark spread*<sup>87</sup>. Igualando estas margens, resultará o designado “preço de substituição/comutação de combustível” (*fuel switching price*) que corresponde ao preço do carbono que torna indiferente em termos de rentabilidade gerar eletricidade a partir da queima de carvão ou a partir da queima de gás. Recorrendo à expressão introduzida por (Fehr & Hinz, 2006)<sup>88</sup>:

$$\text{switching price} \left( \frac{\text{€}}{t\text{CO}_2} \right) = \frac{\text{custos geração}_{\text{gás}} \left( \frac{\text{€}}{\text{MWh}} \right) - \text{custos geração}_{\text{carvão}} \left( \frac{\text{€}}{\text{MWh}} \right)}{\text{emissão carbono}_{\text{carvão}} \left( \frac{t\text{CO}_2}{\text{MWh}} \right) - \text{emissão carbono}_{\text{gás}} \left( \frac{t\text{CO}_2}{\text{MWh}} \right)} \quad (3.3-1)$$

Os termos “custos de geração” correspondem à ponderação do preço dos combustíveis pelo fator de eficiência térmica, para cada uma das tecnologias, e os termos “emissão de carbono” correspondem aos fatores de emissão de carbono associados a cada uma das tecnologias. Como podemos verificar pela expressão da Eq. (3.3-1), o *switching price* está relacionado positivamente com o preço do gás e negativamente com o preço do carvão. Um aumento do preço do gás, do qual resultará um aumento do *switching price* (supondo por exemplo a manutenção do preço do carvão), levará a um incremento na utilização do carvão como combustível para a produção eletricidade o que terá como efeito um aumento da procura de licenças de emissão e por sua vez um aumento do preço do carbono. Por sua vez, um aumento do preço do carvão pode levar a uma substituição do combustível no sentido contrário, contribuindo para reduzir a procura e o preço do carbono. É este efeito induzido no preço do CO<sub>2</sub> pela alteração da relação entre o preço do carvão e o preço do gás que é designado de “efeito de substituição ou comutação” (*switching effect*) e que postula uma relação positiva entre o preço do CO<sub>2</sub> e o *switching price*. A par deste efeito ligado ao preço relativo dos combustíveis, alguns autores identificam os preços dos combustíveis em termos absolutos também como potenciais responsáveis pelo comportamento do preço CO<sub>2</sub>, na medida em que deles dependerá a sua procura pelo setor elétrico e como tal a procura de licenças de emissão. Este efeito, por vezes designado por

<sup>87</sup> Os *spreads* correspondem à margem de lucro bruta do preço da eletricidade sobre os custos do combustível e do carbono para o caso do carvão e do gás, respetivamente.

<sup>88</sup> Talvez esta seja a forma mais comum de expressar o *switching price*, seguida por exemplo em (Kanen, 2006), (CDC Climat Research, 2007), (Delarue & D’haeseleer, 2007), (Rickels, et al., 2010), (Bertrand, 2012), (Creti, et al., 2012) e (Bertrand, 2014). Contudo, alternativamente, o *switching price* poderá ser aferido pelo rácio entre o preço do gás e o preço do carvão, como sugerido por exemplo em (Delarue, et al., 2010), ou pela taxa de retorno associada à diferença entre os preços, como em (Boersen & Scholtens, 2014).

“efeito procura” (Rickels, et al., 2010), postula uma relação negativa entre o preço de ambos os combustíveis e o preço do carbono.

No âmbito do CELE, o trabalho publicado por (Kanen, 2006) foi um dos primeiros a tratar a teoria da troca de combustível. O autor simulou o preço/custo de troca de carvão por gás, expresso em €/ton.CO<sub>2</sub>, tal como apresentado na Eq. (3.3-1), para 25 países europeus. De entre os países onde a comutação de combustível é mais provável, ou seja, sistemas elétricos onde uma proporção significativa da geração elétrica nos períodos fora de ponta é assegurada por carvão e gás, são reportados casos de *switching price* particularmente reduzidos (Espanha e Holanda), casos não tão reduzidos mas ainda assim abaixo da média da UE 25 (Reino Unido) e casos particularmente elevados (Alemanha). Recorrendo também a estudos de simulação, (Delarue, et al., 2008) e (Delarue & D'haeseleer, 2008), simulando a forma como a ordem de despacho poderá ser afetada pela introdução de um custo associado às emissões de carbono, concluem pela existência de um elevado potencial de troca de combustível nos casos da Espanha, Holanda, Reino Unido e Alemanha.

No âmbito da análise fundamental, vários estudos econométricos desenvolvidos com base em estimação de equação única, têm demonstrado que os combustíveis constituem os principais *drivers* do preço do carbono, surgindo em alguns casos de forma complementar, habitualmente no papel de variáveis de controlo, outras variáveis explicativas como por exemplo: as temperaturas atmosféricas, o nível de atividade económica ou a quantidade de energia limpa injetada na rede. No grupo de estudos relativos à Fase I do CELE, (Mansanet-Bataller, et al., 2007), com base em preços do mercado a prazo, testam em diferentes modelos a significância estatística do petróleo, do carvão, do gás e do rácio entre os preços do gás e do carvão, incluindo complementarmente como variável explicativa as temperaturas atmosféricas. Os autores concluem pelo efeito positivo dos preços do petróleo e do gás e das temperaturas atmosféricas extremas, quer frias quer quentes, no comportamento do preço do carbono. Pelo contrário, o preço do carvão e a temperatura atmosférica média não revelaram significância estatística. (Rickels, et al., 2007), testam o efeito do preço individual dos combustíveis (petróleo, carvão e gás) e dos rácios “preço gás/preço carvão” e “preço petróleo/preço do carvão”, incluindo ainda como variáveis de controlo as temperaturas atmosféricas extremas e a velocidade do vento. Neste estudo, além de confirmarem a significância estatística do efeito positivo dos preços

do petróleo e do gás e das temperaturas extremas, os autores reportam uma relação negativa com significância estatística entre o preço do carvão e o preço do CO<sub>2</sub>. A velocidade do vento não revelou potencial explicativo do preço do carbono. Em (Alberola, et al., 2007) e (Alberola, et al., 2008), através de uma estratégia de estimação que leva em linha de conta as quebras estruturais ocorridas no preço à vista do carbono durante a Fase I do CELE, os autores ajustam um modelo de equação única onde testam como variáveis explicativas o preço dos combustíveis (petróleo, gás e carvão), o preço da eletricidade, o *clean spark spread*, o *clean dark spread* e o *switching price* implícito no preço dos combustíveis. Além destas, são também testadas a influência de variáveis de clima (temperaturas médias e temperaturas extremas) e variáveis que refletem o nível de atividade económica. Para o período completo da amostra (01/07/2005 a 30/04/2007), os autores concluem que as variações do preço do carbono resultam essencialmente do preço das energias. Tal como em estudos anteriores, os efeitos dos preços do gás e do carvão sobre o preço do carbono são estatisticamente significativos, sendo o primeiro positivo e o segundo negativo. Em linha com estes resultados estão também os coeficientes associados aos *spreads* da eletricidade: sinal positivo para o *clean spark spread* e negativo para o *clean dark spread*. O mesmo acontece com o preço da eletricidade, cujo efeito sobre o preço do carbono é positivo e estatisticamente significativo. Pelo contrário, o coeficiente associado ao preço do petróleo não revelou significância estatística o que, segundo os autores, será consistente com a explicação avançada por (Kanen, 2006) que afirma que o preço do petróleo só afetará o preço do CO<sub>2</sub> indiretamente por via do preço do gás natural. O mesmo acontece com o coeficiente associado ao *switching price*. Neste caso, os autores reconhecem que a ausência de efeito de substituição de combustível é contra intuitiva face à significância observada para os preços do gás e do carvão, avançando como explicação possível a ocorrência de problemas de multicolinearidade associados à estimação. Também relativamente ao clima, e contrariamente ao reportado por outros autores, as temperaturas extremas não revelaram produzir qualquer efeito sobre o preço do carbono. Nos resultados publicados em (Alberola, et al., 2007) é ainda reportado um efeito positivo e significativo no preço do CO<sub>2</sub> do nível de atividade nos setores de produção sujeitos às restrições impostas pelo CELE. Em (Hintermann, 2010) o autor conclui que o preço do gás e a temperatura têm um efeito positivo sobre o preço do carbono e o nível de reservas de água nos reservatórios um efeito negativo. Relativamente ao preço do carvão e ao nível de

atividade económica, neste caso tendo como *proxy* um índice do mercado accionista (FTSE - Financial Times Stock Exchange Eurotop 100), o estudo conclui que a relação com o preço do carbono não é estatisticamente significativa. Ainda no grupo de estudos empíricos que procuram compreender a relação entre o preço do carbono e os seus *drivers*, através de um ajustamento de equação única, (Rickels, et al., 2010) surge como um dos primeiros trabalhos a debruçar-se sobre a Fase II do CELE (primeira metade do período 2008-2012). O ajustamento desenvolvido pelos autores tem como variável dependente o preço do carbono e como variáveis explicativas o preço dos combustíveis (petróleo, gás, carvão e *switching price*), o nível de atividade económica (índices de mercados de capitais) e variáveis de clima (temperaturas, velocidade do vento e níveis de hidraulicidade implícitos nos reservatórios de água). O modelo é testado tanto sobre cotações à vista como sobre cotações a prazo. A relação entre o preço do carbono e o *switching price*, calculado a partir das cotações a prazo (*forward switching price*), é positiva e estatisticamente significativa, em linha portanto com a teoria de troca de combustível. Contudo, o sinal do coeficiente associado ao *switching price* calculado a partir das cotações à vista (*spot switching price*), contrariando o postulado pela teoria, é negativo. Esta aparente contradição é explicada pelos autores pelo facto de a variação do *spot switching price* ser explicada essencialmente pelo preço à vista do gás uma vez que a variação do preço do carvão nos prazos mais curtos é substancialmente reduzida. Assim, os autores defendem que, enquanto no longo prazo predomina o “efeito de substituição” de combustível, no curto prazo o “efeito procura” domina o “efeito de substituição”, ou seja, um aumento (diminuição) do preço do gás estimula uma redução (aumento) da procura de eletricidade e por esta via uma redução da procura de licenças de emissão e do correspondente preço. Assim, concluem os autores que o efeito troca de combustível existe mas não nos prazos mais curtos. No que respeita às restantes variáveis, os coeficientes associados aos índices que aproximam o nível de atividade económica revelaram significância estatística enquanto a influência das variáveis de clima é sobretudo indireta, mais pelo efeito produzido na quantidade de energia renovável do que propriamente pelo efeito sobre a procura de energia.

Num estudo mais recente, que abrange toda a Fase II e os primeiros meses da Fase III do CELE (jan.2008 a out.2013), (Koch, et al., 2014) procuram identificar os *price drivers* do preço do carbono de entre um vasto conjunto de fatores até então identificados

na literatura como potenciais responsáveis pela evolução dos mercados de carbono. Os resultados da estimação permitem autores chegar às seguintes conclusões. Primeiro, no que respeita à influência do preço dos combustíveis, e contrariando alguns estudos anteriores, não encontram evidência clara de que os custos de abate associados à substituição de combustível estejam refletidos no preço do carbono. Na opinião dos autores este resultado pode ficar a dever-se à insensibilidade do preço do CO<sub>2</sub> ao preço do carvão cujo efeito, na modelação onde os preços dos combustíveis surgem considerados em termos absolutos, não é estatisticamente significativo. Pelo contrário, na linha de vários estudos anteriores, os resultados confirmam a significância estatística na transmissão de informação do preço do gás para o preço do carbono. Segundo, no que respeita ao efeito das energias renováveis, particularmente o das intermitentes, os autores encontram evidência empírica clara do efeito das energias eólica e solar no preço do carbono embora em magnitude moderada. Mais especificamente, o coeficiente associado às variações na quantidade de eletricidade eólica e solar é negativo, conforme esperado, e estatisticamente significativo. Contudo, e contrariamente ao previsto em estudos de simulação anteriores, nomeadamente (De Jonghe, et al., 2009) e (Van den Bergh, et al., 2013), que apontavam para uma redução bastante apreciável do preço do carbono em resposta ao incremento da penetração das renováveis, os resultados empíricos obtidos por (Koch, et al., 2014) revelam que aquele efeito será mais moderado<sup>89</sup>. Quanto ao impacto da energia hídrica, embora, como esperado, os resultados apontem o sinal negativo na relação com o preço do carbono, o seu efeito não é estatisticamente significativo o que, na opinião dos autores, se poderá ficar a dever ao facto de, ao contrário das tecnologias solar e eólica, consistir numa tecnologia já bastante madura não sendo por isso de esperar substanciais taxas de crescimento da sua penetração nos sistemas elétricos. Terceiro, os autores encontram evidência empírica da influência da quantidade de créditos de carbono internacionais no preço do CO<sub>2</sub> embora com um significado económico bastante limitado. O coeficiente associado às CERs é negativo e estatisticamente significativo mas de magnitude bastante limitada. Em quarto e último lugar, os resultados mostram forte evidência estatística da influência do nível da atividade económica na variabilidade do preço do carbono durante a Fase II e início da Fase III do CELE. Além da estimação do modelo base, fundado na teoria dos custos

---

<sup>89</sup> A elasticidade estimada do preço do carbono a variações da quantidade de energia solar e eólica situa-se no intervalo 0,11 - 0,14.

marginais de abate, e como resposta à percentagem apreciável de variabilidade do preço do CO<sub>2</sub> não explicada pelo modelo (o coeficiente de correlação linear ajustado não ultrapassa os 10%), os autores procuram melhorar a qualidade do ajustamento com introdução de um conjunto de variáveis dicotómicas associadas a anúncios de medidas políticas e institucionais relacionadas com o funcionamento do CELE, nomeadamente: a proibição de utilização de certos certificados verdes CER (jan./2011), a proposta para aprovação da Diretiva Comunitária de Eficiência Energética (jun./2011), a intenção de ligação do CELE ao sistema de licenças de emissão Australiano (ag./2012), a proposta da CE de *backloading* para os futuros leilões de licenças de emissão (nov./2012), a proposta da CE com medidas estruturais de reforço do CELE (dez./2012), a apresentação do Livro Verde sobre o quadro 2030 (mar./2013) e as primeira e segunda votações do Parlamento Europeu sobre a proposta de *backloading* da CE (abril de 2013 e julho de 2013). A introdução destas variáveis associadas a eventos políticos/institucionais que afetaram o funcionamento do CELE contribui para um substancial reforço da capacidade explicativa do modelo (o R<sup>2</sup> ajustado passa para 44%). Contudo, o anúncio das medidas restritivas da quantidade de licenças de emissão, quer de curto prazo quer de longo prazo, não produziu o efeito esperado de aumento do preço do carbono. Pelo contrário, o coeficiente associado às variáveis dicotómicas “*backloading*” e “medidas estruturais”, sendo claramente significativo, é de sinal negativo. Na opinião dos autores, estes resultados podem ser um indicador de que as reformas políticas do CELE propostas pela UE não contribuíram para alterar a perceção dos agentes de mercado de que o preço do CO<sub>2</sub> se manterá em níveis baixos durante um longo período de tempo. Refira-se que a falta de credibilidade das reformas propostas pela UE já tinha sido apontada em (Brunner, et al., 2012) e (Lecuyer & Quirion, 2013).

### 3.3.2.1. Análise Multivariada no Estudo dos *Drivers* do Preço do Carbono

Além dos estudos apresentados até ao momento, que procuram identificar os principais *drivers* do preço do carbono assentando na premissa de exogeneidade das variáveis em causa, um outro conjunto de trabalhos vem sendo desenvolvido com o objetivo de compreender as interações entre o preço do carbono e o preço das energias (final e primárias) com base em análise estatística multivariada. (Bredin & Muckley, 2011)

analisam a presença de relações de equilíbrio de longo prazo num sistema que envolve o preço do carbono, os *spreads* elétricos, o preço do petróleo, um índice acionista e as temperaturas atmosféricas. Com base nos resultados da estimação de um modelo VECM os autores apontam para a existência de cointegração entre as variáveis para a Fase II do CELE (2005-2009). Os coeficientes da equação de cointegração normalizada no preço do carbono são todos estatisticamente significativos, estando os seus sinais alinhados com a teoria. A única exceção é o coeficiente negativo associado ao índice acionista o que, na opinião dos autores, se pode ficar a dever à sensibilidade do modelo aos “eventos dramáticos” que atingiram os mercados de capitais naquele período. A este propósito, recordamos que já o estudo de (Bonacina, et al., 2009), ao concluir que em 2008 o coeficiente associado ao mercado de capitais na equação de cointegração não é significativo, nos alertava para a necessidade de uma leitura bastante cuidadosa ao nível do papel dos mercados de capitais enquanto *drivers* do preço do carbono no período que atravessa a crise financeira internacional.

Ainda no âmbito da investigação das interações entre preço do carbono e o preço das energias, mas recorrendo à análise de causalidade de Granger e à análise IRF associada a um ajustamento VAR, (Nazifi & Milunovich, 2010) concluem pela existência de relações de curto prazo entre o preço do carbono e o preço do petróleo e entre o preço do carbono e o preço do gás natural. Além disso identificam também uma influência significativa do preço da eletricidade sobre o preço do carbono o que pode ser entendido como evidência empírica da teoria de captura das rendas de curto prazo pelo setor elétrico. Na mesma linha de investigação, (Keppler & Mansanet-Bataller, 2010) concluem que durante a Fase I do CELE os preços do gás e do carvão impactam no preço do carbono por via dos *spreads* elétricos e estes, por sua vez, Granger causam o preço da eletricidade. Já no primeiro ano da Fase II os autores encontram alguma evidência da teoria de captura das rendas de curto prazo já que nesse período é o preço da eletricidade que diretamente Granger causa o preço do carbono.

O desenvolvimento de um modelo de avaliação do preço do CO<sub>2</sub> levou (Chevallier, 2011) a estudar as interações entre o mercado do carbono, os mercados dos combustíveis (petróleo, gás natural e carvão) e a atividade económica (aproximada pela produção industrial agregada) através de um modelo VAR capaz de permitir acomodar diferentes estados do ciclo económico (*Markov-switching VAR*). O autor conclui que a

produção industrial impacta positivamente (negativamente) no preço do carbono durante períodos expansão (recessão) económica, confirmando a ligação já apontada por outros autores entre aquele preço e o nível de atividade industrial, nomeadamente (Reinaud, 2007) e (Demailly & Quirion, 2008).

Partindo da teoria da substituição de combustível como a opção de abate de carbono de curto prazo mais viável para o setor de produção elétrica, (Bertrand, 2012) investiga as interações entre os preços do carbono, do gás, do carvão e da eletricidade. Os resultados da análise de cointegração desenvolvida, nomeadamente o ajustamento de um VECM, confirmam a existência de uma única relação de equilíbrio de longo prazo envolvendo aqueles preços. Adicionalmente, e porque os resultados sugerem a existência de um vínculo económico entre o preço do carbono e o preço do gás na relação de equilíbrio de longo prazo, os autores procuram compreender o processo de formação cruzada daqueles preços comparando os ajustamentos de cada um face a desvios em relação ao nível de equilíbrio respetivo. Neste sentido, o mercado que mais ajustamento sofrer é tido como seguidor e o mercado que menos ajustar tido como líder, significando que desconta a nova informação de forma mais rápida. Surpreendentemente, os resultados obtidos sugerem que é o preço do carbono que domina o processo cruzado de formação dos preços. A justificação avançada pelos autores reside essencialmente no período da amostra que serve de base ao estudo, podendo estes resultados refletir apenas uma situação muito particular que decorreu durante crise financeira de 2008-2009. Primeiro, porque nesta altura provavelmente se assistiu a uma rutura dos mercados europeus de combustíveis face à evolução dos mercados internacionais (como resultado das perspetivas de crescimento económico opostas entre europa e os países emergentes) com os primeiros mais focados na situação particular da europa do que na evolução do contexto mundial (Keppler & Mansanet-Bataller, 2010). Segundo porque o excesso de licenças de emissão na posse do setor elétrico, que resultou da queda da produção motiva pela crise, adicionada às dificuldades de financiamento decorrentes do *credit crunch* a que se assistiu na altura, arrastou os produtores para vendas avultadas de licenças nos mercados de carbono. Assim, como resultado desta estratégia de financiamento seguida pelas empresas elétricas, é possível que o mercado de carbono durante este período tenha descontado informação relevante sobre as perspetivas de evolução da atividade económica de forma mais

acelerada do que outros mercados, tendo funcionado como líder na revelação de informação ao mercado.

Num estudo que envolve também o preço das energias e o preço do carbono (licenças EUA e créditos CER), (Garcia-Martos, et al., 2013) comparam os resultados obtidos através de análise multivariada com os devolvidos pela análise univariada. No estudo, que é desenvolvido tendo por base o caso de Espanha e o período de mar./2009 a abr./2011, os autores ajustam as variáveis preço dos combustíveis (petróleo, carvão e gás), preço da eletricidade, preço das licenças de emissão EUA e preço dos créditos de carbono CER, na análise univariada através de um modelo ARIMA e na análise multivariada através de um Modelo Vetorial Autorregressivo de Média Móvel (*VARMA - Vector Autoregressive Moving Average Model*), comparando posteriormente os resultados obtidos para cada um dos modelos em termos dos erros de previsão. Para o preço dos combustíveis, a análise multivariada melhora claramente a qualidade da previsão do modelo. Estes resultados levam os autores a concluir que as dinâmicas resultantes das correlações cruzadas entre estes preços, provavelmente resultantes do facto de estas variáveis terem influencia não apenas no setor energético mas também ao nível da economia em geral, quando incorporadas na estimação melhoram claramente a capacidade de previsão de alguns deles.

Num estudo desenvolvido em (Sousa, 2014) e (Sousa, et al., 2014), os autores procuram analisar os efeitos sobre o preço do carbono das variações no preço da energia (final e primária), da performance da economia e da quantidade de certificados de carbono (CERs) atendendo à possibilidade de interações e efeitos multidirecionais entre aquelas variáveis. Para tal, os autores recorrem a duas técnicas de análise multivariada: a estimação de um VAR, que permite a análise de causalidade e da função de resposta a impulsos (diários), e a Análise Multivariada de *Waletes*, que permite perceber a relação de causalidade existente entre as variáveis nas dimensões tempo e frequência nomeadamente em ciclos mais longos (ciclo de 4 a 8 meses e ciclo de 8 a 12 meses). Para o CELE, os autores identificam um conjunto de interações entre as variáveis do sistema de que destacamos as seguintes: uma relação entre o preço da eletricidade e o preço do CO<sub>2</sub> com este último a liderar, o que, na opinião dos autores, poderá confirmar o contributo do mercado do carbono para se alcançar o principal objetivo do sistema para o setor elétrico que é a penalização das emissões resultantes da queima de combustíveis fósseis; uma

relação entre o preço CO<sub>2</sub> e o preço do carvão, com este último a liderar; e, contrariamente a vários estudos anteriores, não há evidência de uma relação significativa entre o preço do CO<sub>2</sub> e o preço do gás. Na opinião dos autores estes resultados sugerem que o preço do carbono possa estar a produzir efeitos não sobre as energias primárias, como a generalidade dos estudos sugerem, mas antes sobre produto final (eletricidade). Em linha com estudos anteriores, os resultados permitem concluir que o preço do carbono segue as tendências observadas para a economia em geral. Já no que respeita ao efeito das CERs, contrariando as conclusões de (Koch, et al., 2014), os autores não encontram evidência da sua influência sobre o preço do carbono.

### 3.3.2.2. Volatilidade, Prémios de Risco, Avaliação de Derivados e *Hedging*

A par dos estudos apresentados até ao momento, integrados no que podemos designar por análise fundamental, onde se procuram compreender os determinantes do preço do carbono, vários autores têm direcionado a sua investigação no sentido de compreender o comportamento do preço do CO<sub>2</sub> pelo estudo das suas propriedades estocásticas. Inserem-se neste âmbito os estudos baseados em modelos de séries temporais puros, nomeadamente, modelos com termos autorregressivos e médias móveis, Modelos Markov de Mudança de Regime (*Markov Regime-Switching Model*), modelos de volatilidade e heterocedasticidade, sendo alguns exemplos: (Paoletta & Taschini, 2008), (Seifert, et al., 2008), (Benz & Truck, 2009), (Chevallier & Sevi, 2009), (Rickels, et al., 2010), em complemento à análise fundamental já descrita e (Conrad, et al., 2012). Grande parte destes trabalhos, com enfoque no estudo das dinâmicas estocásticas do preço do carbono e das correspondentes rentabilidades, confirmam a presença nessas séries de dados de alguns factos estilizados como por exemplo o enviesamento, a curtose e diferentes momentos no comportamento da volatilidade (*volatility clustering*).

A introdução de restrições à quantidade de emissões de CO<sub>2</sub>, a par do início da transação de licenças de emissão nos mercados de carbono, fez emergir uma nova *commodity* e uma nova fonte de risco financeiro para as empresas. A exposição a esse risco é particularmente sensível nas empresas do setor elétrico uma vez que neste caso a introdução das restrições de carbono pode induzir mudanças na forma como o portfólio de tecnologias de geração elétrica é gerido. Confirmando esta ideia, (Daskalakis, et al., 2009), através do estudo da relação entre os prémios de risco implícitos nos contratos de futuros

sobre a energia elétrica e as taxas de retorno associados ao preço do CO<sub>2</sub>, concluem que a incerteza associada ao mercado do carbono é em parte responsável pelos prêmios de risco exigidos no mercado de eletricidade. Alguns estudos têm mesmo vindo a demonstrar empiricamente a existência de correlação entre as taxas de retorno das ações de empresas sujeitas ao CELE e as variações do preço do carbono ((Oderndorfer, 2009), (Daskalakis & Markellos, 2009), (Silva, et al., 2016) e (Moreno & Silva, 2016)). Para ajudar as empresas a lidar com estes riscos, vários mercados de carbono europeus têm vindo a introduzir instrumentos derivados (futuros e opções) que permitem aos participantes no mercado diversificarem as suas estratégias de atuação. Não é por isso de estranhar que na literatura financeira tenham surgido um conjunto de estudos que procuram compreender os mecanismos de funcionamento e as interações entre os vários mercados de carbono (mercados à vista *vs.* mercados de futuros e opções, mercados de EUAs *vs.* mercados de CERs), os processos de avaliação (*pricing*) dos contratos de derivados e dos prêmios de risco que auxiliem na previsão e na otimização de portfólios de cobertura de risco (*hedging*). Neste grupo de estudos enquadram-se por exemplo os trabalhos de (Alberola & Chevallier, 2009), (Chevallier, 2009), (Chevallier, et al., 2009), (Chevallier, 2010c), (Chevallier, 2010b), (Chevallier, 2010a), (Pinho & Madaleno, 2010a), (Pinho & Madaleno, 2010b), (Garcia-Martos, et al., 2013) e (Feng, et al., 2016).

#### 3.4. Motivações, Contribuições e Questões da Investigação

Sendo a produção de eletricidade indiscutivelmente o setor de maior peso no CELE, a performance da solução adotada pela UE para o combate às alterações climáticas depende em grande medida, quer em termos de eficácia ambiental quer em termos de eficiência económica (garantia de que a redução das emissões se faz nas fontes com mais baixo custo de abate de CO<sub>2</sub>), da capacidade para induzir os produtores de eletricidade a reduzir substancialmente as emissões de GEE quer no curto quer no longo prazo. Simultaneamente, a solução adotada pode produzir impactos significativos quer ao nível do bem-estar do consumidor quer ao nível da rentabilidade e competitividade das empresas. As evidências apresentadas até ao momento permitem-nos concluir que entre a comunidade científica é consensual que tanto a performance ambiental do CELE como os seus impactos dependem em grande medida da extensão em que os produtores repassarem para o preço da eletricidade os custos associados ao preço do CO<sub>2</sub>. Uma das **motivações centrais da nossa investigação** consiste precisamente em contribuir empiricamente para confirmar a presença deste vínculo entre os preços do carbono e os preços da eletricidade indispensável ao bom funcionamento da solução para a redução das emissões de carbono integrada na política europeia de combate às alterações climáticas.

Como tivemos oportunidade de descrever na secção anterior, vários estudos vêm demonstrando que a taxa de repercussão do custo de oportunidade do CO<sub>2</sub> nos preços da eletricidade depende de um conjunto de fatores, seja relacionados com o funcionamento do setor elétrico, nomeadamente o grau de concentração do mercado (nível competitivo), o *mix* tecnológico de produção elétrica, a capacidade de produção disponível (nomeadamente a existência ou não de excesso de capacidade instalada), o nível de procura (consumo em horas ponta vs. consumo em horas fora de ponta), seja relacionados com o funcionamento do mercado de licenças de emissão de carbono, nomeadamente o preço de mercado do CO<sub>2</sub> e o método de alocação das licenças emissão aos produtores de eletricidade. Dependendo de todos estes fatores, a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade pode desviar-se do nível equilíbrio de 100% postulado pela teoria de repercussão dos custos marginais no preço de venda. Como vimos, a literatura empírica parece não suportar esta regra simples de repercussão da totalidade do custo no preço, não sendo possível afirmar a priori qual a magnitude do desvio daquela taxa em relação ao limiar de equilíbrio. Pelo

contrário, os vários estudos empíricos que vêm sendo publicados mostram a coexistência no espaço europeu de uma grande variedade de taxas de repercussão do custo do carbono no preço da eletricidade em função do país e do período de análise. Neste sentido, tendo presente as especificidades dos mercados de eletricidade da Península Ibérica, assim como a seu relativo isolamento face aos restantes mercados europeus, julgamos que possa ser de alguma utilidade a investigação sobre a realidade particular dos mercados de Portugal e Espanha até porque, de acordo com o nosso conhecimento, a questão concreta do mecanismo de transmissão do preço do carbono ao preço da eletricidade não foi até ao momento alvo de investigação aprofundada para aqueles mercados.

A **contribuição principal da nossa investigação** para o conhecimento científico resultará da produção de evidência empírica para o caso particular dos mercados elétricos Ibéricos no primeiro período correspondente ao funcionamento em pleno do sistema CELE (Fase II) sobre a eficiência do mecanismo de transmissão do preço do carbono ao preço da eletricidade. Os resultados da investigação podem portanto contribuir para avaliar se estão ou não presentes as condições que possam garantir os objetivos da política ambiental europeia de redução das emissões de GEE e da eventual necessidade dos decisores políticos introduzirem ajustamentos na forma de funcionamento do sistema.

Além do objetivo central de testar o vínculo entre o preço da eletricidade e o preço do carbono, e estimar a taxa de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> ao preço da eletricidade, a nossa investigação pode também trazer alguma contribuição, ainda que de leitura condicionada, sobre as condições para a ocorrência de externalidades negativas que podem estar associadas a uma solução *cap-and-trade* com as especificidades com que o CELE foi desenhado no início. Um desses efeitos indesejáveis consiste na ocorrência de condições que sustentem a formação de lucros anormais (*windfall profits*) pelos produtores elétricos, decorrentes da forma como as licenças de emissão são alocadas ao setor elétrico, ou de rendas inframarginais (*infra-marginal rents*), decorrentes da forma como a eletricidade é transacionada nos mercados elétricos. A demonstração empírica da ocorrência de condições que sustentem estes efeitos pode ser útil para sustentar eventuais decisões de política económica e ambiental com vista a mitigar os danos que daí possam resultar para as pessoas e para as empresas. Alguns exemplos destas medidas são, por exemplo, no caso dos lucros anormais, a substituição da alocação gratuita das licenças de emissão pelo sistema de leilão, onde os produtores elétricos têm de pagar pela atribuição

inicial das licenças, e, no caso rendas inframarginais, a imposição de uma taxa ou imposto sobre essas rendas (*taxing infra-marginal rents*). Uma e outra medida permitem evitar a acumulação de rendas pelo setor elétrico convertendo-se num encaixe de receita pública que pode ser aplicada pelos Estados quer na mitigação das externalidades negativas sobre a população mais carente e sobre os setores cuja competitividade está mais exposta à subida do preço da eletricidade, atenuando o efeito de potencial *carbon leakage*, nomeadamente nas indústrias mais intensivas em energia, quer em políticas de abate de emissões de GEE em setores não integrados no CELE. A contribuição que a investigação poderá dar para a fundamentação de medidas de política económica e ambiental pode ainda estender-se à descoberta de evidência empírica que possa pôr a descoberto riscos do fenómeno designado por *carbon lock-in* cujo desbloqueio pode exigir a intervenção das autoridades públicas ao nível das regras de funcionamento do sistema de limitação das emissões de GEE. O fenómeno *carbon lock-in* consiste no domínio do setor de produção elétrica por tecnologias fósseis poluentes mesmo quando estão disponíveis tecnologias mais limpas, podendo a fraca sensibilidade do preço da eletricidade ao preço do carbono estar na origem daquele fenómeno (Zetterberg, et al., 2014). Assim, na eventualidade da nossa investigação vir a pôr a descoberto aquele risco poderá contribuir para fundamentar medidas de política compensatórias que visem o incentivo ao investimento em tecnologias de produção menos poluentes ou medidas que visem o reforço do impacto do custo CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade para que este seja suficientemente penalizador das tecnologias fósseis mais poluentes (Mattauch, et al., 2012).

Além destas contribuições, a investigação pode de forma subsidiária concorrer para a demonstração de que a introdução da restrição de emissões de GEE expôs o setor de produção elétrica a uma fonte de risco adicional. Na realidade, a eventual descoberta de evidência empírica da ligação do preço da eletricidade ao preço do carbono significará que o preço da eletricidade na Península Ibérica além de estar sujeito à volatilidade do preço dos combustíveis pode também ser condicionado por um fator de risco internacional adicional associado ao preço do carbono. Na verdade, o preço do carbono pode ser visto como um mediador entre os preços dos combustíveis fósseis (*fuel switching analysis*) ou como um mediador entre o preço das energias primárias e o preço da eletricidade (*pass-through rate and short-term rent analysis*). A demonstração de evidência empírica da presença deste risco adicional pode ser útil para a conceção e desenho de estratégias de

intervenção no mercado de eletricidade Ibérico, seja do lado da procura seja do lado da oferta, nomeadamente ao nível das estratégias de cobertura de risco (*hedging*).

A amplitude da revisão da literatura efetuada na secção anterior permite-nos agora traçar com maior rigor os limites ou fronteiras da investigação. Admitindo que por vezes a forma mais simples de começar a descrever o âmbito de um projeto passa por identificar o “lado de fora” daquelas fronteiras, dir-se-ia que o objetivo da investigação consiste simplesmente em confirmar a presença de uma ligação robusta entre o preço da eletricidade e o preço do carbono e não na determinação dos fundamentos (*price drivers*) do preço da eletricidade ou do preço carbono. Como tal, o objetivo da análise empírica não consiste em testar um modelo de avaliação (*pricing*) do preço da eletricidade ou do preço do carbono ou um modelo de procura e oferta do mercado elétrico ou do mercado de carbono. Uma outra delimitação da análise que deve igualmente ficar clara decorre do facto de a ligação entre os mercados do carbono e da eletricidade ser testada através do estudo da relação direta entre os preços das duas *commodities*. Como tal, a análise empírica conduzirá à estimação da taxa a que as variações do preço do CO<sub>2</sub> são repercutidas no preço da eletricidade (*PPTR - Price Pass-Through Rate*) e não da taxa a que as variações do custo do CO<sub>2</sub> são repercutidas no preço da eletricidade (*CPTR - Cost Pass-Through Rate*). Neste sentido, a nossa investigação procura contribuir no essencial para a avaliação do impacto da política ambiental subjacente ao CELE no mercado de eletricidade uma vez que a *PPTR* é uma medida do aumento do preço da eletricidade devida à introdução da restrição associada às licenças de emissão de carbono. Em última análise mede o impacto enfrentado pelos consumidores finais e pela indústria, sendo como tal bastante relevante em termos de política económica. Interessa ainda deixar claro que a linha de investigação que seguiremos, seja ancorada na abordagem teórica de (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2008) seja nos desenvolvimentos de (Fezzi & Bunn, 2009) e (Fell, et al., 2013), assentando na análise empírica de dados de curto prazo, será sempre condicionada a uma estrutura de procura e oferta no mercado elétrico. Ao estimar a relação entre o preço da eletricidade e o preço do carbono com base em cotações diárias estaremos naturalmente a condicionar os resultados obtidos a um determinado estádio dos fatores que influenciam a procura e oferta de eletricidade cuja alteração, pela sua natureza, só pode ser incorporada na análise pela consideração de horizontes temporais de mais longo prazo. Referimo-nos por exemplo ao grau de concentração e estrutura competitiva do mercado ou à elasticidade da procura.

Perceber se o mecanismo de sinalização do custo da utilização de licenças de emissão de carbono ao preço da eletricidade, fundamental para que os estímulos à redução das emissões de GEE se propaguem da produção para o consumo, estimulando quer o uso mais eficiente da energia elétrica (redução da intensidade energética) quer o recurso a fontes menos poluentes de geração elétrica (redução da intensidade carbónica), tem funcionado de forma efetiva em cada um dos segmentos do mercado elétrico Ibérico (MIBEL), consiste no **problema da investigação**. A estratégia para lidar com o problema da investigação enunciado passará por encontrar resposta para várias **questões de investigação** às quais estará em alguns casos associado o teste de hipótese de trabalho.

Questão 1: Estarão os produtores elétricos Ibéricos a dar ao custo com o carbono o mesmo tratamento que lhes merece o custo com os combustíveis, isto é, o preço da eletricidade reflete o custo marginal associado ao carbono (mesmo numa fase em que este se apresenta apenas como custo de oportunidade)?

- Hipótese 1: O preço do carbono (não) é significativo para explicar as variações do preço da eletricidade.

Questão 2: O preço da eletricidade nos mercados Ibéricos e o preço das licenças de emissão de carbono partilham uma tendência comum? O preço do carbono é significativo no estabelecimento de uma relação de equilíbrio à qual o preço da eletricidade estará eventualmente ancorado?

- Hipótese 2.1: (Não) Existe uma relação de equilíbrio de longo prazo à qual o preço da eletricidade ajusta de desvios ocorridos no curto prazo.

- Hipótese 2.2: O preço do carbono (não) é significativo no estabelecimento dessa relação de equilíbrio.

Questão 3: Qual a extensão com que os produtores elétricos transferem para o preço da eletricidade as variações ocorridas no preço do carbono?

- Estimar a taxa de repercussão das variações do preço do carbono no preço da eletricidade (PPTR do carbono).

Questão 4: O valor para a estimativa da PPTR do carbono é influenciado pelo nível de consumo elétrico?

- Comparar a estimativa da PPTR do carbono para os períodos de consumo em horas de ponta e em horas fora de ponta.

Questão 5: Existem diferenças entre os dois segmentos do MIBEL na forma como os produtores repercutem as variações do preço do carbono no preço da eletricidade?

- Comparar a estimativa da PPTR do carbono para os segmentos português e espanhol.
- Questão 6: A quantidade de energia renovável que aflui ao mercado, nomeadamente de origem hídrica e eólica, tem influência sobre a relação entre o preço da eletricidade e o preço do carbono?
- Incluir na análise que permite estimar a PPTR do carbono variáveis que possam refletir a quantidade de energia renovável.

Como veremos mais detalhadamente no capítulo dedicado ao estudo empírico, o tratamento dado às variáveis de energia renovável na análise econométrica, procurando atender à especificidade dos sistemas elétricos Ibéricos, permitir-nos-á introduzir alguma inovação face às diferentes abordagens que podemos encontrar na literatura científica.

Questão 7: A extensão em que os produtores elétricos Ibéricos refletem no preço da eletricidade as variações do preço do carbono tem evoluído ao longo do tempo?

- Comparar os resultados obtidos para as estimativas da PPTR do carbono para diferentes períodos de implementação do CELE.

*Página intencionalmente deixada em branco.*

#### 4. Metodologia de Estimação Econométrica

A análise empírica que desenvolveremos assenta no estudo de séries temporais de variáveis económico-financeiras. Como tal, devemos estar particularmente atentos às especificidades que habitualmente estão associadas quer à análise econométrica de séries temporais em geral quer ao estudo de variáveis económico-financeiras em particular.

i) Um dos fenómenos frequentemente associado à estimação econométrica sobre séries temporais consiste na ocorrência de correlação entre os termos de erro associados a observações consecutivas ou próximas, fenómeno que no caso das séries temporais é designado por correlação serial ou **autocorrelação**. A presença de autocorrelação nos modelos econométricos pode ser entendida como um inconveniente a evitar pela técnica de estimação ou como um fenómeno natural que deve ser acomodado no modelo através de uma especificação adequada.

ii) No estudo de fenómenos económicos, quer porque a teoria económica o sugere quer porque a realidade o evidencia, as relações entre as variáveis frequentemente são relações complexas e de interdependência dificilmente captáveis por um modelo simples de relação causa-efeito unidirecional. A modelação econométrica neste tipo de circunstâncias exige o recurso a técnicas de estimação capazes de lidar com a presença dos fenómenos normalmente designados por **simultaneidade** e **endogeneidade** dos regressores.

iii) Uma característica que tipicamente surge associada a variáveis económicas prende-se com o facto de a sua evolução ao longo do tempo evidenciar um comportamento habitualmente designado por **não estacionário**: média e variância não são constantes ao longo do tempo. A presença deste fenómeno compromete a utilização de algumas das técnicas de estimação mais convencionais, na medida em que a sua construção assenta no pressuposto de estacionaridade das variáveis, impondo o recurso modelos de estimação adequados capazes de lidar com aquele tipo de comportamento.

iv) Apesar da natureza errática típica da evolução temporal das variáveis económico-financeiras, que designamos antes por não estacionaridade, as relações entre essas variáveis exibem por vezes um padrão de estabilidade designado por **cointegração**. A observação desta propriedade pode constituir uma pista fundamental para a seleção das técnicas econométricas adequadas à modelação de séries temporais não estacionárias.

### 4.1. Modelos Econométricos de Séries Temporais

Começamos a secção pela descrição das propriedades habitualmente presentes nas séries de dados temporais que de alguma forma condicionaram as opções que fizemos ao nível das técnicas estatísticas e econométricas seleccionadas para conduzir a componente empírica da nossa investigação.

#### Modelos de Séries Temporais e Autocorrelação

A presença de autocorrelação nos erros representa um sério inconveniente para a estimação baseada no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (*OLS – Ordinary Least Squares*) na medida em que uma das premissas subjacentes ao método de estimação consiste precisamente na hipótese de não autocorrelação dos erros o que significa que se admite que uma observação aleatória ocorrendo num determinado período de tempo não afeta as observações seguintes. A presença de autocorrelação é um fenómeno bastante comum no caso das séries temporais de natureza económico-financeira. Basta pensarmos que os choques que ocorrem em determinadas variáveis económicas (crises financeiras, choques nos preços das matérias-primas, nomeadamente das *commodities* energéticas, crises de confiança, etc.) tendem a contagiar os períodos seguintes. Como consequência da presença de autocorrelação nos termos de erro, os estimadores OLS são não eficientes, como tal, não são estimadores BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*).

A presença de autocorrelação nos erros de estimação pode apenas constituir uma evidência de incorreta especificação do modelo. Contudo, se existirem razões que levem o investigador a acreditar que a autocorrelação pode estar presente, o primeiro passo a dar consiste em testar se de facto o modelo sofre de correlação serial e, encontrando evidência de autocorrelação, o passo seguinte deverá passar pelo ajustamento de um modelo modificado que acomode a presença de autocorrelação. A forma mais simples de proceder a essa transformação corresponde à adaptação do modelo de regressão original de forma a acomodar erros autorregressivos. Partindo da especificação do modelo linear geral com séries temporais:

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} + u_t$$

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{it} + u_t \quad (4.1-1)$$

sendo  $y$  a variável explicada,  $x_i$  as variáveis explicativas (regressores),  $t = 1, \dots, T$  o número de observações temporais e  $i = 1, \dots, n$  o número de variáveis explicativas. Admitamos que o termo de erro  $u_t$  segue um processo autorregressivo de primeira ordem AR(1):

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1-2)$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, cov(\varepsilon_i, u_{t-1}) = 0 \text{ e } |\rho| < 1$$

onde os termos de erro  $\varepsilon_t$  são independentes e identicamente distribuídos (*i.i.d.*) com média nula e variância finita ( $\sigma_\varepsilon^2$ ). O processo estocástico com estas características (homocedástico, não correlacionado e com média nula), é habitualmente designado por processo “ruído branco” (*white-noise*)<sup>90</sup>. Se combinarmos a versão simples do modelo de regressão linear representado na Eq. (4.1-1) com a Eq. (4.1-2) obtemos o seguinte modelo de regressão<sup>91</sup>:

$$y_t = \rho y_{t-1} - \rho \alpha - \rho \beta x_{t-1} + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4.1-3)$$

Devemos contudo ter presente que em múltiplas situações, tal como é o caso da nossa análise, expurgar a autocorrelação dos termos de erro pode exigir o ajustamento de modelos com especificações dinâmicas mais complexas do que o simples processo autorregressivo de primeira ordem AR(1).

### Modelos Dinâmicos

Uma importante característica dos modelos de séries temporais é que as variações da variável dependente raramente são instantâneas. Pelo contrário, normalmente, a variável dependente reage às variações da(s) variável (variáveis) explicativa(s) com um desfaseamento/lapso de tempo. As razões normalmente apontadas para a existência deste desfaseamento são essencialmente três (Gujarati, 2004): i) razões psicológicas, associadas ao comportamento humano, nomeadamente, hábitos de consumo, incerteza, expectativas; ii) razões técnicas, relacionadas com o progresso tecnológico, inovação, informação

<sup>90</sup> Na condição na Eq. (4.1-2),  $|\rho| < 1$  é designada condição de estacionaridade na medida que é indispensável para que o processo AR(1) seja estacionário.

<sup>91</sup> Por razões de simplificação da análise, considerámos o caso de modelo de regressão com uma só variável explicativa.

incompleta; iii) razões institucionais, associadas às regras de funcionamento e regulamentação dos mercados, leis laborais, leis de concorrência, contratos, etc..

A forma convencional de lidar com este desfasamento consiste em introduzir no modelo valores passados (desfasados) das variáveis explicativas e/ou das variáveis dependentes e não apenas os seus valores presentes (contemporâneos). A inclusão destas variáveis desfasadas transforma os modelos estáticos em modelos dinâmicos na medida em que torna possível a distinção entre efeitos de curto prazo e efeitos de longo prazo.

Quando uma variável depende não apenas dos valores contemporâneos da variável (variáveis) explicativa(s) mas também dos seus valores passados, então, o modelo de regressão representado na Eq. (4.1-1) assume a seguinte forma<sup>92</sup>:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=0}^k \beta_j x_{t-j} + u_t \quad u_t \sim i.i.d (0, \sigma^2) \quad (4.1-4)$$

onde  $y_t$  é dependente dos valores actuais da variável explicativa,  $x_t$ , e dos seus valores passados,  $x_{t-j}$ , sendo  $j$  o número de períodos passados (desfasamentos). O modelo na Eq. (4.1-4) é denominado de Modelo com Desfasamentos Distributivos (*DL – Distributed Lags Model*). Quando a variável dependente é função não apenas da(s) variável (variáveis) explicativa(s) mas também dos seus próprios valores ocorridos em períodos passados, estamos na presença do que designamos por Modelo com Desfasamentos Autorregressivos (*AR – Autoregressive Model*):

$$y_t = \alpha + x_t + \sum_{i=1}^q \delta_i y_{t-i} + u_t \quad u_t \sim i.i.d (0, \sigma^2) \quad (4.1-5)$$

Quando o modelo autorregressivo é estendido ao caso em que a variável dependente é função dos valores passados e presentes da variável explicativa então obtemos o Modelo com Desfasamentos Distributivos e Autorregressivos (*ADL – Autoregressive Distributed Lags Model*):

$$y_t = \alpha + \sum_{j=0}^k \beta_j x_{t-j} + \sum_{i=1}^q \delta_i y_{t-i} + u_t \quad u_t \sim i.i.d (0, \sigma^2) \quad (4.1-6)$$

Nos modelos autorregressivos, a presença da variável estocástica dependente do lado direito da equação de regressão impede frequentemente o recurso à estimação clássica de mínimos quadrados. Uma das alternativas que permite ultrapassar as limitações dos

---

<sup>92</sup> Para o modelo com apenas uma variável explicativa e o termo constante.

estimadores OLS consiste no Método das Variáveis Instrumentais (*IV – Instrumental Variables*)<sup>93</sup> onde a variável explicativa  $y_{t-1}$  é substituída por uma *proxy*, idealmente bastante correlacionada com  $y_{t-1}$  mas não correlacionada com o termo de erro ( $u_t$ ). A dificuldade prática em encontrar a *proxy* de  $y_{t-1}$  que respeite aquelas condições obriga frequentemente ao recurso a outros métodos de estimação que garantam estimativas eficientes e consistentes mesmo na presença de variáveis estocásticas entre os regressores como é o caso dos Estimadores de Máxima Verosimilhança (*MLE – Maximum Likelihood Estimators*).

### Endogeneidade dos Regressores e Simultaneidade

As variáveis presentes num modelo de regressão habitualmente são organizadas em dois grupos: variáveis endógenas, cujos valores são determinados dentro do próprio modelo, e variáveis pré-determinadas, no sentido em que o seu valor é determinado fora do modelo. Uma das premissas chave do método de estimação OLS consiste em assumir que a covariância entre os regressores  $X_t$  e os termos de erro  $u_t$  é nula o que significa afirmar que os regressores são exógenos ou pré-determinados ou, dito de outra forma, que os termos de erro são inovações. Assim, as variáveis explicativas no modelo de regressão da Eq. (4.1-1) são exógenas (sentido estrito de exogeneidade ou exogeneidade fraca), falando-se também por isso na hipótese de exogeneidade dos regressores. A violação desta hipótese na nossa análise poderá ocorrer com alguma naturalidade na medida em que tanto a variável endógena, preço da eletricidade, como as variáveis (supostamente) exógenas, preços dos combustíveis e preço das licenças de emissão de carbono, sendo determinadas no âmbito de um mesmo mercado – mercado de energia, podem estar simultaneamente sujeitas à influência de fatores não considerados explicitamente no modelo de regressão (transpostos portanto para o termo de erro). Como tal, o risco de correlação entre alguns dos regressores e o termo de erro é bastante sensível.

Uma das razões que mais frequentemente determina a ocorrência de correlação entre os termos de erro e regressores é o fenómeno da simultaneidade que ocorre quando

---

<sup>93</sup> Os estimadores IV são também conhecidos por Mínimos Quadrados de Duas Etapas (*2SLS – Two-Stage Least Squares*) na medida em que eles podem ser calculados em duas etapas usando regressões OLS.

duas ou mais variáveis endógenas são determinadas conjuntamente por um sistema de equações. Nestas situações o mais natural será todas as variáveis endógenas estarem correlacionadas com o termo de erro o que significa que o estudo deste tipo de relações de interdependência não pode ser feita através de um modelo de equação única. Na secção seguinte apresentaremos soluções de estimação adequadas a este tipo de situações.

### Modelos Multivariados

Num sistema de múltiplas equações, se o objetivo consistir em estimar apenas uma das equações estruturais (porque o interesse da análise recaí apenas sobre uma das variáveis endógenas) ou se cada uma das equações poder ser estimada de forma individual, então a estimação com base em Métodos de Estimação de Informação Limitada é uma solução possível. Cada uma das equações do sistema é estimada individualmente sem considerar as restrições impostas pelas restantes equações. Neste caso, os métodos de estimação mais comuns são o Método dos Mínimos Quadrados Indiretos (*ILS – Indirect Least Squares*) e o já referido Método das Variáveis Instrumentais.

Regra geral a estimação com informação incompleta ou limitada, estimação individual de equações simultâneas, devolve estimadores ineficientes uma vez que a estimação é feita em separado e não em conjunto. Como tal, se o objetivo consistir em estimar conjuntamente a totalidade das equações do sistema, ou seja, determinar em conjunto o valor das múltiplas variáveis endógenas, então estamos na presença da designada análise multivariada, impondo-se o recurso a Métodos de Estimação de Informação Completa. Neste caso, as equações do sistema são estimadas simultaneamente, usando informação acerca de todas as equações presentes no sistema.

Os modelos de regressão linear multivariada foram introduzidos por (Zellner, 1962) que os designou por Modelo de Regressões Aparentemente Não Relacionadas (*SUR – Seemingly Unrelated Regressions Model*). Um sistema SUR envolve  $n$  observações para as  $p$  variáveis dependentes (endógenas) consideradas, sendo bastante comum na prática observar-se uma grande proximidade ou semelhança entre essas variáveis<sup>94</sup>. No nosso caso

---

<sup>94</sup> Por esta razão, (Davidson & Mackinnon, 2004) afirmam que talvez fosse mais apropriado falar em “*Seemingly Related Regressions*” (regressões aparentemente relacionadas).

em particular, as variáveis dependentes pertencem na sua totalidade à classe dos preços das *commodities* energéticas<sup>95</sup>.

Supondo um sistema de equações com  $p$  variáveis dependentes, indexadas com a letra  $i$ , onde  $Y_i$  representa um vetor de  $n$  observações para cada uma das  $p$  variáveis dependentes,  $X_i$  uma matriz ( $n \times k_i$ ) de regressores para cada uma das  $p$  equações,  $\beta_i$  um vetor de  $k_i$  coeficientes e  $u_i$  um vetor  $n$  com os termos de erro. Neste caso, o modelo de regressão linear multivariado pode ser representado pela seguinte expressão:

$$Y_i = \beta_i X_i + u_i, \quad E(u_i u_i^T) = \sigma_{ii} I_n \quad (4.1-7)$$

onde  $I_n$  representa a matriz ( $n \times n$ ) identidade. Como cada uma das equações do sistema corresponde a uma regressão linear com erros *i.i.d.*, equivalente à regressão do modelo de equação única apresentado na Eq. (4.1-1). As equações do sistema podem ser estimadas individualmente por OLS desde de que se assuma que as colunas da matriz  $X_i$  são exógenas ou pré-determinadas. Contudo, optando por estimar individualmente cada uma das equações estamos a ignorar a possível correlação entre os termos de erro de cada uma das equações. Em várias situações é possível que o termo de erro associado à observação  $t$  na equação  $i$ ,  $u_{ti}$ , esteja correlacionado com o termo de erro associado à mesma observação  $t$  na equação  $j$ ,  $u_{tj}$ . Por exemplo, podemos esperar que a ocorrência de um fenómeno climatérico extremo, que induza uma procura acrescida por aquecimento (ex. inverno anormalmente rigoroso), possa produzir efeitos simultaneamente no preço da eletricidade, no preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> e no preço do gás natural. Outro exemplo pode ser a ocorrência de um choque na procura agregada motivado por um fenómeno de crise financeira, como a que vivemos em 2008 (crise do *subprime*) ou 2010/11 (crise das dívidas soberanas na zona euro), que induza uma redução no consumo de todas as fontes de energia. A forma de acomodar a possibilidade de correlação entre os termos de erro das diferentes equações do sistema pode passar pela introdução no modelo da seguinte assunção relativa aos termos de erro:

$$E(u_{ti} u_{tj}) = \sigma_{ij} \text{ para todos os } t, \quad E(u_{ti} u_{sj}) = 0 \text{ para todos os } t \neq s \quad (4.1-8)$$

---

<sup>95</sup> Entendendo o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> como um fator cujo preço acresce ao preço dos restantes energias primárias. Na verdade, na produção elétrica, a conversão das energias primárias (carvão, gás natural, fuelóleo) em calor (combustão) envolve necessariamente o consumo de um outro recurso – licenças de emissão de CO<sub>2</sub>.

onde  $\sigma_{ij}$  é o elemento  $ij$  de uma matriz  $(p \times p)$  definida positiva,  $\Sigma$ . Esta assunção permite que os termos de erro sejam correlacionados para uma mesma observação  $t$  mas considera que são independentes e homocedásticos entre diferentes observações (ausência de correlação serial). Os termos de erro  $u_{ti}$  podem ser organizados numa matriz  $(n \times p)$   $U$ , onde a linha tipo será constituída pelo vetor  $(1 \times p)$   $U_t$ . Nesse caso, teremos então:

$$E(U_t^T U_t) = \frac{1}{n} E(U^T U) = \Sigma \quad (4.1-9)$$

No jargão da análise de séries temporais, a Matriz  $\Sigma$  é normalmente designada por matriz de covariâncias contemporâneas (na medida que representa as covariâncias entre os erros das diferentes equações para uma mesma observação  $t$ ). Se combinarmos o modelo da Eq. (4.1-7), para  $i = 1, \dots, p$ , com a assunção representada na Eq. (4.1-8) estamos perante o clássico modelo SUR. Note-se que a par da assunção na Eq. (4.1-8), o modelo SUR assume o pressuposto de exogeneidade dos regressores, ou seja,  $E(U / X) = 0$ . Portanto, o SUR é um modelo de informação completa (considera a estimação das equações em conjunto) que admite o caso especial de haver correlação dos erros entre equações mas ausência de simultaneidade, ou seja, não admite correlação entre os erros e os regressores. Podemos portanto afirmar que a ligação entre as equações do sistema ocorre através da correlação entre os erros e não através da simultaneidade.

A forma como um sistema de equações lineares SUR pode ser estimado, sabendo que a presença de correlação (contemporânea) entre os erros das equações impede o recurso ao OLS, depende do tipo de assunções que vierem a ser feitas sobre a matriz  $\Sigma$  e sobre a distribuição dos termos de erro. Assim, se admitirmos que a matriz das covariâncias  $\Sigma$  é conhecida e a distribuição dos termos de erro não está especificada, talvez o método de estimação mais adequado sejam os mínimos quadrados generalizados (*GLS – Generalized Least Squares*)<sup>96</sup>. Se a assunção sobre o conhecimento da matriz  $\Sigma$  for relaxada, então teremos de recorrer ao método dos Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (*FGLS – Feasible Generalized Least Squares*). Continuando a admitir que a matriz  $\Sigma$  é desconhecida, mas impondo agora o pressuposto de que os termos de erro têm distribuição normal, então o mais adequado será recorrer à estimação de Máxima Verosimilhança de Informação Completa (*FIML – Full Information Maximum Likelihood*).

---

<sup>96</sup> Por vezes o estimador GLS é também designado por estimador SUR (Davidson & Mackinnon, 2004).

Como veremos mais tarde, a vantagem dos estimadores de máxima verosimilhança num contexto SUR é que geralmente são consistentes mesmo quando a assunção de normalidade dos erros não corresponde à realidade<sup>97</sup>.

Como referimos antes, num sistema de equações SUR, por definição, a ligação entre as equações faz-se através da correlação entre os erros de cada uma das equações e não pela simultaneidade entre as variáveis endógenas. No caso de existir simultaneidade estamos perante o que normalmente se designa por Modelo de Equações Simultâneas<sup>98</sup> que, tal como o SUR, é um modelo de informação completa na medida em que permite estimar simultaneamente o conjunto de equações presente no sistema, admitindo, ao contrário do SUR, a presença de regressores endógenos no modelo. Eliminando a assunção de exogeneidade dos regressores,  $E(U | X) = 0$ , teremos de recorrer a métodos de estimação transformados que estendam para à análise multivariada a abordagem das variáveis instrumentais<sup>99</sup>. Um dos métodos de estimação mais populares é o método Mínimos Quadrados em Três Etapas (*3SLS – Three Stages Least Squares*) que se desenvolve aplicando os estimadores GLS a um sistema de equações que foi estimado pelo método IV. Impondo a assunção adicional de normalidade dos erros, a estimação pode ser feita por FIML.

Nos modelos de equações simultâneas (equações estruturais) a definição da natureza das variáveis entre variáveis endógenas, variáveis exógenas ou variáveis pré-determinadas é feita a priori antecedendo a estimação do modelo. Contudo, em variadas circunstâncias, esta não é a escolha óbvia sendo criticada por vários autores por usualmente encerrar uma carga pesada de subjetividade. De acordo com (Sims, 1980), se existir verdadeira simultaneidade entre as variáveis elas devem ser tratadas em pé de igualdade não devendo ser feita qualquer distinção a priori entre variáveis endógenas e variáveis exógenas. Foi neste espírito que (Sims, 1980) desenvolveu o designado Modelo Vetorial

---

<sup>97</sup> Neste caso os estimadores ML serão mais corretamente designados por QMLE (*Quasi – Maximum Likelihood Estimator*). Designação adotada por alguns autores quando os estimadores ML são aplicados a um modelo sem que a incorreta especificação deste afete as propriedades de consistência do estimador (Davidson & Mackinnon, 2004).

<sup>98</sup> Designação comum na literatura de séries temporais. Noutros contextos esta classe de modelos é também designada por Modelos de Equações Estruturais.

<sup>99</sup> Tal como o estimador de equação única OLS é consistente mas em geral ineficiente quando aplicado a um sistema SUR, o estimador de equação única IV é consistente mas em geral ineficiente se aplicado a um sistema de equações simultâneo.

Autorregressivo (*VAR – Vector Autoregressive Model*) onde todas as variáveis são tratadas a priori como endógenas. Num VAR temos um vetor de variáveis endógenas modeladas através de um conjunto de regressões lineares onde cada variável dependente é função de um termo constante e de todos os desfasamentos (de 1 a  $k$ ) de todas as outras variáveis presentes no sistema (incluindo a própria – daí a designação de autorregressivo). Assim, para um VAR com  $k$  desfasamentos nas variáveis teremos a seguinte expressão, VAR( $k$ ):

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + U_t \quad U_t \sim i. i. d. (0, \Sigma) \quad (4.1-10)$$

onde  $Y_t$  representa para cada observação  $t$  o vetor ( $1 \times p$ ) com as  $p$  variáveis endógenas,  $\alpha$  o vetor ( $1 \times p$ ) dos termos constante,  $\beta_j$  para  $j = 1, \dots, p$ , a matriz ( $p \times p$ ) dos coeficientes a ser estimados e  $U_t$  o vetor ( $1 \times p$ ) dos termos de erro que em linguagem dos VAR são conhecidos como impulsos, inovações ou choques aleatórios.

Portanto, uma forma particularmente simples de modelar séries temporais no contexto da análise multivariada, em alternativa aos modelos estruturais, consiste na aplicação do modelo VAR. No caso da nossa análise, não sendo objetivo o de modelar a relação exata entre o preço da eletricidade e o preço dos fatores de produção, mas simplesmente o de concluir se o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> e o preço da eletricidade estão relacionados, uma solução de “orientação pelos dados” (*data-driven paradigm*) (Hendry & Mizon, 1993), que dispense a imposição de restrições a priori, seja decorrentes da consideração de relações estruturais particulares seja decorrentes da assunção de exogeneidade de alguma(s) das variáveis, pode ser uma solução adequada. O facto de dispensar assunções de exogeneidade entre as variáveis, que no caso das *commodities* energéticas são bastante controversas (Fezzi & Bunn, 2009), pode representar uma vantagem decisiva no nosso caso. Como veremos mais tarde, esta vem sendo a solução adotada por vários autores na análise empírica da relação entre os preços de *commodities* energéticas nomeadamente as que envolvem o preço da eletricidade e o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>.

## Estacionaridade

Uma importante consequência da característica de não estacionaridade das séries de dados, entre outras, é que os resultados assintóticos de *Mann and Wald* não são válidos<sup>100</sup> o que obriga ao recurso a técnicas de especificação do modelo capazes de lidar com esta característica (Johnston & DiNardo, 1997). Como tal, se a série for não estacionária, será necessário procurar possíveis transformações que induzam a estacionaridade. Uma das alternativas consiste em expressar a variável em primeiras diferenças ou taxas de crescimento. Uma série não estacionária diz-se integrada se for possível torna-la estacionária transformando-a por diferenciação. A ordem de integração corresponde ao número mínimo de vezes que se revela necessário diferenciar a série até se alcançar a estacionaridade. Designa-se de integrada de primeira ordem, representando-se por  $I(1)$ , uma série que transformada em primeiras diferenças seja estacionária. Se a estacionaridade for alcançada apenas nas segundas diferenças, a série diz-se estacionária de segunda ordem,  $I(2)$ . Uma série estacionária em níveis é designada de integrada de ordem zero,  $I(0)$ .

As implicações da presença de raízes unitárias nas séries temporais obrigam a que na prática, antes de se prosseguir com o trabalho de estimação, devam ser adotados procedimentos que permitam concluir se estamos na presença de séries estacionárias ou séries não estacionárias. Nem sempre é possível concluir a partir da simples observação da representação gráfica se a série temporal tem origem num processo gerador de dados (p.g.d.) estacionário. Nessa medida, é recomendável o recurso ao cálculo de estatísticas especialmente adequadas ao caso das séries temporais, nomeadamente: i) a representação gráfica da Função de Autocorrelação ou Correlograma (*ACF – Autocorrelation Function*); ii) o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (*DF test*) ((Fuller, 1976) e (Dickey & Fuller, 1979)); iii) o teste de raiz unitária Aumentado de Dickey-Fuller<sup>101</sup> (*ADF test*); iv) o teste de raiz unitária de Phillips-Perron (*PP test*) ((Perron, 1988) e (Phillips & Perron, 1988)); e v) o teste de estacionaridade de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (*KPSS test*) (Kwiatkowski, et al., 1992).

---

<sup>100</sup> A verificação dos resultados assintóticos de *Mann and Wald* obtidos para o caso dos processos autorregressivos requer a verificação da condição de estacionaridade fraca ou estacionaridade da covariância, isto é, que a série possua média, variância e covariâncias constantes e independentes do tempo.

<sup>101</sup> Por vezes também referido por teste Geral de Dickey-Fuller.

## 4.2. Análise de Cointegração

A Teoria Econométrica “Clássica” foi sendo construída na assunção de que os dados observados têm origem em processos estacionários, isto é, processos cujas médias e variâncias se mantêm constantes ao longo do tempo (Gujarati, 2004). Contudo, como notaram (Engle & Granger, 1987), quando as séries temporais respeitam a variáveis de natureza económica o mais comum é revelarem propriedade de não estacionaridade, significando que a sua evolução ao longo do tempo não está amarrada a uma média histórica. O comportamento dessas variáveis resulta da evolução natural das economias, marcada pelo crescimento e constantes variações ao longo do tempo, quer em termos reais quer em termos nominais. Neste caso, as tendências tendem a sobrepor-se ao efeito das variáveis e os estimadores OLS tendem a captar apenas as covariâncias geradas por essas tendências. Os efeitos nefastos da não estacionaridade na análise econométrica, nomeadamente o problema da regressão sem significado (*nonsense regression*) ou regressão espúria (*spurious regression*), estão documentados na literatura desde há muito tempo (Hendry & Juselius, 2000). Existem contudo casos em que duas ou mais séries partilham a mesma tendência estocástica. Neste caso, designado por cointegração, a análise de regressão pode desvendar relações de longo prazo entre as séries temporais.

### 4.2.1. Cointegração e Mecanismo de Correção dos Erros

As variáveis económicas exibem tendências pelo menos desde a revolução industrial, sendo esta a razão que ao longo do tempo levou os economistas a introduzirem diversos ajustamentos às séries temporais com vista a lidar com a ausência de estacionaridade nos dados - trabalhar em logaritmos, taxas de crescimento ou variáveis em diferenças são alguns exemplos dessas transformações (Hendry & Juselius, 2000). (Hendry & Anderson, 1977) notaram que existem formas de alcançar a estacionaridade além da diferenciação, argumentando que é bastante frequente encontrar-se na Eq. (4.2-1) termos de erro  $u_{t-1}$  estacionários apesar das variáveis individuais  $y_t$  e  $x_t$  não o serem.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (4.2-1)$$

Desenvolvendo esta abordagem, (Davidson, et al., 1978) e (Hendry, et al., 1984) popularizaram o uso na econometria de uma classe de modelos designada por Modelo de Correção de Erros (*ECM – Error Correction Model*), inicialmente proposta por (Phillips,

1954) e (Phillips, 1957) como mecanismo de controlo de *feedbacks* no âmbito do estudo das políticas de estabilização e mais tarde desenvolvida por (Sargan, 1964) na estimação de sistemas de equações estruturais. Uma das formas de obter esta classe de modelos consiste na reparametrização do já referido modelo ADL, introduzido por (Sargan, 1964) com vista a responder à presença de autocorrelação nos termos de erro  $u_{t-1}$  e a estabelecer a ligação entre a teoria económica de equilíbrio estático e a modelação empírica dinâmica.

$$y_t = a_0 + a_1 x_t + a_2 x_{t-1} + \pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2-2)$$

A reparametrização do modelo na Eq. (4.2-2) pode ser obtida da seguinte forma:

- i) Subtraindo o termo  $y_{t-1}$  em ambos os lados da equação (expressando a variável dependente em primeiras diferenças) e adicionando e subtraindo o termo  $a_1 x_{t-1}$  no lado direito da equação (expressando a variável explicativa em primeiras diferenças):

$$y_t - y_{t-1} = a_0 + a_1 x_t + a_2 x_{t-1} + \pi y_{t-1} + \varepsilon_t - y_{t-1} + a_1 x_{t-1} - a_1 x_{t-1}$$

- ii) Rearranjando os termos da equação e fazendo  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  e  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ , temos:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 \Delta x_t + (a_1 + a_2) x_{t-1} - (1 - \pi) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

- iii) Multiplicando e dividindo os termos  $a_0$  e  $(a_1 + a_2)$  por  $(1 - \pi)$  e fazendo  $\beta_0 = a_0 / (1 - \pi)$  e  $\beta_1 = (a_1 + a_2) / (1 - \pi)$ , temos:

$$\Delta y_t = a_1 \Delta x_t - (1 - \pi) [y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (4.2-3)$$

O ECM como representado na Eq. (4.2-3) explica as variações na variável  $y_t$  como função das variações ocorridas na variável  $x_t$  e como resultado de um ajustamento face a um desequilíbrio passado das variáveis em níveis. A magnitude desse desequilíbrio passado, designada por Termo de Correção de Erros (*ECT – Error Correction Term*), é dada por  $ECT_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$  e a velocidade de ajustamento em direção ao nível de equilíbrio de longo prazo representada pelo parâmetro  $\alpha = (1 - \pi)$ .

Na sequência do desenvolvimento destes modelos, (Granger, 1981) introduziu o conceito de cointegração, apontando para a possibilidade da existência de relações económicas genuínas entre variáveis não estacionárias, e mais tarde (Engle & Granger, 1987) pela representação do teorema de Granger provaram que o ECM e a cointegração são designações diferentes para o mesmo fenómeno: a cointegração implica *feedback* envolvendo as variáveis desfasadas em níveis e o *feedback* desfasado implica cointegração (Hendry & Juselius, 2000).

### 4.3. Cointegração – Análise Univariada

O estudo das relações de cointegração pode ser decomposto em dois tópicos principais: a determinação da ordem de cointegração e a estimação dos vetores (relações) de cointegração. Relativamente ao primeiro desses tópicos, são geralmente identificadas duas abordagens para testar a presença de relações de cointegração entre séries temporais não estacionárias: modelo de regressão OLS estático de equação única - abordagem de Engle-Granger(Engle & Granger, 1987)<sup>102</sup> e modelo VAR - abordagem de Johansen (Johansen, 1988)(Johansen, 1991). Nesta secção faremos a discussão das metodologias utilizadas para testar e estimar num contexto de cointegração com equação única. Na secção seguinte a análise será alargada ao caso da cointegração com equações múltiplas ou sistema de equações (análise multivariada).

#### 4.3.1. Testar a Cointegração com Equação Única

Quando a não estacionaridade se deve exclusivamente à presença de raízes unitárias (tendências estocásticas), como referimos antes, uma forma de repor a estacionaridade consiste em diferenciar as variáveis: se  $y_t \sim I(1)$  então  $\Delta y_t \sim I(0)$ . Um dos maiores inconvenientes desta abordagem reside no facto de se perder informação sobre a relação de longo prazo entre as variáveis. Uma forma alternativa à diferenciação consiste em encontrar combinações lineares de variáveis, do tipo  $(y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t)$ <sup>103</sup>, que possam induzir a estacionaridade, isto é, que garantam que  $(y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t) \sim I(0)$ . Contudo, e ao contrário da diferenciação, na transformação implícita na cointegração não há garantia de que  $(y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t) \sim I(0)$  para qualquer valor do vetor  $\beta_i$ . Como tal, o estudo da cointegração passa pelo desenvolvimento de metodologias que permitam testar a presença de relações de cointegração. Uma abordagem simples consiste no desenvolvimento de testes baseados nos modelos de regressão única, estático e dinâmico, que assentam no pressuposto de exogeneidade fraca dos regressores. No âmbito desta abordagem, uma das metodologias mais populares para testar a presença de relações de cointegração entre séries não estacionárias consiste no teste EG (*Engle-Granger teste*) (Engle & Granger, 1987). A

<sup>102</sup> Mais tarde estendido por (Phillips & Ouliaris, 1990).

<sup>103</sup> Admitindo neste caso o modelo de regressão com constante.

cointegração é testada através da aplicação aos resíduos da regressão estática de testes de raiz unitária, sendo por isso designada de metodologia de testes baseados nos resíduos.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (4.3-1)$$

Como ficou já referido, a condição para que se possa afirmar a existência de uma relação causal genuína entre duas séries não estacionárias  $y_t$  e  $x_t$  presentes no modelo estático da Eq. (4.3-1) é que os resíduos da regressão sejam estacionários, isto é,  $u_t \sim I(0)$ . (Engle & Granger, 1987) tabelaram um conjunto limitado de valores críticos para o seu procedimento de teste. Mais tarde (Mackinnon, 1991) derivou um conjunto mais alargado de valores críticos com correções para amostras finitas baseada na metodologia de superfície de resposta (*response surface estimation*). Em (MacKinnon, 1996) os autores fornecem um *software*<sup>104</sup> que permite calcular os valores críticos para o teste de AEG para qualquer nível de significância desejado<sup>105</sup>.

Em (Stock, 1987) o autor demonstra que se as variáveis forem cointegradas os estimadores do modelo OLS estático (*SOLS – Static OLS*), correspondente à Eq. (4.3-1), são consistentes e assintoticamente eficientes ou seja, são “superconsistentes”. Contudo, geralmente os estimadores OLS têm uma distribuição não normal o que desde logo inviabiliza a inferência com base nas estatísticas *standard*, mesmo que estas sejam calculadas com recurso a erros padrão HAC (*Heterocedasticity and Autocorrelation standard errors*). Devido a estas limitações do modelo SOLS têm sido desenvolvidas várias metodologias alternativas para estimar os coeficientes de cointegração  $\beta$ . No grupo dos estimadores obtidos com base numa equação de regressão única encontram-se as especificações decorrentes de reparametizações do modelo ADL, nomeadamente o já referido modelo de correção de erros, e a especificação OLS dinâmica (*DOLS – Dynamic OLS*).

---

<sup>104</sup> O *software* é de acesso livre, podendo ser obtido no sítio da revista *Journal of Applied Econometrics* a partir do seguinte endereço eletrónico: <http://qed.econ.queensu.ca/jae/>.

<sup>105</sup> Uma forma alternativa e simples de testar a cointegração é através da estatística Durbin-Watson (DW), designada no contexto de cointegração por CRDW (*Cointegrating Regression Durbin-Watson test*). De acordo com (Engle & Granger, 1987) se os resíduos da regressão de cointegração forem não estacionários (ausência de cointegração), a estatística DW tende a aproximar-se de zero. Os valores críticos para a estatística CRDW são, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respetivamente: 0,511; 0,386 e 0,322 (Engle & Granger, 1987), Tab. II, pág. 269. Contudo, tal como os autores referem, a estatística DW só deve ser usada para detetar correlação serial de primeira ordem.

### 4.3.2. Estimar os Coeficientes de Cointegração – Modelo de Correção de Erros

A propriedade de “superconsistência” dos estimadores significa que para se estimar a relação de longo prazo entre variáveis cointegradas apenas será necessário especificar o modelo SOLS.

A **abordagem Engle-Granger** desenvolve-se em dois passos: i) no primeiro passo é estimada a relação de equilíbrio de longo prazo (equação de cointegração), correspondente ao modelo SOLS da Eq. (4.3-1), sendo obtidas as estimativas para os resíduos  $u_t$  ( $ECT_t$ ):  $\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_t$ ; ii) num segundo passo os resíduos desfasados num período são integrados como variável explicativa no modelo de correção dos erros, estimando-se as dinâmicas de curto prazo através da seguinte equação:

$$\Delta y_t = \delta \Delta x_t - (1 - \pi) \hat{u}_{t-1} \quad (4.3-2)$$

Como se pode constatar, na especificação dinâmica da Eq. (4.3-2), as variações em  $y_t$  são explicadas pelas variações no regressor  $x_t$  e corrigidas pelo erro de equilíbrio ocorrido no período anterior. Portanto, a Eq. (4.3-2) permite também determinar a velocidade com que os desequilíbrios ocorridos no curto prazo são eliminados - coeficiente  $(1-\pi)$ .

Um dos inconvenientes geralmente apontado à metodologia proposta por Engle-Granger consiste no facto de não permitir estimar directamente através da Eq. (4.3-2) os coeficientes de longo prazo. Uma alternativa para contornar esta limitação consiste na **abordagem de Wickens & Breusch** (Wickens & Breusch, 1988) que permite estimar em simultâneo, através de uma única equação, os efeitos de curto e longo prazo. Partindo de um modelo de correção de erros na forma apresentada na Eq. (4.3-2):

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t - (1 - \pi) [y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}] + \varepsilon_t$$

Os parâmetros de curto e longo prazo podem ser estimados a partir da reformulação:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta x_t - (1 - \pi) y_{t-1} + (1 - \pi) \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3-3)$$

$\delta_0 / (1 - \pi) = \beta_0$  - constante incluída (restrita) na relação de cointegração;

$[(1 - \pi) \beta_1] / (1 - \pi) = \beta_1$  - efeito (elasticidade) de longo-prazo;

$\delta_1$  - efeito (elasticidade) de curto-prazo;

$(1 - \pi) = \alpha$  - coeficiente de ajustamento ao nível de equilíbrio de longo prazo.

Para além da vantagem de permitir a estimação simultânea dos efeitos de curto e longo prazo, (Wickens & Breusch, 1988) argumentam que existe alguma evidência de que em pequenas amostras o enviesamento na estimação dos parâmetros de longo prazo é inferior ao evidenciado pela abordagem em dois passos de Engle-Granger.

Apesar da propriedade de superconsistência assintótica, presente quando as variáveis são cointegradas, o enviesamento dos estimadores SOLS pode ser significativo em amostras finitas como demonstraram (Banerjee, et al., 1986) e (Stock, 1987). Acresce a esta desvantagem o facto de a inferência estatística *standard* não ser válida para os parâmetros da equação de cointegração correspondente à Eq (4.3-1).

### 4.3.3. Estimar os Coeficientes de Cointegração – Modelo OLS Dinâmico

Uma forma simples calcular um estimador assintoticamente eficiente para a Eq. (4.3-1) foi sugerida inicialmente por (Saikkonen, 1991) e mais tarde desenvolvida em (Stock & Watson, 1993) consistindo em aumentar a regressão de cointegração com os valores presentes, passados e futuros das variações na variável explicativa:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \sum_{j=-k}^k \delta_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (4.3-4)$$

Na Eq. (4.3-4) os regressores são  $x_t, \Delta x_{t+k}, \dots, \Delta x_{t-k}$ , sendo o estimador DOLS o estimador OLS para  $\beta_1$ . Se  $y_t$  e  $x_t$  forem cointegradas, o estimador DOLS é eficiente em grandes amostras, sendo a inferência estatística para os parâmetros  $\beta$  e  $\delta$  válida quando baseada em erros padrão HAC (Stock & Watson, 2007). Se a variável  $x_t$  for estritamente exógena, o coeficiente de cointegração  $\beta_1$  pode ser interpretado como o efeito de longo prazo de  $x_t$  em  $y_t$ . Caso contrário, e embora o estimador DOLS seja consistente mesmo na presença de endogeneidades, a interpretação do significado de  $\beta_1$  não é a mesma (Stock & Watson, 2007). O número de defasamentos a introduzir na regressão de cointegração ( $k$ ) deverá ser o indicado para acomodar a autocorrelação nos erros. Também o cálculo das estimativas para os erros-padrão HAC pode assentar em diferentes opções quanto ao método de estimação (*Bartlett, Parzen, Quadratic-Spectral*) e número de defasamentos ou largura de banda (*New-West*, por exemplo) e à opção de introduzir ou não defasamentos na equação de regressão dos erros (*whitening options*). Alternativamente ao estimador HAC da matriz de covariâncias dos coeficientes, a inferência estatística pode ser construída com base em erros padrão OLS “reponderados” (*Rescaled Standard Errors*).

#### 4.4. Cointegração – Análise Multivariada

Como já referido, as metodologias de teste baseadas em especificações de equação única assentam no pressuposto de exogeneidade das variáveis tidas como independentes. Contudo, se este pressuposto não estiver garantido, isto é, se não só  $y_t$  (variável explicada) ajustar face ao erro de equilíbrio mas também  $X_t$  (vetor de regressores) o fizer<sup>106</sup>, os testes de cointegração até agora descritos serão formas potencialmente pobres de detetar a eventual presença de cointegração (Hendry & Juselius, 2000).

Além dos riscos associados à possível ocorrência de endogeneidades entre as variáveis presentes no modelo, e consequente violação da hipótese de exogeneidade dos regressores, a análise de equação única encerra outros inconvenientes nomeadamente nos procedimentos de teste de cointegração. A abordagem do teste de Engle-Granger descrita na secção anterior, quando aplicada ao caso de variáveis múltiplas, encerra potenciais problemas. Desde logo porque, sendo mais do que duas as variáveis (potencialmente) presentes na relação de cointegração, corre-se o risco de a cointegração não envolver alguma dessas variáveis e, mais grave ainda, não envolver a variável explicada. Por exemplo, num modelo com as variáveis  $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{pt})$ , onde  $y_{1t}$  representa a variável explicada, a relação de cointegração pode não envolver o termo  $y_{1t}$ . Esta possibilidade, não sendo testável pela abordagem de Engle-Granger, pode resultar em regressão espúria. Note-se que o facto de as variáveis serem cointegradas contribui para reduzir o risco de regressão espúria mas apenas no caso de haver garantia de que a variável explicada faz parte da combinação linear estacionária. Por exemplo, num modelo com três variáveis e onde  $y_{1t}$  representa a variável explicada, o risco de regressão espúria só estará afastado se  $(u_{t-1} = \beta_1 y_{1t-1} - \beta_2 y_{2t-1} - \beta_3 y_{3t-1} - \beta_0) \sim I(0)$  e  $\beta_1 \neq 0$ . Se algum dos elementos do vetor de cointegração  $\beta_i$  for igual a zero, então apenas as variáveis com coeficiente associado diferente de zero é que podem ser declaradas como cointegradas. Um outro risco associado à abordagem de equação única de Engle-Granger no caso da regressão múltipla é a incapacidade para detetar a presença de mais do que uma relação de cointegração, situação possível sempre que o modelo incluir mais do que duas variáveis (Harris, 1995).

---

<sup>106</sup> Dito de outra forma, se parte da variação de  $X_t$  se ficar a dever à correção de um desequilíbrio resultante do mesmo choque exógeno ( $\varepsilon_t$ ) que provocou o desequilíbrio de  $y_t$ .

Os testes de cointegração baseados em resíduos apresentam bastantes limitações no caso de modelos com variáveis múltiplas desde logo porque são dependentes da ordem em que as variáveis surgem na equação de regressão (Hamilton, 1994). Esta limitação pode ser ultrapassada pelo recurso a testes invariantes em relação à ordenação das variáveis como é o caso dos testes baseados em máxima verosimilhança de informação completa (*FIML – Full-Information Maximum Likelihood*), desenvolvidos por (Johansen, 1988) e (Johansen, 1991), ou os testes de tendência comum (*comum trend*) desenvolvidos por (Stock & Watson, 1988). Uma outra vantagem da abordagem da estimação de máxima verosimilhança com informação completa reside no facto de permitir testar não apenas a presença ou ausência de cointegração mas também o número de relações de cointegração, permitindo ultrapassar a limitação da abordagem de Engle-Granger.

No caso da nossa análise será aconselhável testar a hipótese da presença de uma eventual relação de cointegração que não envolva todas as variáveis presentes no modelo. Trata-se por exemplo de admitir que o preço da eletricidade no mercado Ibérico não ajusta a um nível de equilíbrio ditado pelo preço dos combustíveis (gás natural, carvão e licenças de emissão de CO<sub>2</sub>). Neste caso, o procedimento de teste de cointegração poderá indicar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo nada garantindo contudo que preço da eletricidade esteja ancorado a essa relação. Uma outra hipótese que interessará testar passa por admitir uma fraca integração entre o mercado de CO<sub>2</sub> e os mercados de energia em geral. No caso de se confirmar esta hipótese, e admitindo que concluimos pela existência de relação de cointegração, o preço das licenças de CO<sub>2</sub> não ajustará à relação de equilíbrio de longo prazo que envolverá apenas o preço das *commodities* energéticas.

Além permitir testar a hipótese de presença de cada uma das variáveis na relação de cointegração, o procedimento de teste de cointegração a adotar na nossa análise deverá também ser estendido de forma a permitir concluir sobre a presença de mais do que uma relação de cointegração. Na medida em que vários estudos empíricos têm vindo a demonstrar a existência de integração entre o mercado de licenças de emissão de CO<sub>2</sub> e o preço de algumas das energias que integram o nosso modelo (nomeadamente o preço do gás natural), interessará testar a hipótese de com essa (eventual) relação de cointegração subsistir uma relação de equilíbrio adicional que envolva o preço da eletricidade no mercado Ibérico.

#### 4.4.1. Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM)

Na presença de variáveis não estacionárias, como muito provavelmente será o nosso caso, o recurso à metodologia VAR com as variáveis modeladas em níveis, como já explicado, conduz a resultados ineficientes e risco de regressão espúria ((Granger & Newbold, 1974) e(Hendry, 1993)). Nesse caso, a estimação multivariada pode ser efetuada com recurso a uma de duas técnicas:

- i) Especificação de um modelo VAR com as variáveis modeladas em primeiras diferenças<sup>107</sup>, implicando no nosso caso trabalhar sobre as taxas de rentabilidade dos preços (diferenças dos logaritmos dos preços);
- ii) Especificação de um Modelo VAR Cointegrado (*CVAR – Cointegrated VAR Model*), caso as variáveis exibam a propriedade de cointegração.

Em (Hamilton, 1994) o autor alerta para os riscos de incorreta especificação do modelo quando se recorre ao VAR em diferenças na presença de variáveis que na realidade são estacionárias ou de combinações estacionárias dessas variáveis, caso da cointegração. Também como já referimos, outro inconveniente da remoção da não estacionaridade pela diferenciação de variáveis I(1) consiste no risco de perda de informação relativa às relações de cointegração de longo prazo. Pelo contrário, a alternativa da especificação CVAR, sendo possível, tem a vantagem de permitir a análise simultânea das dinâmicas de equilíbrio de longo prazo e dos ajustamentos de curto prazo face aos desvios em relação àquele nível equilíbrio. Esta vantagem será provavelmente uma das razões que justifica o recurso generalizado a esta modelação econométrica quando o que está em causa é o estudo das interações entre preços de *inputs* e preços de *outputs* (Alexeeva-Talebi, 2011), como é o nosso caso.

Na presença de relações de cointegração é pois aconselhável optar por parametrizações do VAR que suportem a análise da estrutura de cointegração (Lutkepohl & Kratzig, 2004). Uma das parametrizações mais populares é a que resulta no habitualmente designado Modelo Vetorial de Correção de Erros (*VECM – Vector Error Correction Model*). Tal como em outras circunstâncias, também no caso das variáveis cointegradas, a estimação através de análise multivariada (VAR) devolve estimadores

---

<sup>107</sup> Partindo do princípio que estamos na presença de variáveis integradas de primeira ordem I(1).

superconsistentes e, em geral, menos enviesados que os obtidos através da regressão de equação única (Davidson & Mackinnon, 2004).

A abordagem VAR desenvolvida por (Johansen, 1988) é quase unanimemente reconhecida como a mais adequada para testar a presença de relações de cointegração (Harris, 1995). No nosso caso iremos também implementar a técnica desenvolvida em (Johansen, 1988) e mais tarde aprofundada em (Johansen & Juselius, 1990), (Johansen, 1991) e (Johansen, 1995b). Considere-se um VAR sem restrições de  $p$  variáveis potencialmente endógenas envolvendo  $k$  desfasamentos temporais,  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{pt})'$ . A forma básica deste modelo de ordem  $k$ , VAR( $k$ ), será:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + u_t \quad (4.4-1)$$

Onde  $y_t$  é um vetor ( $p \times 1$ ) de variáveis endógenas, cada  $A_i$  consiste numa matriz ( $p \times p$ ) de coeficientes a estimar e  $u_t$  corresponde ao vetor de termos de erro não observáveis,  $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{pt})'$ . Habitualmente é assumido que os termos de erro são independentemente distribuídos, com média nula, seguindo um processo “ruído branco” com matriz de covariâncias definida positiva invariante no tempo (*time-invariant*). Por outras palavras, os vetores  $u_t$  são estocasticamente independentes. Adicionalmente, a estimação de máxima verosimilhança, que corresponde à metodologia adotada na abordagem de Johansen, exige a consideração da premissa de distribuição normal dos erros<sup>108</sup>. Assim temos:

$$E(u_t, u'_t) = \Sigma u \quad e \quad u_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma u) \quad (4.4-2)$$

O sistema pode ser desenvolvido na forma reduzida com cada uma das variáveis  $y_t$  regredida apenas em relação aos seus próprios valores desfasados e aos valores desfasados das restantes variáveis do modelo. Por isso, cada uma das equações compreendida no sistema da Eq. (4.4-1) pode ser estimada de forma eficiente por OLS uma vez que cada equação envolve como regressores apenas variáveis pré-determinadas e, como tal, a simultaneidade não representa um problema para a estimação (Harris, 1995).

---

<sup>108</sup> Como veremos mais tarde, embora a metodologia de máxima verosimilhança, face à estimação OLS, tenha o inconveniente de exigir uma premissa adicional relativamente à forma assumida pela distribuição de probabilidade dos erros, sendo o mais comum assumir-se a distribuição normal (erros Gaussianos), a sua verificação na realidade não é crítica para a validade dos resultados da estimação.

<sup>109</sup> O símbolo  $\Sigma u$  refere-se à matriz de variâncias e covariâncias dos erros e a sigla *i.i.d.N* significa que a variável em causa (termos de erro, no caso) é normal, independente e identicamente distribuída (processo “ruído branco Gaussiano”).

Contudo, caso o interesse da análise se centre nas relações de cointegração, a forma apresentada na Eq. (4.4-1) não é a mais adequada uma vez que estas não surgem de forma explícita. Uma forma de fazer emergir as relações de cointegração (combinações lineares estacionárias) consiste em reparametrizar o modelo na forma de correção dos erros, obtendo-se um VECM( $k-1$ ) com a seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + u_t \quad (4.4-3)$$

$$\text{onde: } \Pi = - (I_p - A_1 - \dots - A_k) = - (I_p - \sum_{i=1}^k A_i)$$

$$\text{e } \Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_k) = - (\sum_{j=i+1}^k A_j), \quad i = 1, \dots, k-1$$

$$\text{e } u_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma u)$$

Como se pode verificar pela Eq. (4.4-3), num VECM há dois canais de interdependência entre as variáveis: interações de curto prazo (captado de forma análoga a um modelo VAR em primeiras diferenças), cuja informação pode ser obtida via estimativas de  $\Gamma_i$ , e relações de longo prazo, obtidas pela estimação dos parâmetros na matriz  $\Pi$ . Assumindo que  $y_t$  é um vetor de variáveis não estacionárias integradas de primeira ordem  $I(1)$ , então todos os termos na Eq. (4.4-3) que envolvem  $\Delta y_t$  são  $I(0)$ , resultando daqui que  $\Pi y_{t-1}$  também deve ser estacionário para que seja cumprida a condição de  $u_t$  seguir “ruído branco”,  $u_t \sim I(0)$ .

A interpretação da Eq. (4.4-3) depende essencialmente do posto (característica) da matriz  $\Pi$  de dimensão ( $p \times p$ ), representada pela letra  $r$ , e que será interessante avaliar para três casos especiais:

- i) Quando a matriz  $\Pi$  tem posto completo ( $r = p$ ), sendo por isso invertível; neste caso todas as variáveis em  $y_t$  são estacionárias não se colocando por isso qualquer problema de regressão espúria e sendo a estratégia de modelação mais adequada um VAR com as variáveis em níveis (correspondente à Eq. (4.4-1)).
- ii) Quando a matriz  $\Pi$  tem posto nulo ( $r = 0$ ), isto é, corresponde a uma matriz ( $p \times p$ ) de zeros (na Eq. (4.4-3) o termo  $\Pi y_{t-1}$  desaparece); neste caso não há qualquer relação de cointegração, ou seja, não existe nenhuma combinação linear estacionária entre as variáveis presentes em  $y_t$ , não existindo por isso qualquer relação de longo prazo entre as variáveis; a estratégia de modelação apropriada será um VAR em primeiras diferenças sem envolver quaisquer elementos de longo prazo.

iii) Quando a matriz  $\Pi$  tem posto reduzido ( $0 < r < p$ ); neste caso existem até  $r \leq (p-1)$  relações de cointegração.

O Teorema de Granger postula que se a matriz de coeficientes  $\Pi$  tiver posto reduzido, então existem as matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  tal que a matriz  $\Pi$ , que sintetiza a informação acerca da relação de longo prazo entre as  $p$  variáveis endógenas, pode ser decomposta no produto  $\Pi = \alpha \beta'$ , onde  $\beta$  representa a matriz dos coeficientes de equilíbrio de longo prazo (vetores de cointegração) e  $\alpha$  a matriz dos coeficientes com a velocidade de ajustamento àquela relação de equilíbrio. Procedendo à transformação da matriz  $\Pi$ , a Eq. (4.4-3) vem:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + u_t \quad (4.4-4)$$

$$u_t \sim Niid(0, \Sigma u)$$

onde  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes ( $p \times r$ ) com  $posto(\alpha) = posto(\beta) = r$  e  $\Gamma_i$  ( $i = 1, \dots, k-1$ ) são matrizes ( $p \times p$ ). O termo  $\beta' y_{t-1}$  representa até  $(p-1)$  relações ou vetores de cointegração, ou seja  $\beta' y_t$  é estacionário,  $\beta' y_{t-1} \sim I(0)$ , o que assegura que  $y_t$  converge para a solução de equilíbrio de longo prazo. Na matriz  $\beta$  existem  $r$  vetores de cointegração ( $r$  colunas de  $\beta$  formam  $r$  combinações lineares independentes das variáveis presentes em  $y_t$ , sendo cada uma delas estacionária) em conjunto com  $(p-r)$  vetores não estacionários ( $p-r$  colunas de  $\beta$  são  $I(1)$ , ou seja, constituem tendências não estacionárias). Apenas os vetores cointegrados de  $\beta$  estão presentes na Eq. (4.4-3), pois de outra forma  $\Pi y_{t-1}$  não seria estacionário, o que implica que as últimas  $(p-r)$  colunas de  $\alpha$  são insignificamente pequenas<sup>110</sup>. Portanto, o problema de cálculo do número de vetores de cointegração  $r \leq (p-1)$  presentes em  $\beta$  é equivalente a testar o número de colunas zero presentes em  $\alpha$ . Consequentemente, testar a cointegração equivale a determinar o posto da matriz  $\Pi$ , ou seja, equivale a encontrar o número  $r$  de colunas linearmente independentes em  $\Pi$ . O posto da matriz  $\Pi$  é referido como posto de cointegração (*cointegration rank*) do sistema e  $\beta$  é referida como matriz de cointegração (*cointegration matrix*).

Repare-se que uma vez determinado o posto matriz  $\Pi$  sabemos que as últimas  $(p-r)$  colunas de  $\alpha$  são efetivamente zero e então as últimas  $(p-r)$  colunas de  $\beta$  são não

---

<sup>110</sup> Ou seja, existem apenas  $r$  colunas em  $\alpha$  significativamente diferentes de zero. Cada um dos  $r$  vetores de cointegração em  $\beta$  está associado a uma coluna específica em  $\alpha$  que deve conter pelo menos um elemento diferente de zero.

estacionárias não entrando por isso na Eq. (4.4-4). Daqui decorre que as dimensões das matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  fiquem reduzidas a  $(p \times r)$ .

Se por exemplo tivermos um modelo com quatro variáveis endógenas ( $p = 4$ ) e o posto da matriz  $\Pi$  for dois ( $r = 2$ ), a expressão das (duas) relações de cointegração vem:

$$\Pi y_{t-1} = \alpha \beta' y_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} & \beta_{41} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} & \beta_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \\ y_{4,t-1} \end{bmatrix} \quad (4.4-5)$$

$$\Pi y_{t-1} = \alpha \beta' y_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} ECT_{1,t-1} + \alpha_{12} ECT_{2,t-1} \\ \alpha_{21} ECT_{1,t-1} + \alpha_{22} ECT_{2,t-1} \\ \alpha_{31} ECT_{1,t-1} + \alpha_{32} ECT_{2,t-1} \\ \alpha_{41} ECT_{1,t-1} + \alpha_{42} ECT_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

$$\text{onde: } ECT_{1,t-1} = \beta_{11} y_{1,t-1} + \beta_{21} y_{2,t-1} + \beta_{31} y_{3,t-1} + \beta_{41} y_{4,t-1}$$

$$ECT_{2,t-1} = \beta_{12} y_{1,t-1} + \beta_{22} y_{2,t-1} + \beta_{32} y_{3,t-1} + \beta_{42} y_{4,t-1}$$

Repare-se que a matriz  $\Pi$ , contendo os termos de correção de erros ( $ECT_{t-1}$ ), compensa a informação de longo prazo perdida na diferenciação (Juselius, 2006). Em geral não é possível aplicar técnicas de regressão *standard* às equações individuais que compõem o sistema da Eq. (4.4-3) uma vez que seriam normalmente obtidas  $(p \times p)$  estimativas de  $\Pi$ . Ou seja, usando regressão ordinária, as estimativas obtidas para  $\Pi (= \alpha \beta')$  muito provavelmente, na maioria das situações, resultariam em posto completo ( $r = p$ ). Esta limitação das técnicas de regressão ordinária foi ultrapassada pela abordagem introduzida por Johansen que obtém as estimativas para  $\alpha$  e  $\beta$  recorrendo o método de informação completa de máxima verosimilhança que detalharemos mais adiante.

#### 4.4.2. Especificação do Modelo

Até ao momento, e apenas por razões de simplificação da análise, a especificação do VAR, e do VECM associado, foi considerada na sua formulação mais simplificada não incluindo quaisquer componentes determinísticas tais como termo de interceção (constante), tendência temporal ou variáveis dicotômicas de sazonalidade. Esta questão está directamente relacionada com o tema de garantir um modelo com resíduos Gaussianos o que estende a análise a outras questões, nomeadamente, a determinação do número

adequado de defasamentos temporais (ordem de autoregressão das variáveis endógenas) e a eventual necessidade de inclusão no modelo de outras variáveis estocásticas exógenas face às relações de cointegração. São estas as questões que passaremos a tratar.

### **Especificação Dinâmica (defasamentos temporais)**

Uma forma possível de basear a escolha do número de defasamentos a incluir no modelo autorregressivo consiste no recurso a testes de hipóteses. Por exemplo, seguindo a estratégia conhecida como modelização do geral para o particular, um modelo mais geral (maior número de regressores) pode ser escolhido face a um mais restrito, desde de que a restrição em causa (exclusão de regressores insignificantes) possa ser formulada como uma hipótese testável. Uma possibilidade consiste no recurso a testes de hipóteses onde é executado um teste de rácio de verosimilhança (*LR – Likelihood Ratio teste*) para uma sequência de hipótese nulas, começando num número de defasamentos máximo ( $k_{max}$ ) e terminando quando o teste for rejeitado.

Contudo, a prática mais recomendável para a escolha do número de defasamentos adequado passa pelo recurso a critérios de seleção de modelos que de alguma forma garantem o equilíbrio (*trade-off*) entre a maximização da bondade ou verosimilhança do ajustamento, por um lado, e o “princípio da parcimónia”<sup>111</sup>, isto é, minimização do número de parâmetros empregues, por outro. Este equilíbrio é fundamental pois a inclusão de parâmetros extra no modelo, mesmo que associados a variáveis que na realidade não são relevantes para o p.g.d., pode levar ao aumento da bondade ou verosimilhança do ajustamento. Os critérios de seleção mais comuns são os critérios de informação: Critério de Informação de Akaike (*AIC – Akaike Information Criterion*) (Akaike, 1974), Critério de Informação de Schwarz (*SIC – Schwarz Information Criterion*)<sup>112</sup>(Schwarz, 1978) e Critério de Informação de Hannan and Quinn (*HQC – Hannan and Quinn Information Criterion*) (Hannan & Quinn, 1979). Os dois últimos critérios são os mais adequados para lidar com amostras de grande dimensão, como é o nosso caso, pois trata-se de critérios consistentes (Lutkepohl, 2005). Na seleção do número

---

<sup>111</sup> Princípio segundo o qual, de entre um conjunto de modelos que se ajustam adequadamente a um conjunto de observações, o modelo a ser escolhido deve ser o que tiver o menor número de parâmetros.

<sup>112</sup> Também designado por *BIC – Bayesian Information Criterion*.

de defasamentos temporais que melhor ajusta o p.g.d. subjacente, a opção pela especificação VAR surge como a mais adequada pois, normalmente, nesta fase do processo de estimação a ordem de cointegração do sistema é ainda desconhecida (Lutkepohl & Kratzig, 2004). Deve contudo ter-se presente que, optando por aquela especificação, o número de defasamentos no VECM será igual ao número de defasamentos no VAR deduzido de uma unidade. Acresce que se alguma das variáveis for integrada, a ordem do VAR deve ser de pelo menos um (Lutkepohl, 2005).

### Termos Determinísticos

A especificação dinâmica do modelo obriga a ponderar a questão de existirem ou não tendências nos dados e portanto de se saber se devemos ou não incluir variáveis determinísticas (constante/interseção e tendência temporal) quer na componente de curto prazo quer nas relações de longo prazo (espaço de cointegração). Além disso, também a inclusão de variáveis com vista a modelar o efeito de sazonalidades deve ser considerada nomeadamente pelo recurso a variáveis dicotómicas.

Quando duas ou mais variáveis partilham as mesmas tendências estocásticas e determinísticas é possível encontrar uma combinação linear que cancele ambas as tendências. Nestes casos, a relação de cointegração não apresenta tendências mesmo que as variáveis individuais o exibam. Existem outros casos em que a combinação linear das variáveis remove a tendência estocástica comum mas não a tendência determinística, obrigando à inclusão de uma tendência no espaço de cointegração.

A inclusão dos parâmetros constante e/ou tendência no modelo tem implicações na qualidade das estimativas dos parâmetros, ao modelar explicitamente efeitos que de outra forma se manifestariam na autocorrelação dos erros, mas também ao nível das distribuições assintóticas dos testes de cointegração e por essa via na validade da inferência estatística<sup>113</sup>. Como tal, é indispensável que o trabalho de modelação considere uma escolha criteriosa desses parâmetros. É claro que uma forma de resolver o problema consiste em adotar uma solução de maximização da parametrização, isto é, na suspeita de

---

<sup>113</sup> As distribuições dos testes de cointegração, que serão tratados mais adiante, não são invariantes à especificação dos componentes determinísticos do modelo, dependendo por isso das suposições efetuadas a esse respeito (Hendry & Juselius, 2001).

presença de tendências determinísticas nos dados podemos optar por modelar o fator tempo da forma mais geral possível, minimizando o risco de subparametrização. Contudo, esta estratégia pode resultar em perda substancial de poder dos testes caso na realidade a modelação do p.g.d não exigisse a inclusão dos parâmetros de tendência. (Doornik, et al., 1998) demonstram, tanto para pequenas amostras como para o caso assintótico, que não considerar tendências determinísticas no modelo quando na realidade elas estão presentes nos dados pode resultar em substanciais distorções de dimensão dos testes e incluir desnecessariamente essas tendências poderá resultar na já referida perda de poder dos testes. Uma forma prática de proceder à seleção daqueles parâmetros consiste naturalmente na inspeção visual (gráfica) dos dados. Contudo, em grande parte das situações este procedimento não é de todo suficiente para permitir conclusões definitivas. É por isso habitual o recurso a procedimentos estatísticos que auxiliem nessa decisão de uma forma mais rigorosa. Tal é o caso dos testes propostos por (Johansen, 1994) e (Johansen, 1995b), no quadro da sua abordagem de verossimilhança Gaussiana, a respeito da hipótese de inclusão de termos determinísticos.

Embora estes testes possam ser úteis para a decisão de incluir ou não termos determinísticos no modelo, a sua formulação assume um posto de cointegração (*cointegration rank*) específico, exigindo portanto a sua prévia determinação. Como tal, uma estratégia frequentemente seguida consiste em verificar a robustez dos testes de posto de cointegração para diferentes especificações do modelo no que concerne aos termos determinísticos.

Não considerando por agora o tema das variáveis dicotómicas, a modelação mais geral do termo determinístico a incluir no VAR ou VECM consiste num polinómio temporal do tipo:

$$\mu_t = \pi + \gamma * t \quad (4.4-6)$$

onde a questão que se coloca é a de saber se os dados revelam a presença de uma tendência determinística e se esta é linear ou quadrática. Com a inclusão de termos determinísticos, as expressões do VAR na Eq. (4.4-1), e do VECM na Eq. (4.4-4), passam a ter o seguinte formato:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + \mu_t + u_t \quad (4.4-7)$$

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \mu_t + u_t \quad (4.4-8)$$

Para simplificar a análise consideremos um VAR  $p$ -dimensional com apenas dois desfasamentos temporais ( $k = 2$ ). Substituindo  $\mu_t$  na Eq. (4.4-8), vem:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \pi + \gamma * t + u_t \quad (4.4-9)$$

Tal como as séries de dados individuais, as relações ou equações de cointegração podem também conter termos de interseção (médias não nulas) e tendências determinísticas. Nesse sentido, é útil decompor os vetores  $\pi$  e  $\gamma$ , de dimensão ( $p \times I$ ), em dois novos vetores: um ( $\mu_1$  e  $\delta_1$ ) relacionado com o valor médio nas relações de cointegração ( $\beta' y_{t-1}$ ) ou termo de correção do erro ( $\alpha$ ) e outro ( $\mu_2$  e  $\delta_2$ ) relacionado com as taxas de crescimento de  $\Delta y_t$ .

$$\pi = \alpha \mu_1 + \mu_2 \quad (4.4-10)$$

$$\gamma = \alpha \delta_1 + \delta_2 \quad (4.4-11)$$

Substituindo Eq. (4.4-10) e Eq. (4.4-11) na Eq. (4.4-9), temos:

$$\Delta y_t = \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{bmatrix} \tilde{y}_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + (\mu_2 + \delta_2 * t) + u_t \quad (4.4-12)$$

onde  $\tilde{y}'_{t-k} = (y'_{t-k}, 1, t)$ . Com base no VECM expandido da Eq. (4.4-12) é possível analisar as várias opções relativamente aos termos determinísticos a incluir no modelo, nomeadamente os frequentemente citados cinco casos de (Johansen, 1994):

- Caso 1:  $\pi = 0$  e  $\gamma = 0$  ( $\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ ); não existem componentes determinísticos quer nas séries de dados quer nas relações de cointegração. Na prática é difícil encontrar situações em que este modelo se ajuste pois, além de ter implícito que os valores esperados de ambas as componentes do modelo são iguais a zero,  $E[\Delta y_t] = 0$  e  $E[\beta' y_t] = 0$ , normalmente o termo de interseção é requerido pelo menos para dar conta das unidades de medida das variáveis incluídas em  $y_t$ . Como geralmente o termo de interseção é necessário para acomodar o valor inicial das unidades de medida em causa,  $y_0$ , apenas no caso excecional da unidade de medida começar de zero, ou quando as unidades de medida das variáveis em  $y_t$  se cancelam nas relações de cointegração, é que poderá justificar a restrição  $\pi = 0$ .

- Caso 2:  $\gamma = 0$ ,  $\mu_2 = 0$  ( $\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$ ) e  $\mu_1 \neq 0$ ; não existem tendências lineares nos dados em níveis de tal forma que as séries em primeiras diferenças têm média nula

$E[\Delta y_t] = 0$ . A constante é restrita ao espaço de cointegração (componente de longo prazo) o que implica que alguns dos valores médios de equilíbrio são distintos de zero.

- Caso 3:  $\gamma = 0$  ( $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ); não existem tendências lineares na Eq. (4.4-12). Como o termo constante  $\pi$  não tem qualquer restrição, ainda há tendências lineares embora não estejam presentes tendências determinísticas em nenhuma relação de cointegração. Deve notar-se que neste modelo se assume que a interseção nos vetores de cointegração é cancelada pela interseção presente na componente de curto prazo do modelo, ou seja, na estimação da Eq. (4.4-12)  $\mu_1$  é combinado com  $\mu_2$  de forma a resultar um único termo de interseção incluído no modelo de curto prazo.

- Caso 4:  $\delta_2 = 0$ ; como  $\delta_1, \mu_1, \mu_2$  permanecem sem restrições, a tendência fica restrita ao espaço de cointegração, mas sobre a constante não é imposta nenhuma restrição. Este modelo adequa-se ao caso em que não existindo tendências quadráticas nos dados em níveis, e por isso não é incluída tendência na componente de curto prazo, está presente algum crescimento linear de longo prazo que deve ser acomodado. Por isso, no espaço de cointegração é incluído o tempo como uma variável estacionária em tendência (*trend-stationary*) com o objetivo de acomodar o crescimento exógeno ao modelo (ex. progresso técnico) (Lutkepohl & Kratzig, 2004). Repare-se que também neste modelo a constante no espaço de cointegração é cancelada pela inclusão do termo de interseção na componente de curto prazo do modelo.

- Caso 5: modelo sem quaisquer restrições em  $\pi$  e  $\gamma$ ; os termos de interseção e tendência são incluídos no modelo VAR sem restrições de forma que este modelo é consistente com tendências lineares nas variáveis em primeiras diferenças  $\Delta y_t$  e, como tal, com tendências quadráticas nos dados em níveis  $y_t$ . Embora a inclusão de tendências quadráticas por vezes melhore o ajustamento do modelo, antes de decidir por essa opção é recomendável procurar as razões que induzem o crescimento quadrático e, se possível, incrementar a informação ajustada no modelo (Hendry & Juselius, 2001).

Na prática o Caso 1 e o Caso 5 raramente são utilizados (Hendry & Juselius, 2001). O primeiro exige que todas as séries de dados incluídas no modelo tenham média nula e o segundo, no caso de variáveis preço transformadas em logaritmos, significaria admitir como possível uma taxa de variação dos preços permanentemente crescente ou decrescente. Como regra aproximada pode apontar-se para a opção pelo Caso 2 se

nenhuma das séries em causa aparentar possuir tendências. Se as séries exibirem tendências, optar pelo Caso 3 se as tendências são estocásticas e pelo Caso 4 se alguma das séries é estacionária com tendência (Hendry & Juselius, 2001).

Na nossa investigação, caso as variáveis preço consideradas no modelo não evidenciem uma tendência temporal clara e o *spread* entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs* seja estacionário em torno de uma média diferente de zero, será de esperar que seja o modelo associado ao Caso 2 o que melhor se adequa aos dados.

A questão da escolha do modelo mais adequado não é, como vimos, uma questão de resposta simples. Para além da observação das séries de dados na tentativa de identificar eventuais tendências, (Johansen, 1992) sugere a necessidade de se testar conjuntamente a ordem de cointegração e as componentes determinísticas do modelo. Por isso, voltaremos a este tema na secção dedicada aos testes de cointegração.

Como referimos antes, a inclusão dos parâmetros constante e/ou tendência no VAR, e o facto de serem considerados com ou sem restrições, tem implicações quer na qualidade das estimativas dos parâmetros do modelo quer nas distribuições assintóticas dos testes e logo na qualidade da inferência estatística. Mas para além daqueles parâmetros associados à presença de médias e de tendências lineares nos dados, a descrição adequada do p.g.d. pode reclamar a inclusão de outros parâmetros determinísticos para acomodar, nomeadamente, sazonalidades (*seasonal dummies*) e quebras estruturais (*structural shifts dummies*).

### Variáveis Exógenas

Vimos até ao momento que a especificação dinâmica do modelo pode requerer a inclusão de componentes determinísticas (constante, tendência e sazonalidades) assim como o estabelecimento do número de defasamentos  $k$  adequado para as variáveis endógenas  $y_t$  de forma a serem assegurados resíduos *Gaussianos*. Mas o tema do “branqueamento” (*whitening*) dos resíduos conduz-nos a outros elementos importantes da especificação do modelo como por exemplo a consideração, além das componentes determinísticas, de variáveis estocásticas adicionais que, não sendo tratadas adequadamente, possam ver o seu efeito transposto para os resíduos  $u_t$ . A omissão de variáveis importantes pode conduzir, por exemplo, à consideração de um número

excessivo de desfasamentos na tentativa de resolver os problemas de autocorrelação dos erros com as consequências negativas já referidas ao nível da inferência estatística (decorrentes da redução do poder dos testes). Na verdade, se a autocorrelação dos erros for devida à omissão de variáveis condicionantes, incrementar o número de desfasamentos  $k$  poderá ter como efeito uma sobre parametrização do modelo com efeitos nocivos ao nível da determinação do posto de cointegração e consequente interpretação económica das relações de cointegração (Harris, 1995)<sup>114</sup>.

Consideremos então um modelo onde além das variáveis endógenas, e dos eventuais termos determinísticos, estão também presentes um conjunto de variáveis estocásticas exógenas. Um modelo deste tipo, que consiste no ajustamento de um conjunto de variáveis condicionado ao comportamento de outras variáveis não modeladas, é habitualmente designado por modelo condicionado ou modelo parcial (*conditional model or partial model*) uma vez que descreve o processo gerador de apenas um subconjunto de variáveis (Lutkepohl, 2005). A consideração desta extensão em relação ao ajustamento VECM mais simples descrito antes pode assumir particular relevância no caso da nossa investigação uma vez que na literatura são referidas abundantemente as influências de variáveis atmosféricas no preço da eletricidade quer do lado da procura quer do lado da oferta. Desta forma, sendo o comportamento destas variáveis estocástico e normalmente tido como exógeno, a extensão do modelo VECM de forma a acomodar a sua inclusão na descrição do comportamento do preço da eletricidade pode ser aconselhável.

Considerando uma vez mais o modelo  $p$ -dimensional simplificado, com apenas dois desfasamentos temporais ( $k = 2$ ), o VECM condicionado ao conjunto de variáveis exógenas  $D_t$  assume a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha\beta'y_{t-1} + \Gamma_1\Delta y_{t-1} + \pi + \gamma * t + \psi D_t + u_t \quad (4.4-13)$$

Repare-se que o modelo da Eq. (4.4-13) corresponde a um VECM geral onde, a par das variáveis que podemos designar de “modeladas” (variáveis endógenas incluídas no vetor

---

<sup>114</sup> Os riscos associados à parametrização excessiva do modelo não devem contudo conduzir ao erro inverso de subparametrização do modelo (por exemplo, não consideração do número de desfasamentos adequado à eliminação da autocorrelação dos erros). (Lutkepohl & Saikkonen, 1999), por exemplo, confirmam a presença de distorções severas na dimensão dos testes quando  $k$  é demasiado pequeno (a par da perda de poder dos testes quando  $k$  é demasiado elevado). Por isso, os autores recomendam o recurso a critérios de informação para a seleção adequada do número de desfasamentos.

$y_t$ ), são incluídos termos determinísticos ( $\pi$  e  $\gamma$ ) e variáveis estocásticas (variáveis exógenas incluídas no vetor  $D_t$ ) que talvez possamos designar por “não modeladas” uma vez que, ao contrário das variáveis “modeladas”, não estão definidas no sistema equações explicativas do seu comportamento ou, dito de outra forma, o comportamento dessas variáveis é determinado fora do sistema em análise (Lutkepohl, 2005). Mais tarde veremos que a inclusão no modelo destes regressores exógenos adicionais, tal como no caso da inclusão de termos determinísticos, tem implicações ao nível da inferência uma vez que os valores críticos simulados para os testes estatísticos são sensíveis ao número de parâmetros incluídos no modelo.

#### 4.4.3. Estimação VECM: abordagem de Johansen

Na presença de um problema de cointegração, são duas as questões essenciais que se colocam: em primeiro lugar, a determinação ou teste do posto de cointegração e, em segundo, a estimação dos vetores de cointegração e subsequente inferência.

Como referimos antes, de entre os vários procedimentos descritos na literatura para testar a cointegração num contexto de análise multivariada talvez o mais popular seja a abordagem de máxima verosimilhança de Johansen (Johansen, 1988), habitualmente referida como Regressão de Posto Reduzido (*RRR – Reduced Rank Regression*), que pode ser sinteticamente descrita da seguinte forma<sup>115</sup>.

Reescrevendo a equação do VECM de ordem  $k$  apresentada na Eq. (4.4-3) obtemos a seguinte expressão:

$$\Delta y_t + \alpha\beta' y_{t-1} = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + u_t \quad (4.4-14)$$

sendo possível corrigir esta expressão pelas dinâmicas de curto prazo, por outras palavras, imunizar  $y_t$  relativamente aos efeitos dessas dinâmicas. Para tanto, devemos regredir  $\Delta y_t$  e  $y_{t-k}$  separadamente:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= P_1 \Delta y_{t-1} + \dots + P_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + R_{0t} \\ y_{t-k} &= T_1 \Delta y_{t-1} + \dots + T_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + R_{kt} \end{aligned}$$

---

<sup>115</sup> Uma análise mais detalhada desta metodologia pode ser encontrada, por exemplo, em (Banerjee, et al., 1993), (Hamilton, 1994), (Harris, 1995) ou (Lutkepohl, 2005).

Desta forma obtemos os vetores  $R_{0t}$  e  $R_{kt}$  úteis para construir as matrizes de resíduos:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{it} R'_{jt} \quad i, j = 0, k$$

A obtenção das estimativas de máxima verosimilhança passa pela resolução da Eq. (4.4-15) que no essencial equivale à resolução de um problema de valores próprios:

$$\det(\lambda S_{kk} - S'_{0k} S_{00}^{-1} S_{0k}) = 0 \quad (4.4-15)$$

As estimativas de máxima verosimilhança para  $\beta$  são obtidas a partir dos vetores próprios que corresponde aos  $r$  maiores valores próprios dados pela solução da Eq. (4.4-15). A resolução da equação permite obter os  $p$  valores próprios  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p$  e os correspondentes vetores próprios  $V = (b_1, \dots, b_p)$ , satisfazendo a igualdade  $\lambda_i S_{kk} b_i = S'_{0k} S_{00}^{-1} S_{0k} b_i$  e normalizado de forma a que  $V' S_{kk} V = I_k$ . De entre todos elementos de  $V$  os  $r$  elementos que determinam as combinações lineares estacionárias correspondem aos vetores de cointegração  $\beta = (b_1, \dots, b_r)$ . Esta conclusão deriva do facto de os valores próprios equivalerem às maiores correlações canónicas quadradas entre os “resíduos em níveis” ( $R_{kt}$ ) e os “resíduos em diferenças” ( $R_{0t}$ ). Por outras palavras, aquela conclusão deriva do facto de se obterem estimativas para as combinações  $b_i \dot{y}_t$  ( $i = 1, \dots, r$ ) dos elementos em níveis da Eq. (4.4-14),  $y_t \sim I(1)$ , que produzem correlações elevadas com os elementos estacionários da Eq. (4.4-14),  $\Delta y_t \sim I(0)$ ; estas combinações correspondem aos vetores de cointegração em virtude de, em princípio, também elas próprias deverem ser  $I(0)$  de forma a alcançarem as elevadas correlações. Portanto, a magnitude dos valores próprios  $\lambda_i$  é uma medida de quão forte é a correlação entre as relações de cointegração  $b_i \dot{y}_t$  (que podemos representar por  $\beta_j \dot{y}_t$ ) e a componente estacionária do modelo. Por outro lado, as últimas  $(p-r)$  combinações resultantes da resolução da Eq. (4.4-15), isto é  $b_i \dot{y}_t$  com ( $i = 1+r, \dots, p$ ), correspondem a combinações não estacionárias que, em princípio, não estão correlacionadas com os elementos estacionários da Eq. (4.4-14). Consequentemente, os vetores próprios correspondentes à componente não estacionária do modelo devem ser nulos,  $\lambda_i = 0$  ( $i = 1+r, \dots, p$ ). Por esta razão, testar  $r = 1$ , por exemplo, corresponde na verdade a testar  $\lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_p = 0$ , tendo como hipótese alternativa  $\lambda_p > 0$  (Johansen, 1992). Como  $\lambda_i = \alpha_i' S_{00}^{-1} \alpha_i$ , então um teste que envolva valores próprios é equivalente a testar se  $\alpha_i$  é insignificamente pequeno para  $i = r+1, \dots, p$ . Podemos ainda verificar que as estimativas de  $\alpha_i$  podem ser obtidas pela expressão  $\alpha_i = S_{0k} \beta_i$ .

Na abordagem de regressão de posto reduzido de Johansen a estimação dos parâmetros  $\hat{\beta}$  é única em virtude da normalização efetuada sobre os vetores próprios (normalização dos coeficientes de cointegração) e o correspondente ajustamento em  $\hat{\alpha}$ . Contudo, estas não são restrições de identificação econométricas, ou seja, não decorrem da análise económica. Como tal, elas permitem a estimação consistente do espaço de cointegração mas não dos parâmetros de cointegração. Para estimar consistentemente as matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  é necessário impor restrições de identificação (única) do sistema. Sem estas restrições apenas o produto  $\Pi = (\alpha \beta')$  pode ser estimado consistentemente. Geralmente a identificação do sistema é alcançada com a imposição de uma normalização apropriada de que resultam  $(r-1)$  restrições em  $\beta$ . A normalização habitualmente realizada em cada vetor  $\beta_i$  ( $i = 1, \dots, r$ ) consiste em dividir cada um dos seus elementos por um qualquer elemento  $\beta_{ij}$  diferente de zero. Por exemplo, se considerarmos o vetor  $\beta_{1j}$  ( $j = 1, \dots, p$ ) e a normalização for efetuada relativamente ao primeiro elemento ( $b_{11}$ ), então, antes da normalização a combinação linear apresenta a forma  $(b_{11}y_{1t-1} - b_{12}y_{2t-1} - \dots - b_{1p}y_{pt-1})$  e após a normalização a forma  $(y_{1t-1} - \beta_{12}y_{2t-1} - \dots - \beta_{1p}y_{pt-1})$ , sendo  $\beta_{12} = b_{12}/b_{11}$  e  $\beta_{1p} = b_{1p}/b_{11}$ <sup>116</sup>. Note-se que sendo a normalização de  $\beta$  efetuada por esta via, o correspondente vetor  $\alpha_i$  deve ser multiplicado pelo mesmo elemento de  $\beta_{ij}$  de forma que a normalização não produz alterações no produto  $\Pi (= \alpha \beta')$ . Naturalmente que a opção por esta restrição requer bastante cuidado na escolha da ordem em que as variáveis surgem no vetor  $y_t$ . Desde logo porque num determinado sistema pode existir relação de cointegração apenas entre um subconjunto de variáveis e, neste caso, normalizando um coeficiente de forma arbitrária pode resultar na divisão dos restantes coeficientes por um parâmetro que na realidade é zero uma vez que a variável a que está associado não pertence à relação de cointegração. Idealmente, a ordem das variáveis deve ser escolhida de forma a que das restrições de normalização impostas possa decorrer uma interpretação económica razoável para a relação ou as relações de cointegração. Como as restrições decorrentes da identificação do sistema não introduzem alterações na função de verosimilhança não se justifica testar essas restrições, sendo contudo importante garantir, como se disse, que o coeficiente usado para a normalização seja diferente de zero (Hendry & Juselius, 2001).

---

<sup>116</sup> Esta normalização pode ser alternativamente vista como correspondendo à assunção de que a primeira parte de  $\beta$  é uma matriz identidade, isto é,  $\beta' = [I_r : \beta'_{(p-r)}]$ , onde  $\beta_{(p-r)}$  é uma matriz  $((p-r) \times r)$ . Para  $r = 1$ , esta restrição equivale a igualar à unidade o coeficiente da primeira variável no vetor  $y_t$ .

#### 4.4.4. Testar a Ordem de Cointegração

Como vimos antes, a resolução de um problema de cointegração num contexto de análise multivariada passa descobrir o número  $r \leq (p-1)$  de vetores de cointegração presentes em  $\beta$  o que equivale a encontrar o número  $r$  de colunas linearmente independentes na matriz  $\Pi (= \alpha \beta')$ , sendo isto equivalente a testar se as últimas  $(p-r)$  colunas de  $\alpha$  são insignificamente pequenas, isto é, são efetivamente zero. Vimos também que, na abordagem de máxima verosimilhança de Johansen, a resolução deste problema é obtida através da metodologia RRR nomeadamente pelo calculo dos  $p$  valores próprios  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p$  e dos correspondentes vetores próprios  $V = (b_1, \dots, b_p)$ . A metodologia de Johansen assenta num procedimento de teste que procura distinguir entre aqueles valores próprios  $\lambda_i, i = 1, \dots, r$ , que são suficientemente elevados para poderem corresponderem a vetores próprios  $\beta_i' y_{t-1}$  estacionários e aqueles  $\lambda_i, i = r+1, \dots, p$ , que são suficientemente pequenos para corresponderem a vetores próprios não estacionários. A ordem de cointegração  $r$  é então determinada por um procedimento de teste de rácio de verosimilhança (*LR test*)<sup>117</sup>.

Testar a hipótese nula de presença de  $r$  vetores de cointegração no sistema de equações, ou de  $(p-r)$  raízes unitárias, equivale a:

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i = r+1, \dots, p \quad (4.4-16)$$

onde apenas os primeiros  $r$  valores próprios são diferentes de zero. Após a imposição da restrição, que pode ser feita para diferentes valores de  $r$ , procede-se à maximização do

---

<sup>117</sup> A estimação de máxima verosimilhança oferece a possibilidade de três procedimentos de teste de hipóteses: teste de rácio de verosimilhança (*LR test - likelihood ratio test*), teste de Wald (*Wald teste*) e teste dos multiplicadores de Lagrange (*LM test - Lagrange multipliers test*). Os três procedimentos de teste são assintoticamente equivalentes (sob a hipótese nula e p.g.d. próximos da hipótese nula) seguindo a mesma distribuição de probabilidade limite que consiste num Qui-quadrado com um número de g.l. igual ao número de restrições ( $m$ ),  $\chi^2(m)$  (Davidson & Mackinnon, 2004). O teste LR é o mais simples dos três procedimentos, consistindo a sua estatística no dobro da diferença entre o máximo da função logaritmo da verosimilhança para o modelo sem restrições e o máximo da função de logaritmo da verosimilhança para o modelo sujeito às restrições. Assim, sendo  $l(\theta)$  a função logaritmo da verosimilhança (log-verosimilhança), a hipótese nula passa pela imposição de  $m$  restrições sobre o parâmetro  $\theta$ . Seja  $l(\hat{\theta}_r)$  o valor da função log-verosimilhança calculada para o ponto  $\theta = \hat{\theta}_r$ , correspondente ao modelo sujeito às restrições expressas na hipótese nula, e  $l(\hat{\theta}_u)$  o valor da função log-verosimilhança calculada para o ponto  $\theta = \hat{\theta}_u$ , correspondente ao modelo sem restrições. A estatística do teste LR é dada por:  $LR = 2 \left( l(\hat{\theta}_u) - l(\hat{\theta}_r) \right) = 2 \log(Q)$  onde  $Q = (\text{máximo da função de verosimilhança para o modelo restrito} / \text{máximo da função de verosimilhança para o modelo sem restrições})$ , ou seja, LR também pode ser calculado como o dobro do logaritmo do rácio das funções de verosimilhança.

logaritmo (natural) da função de verosimilhança (*LLF – Log-likelihood Function*) para o modelo restrito, sendo o resultado comparado com o obtido para o modelo sem restrições. Trata-se portanto de construir uma estatística para o teste LR. A expressão para esta estatística, habitualmente designada de estatística do traço (*trace statistic –  $\lambda_{trace}$  ou  $LR_{trace}$* ) é a seguinte:

$$\lambda_{trace} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n - 1 \quad (4.4-17)$$

onde  $\lambda_i$  corresponde  $i$ -ésimo valor próprio mais elevado de  $\Pi$ , obtidos pela regressão de posto reduzido, e o rácio  $Q$  = (máximo da função de verosimilhança para o modelo restrito / máximo da função de verosimilhança para o modelo sem restrições). O procedimento para testar o número de vetores de cointegração, designado por **Teste do Traço** ou Teste de Cointegração de Johansen (*Trace test or Johansen's likelihood ratio statistic*), introduzido por (Johansen, 1988) e (Johansen & Juselius, 1990), consiste em proceder ao teste da hipótese nula de  $r$  relações de cointegração contra a hipótese alternativa de  $p$  relações de cointegração. O teste é realizado sequencialmente de  $r = 0$  até  $r = p-1$  até se falhar a rejeição da hipótese nula pela primeira vez.

Normalmente é efectuado um segundo teste de significância de maior valor próprio designado por **Teste do Valor Próprio Máximo** (*Maximum Eigenvalue test –  $\lambda_{max}$* ). Neste caso a hipótese nula de  $r$  relações de cointegração ( $H_0: rk(\Pi) = r$ ) é testada contra a hipótese alternativa de  $r+1$  relações de cointegração ( $H_1: rk(\Pi) = r+1$ ). Este teste é baseado na seguinte estatística:

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n - 1 \quad (4.4-17)$$

Em síntese, a abordagem de Johansen consiste em estimar a matriz  $\Pi$  a partir de um VAR sem restrições, testando-se posteriormente a hipótese nula associada às restrições implicadas pelo posto reduzido de  $\Pi$ .

Tal como no caso dos testes de raiz unitária, as estatísticas LR associadas aos testes de cointegração ( $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$ ) têm distribuições assintóticas não *standard*, sensíveis ao número de parâmetros incluídos no modelo. Como tal, estas distribuições são dependentes do número de variáveis endógenas incluídas no modelo, nomeadamente da diferença ( $p - r$ ), dos parâmetros determinísticos definidos na especificação do VAR, e do facto de estarem ou não restritos ao espaço de cointegração, da inclusão de variáveis de

sazonalidade e ainda do número de eventuais variáveis exógenas estocásticas. Como tal, (Johansen, 1992) sugere que se teste conjuntamente a ordem de cointegração e as componentes determinísticas do modelo, seguindo o designado *Princípio de Pantula*.

A representação VECM na Eq. (4.4-18) é conveniente uma vez que a hipótese de cointegração é formulada em relação ao posto da matriz  $\Pi$ .

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \pi + \gamma * t + u_t \quad (4.4-18)$$

Vimos antes que habitualmente são considerados os cinco casos estilizados em função da inclusão de termo de interseção (constante) e/ou tendência temporal e de sobre estes termos poderem ou não incidir restrições. Excluindo os Caso 1 e Caso 5, pela muito pouco provável adequação ao nosso caso, os restantes os três modelos (correspondentes ao Caso 2, Caso 3 e Caso 4) devem ser testados numa sequência que vai do modelo mais restritivo (isto é,  $r = 0$  e Caso 2) até ao modelo com menos restrições (isto é,  $r = p-1$  e Caso 4). O procedimento consiste então em aplicar sucessivamente o teste do traço ou teste do valor próprio máximo, testando para cada valor de  $r$  na direção do modelo mais restritivo para o menos restritivo, parando quando pela primeira vez a hipótese nula não for rejeitada<sup>118</sup>.

A inclusão de variáveis *dummy* de sazonalidade no ajustamento é menos problemática pois, como demonstrou (Johansen, 1995b), se a sua especificação for adequada não afeta a distribuição assintótica dos testes de cointegração. Como faz notar (Harris, 1995), a inclusão de qualquer variável dicotómica cuja soma não seja nula afeta as distribuições subjacentes aos testes estatísticos, levando a que os valores críticos destes fiquem dependentes do número de variáveis incluídas no modelo. Como tal, uma forma de assegurar que a inclusão das variáveis de sazonalidade não afeta a validade dos testes de cointegração consiste em trabalhar com variáveis centradas.

Uma vez que as estatísticas de teste de Johansen seguem distribuições não *standard*, vários autores, recorrendo a diferentes técnicas de simulação, têm vindo ao longo

---

<sup>118</sup> Em alternativa poderia começar-se por estimar o Caso 4, testando posteriormente se a hipótese nula é válida, isto é, testando a significância do parâmetro associado à tendência temporal. Segundo (Harris, 1995) não é claro qual das duas abordagens será preferível. Note-se contudo que a abordagem baseada no *Princípio de Pantula* tem a vantagem de permitir testar conjuntamente a ordem de cointegração e as componentes determinísticas.

do tempo a derivar os valores críticos assintóticos para os testes de cointegração<sup>119</sup>. Tal é o caso de (Johansen, 1988), (Johansen & Juselius, 1990) e (Osterwald-Lenum, 1992) que primeiro derivaram os valores críticos para a abordagem de teste de Johansen. Os autores publicaram tabelas com os valores críticos para diferentes situações quer quanto ao número de variáveis estocásticas endógenas incluídas no modelo quer quanto ao tratamento dado aos termos determinísticos. Mais tarde, (Johansen, 1995b), (Doornik, 1998) (Doornik, 1999) e (Mackinnon, et al., 1999) publicaram estimativas mais precisas para esses valores críticos e alargaram o número máximo de variáveis endógenas de seis para doze. Vários outros desenvolvimentos vêm sendo introduzidos com vista à acomodação de realidades diferentes das subjacentes à modelação original de Johansen, destacando-se nomeadamente os trabalhos publicados por (Doornik, 1998) e (Rahbek, et al., 1999), onde os autores introduzem as transformações necessárias à inclusão no modelo de variáveis integradas de ordem superior a um, variáveis I(2), e os trabalhos publicados por (Pesaran, et al., 1997) e (Harbo, et al., 1998) onde é estendido o tratamento dado à inclusão no modelo de variáveis estocásticas exógenas. Estes últimos desenvolvimentos apresentam-se como particularmente relevantes para a nossa análise uma vez que, como referimos antes, muito provavelmente teremos de considerar a hipótese de incluir no ajustamento variáveis adicionais com comportamento estocástico além das variáveis endógenas principais. A inclusão de variáveis exógenas não modeladas, conduzindo a um modelo condicional, poderá não ser crítica para a inferência estatística se essas variáveis forem simultaneamente exógenas na forma fraca e insignificantes nas relações de cointegração de longo prazo (Harris, 1995)<sup>120</sup>. Neste caso, será possível conduzir a inferência estatística com base nos valores críticos originais para os testes de cointegração seguindo a metodologia proposta em (Johansen & Juselius, 1992) e Hansen and Juselius (1995). Contudo, em várias situações as variáveis estocásticas exógenas podem afetar as relações de cointegração e além disso o seu comportamento pode ser não estacionário<sup>121</sup>. Nestes casos, a introdução destas variáveis produz efeitos sobre a distribuição assintótica dos testes de cointegração

---

<sup>119</sup> Deve ainda ter-se em atenção que, sendo estes valores críticos assintóticos, caso o estudo em causa incida sobre um número de observações reduzido, é provável que surjam problemas associados às propriedades de dimensão e poder do teste.

<sup>120</sup> Além disso temos ainda de considerar tratar-se de um conjunto de variáveis exógenas estacionárias I(0).

<sup>121</sup> (Pesaran, et al., 2000) sugerem que as variáveis exógenas possam ser incluídas nas relações de cointegração, testando-se a validade da sua exclusão.

inviabilizando a inferência estatística com base nos valores críticos originalmente publicados. Por isso se revelou de particular utilidade a derivação das distribuições assintóticas das estatísticas dos rácios log-verosimilhança para os testes de cointegração na presença de variáveis estocásticas exógenas. De entre os trabalhos que publicaram essas estatísticas, destacamos o trabalho de (Mackinnon, et al., 1999) que, na sequência dos trabalhos publicados por (Pesaran, et al., 1997), (Harbo, et al., 1998) e (Rahbek & Mosconi, 1999)<sup>122</sup>, calcula os valores críticos para um conjunto bastante alargado de situações<sup>123</sup>. Os autores do trabalho, a par da publicação de tabelas com valores críticos, fornecem um *software*<sup>124</sup> que permite calcular de forma bastante precisa valores críticos e *p-values*. Veremos mais tarde que será com base neste *software* que efetuaremos boa parte da inferência estatística desenvolvida na nossa componente empírica. Contemporâneo deste último trabalho são as tabelas publicadas em (Pesaran, et al., 2000)<sup>125</sup> que se tornaram também bastante populares. Aí são apresentados os valores críticos para os cinco casos relativos aos termos determinísticos e para um máximo de doze variáveis endógenas e cinco variáveis exógenas.

A restrição de posto reduzido, associada portanto à determinação da ordem de cointegração é indiscutivelmente um dos passos cruciais no ajustamento do modelo até porque a sua incorreta estimação resulta em graves riscos: a subestimação de  $r$  leva-nos a incorrer no risco de omissão de mecanismos de correção dos erros de equilíbrio empiricamente relevantes e a sua sobre estimação acarreta sérios riscos para a inferência estatística (Hendry & Juselius, 2001). Além disso, os erros no estabelecimento da ordem de cointegração comprometem seriamente a capacidade de previsão do modelo (Hendry & Juselius, 2001).

---

<sup>122</sup> (Rahbek & Mosconi, 1999) mostram que é possível recorrer aos valores críticos derivados por (Harbo, et al., 1998) para fazer inferência estatística no caso de regressores exógenos estacionários  $I(0)$ .

<sup>123</sup> Até doze variáveis endógenas, oito variáveis exógenas (estocásticas) e quanto aos termos determinísticos permite a seleção de entre os cinco casos mais comuns.

<sup>124</sup> O *software* é de acesso livre, podendo ser obtido no sítio da revista *Journal of Applied Econometrics* a partir do seguinte endereço eletrónico: <http://qed.econ.queensu.ca/jae/>

<sup>125</sup> A primeira versão deste trabalho foi publicada em 1997, (Pesaran, et al., 1997), tendo sido pioneira na publicação de valores críticos para modelos com variáveis exógenas. É por isso anterior ao trabalho de (Mackinnon, et al., 1999), sendo precisamente creditada como tal por estes autores.

#### 4.4.5. Testes sobre os Parâmetros

Depois de concluirmos que o VAR sem restrições descreve satisfatoriamente os dados passámos à fase de imposição das restrições que julgamos apropriadas quer porque a realidade o sugere quer porque as testamos através das estatísticas adequadas. A primeira dessas restrições consiste precisamente na restrição de posto reduzido apresentada na secção anterior e à qual recorreremos para determinar a ordem de cointegração. Depois de concluir pela ordem de cointegração e de estimar o modelo por recurso à abordagem de máxima verosimilhança de Johansen podemos agora testar restrições sobre os parâmetros de longo prazo  $\beta$  (coeficientes de cointegração) e sobre os parâmetros de curto prazo (quer os coeficientes de ajustamento à relação e equilíbrio,  $\alpha$ , quer os coeficientes associados às variáveis em diferenças,  $\Gamma$ ).

No processo de estimação do VECM que descrevemos antes é a restrição correspondente à normalização escolhida que torna a identificação do sistema possível<sup>126</sup>. Embora estatisticamente esta restrição possa constituir uma resposta para o problema de encontrar uma solução única para os vetores de cointegração, ela não tem necessariamente significado em termos económicos. Por isso, uma componente importante da análise de cointegração passa pela imposição de restrições de sobre identificação do sistema (*overidentifying restrictions*). No caso de se tratar apenas de simples normalizações, as restrições não são testáveis uma vez que não produzem qualquer efeito sobre a maximização da função de verosimilhança<sup>127</sup>. Contudo, pode ser objetivo do investigador formular restrições adicionais sobre  $\beta$  e  $\alpha$  que decorram quer de considerações estatísticas quer da teoria económica subjacente às relações de equilíbrio em estudo. Este tipo de restrições pode ser testado através por exemplo do procedimento de teste do rácio da verosimilhança. Especialmente nos casos em que o espaço de cointegração é composto por mais do que um vetor, emergindo portanto mais do que uma relação de equilíbrio de longo prazo, frequentemente a única forma de dar significado estrutural ao modelo consiste precisamente na introdução de restrições sugeridas pela teoria económica.

---

<sup>126</sup> A identificação do sistema tem como condição necessária, mas não suficiente, um número de restrições igual a  $r^2$ . Significa, por exemplo, que quando apenas existe uma relação de cointegração, a restrição associada à normalização pode ser suficiente para identificar o sistema.

<sup>127</sup> Não produzindo efeito sobre a maximização da função de verosimilhança então não há diferença entre modelo restrito e modelo não restrito.

### Testes sobre Coeficientes de Cointegração (Testes sobre $\beta$ )

Embora a questão do significado estrutural do modelo possa ser simplificada quando no espaço de cointegração apenas esteja presente uma relação de equilíbrio de longo prazo ( $r = 1$ ), como alguma literatura sugere ser o caso da nossa análise, isso não exclui a necessidade de testar restrições sobre os coeficientes de cointegração ( $\beta_{ij}$ , com  $i=1$  e  $j=1, \dots, p$ ). Na nossa análise, por exemplo, a determinação do espaço de cointegração fornecerá informação sobre a estrutura de interdependências de longo prazo entre as várias *commodities* energéticas consideradas no estudo. O facto de estas serem transacionadas em diferentes mercados e de a teoria económica não suportar com absoluta certeza a presença de todas elas na estrutura de interdependências torna de particular interesse o estudo da hipótese de alguma dessas variáveis não estar presente na relação de longo prazo que o modelo possa vir a evidenciar. A este propósito, devemos ter presente que o objetivo principal da análise empírica do nosso estudo passará pela demonstração da presença (não ausência) da variável preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> numa eventual relação de equilíbrio de longo prazo à qual o preço da eletricidade esteja ancorado. Como tal, a hipótese nula que importará testar será a de saber se a série correspondente à variável em causa não está presente no espaço de cointegração. Este teste, designado por Teste de Exclusão de Longo Prazo (*Long-run Exclusion Test*) (Juselius, 2006), consiste em testar a restrição de uma linha de zeros no espaço de cointegração  $\beta$ . Se a hipótese nula não for rejeitada, a variável não é necessária ao espaço de cointegração e, como tal, pode ser excluída das relações de longo prazo. A hipótese nula pode ser testada através do procedimento de rácio de verosimilhança que, como vimos antes, consiste no cálculo do rácio entre a função de verosimilhança para o modelo restrito e para o modelo sem restrições (Johansen & Juselius, 1990) e (Johansen & Juselius, 1992).

Ainda a propósito da nossa investigação, importará nesta fase ter presente que, confirmando-se a existência de apenas uma relação de cointegração entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs*, a restrição correspondente à normalização a que teremos de proceder seguindo a abordagem de Johansen poderá ser suficiente para dar significado económico à relação de equilíbrio de longo prazo implícita na cointegração.

Procedendo a uma ordenação adequada das variáveis no vetor de variáveis endógenas<sup>128</sup>, a normalização resultará naturalmente numa equação onde o preço do *output* (eletricidade) surgirá como função do preço dos *inputs* (licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, gás natural e carvão). Além disto, trabalhando com unidades de medida adequadas<sup>129</sup>, os coeficientes associados às variáveis nessa equação (coeficientes de cointegração) podem ser interpretados diretamente como as elasticidades de longo prazo do preço do *output* face a variações individuais no preço de cada um dos *inputs*, condicionada ao valor dos restantes (*ceteris paribus*). Neste sentido, após a estimação da equação de cointegração, que decorre diretamente do procedimento de regressão de posto reduzido, poderá ser aconselhável testar a exclusão de cada uma das variáveis nessa relação de equilíbrio de longo prazo.

#### Testes de Exogeneidade Fraca de Longo Prazo (Testes sobre $\alpha$ )

A hipótese de uma variável do sistema influenciar o comportamento de longo prazo de outra(s) variável (variáveis) mas não ser influenciada por ela(s) é designada de hipótese de “ausência de *feedback* nos níveis” ou “exogeneidade fraca de longo prazo” (*long-run weak exogeneity*) (Hendry & Juselius, 2001). Tal como (Hendry & Juselius, 2001) alertam, deve ter-se presente que neste contexto a terminologia “exogeneidade fraca” é empregue quando os parâmetros de interesse na análise são os coeficientes de longo prazo (coeficientes de cointegração  $\beta$ ). Portanto, concluir pela exogeneidade fraca de longo prazo não implica afirmar a exogeneidade fraca no curto prazo, ou seja, não exclui a possibilidade de a variável poder influenciar as variações de curto prazo das restantes variáveis incluídas no modelo.

No nosso caso, testar a exogeneidade fraca de longo prazo das variáveis preço dos *inputs* da eletricidade pode ser aconselhável na medida em que será expectável que, tratando-se de *commodities* transacionadas nos mercados europeus (licenças de emissão de carbono e gás natural) ou mesmo internacionais (carvão), possam influenciar o comportamento de longo prazo do preço da eletricidade mas não serem influenciadas por este preço, na medida em que a eletricidade é transacionada localmente (mercado Ibérico).

---

<sup>128</sup> A primeira variável do vetor  $y_t$  de variáveis endógenas deverá corresponder à variável que na relação de cointegração funcionará como variável explicada e as seguintes como variáveis explicativas.

<sup>129</sup> Proceder à transformação das variáveis preço nos seus logaritmos naturais.

A imposição da restrição de exogeneidade fraca neste contexto é designada por (Lutkepohl & Kratzig, 2004) de “exogeneidade fraca em relação aos parâmetros de cointegração” (“*weakly exogenous for the cointegration parameters*”). Significa que nenhuma das relações de cointegração entra na equação de curto prazo da variável em causa ( $\Delta y_{it}$ ), ou seja, significa que o comportamento da variável exógena fraca não ajusta à relação de equilíbrio de longo prazo expressa na relação de cointegração embora possa ser relevante para a sua determinação.

Neste caso, a hipótese nula é formulada sobre os coeficientes de ajustamento  $\alpha$ . Também aqui a hipótese nula pode ser testada através do procedimento de teste LR referido para o caso do teste de exclusão<sup>130</sup>. O teste desta hipótese mais não é que um teste LR de significância estatística sobre coeficientes associados ao termo de correção de erros (ECT), fornecendo como tal evidência sobre o mecanismo de correção dos erros que reconduz as variáveis para o seu nível de equilíbrio de longo prazo<sup>131</sup>.

Relativamente aos testes de hipótese sobre os coeficientes associados às relações de curto prazo (variáveis em diferenças) a tarefa vem facilitada uma vez que é possível recorrer à inferência *standard* sobre as estimativas para os parâmetros de curto prazo  $\Gamma_j$  (Lutkepohl & Kratzig, 2004).

Devemos salientar que a própria adequação dos termos determinísticos e a eventual inclusão de variáveis exógenas, do tipo dicotómico ou mesmo variáveis de natureza estocástica, pode ser testada através do procedimento de teste LR.

---

<sup>130</sup> Poderá também ser de interesse testar a “exogeneidade fraca” de uma variável em relação a um vetor de cointegração particular. Nesse caso, teremos de testar separadamente para cada um dos vetores de cointegração  $j$  -  $H_0: \alpha_{ij} = 0$  ( $i = 1, \dots, p; j = 1, \dots, r$ ).

<sup>131</sup> Como referimos antes, num contexto de estimação de máxima verosimilhança, a significância estatística dos parâmetros pode também ser testada, por exemplo, através de um teste de Wald em alternativa ao procedimento de teste LR.

#### 4.4.6. Função de Resposta a Impulsos e Decomposição da Variância

A Análise da Função de Resposta a Impulsos (*IRF – Impulse Response Functions*) e a Análise de Decomposição da Variância dos Erros (*EVD – Error Variance Decomposition Analysis*) são técnicas estatísticas usadas para mostrar a dinâmica dos efeitos provocados por choques (inovações) nas variáveis endógenas. A função de resposta a impulsos permite-nos testar o impacto produzido pela introdução de um choque numa determinada variável no valor contemporâneo e futuro das outras variáveis do sistema. Contudo, se os termos de erro das várias equações do VAR estiverem correlacionados, as respostas ao impulso também o estarão, dificultando a interpretação dos resultados. Uma forma de ultrapassar esta limitação consiste em ortogonalizar a função de resposta a impulsos, recorrendo, por exemplo, à decomposição de *Cholesky*. A decomposição da matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos da estimação do VAR permite que a introdução de um choque exógeno nos resíduos de uma das equações do sistema se possa propagar aos resíduos contemporâneos das restantes equações sem que seja contaminado por estes (efeito *feed-back*). Isto permite identificar e medir os efeitos de um choque (inovação) inicial introduzido numa das variáveis endógenas tal como se tratasse de um verdadeiro choque exógeno. O inconveniente desta técnica de ortogonalização da IRF reside no facto de exigir uma ordenação das variáveis presentes no sistema, limitando a correlação contemporânea a algumas dessas variáveis. Assim, a primeira variável considerada na ordenação não é afetada contemporaneamente por choques nas restantes variáveis mas choques introduzidos nessa primeira variável afetam todas as outras variáveis do sistema. A variável ordenada em segundo lugar afeta contemporaneamente as outras variáveis, com exceção da primeira, mas não é influenciada por elas, prosseguindo desta forma a direção em que se produzem os impactos entre as variáveis do sistema. Significa, no contexto da nossa análise, que, por exemplo, choques no preço dos *inputs* afetam contemporaneamente o preço da eletricidade mas não são afetados por estes o que, no nosso caso, pode até encontrar justificação económica. Contudo, frequentemente surgem dificuldades em encontrar uma ordenação apropriada das variáveis o que pode por em causa a robustez da análise. Procurando ultrapassar esta limitação, (Pesaran & Shin, 1998) desenvolveram uma técnica de análise que não é dependente da posição em que as variáveis são ordenadas – Função de Resposta Generalizada a Impulsos (*GIRF – Generalized Impulse Responses Function*).

## 5. Impacto do Preço das Licenças de Emissão de CO<sub>2</sub> nos Preços da Eletricidade

Neste capítulo iremos apresentar os resultados do estudo empírico que integra a nossa investigação. Começamos o capítulo com uma análise introdutória destinada a explicitar algumas das opções que tomámos com vista à delimitação do estudo e a apresentar as principais fontes de informação a que recorreremos. Após isso fazemos uma breve descrição da estrutura produtiva dos setores elétricos Ibéricos que servem de referência ao estudo empírico. Segue-se uma análise das variáveis sobre as quais será desenvolvida a análise econométrica que suporta o estudo. Nesta análise serão apresentadas as variáveis e estudado o comportamento estatístico das séries de dados subjacentes. Por fim são apresentados os resultados da análise econométrica: primeiro para o caso espanhol e depois para o caso português.

### 5.1. Introdução à Análise Empírica

A seleção das técnicas estatísticas adequadas ao teste das hipóteses de trabalho enunciadas no Cap. 3 tem naturalmente de ter em consideração a natureza das séries temporais com que estamos a trabalhar. Também no Cap. 3, tivemos oportunidade de mostrar que o estudo da relação entre o preço da eletricidade e o preço do carbono envolve a consideração de variáveis de natureza económico-financeira com a particularidade de se tratar de preços estabelecidos num amplo mercado, habitualmente identificado como o mercado das *commodities* energéticas. As propriedades normalmente associadas a este tipo de variáveis colocam um conjunto de desafios à análise estatística para os quais teremos de encontrar as respostas mais adequadas.

Primeiro: os preços das *commodities* energéticas (eletricidade, gás natural e carvão) e do carbono não ajustam de forma instantânea a desvios face ao seu nível de equilíbrio – os modelos autorregressivos (AR) podem constituir uma solução adequada para este fenómeno como é o caso dos modelos ADL.

Segundo: tratando-se de séries de preços de variáveis económico-financeiras muito provavelmente exibirão tendências estocásticas que nos obrigam a considerar o risco de regressão espúria. De entre as várias soluções possíveis para lidar com a ausência de estacionaridade nas variáveis podemos identificar as mais comuns: i) ignorar, incorrendo

no risco sério de regressão espúria; ii) *detrending* - incluir uma tendência temporal na série; pode solucionar a limitação da ausência de estacionaridade nos casos em que a tendência é manifestamente determinística (*trend stationary process*); iii) trabalhar com as variáveis em diferenças (*difference stationary process*) com o inconveniente de perda de informação relativa ao comportamento de longo prazo das variáveis; iv) caso as variáveis exibam a propriedade cointegração, recorrer a modelos de correção de erros (ECM) que encerram a vantagem de permitir a análise simultânea do comportamento das variáveis no curto e no longo prazo.

Terceiro: possível interação entre todas ou algumas das variáveis de que podem resultar fenômenos de simultaneidade e endogeneidade entre as variáveis que compõem o sistema de preços em análise. Este risco é mais significativo no caso de se tratar de variáveis cointegradas, isto é, variáveis que partilham uma ou várias tendências estocásticas. Neste caso, as variáveis são muito provavelmente determinadas em conjunto. Em termos de técnica de regressão, na presença de simultaneidade entre as variáveis, os estimadores OLS simples (análise univariada) são inconsistentes pela violação da hipótese de ausência de correlação entre o termo de erro e os regressores. A solução passa por recorrer à análise multivariada onde todas as variáveis do sistema são determinadas em conjunto, sendo exemplos os ajustamentos VAR e VECM.

### **Estratégia econométrica a implementar**

A estratégia que desenvolveremos em termos de estimação econométrica seguirá os seguintes passos.

- Primeiro: estudar o comportamento estatístico das séries temporais de forma a decidir sobre a estratégia de análise econométrica mais adequada.
- Segundo: começar com um modelo onde admitimos exogeneidade dos preços dos *inputs* (preço do CO<sub>2</sub>, preço do gás natural e preço do carvão) e independência do preço da eletricidade - análise univariada; para ter em consideração a possibilidade do ajustamento dos preços ao nível de equilíbrio não ser imediato recorreremos ao modelo ADL; através desta abordagem aproximamo-nos dos desenvolvimentos teóricos de (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2008).

- Terceiro: relaxar as premissas assumidas inicialmente, admitindo a existência de interação entre as variáveis que compõem o sistema de preços em análise - análise multivariada; através desta abordagem aproximamo-nos dos desenvolvimentos teóricos de (Fezzi & Bunn, 2009) e (Fell, et al., 2013); com vista a incrementar a qualidade do ajustamento será testado o contributo de variáveis que, não sendo determinadas no interior do sistema de preços, podem contribuir para a explicação da variabilidade do preço da eletricidade (variáveis exógenas).

A modelação das variáveis através de um VECM, com estimação por FIML, resulta num modelo reduzido onde as variáveis são tratadas como endógenas. Nesta formulação, o modelo proposto, ao contrário dos modelos estruturais, não requer informação a priori sobre os parâmetros. Ao estimar os vetores de cointegração, de um ponto de vista meramente estatístico, eles devem ser interpretados como estádios de equilíbrio para os quais o sistema é atraído, *ceteris paribus* (Banerjee, et al., 1993). Se as restrições impostas para a identificação do sistemas decorrerem da teoria económica (como é o nosso caso, ao considerarmos que o preço da eletricidade é função do preço dos combustíveis e do preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> – equivale à restrição de normalização que seleciona no vetor de cointegração o parâmetro associado ao preço da eletricidade) então as relações de cointegração podem ser reconhecidas como relações de equilíbrio de longo prazo às quais pode ser atribuído um significado económico direto (Johansen, 1995a).

Importa ainda deixar uma nota relativamente à interpretação a dar aos conceitos de longo prazo e curto prazo numa análise do tipo da que iremos fazer que assenta num modelo que é estimado com base em dados de elevada frequência (diária). Neste caso, o conceito de longo-prazo tem de ser reinterpretado à luz da janela de curto prazo em que a análise se desenvolverá. As relações que identificaremos como relações de longo prazo devem ser interpretadas como condições de equilíbrio económico para as quais o sistema convergirá, numa questão de dias ou semanas, na ausência de perturbações. Como tal, a análise está condicionada aos *drivers* da oferta e procura de eletricidade (tecnologia, estrutura de mercado, crescimento económico, etc.) que requerem períodos temporais mais longos para o seu ajustamento ou evolução e que poderão ser considerados constantes num contexto de janela temporal de curto prazo.

### Período em que se desenvolve a análise

O período em que concentramos a análise empírica corresponde, numa primeira abordagem, a toda a **Fase II do CELE** (01/01/2008 a 31/12/2012), e posteriormente estenderemos o estudo ao primeiro ano da **Fase III do CELE** (01/01/2008 a 31/12/2013). A opção de não incluirmos na análise a Fase I do sistema, como mostramos no Cap. 2, resulta do reconhecimento de que se tratou de um período de teste (“fase piloto”) que teve como função garantir a aprendizagem do funcionamento de um novo mercado (*market learning*) e da transação de um “novo ativo” por parte de todos os intervenientes no sistema. Nestas condições de funcionamento atípico do mercado existe uma grande probabilidade dos dados terem associado demasiado “ruído” o que poderia contribuir para um enviesamento da análise.

Relativamente à frequência dos dados, o estudo é feito com base em dados diários correspondentes aos dias úteis. Optamos por não incluir os fins-de-semana e feriados nacionais, como será explicado mais adiante, por razões relacionadas com a sazonalidade no consumo de eletricidade e pelo facto de durante esses períodos grande parte dos mercados de energias primárias e das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> (*inputs*) se encontrarem encerrados.

### Mercados elétricos que suportam a análise

A análise que efetuaremos incidirá sobre os dois segmentos do MIBEL: segmento português e segmento espanhol. Contudo, dedicaremos uma maior atenção e detalhe na exposição dos resultados para o caso espanhol por se tratar do segmento de maior dimensão e do mais líquido, oferecendo por isso maiores garantias de eficiência no seu funcionamento. Acresce que este é também o segmento mais maduro quer no que respeita ao início da transação de energia elétrica quer quanto à coabitação com os mercados de carbono. Na verdade, a transação de eletricidade no segmento espanhol foi condicionada pelo CELE desde a sua introdução enquanto o segmento português quando entrou em atividade já o sistema se encaminhava para o termo da Fase I. Será também porventura o mercado espanhol que em termos de estrutura da oferta oferece maiores garantias de se aproximar mais da estrutura concorrencial.

A opção pela análise separada de cada um dos mercados resulta do facto de durante o período do estudo, como veremos na secção seguinte, o funcionamento dos mercados não ter sido de integração plena. Na verdade, as restrições nas interligações impõem com alguma frequência congestionamentos ao fluxo de energia entre os dois sistemas elétricos, obrigando à separação dos mercados e à formação de preços distintos (*market splitting*). Nesses momentos, o preço formado para cada um dos mercados reflete as condições da procura e ofertas específicas de cada um dos lados da fronteira.

A opção por desenvolver a análise com base no mercado vista (preços *spot*), em detrimento do mercado a prazo (preços *forward* ou preços de futuros), fundamenta-se desde logo na falta de maturidade e no fraco nível de liquidez do segmento a prazo (mercado de derivados) do mercado Ibérico de eletricidade (OMIP), especialmente quando comparado com o segmento à vista. Acresce que vários autores, cujos estudos se desenvolvem em torno dos mercados de eletricidade e do carbono, defendem que os preços *spot* refletem mais fielmente as expectativas diárias quando se trata de analisar a variação dos preços das energias (Daskalakis, et al., 2009) e (Alberola & Chevallier, 2009). Além disto, uma das razões que levou inicialmente alguns autores a selecionar as cotações de futuros foi tão só o facto de poderem dispor de uma série de dados contínua entre a Fase I e a Fase II do CELE pois, como vimos no Cap. 2, os preços *spot* do carbono ficaram reduzidos a zero durante uma parte substancial da Fase I.

### Fontes de dados e programas estatísticos usados na análise

Sem prejuízo de referência no texto sempre que tal se revele oportuno, as principais fontes de dados a que recorreremos foram as seguintes: Datastream (Thomson Reuters) para as cotações dos combustíveis e das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, o operador do mercado Ibérico de energia - OMIE (OMI – Polo Español, S.A.)<sup>132</sup> para os preços da eletricidade em Espanha e em Portugal, a REN (Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.)<sup>133</sup> para os dados relativos aos consumos de eletricidade, à quantidade de energia elétrica renovável (hídrica e eólica) e à estrutura do Sistema Eletroprodutor em Portugal, a

---

<sup>132</sup> Endereço da página web: <http://www.omel.es/files/flash/ResultadosMercado.swf>

<sup>133</sup> Endereço da página web: <http://www.centrodeinformacao.ren.pt/EN/Pages/CIHomePage.aspx>

REE (Rede Elétrica de España, S.A.)<sup>134</sup> para a quantidade de energia renovável (hídrica e eólica) e para a estrutura do Sistema Eletroprodutor em Espanha, o European Climate Assessment & Dataset (ECA&D)<sup>135</sup> para os dados relativos às temperaturas atmosféricas, o Eurostat para os dados relativos à população e o BCE (Banco Central Europeu) para as cotações da taxa de câmbio.

Durante a análise recorreremos por diversas vezes a programas informáticos (*softwares*) de tratamento estatístico de séries temporais bastante populares entre a comunidade académica e científica. A disponibilização de certas funcionalidades e as recomendações encontradas na literatura orientaram a nossa escolha em cada circunstância específica pelas seguintes alternativas: i) “programas de autor” de acesso livre e gratuito, nomeadamente o *software* GRETL, a que se pode aceder no endereço eletrónico (<http://gretl.sourceforge.net/>), podendo ser encontrada uma boa revisão do programa em (Rosenblad, 2008) e bons manuais de utilização em (Cottrell & Lucchetti, 2011) e (Adkins, 2013), o *software* JMulTi, a que se pode aceder no endereço eletrónico (<http://www.jmulti.com/>), desenvolvido e apresentado pelos autores em (Lutkepohl & Kratzig, 2004) e o *software* disponibilizado em (MacKinnon, 1996), para alguns testes de raiz unitária, e em (Mackinnon, et al., 1999), no caso específico do estudo da cointegração, nomeadamente no ajustamento VECM com variáveis exógenas, que pode ser acedido no sítio da revista *Journal of Applied Econometrics* a partir endereço eletrónico (<http://qed.econ.queensu.ca/jae/>); ii) “programas comerciais” de acesso restrito e pago, nomeadamente o *software* EViews (versão 8.1).

---

<sup>134</sup> Endereço da página web: <http://www.ree.es/>

<sup>135</sup> Endereço da página web: <http://eca.knmi.nl/>

## 5.2. Estrutura de Produção dos Setores Elétricos Ibéricos

O Mercado Ibérico de Energia Elétrica (MIBEL), enquanto mercado organizado de bolsa de transação de energia elétrica por grosso, começou a ser construído em 1998 com o lançamento do mercado elétrico grossista em Espanha que funcionou de forma independente até 2007. O desenho do mercado elétrico espanhol, e o processo de liberalização que foi sendo concretizado ao longo da década de 1990, foi influenciado quer por outros mercados europeus, que iam à frente nesse processo de liberalização, quer por mercados norte americanos. Uma descrição mais detalhada do processo de liberalização e construção do mercado espanhol de energia elétrica pode ser encontrado em (Silva & Soares, 2008), (Pacheco, 2010) e (Marques, et al., 2011). Da mesma forma, o processo de liberalização do mercado elétrico português estendeu-se por um longo período de tempo, tendo passado nomeadamente pela criação em 1995 da entidade reguladora do setor (ERSE), pelos processos de privatização do maior produtor de energia elétrica (EDP – Eletricidade de Portugal) e da empresa responsável pela rede de transporte de eletricidade (REN – Redes Energéticas Nacionais) e por várias transformações legais e institucionais. Uma descrição mais detalhada do processo de liberalização do mercado português de energia elétrica pode ser encontrado em (Silva, 2007) e (Amorim, et al., 2013). Em julho de 2007 os mercados de energia elétrica por grosso de Portugal e Espanha fundiram-se, constituindo o MIBEL, que está segmentado em mercado à vista, sediado em Espanha e que tem como operador de mercado o OMIE (OMI – Polo Español, S.A.), e mercado a prazo, sediado em Portugal e cujo operador de mercado é o OMIP (OMI – Polo Português, SGMR)<sup>136</sup>. O mercado à vista está dividido em mercado diário (*daily market*) e mercado intra-diário (*intra-daily market*). No mercado diário, sobre o qual incide o nosso estudo, são negociadas ofertas para o dia seguinte (*day-ahead*) numa base horária. A grande maioria da eletricidade é transacionada no mercado diário, servindo o mercado intra-diário para os agentes procederem no próprio dia a pequenos ajustamentos entre oferta e procura.

O MIBEL, tal como antes o mercado liberalizado espanhol, funciona como um mercado de “Leilão de Preço Uniforme” (*UPA - Uniform Price Auction*) onde todas as ofertas necessárias para satisfazer a procura são pagas ao preço marginal do sistema –

---

<sup>136</sup> Ambos os operadores são detidos em partes iguais pela sociedade Espanhola OMEL e pela Sociedade Portuguesa OMIP SGPS, S.A..

preço que correspondente à última oferta necessária para satisfazer a procura<sup>137</sup>. Com base nas ofertas de vendedores (produtores) e compradores (distribuidores, comercializadores e consumidores elegíveis), compostas por quantidade de eletricidade que pretendem vender/comprar e preço mínimo/preço máximo, o operador de mercado estabelece as curvas de oferta/procura para cada uma das 24 horas do dia seguinte. Do cruzamento dessas curvas resulta o preço para cada uma das horas do dia, sendo toda a eletricidade transacionada para a hora em causa paga a esse preço (preço marginal do sistema).

O preço estabelecido no MIBEL em geral é um preço único que resulta da interação entre produtores e compradores de ambos os lados da fronteira e da possibilidade de ocorrerem fluxos de energia entre os dois países através das interligações dos respetivos sistemas elétricos. O método utilizado para resolver as situações de congestionamento das interligações é designado de *market splitting* e consiste em separar o procedimento de formação do preço entre as ofertas provenientes de cada um dos países. Assim, nos momentos de *market splitting* é estabelecido um preço distinto para cada um dos países que resulta quer das condições de procura e oferta de cada um dos lados da fronteira quer da quantidade máxima de eletricidade que pode ser trocada entre os dois sistemas elétricos (restrição imposta pela capacidade de interligação). O número de horas em *market splitting* foi diminuindo ao longo do tempo, beneficiando do reforço das interligações entre os dois sistemas que, no final de 2009, representavam cerca de 15% do consumo de energia elétrica em ponta em Portugal (Marques, 2010). Em 2009, por exemplo, a percentagem do número total de horas do ano em que ocorreu congestionamento, obrigando a *market splitting*, foi de 25% quando em 2008 tinha sido de 63% (Cartaxo, 2010). Apesar da crescente integração entre os dois mercados Ibéricos, (Figueiredo, et al., 2015), num trabalho recente, mostram que o *market splitting* continua a existir, sendo a probabilidade de ocorrer maior na presença de maiores quantidades de eletricidade eólica ou, mais genericamente, tanto maior quanto maior a disponibilidade de fontes de geração de baixo custo marginal como é também o caso da energia nuclear.

---

<sup>137</sup> A principal alternativa ao funcionamento em “Leilão Uniforme” é o funcionamento em “Leilão Discricionário” (*PABA – Pay-as-Bid Auctions*) onde a eletricidade é paga ao preço a que cada produtor fez a sua oferta (Marques, et al., 2008).

Como é sabido, a incapacidade de armazenamento de energia elétrica, pelo menos em grande escala e a custos viáveis, e a considerável variabilidade da procura, seja ao longo do dia seja entre estações do ano, exigem sistemas de produção elétrica bastante flexíveis, capazes de ajustar constantemente o nível de produção à procura instantânea de eletricidade. Uma forma comum dos sistemas elétricos acomodarem esta grande variabilidade da procura consiste em estarem dotados de unidades de produção de energia com elevados custos fixos mas custos marginais reduzidos, que operam como unidades marginais nos períodos de menor procura (horas fora de ponta), e unidades mais flexíveis, capazes de produzir de forma intermitente mas com custos marginais mais elevados e custos fixos baixos, que respondem aos picos de procura (horas de ponta) (Fezzi & Bunn, 2006). Nesses momentos de forte procura os preços tendem a subir significativamente, permitindo recuperar os custos variáveis mais elevados típicos destas unidades. Desta forma, nos mercados de eletricidade emerge uma "ordem de mérito" das unidades de produção que estabelece um *ranking* de tecnologias definido em função do seu custo marginal. No grupo de unidades de produção de custo marginal mais baixo, que respondem a períodos onde a procura é baixa e constante ao longo do tempo (*baseload plants*), incluem-se tipicamente as centrais de nucleares, as centrais hidroelétricas de fio-de-água, e as centrais de energia renovável que operam de forma intermitente, ou seja, cuja capacidade não pode ser modulada, como é o caso da eólica. As centrais hidroelétricas de albufeira e de bombagem habitualmente operam nas horas de maior consumo. Na zona intermédia da ordem de mérito, centrais com custos fixos e marginais intermédios, situam-se as centrais térmicas a carvão e a gás natural (CCGT) que usualmente não operam nas horas de menor consumo. Em Portugal, ao contrário de Espanha, até ao fim de 2011, a energia designada de Produção em Regime Especial (PRE), relativa às fontes renováveis exceto grande hídrica e cogeração, não era transacionada no mercado grossista (contratada bilateralmente entre o produtor e o comercializador de último recurso), emergindo por isso uma "subordem" de mérito que resulta da oferta da Produção em Regime Ordinário (PRO), relativa à produção de eletricidade com base em fontes não renováveis e grandes centros electroprodutores hídricos. Como é bastante evidente pela observação do Gráfico 5.2-2 só a partir do ano de 2012 é que a energia renovável (PRE) adquire expressão no segmento português do MIBEL. Atendendo à ordem de mérito determinada pela estrutura produtiva do sistema elétrico (*mix* tecnológico), como num mercado a funcionar de forma

competitiva, isto é, com níveis de concentração da produção relativamente reduzidos, os produtores são incentivados a colocar energia no mercado desde que o preço cubra os custos variáveis, o preço final é estabelecido pela última unidade de produção na ordem de mérito (custo marginal mais elevado) necessária para satisfazer a procura numa determinada hora do dia (unidade marginal). Da mesma forma, as unidades com custo marginal inferior ao da unidade marginal recebem um preço superior ao seu custo variável, beneficiando das designadas “rendas infra marginais” que lhes permitem recuperar os custos fixos. Teoricamente, só nos momentos de maior consumo é que o preço poderá ultrapassar o custo variável da unidade marginal do sistema, permitindo-lhe recuperar os custos fixos.

Num cenário de sistemas elétricos interligados mas com estruturas de produção distintas, o congestionamento das interligações pode introduzir alterações na otimização da ordem de mérito conjunta, impondo nomeadamente a necessidade de entrada em operação de unidades de produção de custo marginal mais elevado localizadas do lado da fronteira em *deficit* de oferta e dispensando unidades de custo mais reduzido do lado onde há excedente de produção. Como podemos verificar pelos dados na Tabela 5.2-1 e na Tabela 5.2-2 este é precisamente o caso do MIBEL. O *mix* tecnológico que caracteriza cada um dos sistemas elétricos apresenta diferenças substanciais. Desde logo pela presença da tecnologia nuclear do lado de Espanha que, embora representando apenas cerca de 8% da capacidade instalada, tem assegurado mais de 20% do total da eletricidade gerada. A relevância que a tecnologia nuclear assume no abastecimento do sistema elétrico espanhol é compensada do lado de Portugal, em parte, pela maior penetração das energias renováveis exceto grande hídrica (PRE), não em termos de peso no *mix* tecnológico (entre 2008 e 2012, em Portugal, evoluiu de 30% para 36% e em Espanha de 31% para 38%) mas em termos de contribuição para o total de eletricidade gerada (em 2012, por exemplo, enquanto em Portugal a energia produzida pela PRE representou 45% do total em Espanha essa contribuição foi de apenas 38%), em parte, pela maior importância da grande hídrica (cerca de 15% em Portugal e 7% em Espanha, no total de geração elétrica) e, em parte, pela maior dependência do sistema elétrico português em relação aos combustíveis fósseis (Carvão, Fuel/gás e CCGT) - em 2012, a eletricidade com origem na queima de combustíveis representou quase 42% do total enquanto em Espanha não chegou aos 35%.

Tabela 5.2-1 – Sistema Elétrico Espanhol: *mix* tecnológico e geração elétrica

	Capacidade Instalada (MWh)					Geração Elétrica (GWh)				
	2008		2012			2008		2012		
	MWh	Peso	MWh	Peso	Var.	GWh	Peso	GWh	Peso	Var.
Hídrica	17.554	19,2%	17.761	17,4%	1,2%	21.428	7,7%	19.455	7,2%	-9,2%
Nuclear	7.716	8,4%	7.853	7,7%	1,8%	58.973	21,1%	61.470	22,9%	4,2%
Carvão	11.359	12,4%	11.248	11,0%	-1,0%	46.275	16,5%	54.721	20,4%	18,3%
Fuel-Gás	4.401	4,8%	520	0,5%	-88,2%	2.378	0,8%	0	0,0%	-100%
CCGT	21.726	23,8%	25.340	24,9%	16,6%	91.286	32,6%	38.593	14,4%	-57,7%
<b>Total PRO</b>	<b>62.757</b>	<b>69%</b>	<b>62.722</b>	<b>62%</b>	<b>-0,1%</b>	<b>220.341</b>	<b>79%</b>	<b>174.239</b>	<b>65%</b>	<b>-21%</b>
Consumos na Geração						-8.338	-3,0%	-7.889	-2,9%	-5,4%
Hídrica (1)	1.981	2,2%	2.042	2,0%	3,1%	4.638	1,7%	4.633	1,7%	-0,1%
Eólica	15.977	17,5%	22.573	22,2%	41,3%	31.758	11,3%	48.103	17,9%	51,5%
Solar Fotov.	3.207	3,5%	4.298	4,2%	34,0%	2.406	0,9%	7.803	2,9%	224%
Solar Térmica	61	0,1%	2.000	2,0%	-	15	0,0%	3.443	1,3%	-
Térmica Renov.	595	0,7%	953	0,9%	60,3%	2.651	0,9%	4.729	1,8%	78,3%
Térm. Não Ren.	6.797	7,4%	7.240	7,1%	6,5%	26.576	9,5%	33.442	12,5%	25,8%
<b>Total PRE</b>	<b>28.617</b>	<b>31%</b>	<b>39.106</b>	<b>38%</b>	<b>37%</b>	<b>68.045</b>	<b>24%</b>	<b>102.152</b>	<b>38%</b>	<b>50%</b>
Total de Geração						280.048	100,0%	268.502	100,0%	-4,1%
Saldo Internacional (2)						-11.040	-4,2%	-11.769	-4,7%	6,6%
Bombagem Hidroelétrica						-3.803	-1,4%	-5.023	-2,0%	32,1%
<b>Potência (MWh)</b>	<b>91.374</b>	<b>100%</b>	<b>101.828</b>	<b>100%</b>	<b>11%</b>					
<b>Consumo (GWh)</b>						<b>265.206</b>		<b>251.710</b>		<b>-5%</b>

Notas: (1) Mini-hídrica (albufeira e fio-de-água); (2) Valor positivo - saldo importador. Valor negativo - saldo exportador.

Fonte: “REE - El Sistema Eléctrico Español 2012” (REE, 2012).

Na evolução das estruturas de produção elétrica operada entre 2008 e 2012 deve salientar-se o crescimento bastante significativo da importância das energias renováveis no *mix* tecnológico de ambos os sistemas: a capacidade instalada de PRE em Espanha cresce 37% e em Portugal 46%, sendo que esse crescimento é particularmente significativo, pela relevância que assume na estrutura produtiva, no caso da energia eólica. Repare-se que tanto em Portugal como em Espanha, em 2012, a eólica representa mais de 20% do total da capacidade instalada, sendo já a segunda mais importante fonte de energia elétrica em ambos os sistemas, só ultrapassada pela hídrica em Portugal e pela CCGT em Espanha. Tratando-se de fontes energéticas cuja utilização na maioria dos casos não é possível modelar ao longo do tempo, é natural que exista algum desfasamento entre o seu peso na capacidade de produção instalada e a sua contribuição para o total de eletricidade gerada.

Tabela 5.2-2 – Sistema Elétrico Português: *mix* tecnológico e geração elétrica

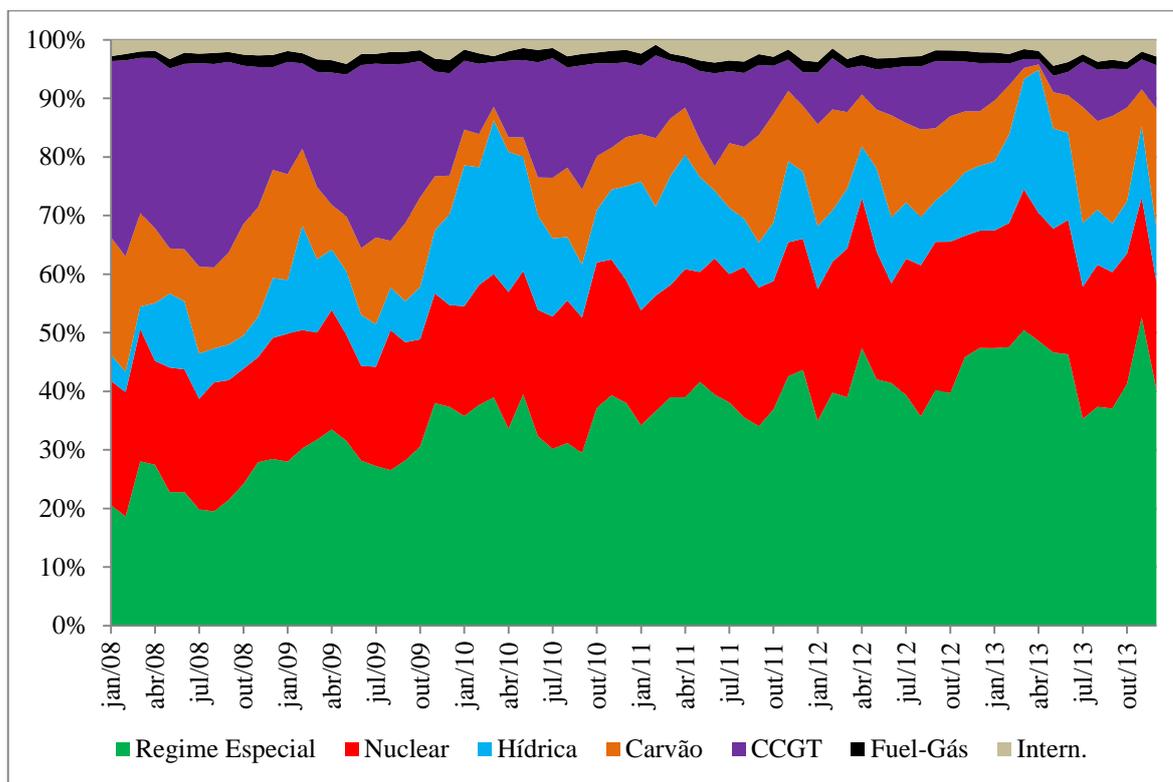
	Capacidade Instalada (MWh)					Produção Elétrica (GWh)				
	2008		2012			2008		2012		
	MWh	Peso	MWh	Peso	Var.	GWh	Peso	GWh	Peso	Var.
Hídrica	4.578	30,7%	5.239	28,2%	14,4%	6.436	15,4%	5.824	13,7%	-9,5%
Carvão	1.776	11,9%	1.756	9,5%	-1,1%	10.423	24,9%	12.136	28,5%	16,4%
Fuel-Gás	1.877	12,6%	1.111	6,0%	-40,8%	800	1,9%	0	0,0%	-100%
CCGT	2.166	14,5%	3.829	20,6%	76,8%	12.573	30,1%	5.641	13,3%	-55,1%
<b>Total PRO</b>	<b>10.398</b>	<b>70%</b>	<b>11.935</b>	<b>64%</b>	<b>15%</b>	<b>30.232</b>	<b>72%</b>	<b>23.601</b>	<b>55%</b>	<b>-22%</b>
Hídrica (1)	379	2,5%	417	2,3%	10,1%	663	1,6%	623	1,5%	-6,1%
Eólica	2.624	17,6%	4.194	22,6%	59,8%	5.694	13,6%	10.012	23,5%	75,8%
Fotovoltaica	50	0,3%	220	1,2%	340%	33	0,1%	357	0,8%	982%
Energia Ondas	2	0,0%	0	0,0%	-100%	0	0,0%	0	0,0%	-
Térmica (2)	1.463	9,8%	1.779	9,6%	21,6%	5.160	12,3%	7.960	18,7%	54,3%
<b>Total PRE</b>	<b>4.518</b>	<b>30%</b>	<b>6.611</b>	<b>36%</b>	<b>46%</b>	<b>11.551</b>	<b>28%</b>	<b>18.952</b>	<b>45%</b>	<b>64%</b>
Total de Geração						41.783	100%	42.553	100%	2%
Saldo Internacional (3)						9.431	18,6%	7.895	16,1%	-16%
Bombagem Hidroelétrica						-639	-1,3%	-1.388	-2,8%	117%
<b>Potência (MWh)</b>	<b>14.916</b>	<b>100%</b>	<b>18.546</b>	<b>100%</b>	<b>24%</b>					
<b>Consumo (GWh)</b>						<b>50.574</b>		<b>49.060</b>		<b>-3%</b>

Notas: (1) Mini-hídrica (albufeira e fio-de-água); (2) Inclui Cogeração; (3) Valor positivo - saldo importador. Valor negativo - saldo exportador.

Fonte: “REN Informação Mensal - Sistema Electroprodutor Dezembro 2008” (REN, 2008) e “REN Informação Mensal - Sistema Electroprodutor Dezembro 2012” (REN, 2012).

Observando o Gráfico 5.2-1 é possível constatar que em Espanha o aumento da contribuição da energia renovável para o abastecimento do consumo é contínuo e bastante expressivo. No caso de Portugal, Gráfico 5.2-2, essa observação não é possível pois, como referimos antes, a eletricidade produzida em regime especial (PRE) só passou a ser transacionada no mercado grossista de bolsa no fim de 2012 – início de 2013. No caso espanhol, o aumento da penetração das renováveis é claramente feito à custa da exclusão da tecnologia térmica de gás natural em ciclo combinado (CCGT) porventura a tecnologia de custo marginal mais elevado no período em análise.

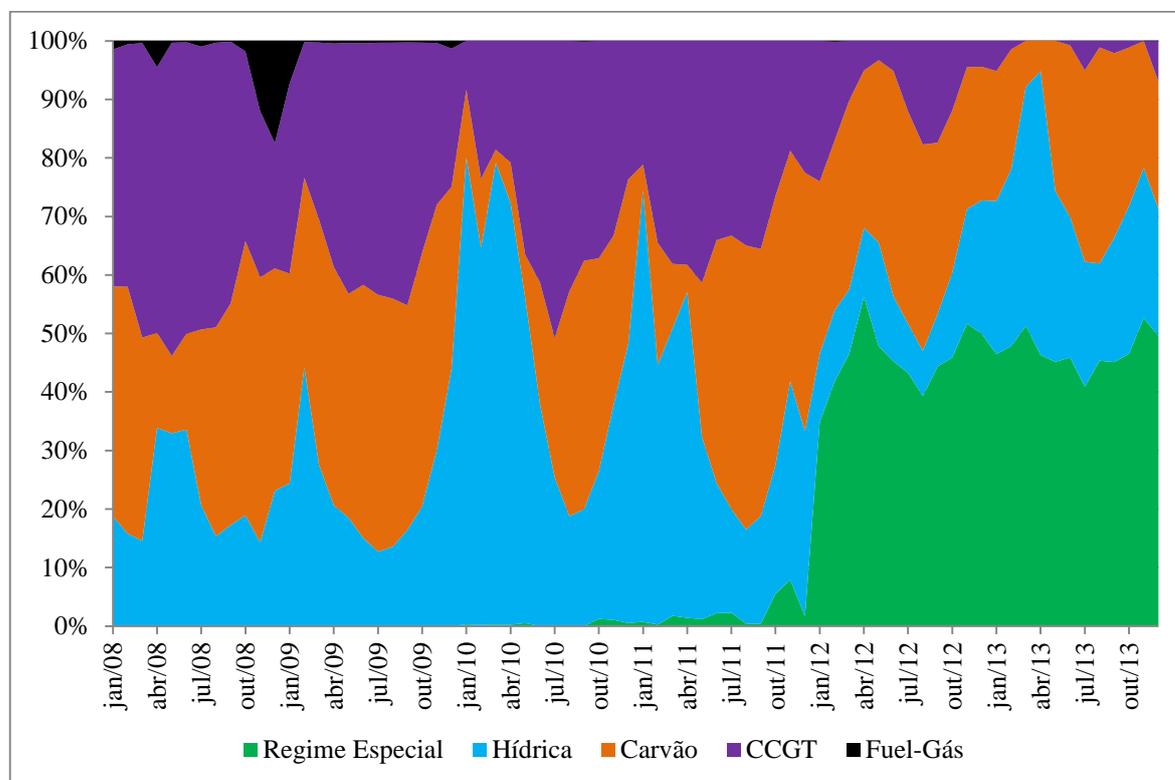
Gráfico 5.2-1 – Geração Elétrica por Tecnologias de Produção: Espanha



Fonte: OMIE – Operador do Mercado Ibérico de Energia Elétrica.

Como podemos verificar no Gráfico 5.2-2 esta tendência de abandono da tecnologia CCGT no período em análise é comum ao caso português em especial no ano de 2012. Refira-se ainda que em ambos os países a contribuição da grande hídrica para o fornecimento dos sistemas se mantém relativamente estável ao longo do tempo, com um peso na geração total de cerca de 7% em Espanha e 15% em Portugal o que, somando à contribuição da PRE, atrai a penetração da energia renovável para cerca de 60% em Portugal e 45% em Espanha. Repare-se que em Portugal, no inverno 2012/2013, estas duas fontes chegaram a ser suficientes para abastecer cerca de 90% do consumo quase dispensando a presença das fontes térmicas. Mas também em Espanha o cenário não foi muito diferente, com a exceção da presença da energia nuclear.

Gráfico 5.2-2 – Geração Elétrica por Tecnologias de Produção: Portugal



Fonte: OMIE – Operador do Mercado Ibérico de Energia Elétrica.

No que respeita ao grau de concentração da indústria, os setores de produção de energia elétrica Ibéricos têm vindo a reagir positivamente às políticas europeias e nacionais que vão no sentido de procurar reforçar o potencial competitivo do setor pela diminuição do grau de concentração. Como podemos verificar na Tabela 5.2-3, o indicador de concentração no setor, dado pela quota de mercado do maior produtor, tem vindo a diminuir paulatinamente em ambos os mercados embora essa redução seja mais expressiva no caso espanhol. Podemos também verificar que o indicador de concentração da indústria em Espanha é substancialmente inferior ao de Portugal, onde a quota de mercado do maior produtor elétrico ainda é próxima dos 50%.

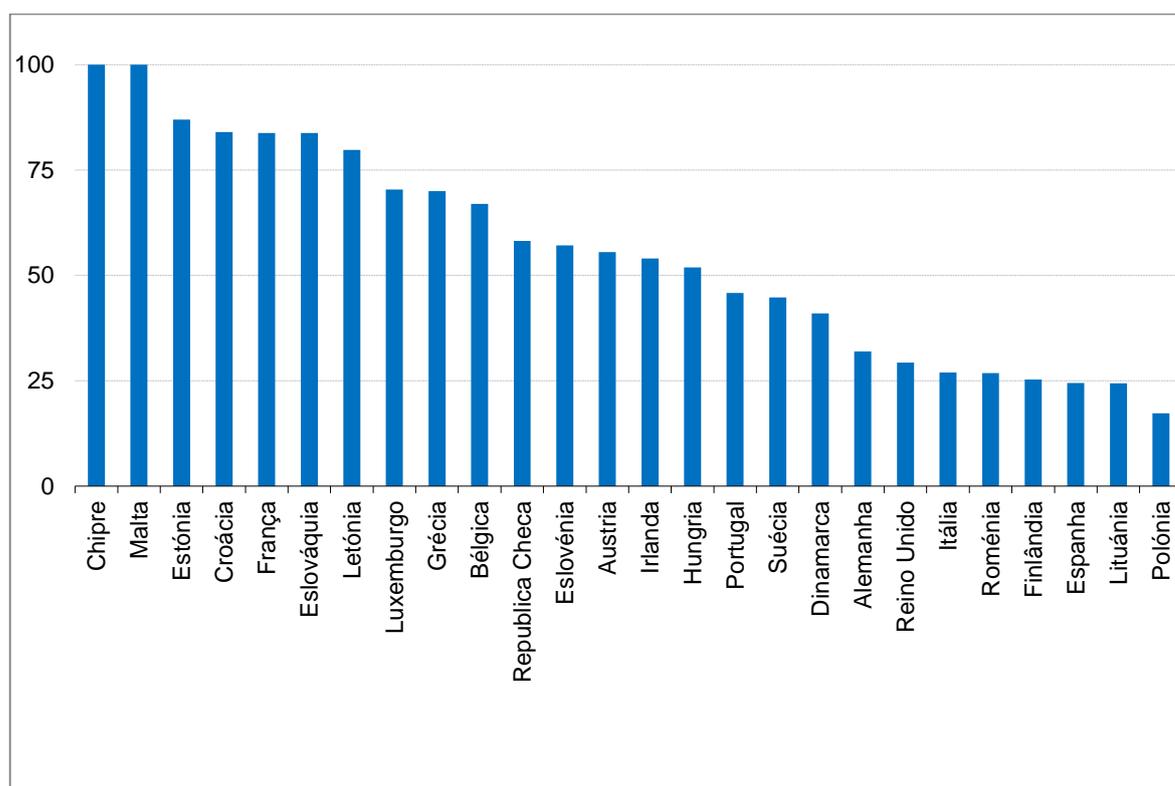
Tabela 5.2-3 – Quota de Mercado do Maior Produtor Elétrico: Espanha e Portugal

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2007-2013
<b>Espanha</b>	31,0	22,2	32,9	24,0	23,5	23,8	24,5	-21%
<b>Portugal</b>	55,6	48,5	52,4	47,2	44,9	37,2	45,8	-18%

Fonte: Eurostat.

Como podemos verificar no Gráfico 5.2-3, quando comparado com o panorama europeu (para o ano de 2013), o nível de concentração do setor de produção elétrica nos países Ibéricos é relativamente baixo. Repare-se que Espanha é um dos países onde a quota de mercado do maior produtor do sistema é mais reduzida.

Gráfico 5.2-3 – Quota de Mercado do Maior Produtor Elétrico: Europa



Nota: dados para 2013.

Fonte: Eurostat.

### 5.3. Análise Introdutória das Séries de Dados

Nas secções que seguem começaremos por fazer uma descrição da natureza e características das variáveis que integram a nossa análise, segmentando a apresentação entre variáveis preço (variáveis endógenas) e variáveis de controlo (variáveis exógenas). Posteriormente faremos a análise gráfica do comportamento das variáveis e apresentaremos os resultados para a estatística descritiva. A secção encerra com o estudo do comportamento estocástico das variáveis, nomeadamente ao nível da estacionaridade.

#### 5.3.1. Definição das Variáveis

As soluções econométricas a que iremos recorrer para conduzirmos a análise empírica, relativa à capacidade do setor elétrico ibérico fazer repercutir no preço da eletricidade o custo associado à utilização das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, levam-nos a considerar um conjunto de variáveis principais (variáveis endógenas que são determinadas no interior do sistema de preços considerado), correspondentes aos preços da eletricidade e aos preços dos vários fatores utilizados na sua produção (*inputs*), e um outro conjunto de variáveis de controlo através das quais procuramos incorporar na modelação efeitos ligados à procura e oferta de eletricidade exógenos ao modelo econométrico ajustado (variáveis exógenas que influenciam o comportamento das variáveis preço mas que são determinadas fora do sistema). Serão ainda consideradas variáveis dicotómicas com vista a acomodar o efeito associado à sazonalidade na procura de eletricidade.

##### 5.3.1.1. Variáveis Preço

No modelo de equação única, as variáveis preço correspondem à variável explicada (variável endógena), preço da eletricidade, e às variáveis explicativas (regressores), preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, preço do gás natural e preço do carvão. No modelo de equações múltiplas todas estas variáveis são tratadas como endógenas.

O preço da **eletricidade** corresponde à cotação *spot* no mercado OMEL (euros/MWh) para o dia seguinte (*day-ahead*)<sup>138</sup>. O preço correspondente a cada observação consiste na média dos preços horários em função do regime de consumo. Assim, o preço da eletricidade em hora de ponta corresponde à média das cotações horárias efetuadas no período entre as 8:00h e as 20:00h, o preço fora de ponta à média das cotações horárias efetuadas no período entre as 21:00h e as 8:00h e o preço base à média de todas as cotações horárias efetuadas durante todo o dia.

O preço do **carbono** corresponde à cotação *spot* das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> (EUA) no mercado EEX – European Energy Exchange (Leipzig, Alemanha), cotadas em euros/ton.. Como referimos antes, este é um dos mercados bolsista de transação de direitos de emissão de CO<sub>2</sub> mais líquidos da europa. Contudo, foram testados outros mercados europeus de CO<sub>2</sub>, nomeadamente o ECX – European Climate Exchange (Londres, Reino Unido) e o BlueNext (Paris, França), não se registando diferenças significativas nos resultados.

O carvão e o gás natural são mercadorias transacionadas internacionalmente, interessando para a nossa análise enquanto combustíveis utilizados na produção da eletricidade. O **carvão** é uma fonte de energia primária bastante heterogénea, variando nomeadamente em função do seu poder calorífico e das quantidades de CO<sub>2</sub> libertadas quando queimado. Nos mercados internacionais são transacionadas várias categorias de carvão, variando a sua qualidade e respetivo preço essencialmente em função do seu poder calorífico<sup>139</sup>. As três principais categorias de carvão transacionadas internacionalmente, ordenadas por ordem decrescente do seu poder calorífico (teor de carbono fixo), são: antracite (*hard coal*), betuminoso (hulha) e lignito (*brown lignite* e *black lignite*). O carvão é uma *commodity* transacionada globalmente, estando o seu comércio agregado em dois grandes blocos regionais: Atlântico e Pacífico. Os maiores fornecedores da região do Atlântico são a África do Sul, a Colômbia e a Rússia. Uma vez que os custos de transporte são uma importante componente do custo total, o preço pago pelo carvão depende bastante dos locais de entrega. Por essa razão, estão definidos vários locais de entrega *standard* para o comércio internacional do carvão, nomeadamente: *Newcastle* na Austrália, *Richards Bay*

---

<sup>138</sup> Mercado onde a eletricidade é transacionada para entrega no dia seguinte.

<sup>139</sup> Normalmente é avaliado pelo indicador PCS (Poder Calorífico Superior).

na África do Sul, *Central Appalachian* para os Estados Unidos da América e *ARA* (*Amsterdam, Rotterdam, Antwerp*) para a Europa Central. A grande maioria dos estudos empíricos que versam o setor elétrico europeu tem como referência para o preço do carvão o índice API#2 (CIF ARA)<sup>140</sup> que constitui um dos mais importantes *benchmarks* do preço do carvão importado com entrega na região do Noroeste da Europa<sup>141</sup>. O índice corresponde à cotação diária OTC<sup>142</sup> do carvão (euros/ton.) para entrega a 90 dias, sendo a cotação CIF ARA e o poder calorífico de 6000 kcal/kg. O índice é construído com base nas transações do TFS (*Traditional Financial Services*) que originam o API (*All Publications Index*). Os índices TFS/API são publicados por uma das mais importantes agências de informação no setor do carvão, a *Argus/McCloskey*.

No caso particular de Espanha, o preço de referência internacional do carvão pode não refletir com rigor o custo do combustível suportado pelo setor elétrico uma vez que as centrais térmicas a carvão espanholas usam como combustível uma combinação de carvão importado e carvão nacional. Contudo, face à dificuldade de acesso a informação relativa quer às cotações do carvão nacional quer ao grau de subvenção do Estado espanhol ao setor de extração de carvão, grande parte dos estudos publicados para o mercado espanhol de eletricidade usam o API#2 como referencial para o preço do carvão<sup>143</sup>. Esta será também a nossa opção, reconhecendo contudo que a leitura dos resultados associados à variável preço do carvão deverá merecer da nossa parte especial cuidado.

Comparativamente ao petróleo e ao carvão, o mercado do **gás natural** tem uma natureza mais regional, sendo habitualmente reconhecidos três grandes blocos regionais: o mercado norte-americano, o mercado europeu e o mercado asiático. Os elevados custos de transporte têm constituído uma forte limitação à conexão destes três mercados. Contudo, o

---

<sup>140</sup> O acrónimo CIF (*Cost, Insurance and Freight*) significa que o vendedor assume os custos de transporte, incluindo seguros, até ao porto de destino.

<sup>141</sup> Alguns exemplos destes estudos são: (Honkatukia, et al., 2008), (Kirat & Ahamada, 2011), (Fell, 2010), (Vondrusková, et al., 2010), (Fritz, 2012), (Ahamada & Kirat, 2012), (Lo Prete & Norman, 2013), (Madaleno, et al., 2014), (Huisman & Kilic, 2014), (Hintermann, 2014).

<sup>142</sup> A transação OTC (*Over-the-Counter*) corresponde à troca direta de um ativo entre as partes. Este tipo de mercado é normalmente definido por oposição aos mercados organizados (bolsas de valores ou bolsas de mercadorias) onde as transações são intermediadas por uma terceira entidade e garantidas por uma Câmara de Compensação.

<sup>143</sup> Podemos citar como alguns exemplos os trabalhos publicados para o mercado espanhol por (Marques, 2010), (Pacheco, 2010), (Moutinho, et al., 2011), (Fell, et al., 2013) e (Bello & Reneses, 2013).

aumento do peso das transações de gás natural liquefeito (GNL), como resposta ao crescimento da procura, irá naturalmente reforçar a interligação entre os vários mercados regionais. Ao nível da UE existe um claro compromisso de reforço das infraestruturas de transporte de gás natural, seja sob a forma de gasodutos seja sob a forma de terminais de GNL. Os principais fornecedores do mercado europeu têm sido tradicionalmente a Rússia, a Noruega e a Argélia, existindo três importantes *hubs*<sup>144</sup> através dos quais se processam grande parte das transações de gás natural no mercado europeu: o *Title Transfer Facility* (TTF) na Holanda, o *Zeebrugge Hub* na Bélgica e o *National Balance Point* (NBP) no Reino Unido. O mercado da Europa continental está ligado ao mercado do Reino Unido através de dois gasodutos: o *Interconnector*, que liga o NBP ao *Zeebrugge Hub*, e o *Balgzand-Bacon Line* (BBL), que une o NBP ao TTF. A existência destas conexões, apesar das restrições de capacidade, permite a arbitragem entre os três mercados, levando a que os preços sejam muito próximos, sendo mesmo nulo em grande parte do tempo o *spread* entre os preços *spot* cotados no TTF, no *Zeebrugge* e no NBP (Pacheco, 2010). Não havendo para os casos de Portugal e Espanha uma razão evidente que suporte a escolha de um destes mercados de referência optamos, tal como no carvão, por seguir a solução adotada em vários estudos empíricos relativos ao setor elétrico europeu, selecionando o TTF como mercado de referência para o preço do gás natural<sup>145</sup>. Assim, no nosso estudo, o preço do gás natural corresponde à cotação OTC diária (euros/MWh) efetuada no TTF.

Todos os preços estão expressos em euros (EUR). Para as séries que originalmente são cotadas em dólares americanos (USD), caso do carvão, a conversão foi feita à taxa de câmbio USD/EUR do Banco Central Europeu (BCE).

As variáveis preço foram transformadas nos seus logaritmos naturais como forma de reduzir a variabilidade indesejada (heterocedasticidade) presente nos dados. Cumulativamente, esta transformação tem a vantagem de proporcionar uma interpretação dos coeficientes do modelo econométrico particularmente conveniente pois, deste modo, obtemos as elasticidades diretamente a partir das estimativas dos parâmetros das equações

---

<sup>144</sup> Ponto virtual de transação de gás natural.

<sup>145</sup> A escolha deveria recair sobre um dos mercados continentais pois, apesar da integração entre os três mercados, deve reconhecer-se que o NBP do Reino Unido será porventura a solução menos evidente para a Península Ibérica. Acresce ainda que quando usamos as cotações do *Zeebrugge* em alternativa às do TTF as diferenças nos resultados da análise são bastante marginais. Alguns exemplos dos estudos referidos são: (Bunn & Fezzi, 2008), (Pacheco, 2010), (Fritz, 2012), (Fell, et al., 2013).

de regressão ajustadas nos vários modelos econométricos. A nomenclatura que usaremos para as variáveis preço será a seguinte.

- Para o preço da eletricidade:

-  $P_{elec}$  - logaritmo natural do preço da eletricidade;

Quando haja necessidade de desagregar os dois mercados elétricos e os diferentes regimes de consumo, teremos:

- Para o mercado espanhol:

-  $SP_{Ppeak}$  - logaritmo natural do preço da eletricidade em horas de ponta

-  $SP_{Poffpeak}$  - logaritmo natural do preço da eletricidade em horas fora de ponta

-  $SP_{Pbase}$  - logaritmo natural do preço da eletricidade nas 24 horas

- Para o mercado português:

-  $PT_{Ppeak}$  - logaritmo natural do preço da eletricidade em horas de ponta

-  $PT_{Poffpeak}$  - logaritmo natural do preço da eletricidade em horas fora de ponta

-  $PT_{Pbase}$  - logaritmo natural do preço da eletricidade nas 24 horas

- Para o preço dos *inputs* de produção elétrica:

-  $P_{carb}$  - logaritmo natural do preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>

-  $P_{ngas}$  - logaritmo natural do preço do gás natural

-  $P_{coal}$  - logaritmo natural do preço do carvão

Como ficou referido de forma detalhada no Cap. 3, na medida em que os combustíveis e as licenças de emissão de CO<sub>2</sub> constituem fatores de produção da energia elétrica, em princípio, de acordo com a teoria económica, será de esperar uma relação positiva entre o preço da eletricidade e cada um daqueles três preços. Contudo, atendendo à forma específica de formação do preço nos mercados de eletricidade (transação de toda a quantidade envolvida num determinado leilão ao mesmo preço - preço marginal, sendo este definido como o preço correspondente à última oferta necessária para satisfazer toda a procura), por vezes, a relação entre o preço do *output* e o preço dos *inputs* é mais complexa do que em outros setores de atividade.

### 5.3.1.2. Variáveis de Controlo

A modelação econométrica que desenvolveremos, além das variáveis preço, incluirá também um conjunto de variáveis de controlo destinadas a refletir as condições de funcionamento do mercado de eletricidade, quer do lado da procura (variáveis de temperatura e variáveis de sazonalidade) quer do lado da oferta (grau de utilização de fontes energéticas renováveis não poluentes).

O padrão de consumo de eletricidade reflete habitualmente ciclos de **sazonalidade** temporal (Fezzi & Bunn, 2010). O ciclo diário será atendido na nossa análise pelo ajustamento de modelos separados para cada um dos períodos do dia (regimes de consumo): modelo para o consumo em horas de ponta (períodos de maior consumo) e modelo para o consumo em horas fora de ponta (períodos de menor consumo). O ciclo semanal será acomodado na modelação através de duas estratégias: primeiro, descartamos da análise os dias de fim-de-semana e de feriado nacional uma vez que os padrões de consumo de eletricidade diferem substancialmente dos dias de semana e, como tal, também as interações entre oferta e procura sofrem alterações consideráveis (Fezzi & Bunn, 2010); segundo, incluir um conjunto de variáveis dicotómicas associadas a cada um dos dias da semana. De igual forma, a sazonalidade mensal, eventualmente presente no consumo de eletricidade, será controlada através da introdução de variáveis dicotómicas associadas a cada um dos meses do ano. Assim, definiremos um conjunto de variáveis  $D_j$  em que cada uma corresponde a um dia da semana ( $j = mon, tue, wed, thu$ )<sup>146</sup> ou a um mês do ano ( $j = m1, m2, m3, m4, m5, m6, m7, m8, m9, m10, m11$ )<sup>147</sup>, sendo o seu valor igual à unidade no dia da semana ou do mês correspondente e zero nos restantes dias. Como referido no capítulo anterior, tendo em vista garantir que a introdução destas variáveis não afeta a distribuição assintótica dos testes estatísticos, as variáveis dicotómicas serão centradas, garantindo portanto que a sua soma é nula. De outra forma, os valores críticos associados a

---

<sup>146</sup> Segunda-feira ( $j = mon$ ), terça-feira ( $j = tue$ ), quarta-feira ( $j = wed$ ), quinta-feira ( $j = thu$ ).

<sup>147</sup> janeiro ( $j = m1$ ), fevereiro ( $j = m2$ ), ..., novembro ( $j = m11$ ).

essas distribuições estariam dependentes do número de variáveis dicotômicas incluídas no modelo (Harris, 1995)<sup>148</sup>.

É amplamente reconhecido que as **variáveis atmosféricas** (temperatura, luminosidade, precipitação e vento) influenciam quer a procura quer as condições de oferta de eletricidade. No contexto da modelização econométrica do preço da eletricidade uma das variáveis que habitualmente é tratada como *proxy* da procura de eletricidade é a temperatura atmosférica. Alguns exemplos desta estratégia são os trabalhos de (Honkatukia, et al., 2006), (Chemarin, et al., 2008), (Fezzi & Bunn, 2009), (Mjelde & Bessler, 2009), (Fell, 2010) e (Kirat & Ahamada, 2011). É também comum ver a variável temperatura atmosférica incluída em análises econométricas que procuram estudar a procura de eletricidade, como são os casos dos trabalhos de (Considine, 2000) e (Fezzi & Bunn, 2010) ou, para o caso espanhol, (Labandeira, et al., 2012) e (Blazquez, et al., 2013). A procura de eletricidade está relacionada com os hábitos de consumo de energia da população o que é fortemente condicionado pelas condições climatéricas, especialmente as temperaturas. Como foi observado por (Engle, et al., 1986), a relação entre a procura de energia, e portanto o seu preço, e a temperatura atmosférica é uma relação não linear, em “forma de V”, na medida em que a procura de energia é mais elevada em ambos os extremos da temperatura, resultante do facto da eletricidade ser utilizada tanto para arrefecimento como para aquecimento. Uma forma bastante comum de linearizar a relação entre o preço da eletricidade e a temperatura atmosférica passa por conduzir em primeiro lugar uma análise exploratória preliminar, através da definição de um polinómio de segundo grau, com vista a identificar o limiar a partir do qual aquela relação se inverte, definindo posteriormente duas variáveis: a variação da temperatura abaixo desse limiar (que deverá condicionar a procura de eletricidade para aquecimento) e a variação da temperatura acima desse limiar (que deverá condicionar a procura de eletricidade para arrefecimento). Em alternativa, podem ser definidos não um mas dois limiares: um limiar inferior, abaixo do qual se admite que a temperatura atmosférica leva à necessidade de aquecimento, e um limiar superior, acima do qual as condições de temperatura motivam a necessidade de arrefecimento. Nestes dois casos espera-se portanto um acréscimo de

---

<sup>148</sup> Refira-se que em várias situações, por se tratar de estatísticas que não seguem as distribuições *standard*, seremos forçados a recorrer a tabelas construídas por vários autores com os valores simulados para essas distribuições.

procura de eletricidade motivado pela variação das condições atmosféricas. Quando a temperatura se situa entre aqueles dois limiares, a situação é de conforto, sendo de esperar que a temperatura não influencie a procura de eletricidade. Assim, definimos as seguintes variáveis  $HDD_t = \max(T^* - T_t; 0)$  e  $CDD_t = \max(T_t - T^{**}; 0)$ , sendo HDD os “graus-dia de aquecimento” (*heating degree days*), CDD os “graus-dia de arrefecimento” (*cooling degree days*),  $T_t$  a temperatura média diária no dia  $t$ ,  $T^*$  o limiar inferior e  $T^{**}$  o limiar superior. Os dados relativos às temperaturas atmosféricas (graus centígrados) resultam da média das temperaturas diárias registadas em várias estações de medição distribuídas pelos territórios de Portugal e Espanha<sup>149</sup>, ponderada pela população residente nessas áreas<sup>150</sup>.

O cálculo dos limiares  $T^*$  e  $T^{**}$  para o mercado espanhol está amplamente acessível na literatura, podendo citar-se os estudos publicados por (Pardo, et al., 2002) e (Valor, et al., 2001), que apontam para um limiar único de  $18,0^\circ\text{C}$ , (Labandeira, et al., 2012), que estabelece o nível a partir do qual a procura de eletricidade é reforçada por razões de aquecimento ( $T^*$ ) em  $13,0^\circ\text{C}$  e por razões de arrefecimento ( $T^{**}$ ) em  $23,0^\circ\text{C}$ , e (Blazquez, et al., 2013) que, num estudo bastante recente, estabelece aqueles limites em  $15,0^\circ\text{C}$  e  $22,0^\circ\text{C}$  respetivamente. Sendo este último trabalho bastante recente, contemplando nomeadamente o período de análise do nosso estudo, decidimos acolher os valores recomendados pelos autores. Assim, para o caso espanhol, as variáveis de temperatura que incluiremos na modelação serão  $SP\_HDD_t = \max(15,0^\circ\text{C} - T_t; 0)$  e  $SP\_CDD_t = \max(T_t - 22,0^\circ\text{C}; 0)$ .

Para o caso de Portugal, não estando disponíveis estudos publicados recentemente, efetuamos o cálculo dos limiares para HDD e CDD. O procedimento de cálculo desenvolveu-se em duas fases. Primeiro foram confrontadas as séries de dados compostas pela temperatura média<sup>151</sup> atmosférica para o território nacional e pelo consumo

---

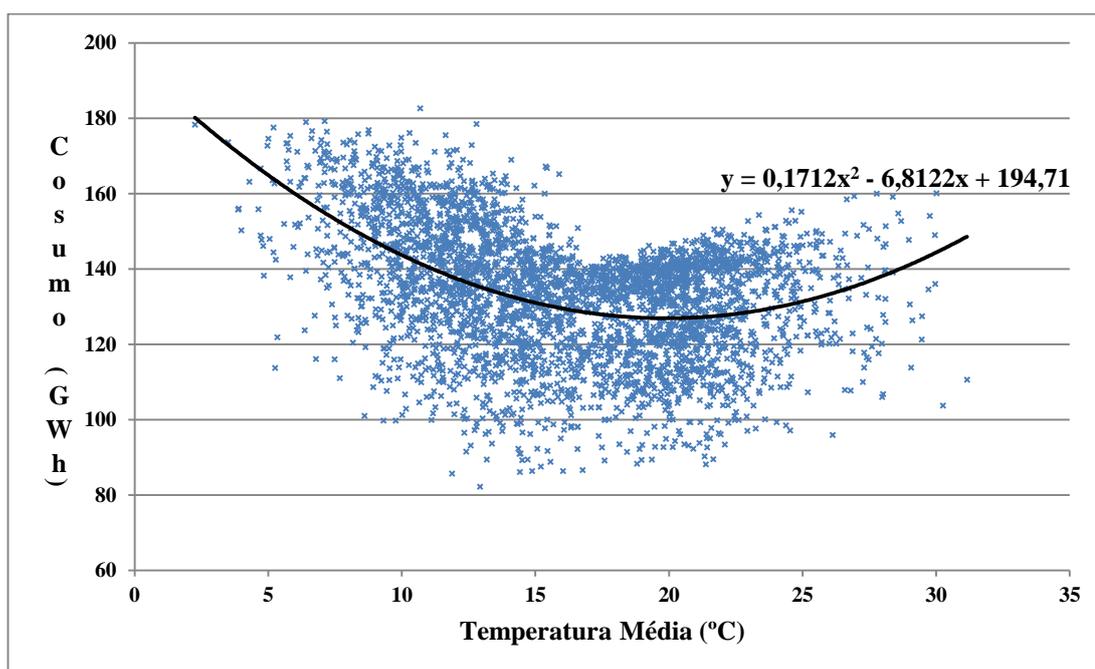
<sup>149</sup> Os dados relativos às temperaturas atmosféricas foram obtidos em European Climate Assessment & Dataset (ECA&D), podendo ser descarregados diretamente no seguinte endereço eletrónico: <http://eca.knmi.nl>. Pela disponibilização gratuita dos dados, deixamos o nosso agradecimento a (Tank & Coauthors, 2002).

<sup>150</sup> A fonte relativa aos dados para a população foi o Eurostat, correspondendo à agregação NUTS II. Os dados podem ser descarregados diretamente do seguinte endereço eletrónico: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

<sup>151</sup> Como referido antes trata-se de uma média das temperaturas observadas em várias estações meteorológicas ponderada pela população residente na zona (NUTS II): Norte (Porto), Centro (Coimbra), Lisboa (Lisboa), Alentejo (Beja) e Algarve (Tavira).

de eletricidade<sup>152</sup>, para um período de 10 anos (2002-2012), procedendo-se a um ajustamento quadrático cujo mínimo corresponde ao ponto de sensibilidade mínima do consumo de eletricidade à temperatura atmosférica (a procura de eletricidade neste ponto é inelástica face a variações da temperatura). Como podemos verificar no Gráfico 5.3-1, o mínimo do ajustamento quadrático aponta para um valor da temperatura de 19,9°C.

Gráfico 5.3-1 - Temperatura vs. Consumo de Eletricidade (Portugal)



Posteriormente procedemos à regressão linear das duas variáveis em ambas as direções num processo iterativo com intervalos consecutivos de  $0,1^{\circ}\text{C}$ , começando em  $19,9^{\circ}\text{C}$  e terminando logo que a regressão evidencie significância estatística (ponto a partir do qual assumimos que a temperatura influencia a procura de eletricidade). Desta forma, calculamos uma zona de conforto entre  $15,8^{\circ}\text{C}$  e  $20,3^{\circ}\text{C}$ <sup>153</sup>. Como tal, as variáveis de temperatura consideradas para o caso português são  $PT\_HDD_t = \max(15,8^{\circ}\text{C} - T_t; 0)$  e  $PT\_CDD_t = \max(T_t - 20,3^{\circ}\text{C}; 0)$ .

<sup>152</sup> Os dados relativos ao consumo de eletricidade em Portugal foram fornecidos pela REN – Redes Energéticas Nacionais.

<sup>153</sup> Estes valores não estão muito distantes dos resultados publicados em (Carmona, 2006) para o período 1988-2003: patamar inferior igual a  $15^{\circ}\text{C}$  e patamar superior igual a  $18^{\circ}\text{C}$ .

Admitindo que a temperatura atmosférica é um dos fatores que condiciona a procura de eletricidade e, como tal, a determinação do seu preço de mercado, e assumindo que quanto maior é o afastamento do nível da temperatura atmosférica face aos níveis de conforto maiores são as necessidades de consumo de eletricidade para aquecimento e arrefecimento, será de esperar uma relação positiva entre as variáveis HDD e CDD e a variável preço da eletricidade.

Na secção anterior ficou claramente demonstrada a importância das fontes de produção de **energia renovável** não poluente, nomeadamente hídrica e eólica, nos sistemas elétricos Ibéricos. Tratando-se de fontes energéticas de custo marginal bastante reduzido, mesmo nulo em alguns casos, é natural que ocupem as primeiras posições na ordem de mérito. Como tal, é expectável que a presença destas tecnologias do lado da oferta, contribuindo para dispensar tecnologias de custo marginal mais elevado, como é o caso das térmicas, possa ter influência no preço da eletricidade, pressionando no sentido da sua redução (Amorim, et al., 2010). Esta influência está reportada para o mercado espanhol, por exemplo em (Gelabert, et al., 2011), onde os autores concluem que o incremento marginal de  $1\text{ GWh}$  de eletricidade renovável conduzirá a uma redução no preço da eletricidade de  $2\text{€/MWh}$ . Também (Pereira & Saraiva, 2013), partindo da capacidade instalada de energia eólica em Portugal e Espanha em 2010, concluem que, por cada bloco adicional de  $2,8\text{ TWh}$  de energia eólica injetada na rede, o preço da eletricidade no mercado Ibérico sofrerá uma redução de  $1\text{€/MWh}$ . Note-se que, mesmo no caso de Portugal, onde durante grande parte do período da análise a eletricidade com origem em PRE (Produção em Regime Especial) não passava pelo mercado *spot* do OMEL, o montante de energia eólica e hídrica produzida (exceto grande hídrica), pela natureza prioritária de que beneficia no despacho, condiciona a procura de eletricidade<sup>154</sup> dirigida para o mercado *spot*, podendo dessa forma influenciar o preço aí estabelecido. Neste sentido, num modelo que relacione o preço da eletricidade com o preço dos *inputs*, poderá ser recomendável controlar aquela relação pelo potencial de produção de eletricidade a partir de fontes renováveis. Exemplos desta estratégia são as soluções implementadas por (Honkatukia, et al., 2006), (Fell, 2010) e (Fell, et al., 2013), para sistemas elétricos com

---

<sup>154</sup> Nomeadamente a “procura residual”. Como referimos antes (Cap. 3), em condições normais de funcionamento do mercado, é a procura residual que determina a unidade marginal de produção (Fell, et al., 2013).

peso considerável de energia hídrica, como são os casos do mercado nórdico e do mercado espanhol, em que a relação entre o preço da eletricidade e o preço dos combustíveis é controlada por uma variável de disponibilidade de reservas hídricas.

Dado o peso que as tecnologias hidroelétrica e eólica possuem no *mix* energético de Portugal e Espanha, as variáveis de controlo a que recorrermos procuram expressar o grau com que estas tecnologias contribuem para formação da oferta de eletricidade em cada um dos sistemas elétricos. Admitindo que o preço da eletricidade possa reagir a variações no grau com que aquelas tecnologias renováveis contribuem para a oferta, será aconselhável recorrer a um indicador de afastamento da produção a partir daquelas fontes face a um nível histórico médio ou “normal”. Como tal, recorreremos ao Índice de Produtibilidade Hidroelétrica (IPH) e ao Índice de Produtibilidade Eólica (IPE) que são indicadores que permitem quantificar o desvio da energia produzida num determinado período em relação à que se produziria se ocorresse um regime hidrológico ou eólico médio<sup>155</sup>. No caso Português, ambos os indicadores são publicados pela REN – Redes Energéticas Nacionais com uma periodicidade mensal. No caso de Espanha, a REE – Rede Eléctrica de España publica o IPH tendo o IPE sido calculado a partir dos dados de produção de energia eólica também publicados pela REE. Neste caso, o “regime eólico médio”, para cada um dos meses do ano, corresponde à média da quantidade de energia eólica produzida, por MWh de capacidade instalada, nos últimos 5 anos<sup>156</sup>. Os símbolos que utilizaremos para estas variáveis nos ajustamentos econométricos serão os seguintes:

---

<sup>155</sup> No caso português, os índices estão definidos pela ERSE (nomeadamente no “Glossário” que pode ser encontrado no sítio da internet da instituição - [www.erse.pt/pt/glossario/](http://www.erse.pt/pt/glossario/)):

“Índice de Produtibilidade Hidroelétrica (IPH) - Indicador que permite quantificar o desvio do valor total de energia produzida por via hídrica num determinado período, em relação à que se produziria se ocorresse um regime hidrológico médio;

Índice de Produtibilidade Eólica (IPE) - Indicador que permite quantificar o desvio do valor total de energia produzida por via eólica num determinado período, em relação à que se produziria se ocorresse um regime eólico médio”.

No caso de espanhol, a definição do IPH pode ser encontrada em várias publicações da REE – Rede Eléctrica de España (nomeadamente “Rede Eléctrica de España – boletim mensual”): “Índice de producible hidráulico - Cociente entre la energía producible y la energía producible media, referidas ambas a un mismo periodo y a un mismo equipo hidroeléctrico”.

No caso espanhol, as entidades responsáveis pela gestão do sistema eléctrico e mercado de eletricidade não publicam um indicador equivalente ao IPE

<sup>156</sup> Um valor de  $IPE = 1,3$  deve ser lido da seguinte forma: no mês em causa, a quantidade total de eletricidade produzida a partir de fonte eólica, por MWh de capacidade de produção instalada, foi superior

- *SP\_IndHyd* - Índice de Produtibilidade Hidroelétrica (IPH), para Espanha;
- *SP\_IndWind* - Índice de Produtibilidade Eólica (IPE), para Espanha;
- *PT\_IndHyd* - Índice de Produtibilidade Hidroelétrica (IPH), para Portugal;
- *PT\_IndWind* - Índice de Produtibilidade Eólica (IPE), para Portugal.

Na medida em que o custo marginal de produção de energia hídrica e eólica é substancialmente mais baixo que o custo marginal de produção de energia térmica, seja a partir de fuel-gás, carvão ou gás natural, será expectável que uma maior presença destas tecnologias na oferta se traduza numa redução do preço da eletricidade. Esta relação será mais óbvia no caso, ainda que menos comum, destas fontes renováveis funcionarem como tecnologias marginais (admitindo que o preço de mercado reflete o custo marginal da tecnologia que estabelece o preço). Contudo, mesmo nas situações mais comuns, em que é uma tecnologia térmica a determinar o preço de mercado, o acréscimo de energia renovável pode determinar a exclusão da última tecnologia (a de custo marginal mais elevado) da curva de oferta. Neste caso, o preço passará a ser determinado por uma tecnologia de custo marginal mais reduzido, podendo de facto o acréscimo de energia renovável resultar numa redução do preço da eletricidade. Desta forma, será de esperar uma relação negativa entre a variável preço da eletricidade e as variáveis que refletem a quantidade de energia renovável presente no sistema elétrico (IPH e IPE).

O conjunto de variáveis de controlo que acabamos de definir (temperatura e quantidade de energia renovável) será incluído no modelo aquando do desenvolvimento da análise multivariada, sendo tratadas como variáveis exógenas.

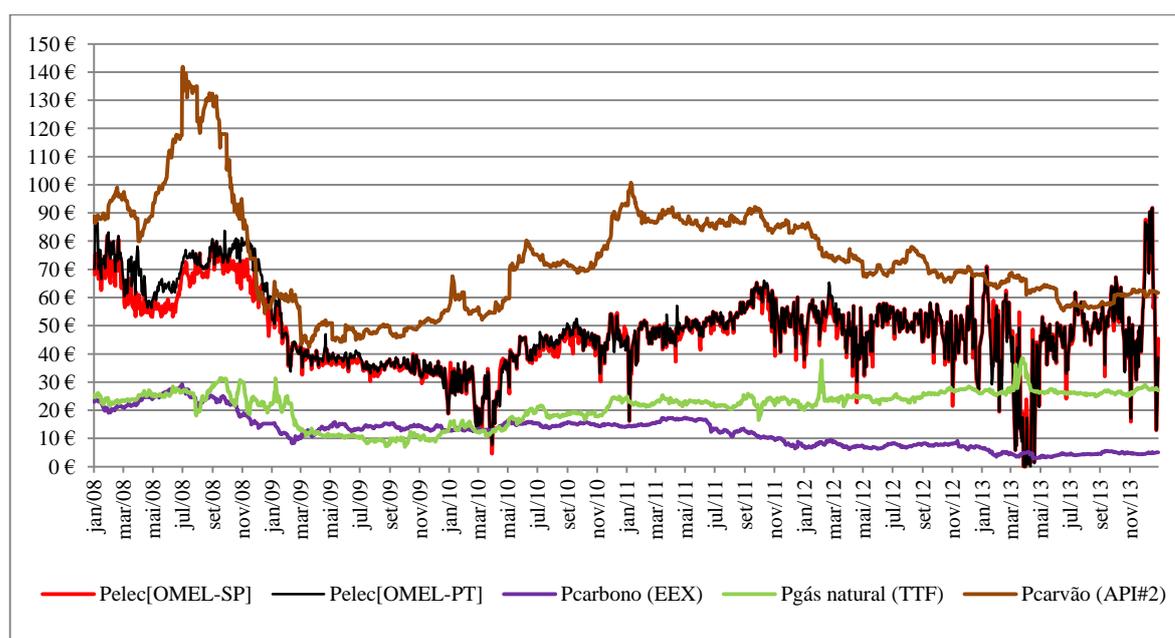
---

em 30% face à média de eletricidade eólica produzida nesse mês do ano nos últimos 5 anos (por MWh de capacidade instalada). Devemos ainda referir que não há diferenças substanciais entre considerar a média dos últimos 5 ou dos últimos 10 anos.

### 5.3.2. Análise Gráfica e Estatísticas Descritivas

A evolução no período em análise das variáveis preço (preço da eletricidade para os dois mercados, Portugal e Espanha<sup>157</sup>, preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, preço do gás natural e do preço do carvão) pode ser observada no Gráfico 5.3-2 para o período correspondente à Fase II e primeiro ano da Fase III do CELE (jan./2008 a dez. 2013)

Gráfico 5.3-2 - Preços da Eletricidade e dos *Inputs* (valores absolutos - euros)



Observando o período em análise na sua totalidade, interessa destacar a tendência de descida para os preços das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> e do carvão e para ausência de tendência clara nos casos dos preços da eletricidade e do gás natural. Claramente evidenciada surge também a descida bastante pronunciada de todos os preços no período que se segue ao eclodir da crise financeira internacional (set./2008) e a ocorrência de picos assinaláveis no preço da energia elétrica, coincidentes com os períodos de inverno, em especial nos anos de 2010 e 2013 que, como veremos de seguida, coincide com períodos

<sup>157</sup> O preço da eletricidade considerado na análise gráfica é o correspondente ao regime base (média de todos os preços horários). O preço para o mercado português está identificado pelo símbolo Pelec[OMEL-PT] e para o mercado espanhol pelo símbolo Pelec[OMEL-SP].

de substancial incremento da quantidade de energia renovável que aflui ao mercado, especialmente de origem hídrica.

A evolução preço da eletricidade na Península Ibérica, que acompanha a queda do preço dos combustíveis e do preço do CO<sub>2</sub> a partir da crise financeira internacional, estará também diretamente relacionada com a queda no nível de atividade económica e a consequente redução do consumo de eletricidade. A manutenção desta tendência durante o 2º semestre de 2009 e o 1º trimestre de 2010, contrariando a tendência de estabilização ou subida dos preços dos combustíveis e das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, poderá estar associada à crescente penetração de energia renovável no MIBEL. Se observarmos o Gráfico 5.3-3, que surgirá mais adiante no texto, nesse período, o índice de produtividade hidroelétrica (IPH) passa do intervalo  $[0,20 - 1,20]$  para o intervalo  $[0,80 - 1,60]$ . Mais tarde, já no 2º semestre de 2010, o IPH começa a recuar coincidindo com o período de maior alinhamento da tendência dos preços da eletricidade com a tendência de subida dos preços dos combustíveis. Será porventura também a quantidade de energia hídrica um dos fatores responsáveis pelos picos assinaláveis no preço da eletricidade ocorridos nos invernos de 2010 e 2013<sup>158</sup>.

Relativamente à evolução do preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, em complemento aos elementos destacados nos Cap. 2 e Cap. 3, será de destacar a tendência de queda mais ou menos contínua que se inicia, tal como para as restantes *commodities*, com a crise financeira internacional e que, no caso do carbono, apenas termina em maio/junho de 2013. No período em análise, o preço das licenças de emissão cai de um máximo de 29,33€, atingido em 01/07/2008, coincidindo com máximos históricos do preço do carvão, para um mínimo de 2,75€, registado em 17/04/2013. Devemos ainda salientar que o preço do CO<sub>2</sub> rompe o intervalo  $[15,00€ - 20,00€]$ , tido por vários autores e profissionais como o patamar desejável para que os estímulos transmitidos pelo mercado de carbono sejam suficientemente fortes para induzir alterações de comportamento dos produtores elétricos, em junho de 2011.

A forte subida do preço do carvão durante uma boa parte do ano de 2008 está associada à crescente procura nos mercados internacionais, nomeadamente por parte da

---

<sup>158</sup> Refira-se que no período de final de março e início de abril de 2013 ocorreram dias em que eletricidade foi transacionada no MIBEL a preços muito próximos de zero ou mesmo a preço nulo.

China, mas também a alguns constrangimentos que afetaram a infraestrutura de exportação Australiana. A queda a que se assiste a partir de setembro de 2008, tal como para as restantes *commodities* energéticas, está indubitavelmente associada à redução da procura motivada pela queda da atividade económica decorrente da crise financeira mundial. Mas no caso do carvão poderá também ser resultado da afluência aos mercados europeus continentais de carvão com proveniências mais “baratas” (European Commission, 2012).

Relativamente ao preço do gás natural, após uma descida pronunciada, naturalmente associada à crise financeira internacional, iniciou uma recuperação sustentada a partir do início de 2010, vindo a recuperar os níveis pré-crise financeira por volta de 2012. Esta tendência de subida, que foi reforçada durante o primeiro ano da Fase III do CELE, associada à tendência de descida do preço do carvão, resulta numa alteração sustentada do *switching price* associado ao carbono e no reforço da competitividade do carvão face ao gás natural na produção de energia elétrica o que, em princípio, originaria um reforço da procura de licenças de emissão e por essa via numa pressão sobre o preço do carbono. Contudo, esta evolução do preço relativo dos combustíveis, aparentemente, não foi suficiente para compensar o já referido excesso de oferta nos mercados de carbono.

De seguida apresentaremos um conjunto de estatísticas descritivas para o período correspondente à Fase II do CELE (jan./2008 a dez./2012) relativas ao comportamento das várias variáveis que integrarão os modelos na análise econométrica.

Na Tabela 5.3-1 apresentamos um sumário das estatísticas descritivas para os preços em valor absoluto, indicando para o caso da eletricidade as estatísticas para os preços nos três regimes de consumo (base, ponta e fora de ponta). No período de análise que corresponde à Fase II do CELE o número de observações para o caso espanhol é de 1.262 e para o caso português de 1.249<sup>159</sup>. No período que inclui o primeiro ano da Fase III do CELE o número de observações é de 1.524 para Espanha e 1.501 para Portugal.

---

<sup>159</sup> A diferença resulta do facto do número de feriados nacionais ser distinto em cada um dos países. No caso das séries correspondentes aos preços do *inputs* foram excluídos os dias feriados de ambos os países, resultando 1.238 observações.

Tabela 5.3-1 – Estatísticas Descritivas (preços em valores absolutos)

Estatística	Eletricidade Espanha			Eletricidade Portugal			Inputs		
	Base	Ponta	Fora Ponta	Base	Ponta	Fora Ponta	CO <sub>2</sub>	Gás Natural	Carvão
<i>Unidades:</i>	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/Ton.	€/MWh	€/Ton.
<i>Mercado:</i>	OMEL	OMEL	OMEL	OMEL	OMEL	OMEL	EEX	TTF	API#2
Média	48,27	52,47	44,08	49,96	53,53	46,39	14,22	20,44	75,95
Mediana	48,34	52,19	44,30	48,79	52,27	45,37	14,17	22,49	73,85
Máximo	82,13	93,67	72,98	87,88	97,18	78,93	29,33	37,75	141,91
Mínimo	4,62	3,47	5,78	7,72	8,97	6,14	5,99	7,00	42,46
Desv. Pad.	12,48	13,45	11,95	14,01	14,58	13,78	5,29	5,81	20,25
Coef. Var.	0,259	0,256	0,271	0,281	0,272	0,297	0,372	0,284	0,267
Envies.	0,093	0,260	-0,122	0,313	0,409	0,180	0,644	-0,623	0,693
Curtose	0,029	0,219	-0,054	-0,105	0,036	-0,096	-0,035	-0,649	0,649
Jarque-Bera	1,88	16,73	3,27	20,97	34,84	7,21	145,84	43,99	63,93
Probab.	0,39	0,00	0,19	0,00	0,00	0,037	0,00	0,00	0,00
Soma	60.922	66.213	55.632	62.398	66.857	57.938	17.610	25.307	94.023
Nº Obs.	1.262	1.262	1.262	1.249	1.249	1.249	1.238	1.238	1.238

Como referimos antes, no desenvolvimento da análise econométrica, as variáveis preço serão transformadas nos seus logaritmos naturais. Como tal, na Tabela 5.3-2 apresentamos as estatísticas para as variáveis nesse formato.

Tabela 5.3-2 – Estatísticas Descritivas (logaritmo natural dos preços)

	Eletricidade Espanha			Eletricidade Portugal			Inputs		
	Base	Ponta	Fora Ponta	Base	Ponta	Fora Ponta	CO <sub>2</sub>	Gás Natural	Carvão
<i>Unidades:</i>	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/MWh	€/Ton.	€/MWh	€/Ton.
<i>Mercado:</i>	OMEL	OMEL	OMEL	OMEL	OMEL	OMEL	EEX	TTF	API#2
Média	3,84	3,92	3,74	3,87	3,94	3,79	2,59	2,97	4,30
Mediana	3,88	3,95	3,79	3,89	3,96	3,81	2,65	3,11	4,30
Máximo	4,41	4,54	4,29	4,48	4,58	4,37	3,38	3,63	4,96
Mínimo	1,53	1,24	1,75	2,04	2,19	1,81	1,79	1,95	3,75
Desv. Pad.	0,291	0,284	0,318	0,304	0,289	0,339	0,379	0,339	0,264
Coef. Var.	0,076	0,073	0,085	0,079	0,073	0,089	0,147	0,114	0,062
Envies.	-1,384	-1,517	-1,509	-0,941	-0,796	-1,299	-0,167	-1,038	-0,022
Curtose	5,962	9,118	4,771	3,119	2,886	4,175	-0,632	-0,136	-0,401
Jarque-Bera	2272,3	4855,9	1676,1	690,4	565,5	1258,2	26,3	223,4	8,4
Probab.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02
Soma	4.845	4.952	4.722	4.832	4.922	4.729	3.200	3.673	5.317
Nº Obs.	1.262	1.262	1.262	1.249	1.249	1.249	1.238	1238	1.238

Como é possível verificar tanto as séries de dados relativas aos preços da eletricidade como as relativas ao preço dos *inputs* evidenciam valores bastante elevados para a curtose e em alguns casos um enviesamento considerável (assimetria). O caso da curtose acentuada, mais evidente nas séries de preços em logaritmos relativas à eletricidade, e entre estas mais expressiva ainda no caso espanhol, pode indiciar a presença de valores extremos ou atípicos (*outliers*). Estes resultados são confirmados pelo teste Jarque-Bera que, para as séries com os preços em logaritmos, rejeita a hipótese de distribuição Gaussiana (Normal) em todos os casos exceto para o preço do carvão (para um nível de significância de 5%)<sup>160</sup>. Como podemos verificar, a volatilidade dos preços da eletricidade, medida pelos coeficientes de variação, é ligeiramente superior no caso português, sendo mais elevada nas horas fora de ponta do que nas horas de ponta (sendo essa diferença maior no caso português) o que poderá indiciar alguma menor liquidez do mercado nos períodos de menor consumo. Estes resultados estão em linha com estudos recentes envolvendo o mercado OMEL e as *commodities* energéticas consideradas na nossa análise, nomeadamente os trabalhos de (Pacheco, 2010) e (Bosco, et al., 2010).

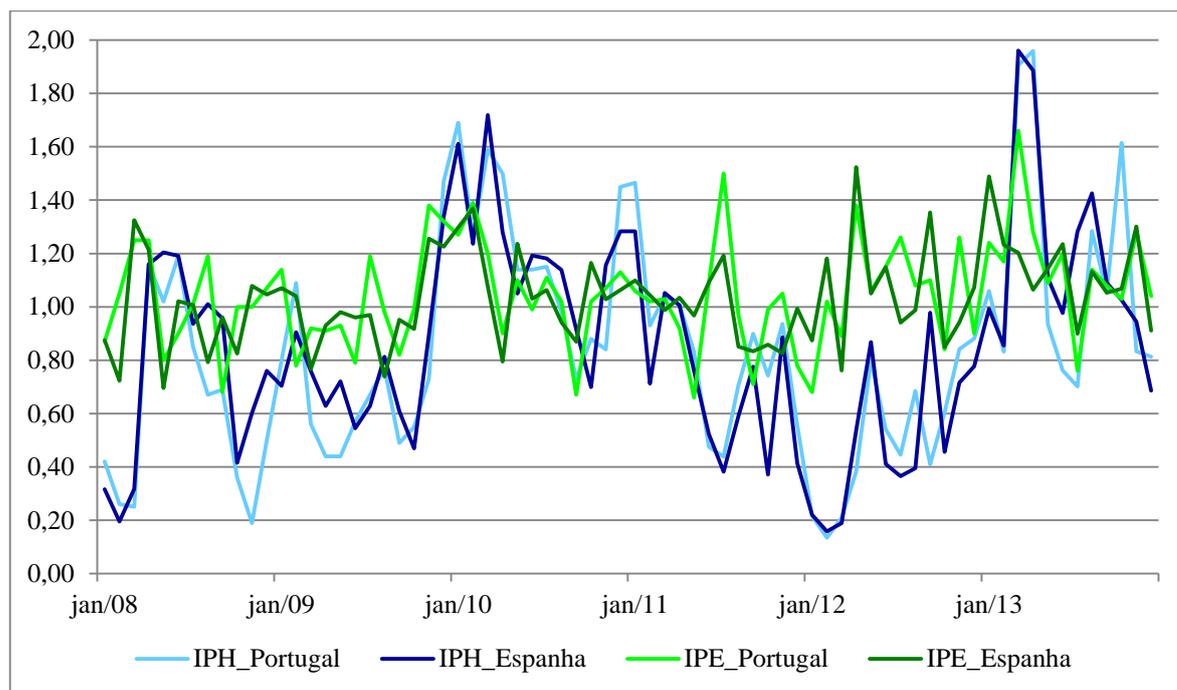
Relativamente à evolução das variáveis de controlo, o Gráfico 5.3-3 mostra-nos a evolução dos índices de produtividade hidroelétrica (IPH) e eólica (IPE) para os sistemas elétricos de Portugal e Espanha. Para além do elemento de sazonalidade, bastante evidente no caso da hidraulicidade, cujos picos máximos correspondem a períodos de inverno (dezembro-março), merecem especial destaque os primeiros trimestres de 2010 e 2013. Repare-se que a quantidade de energia hídrica que afluí a ambos os sistemas em 2010 é 60% superior à média história e praticamente duplica aquele valor no primeiro trimestre de 2013. A par deste comportamento da quantidade de energia hídrica, é também visível, especialmente a partir de 2012, um incremento, embora que gradual, na quantidade de eletricidade com origem eólica. Neste caso, ao contrário do comportamento da quantidade de energia hídrica, explicado sobretudo por fenómenos climatéricos sazonais, uma vez que, como vimos antes, a capacidade instalada de geração hídrica nos dois sistemas elétricos não sofreu variações consideráveis no período em análise, a evolução do IPE deverá refletir o acréscimo de capacidade instalada eólica a que fizemos referência antes. Assim, assistimos a dias em que máximos históricos de hidraulicidade coincidiram com níveis de

---

<sup>160</sup> Destacaremos mais tarde as implicações deste resultado na nossa análise.

produção de energia eólica também bastante elevados. Como referimos antes, será porventura aqui que podemos encontrar explicação, pelo menos parcial, para a queda abrupta dos preços da eletricidade ocorrida durante este período e que destacamos na observação do Gráfico 5.3-1.

Gráfico 5.3-3 - Índices de Produtibilidade Hidroelétrica (IPH) e Eólica (IPE)



No Gráfico 5.3-4 é possível observar o padrão claramente sazonal das variáveis de temperatura atmosférica: nos períodos de outono/inverno destaca-se a variação da temperatura abaixo do nível de conforto, que pode resultar num acréscimo de consumo de eletricidade por razões de aquecimento (HDD), e nos períodos de primavera/verão é a variação da temperatura acima do nível de conforto que domina o gráfico, podendo daqui resultar uma procura acrescida de eletricidade determinada pela necessidade de arrefecimento (CDD).

Na Tabela 5.3-3 apresentamos o sumário das estatísticas descritivas das variáveis de controlo para Portugal e Espanha.

Gráfico 5.3-4 - Temperatura Atmosférica (Índices HDD e CDD)

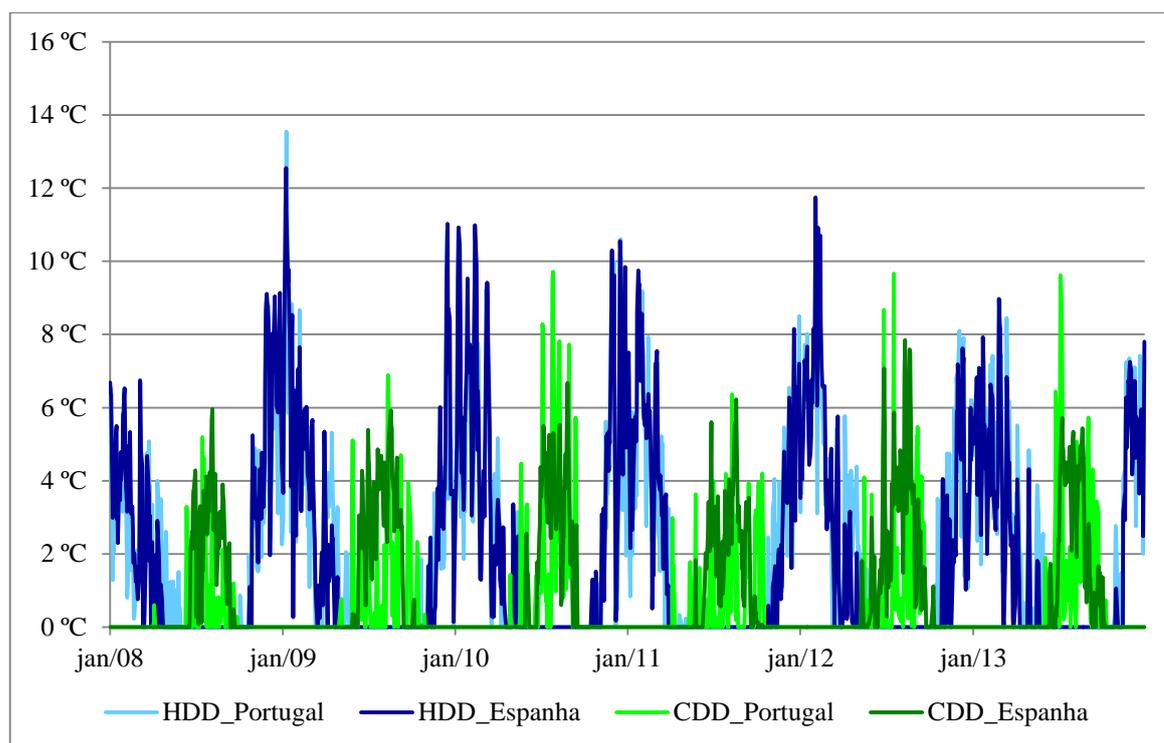


Tabela 5.3-3 – Estatísticas Descritivas (variáveis de controlo)

	Espanha				Portugal			
	IPH	IPE	CDD	HDD	IPH	IPE	CDD	HDD
	<i>índice</i>	<i>índice</i>	<i>°C</i>	<i>°C</i>	<i>índice</i>	<i>índice</i>	<i>°C</i>	<i>°C</i>
<i>Unidades:</i>								
Média	0,79	1,01	0,82	1,90	0,78	1,02	0,56	1,90
Mediana	0,76	1,00	-	-	0,74	1,02	-	-
Máximo	1,72	1,52	7,85	12,55	1,69	1,50	9,71	13,55
Mínimo	0,16	0,70	-	-	0,13	0,66	-	-
Desv. Pad.	0,36	0,17	1,55	2,78	0,38	0,19	1,36	2,59
Coef. Var.	0,459	0,172	1,88	1,46	0,484	0,187	2,44	1,36
Envies.	0,283	0,530	1,85	1,37	0,472	0,155	3,24	1,30
Curtose	-0,497	0,177	2,52	0,88	-0,374	-0,253	12,10	0,93
Jarque-Bera	1,4	2,9	1.050	434	2,6	0,4	9.799	397
Probab.	0,49	0,24	0,00	0,00	0,28	0,82	0,00	0,00
Soma	47	61	1.038	2.402	47	61	696	2.371
Nº Obs.	60	60	1.262	1.262	60	60	1.249	1.249

### 5.3.3. Raízes Unitárias e Testes de Estacionaridade

Como referimos no Cap. 4 uma das questões cruciais na análise de séries temporais consiste em saber como se comportam ao longo do tempo. Referimos a este propósito que, tratando-se de séries de dados económico-financeiros, muito provavelmente estaremos na presença de séries não estacionárias. Como tal, será recomendável começar precisamente pelo estudo da estacionaridade das séries de dados subjacentes a cada uma das variáveis preço. Habitualmente são considerados dois métodos principais para detetar a não estacionaridade de séries temporais: i) métodos que podemos designar de subjetivos, baseados na observação de gráficos de série temporal e dos correspondentes correlogramas; ii) métodos que podemos designar de formais, baseados em testes estatísticos de raiz unitária.

#### 5.3.3.1. Observação Gráfica das Séries de Dados

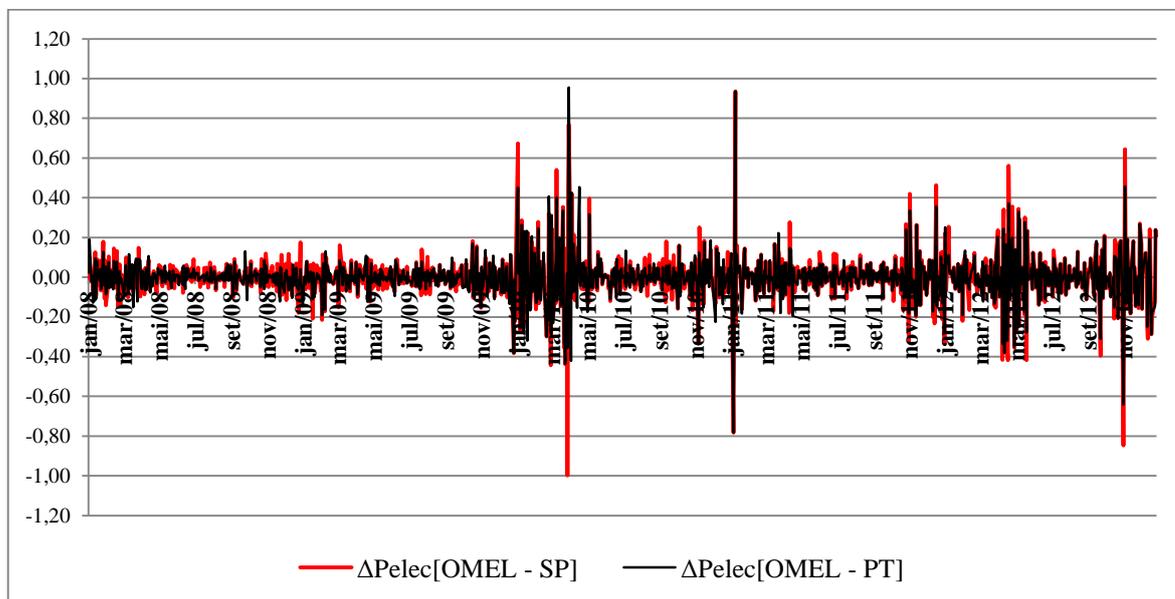
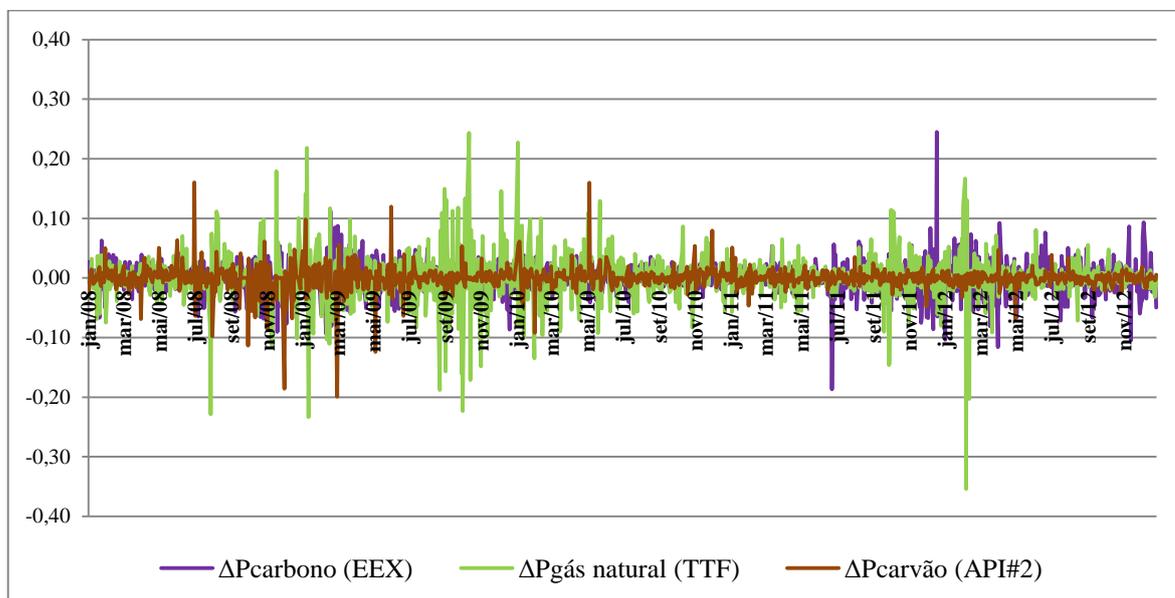
Começando pela observação gráfica das séries com as variáveis em níveis, (Gráfico 5.3-2), somos levados a suspeitar da não estacionaridade da média uma vez que estas exibem evidentes tendências ao longo do tempo. Conclusão distinta é a proporcionada pela evolução das séries quando diferenciadas uma vez. Como podemos observar pelo Gráfico 5.3-5 e Gráfico 5.3-6, as séries em primeiras diferenças não patenteiam qualquer tendência, evoluindo ao longo do tempo em torno de uma média constante nula<sup>161</sup>. Este comportamento indicia que as séries podem ser estacionárias quando diferenciadas uma vez, ou seja, provavelmente estaremos na presença de séries integradas de primeira ordem I(1).

A observação das variáveis em primeiras diferenças permite confirmar a maior volatilidade do preço da eletricidade, especialmente nos invernos de 2009/10 e 2010/11 face ao preço das restantes *commodities* energéticas e ao preço do CO<sub>2</sub>.

---

<sup>161</sup> A partir desta fase, exceto quando houver referência em contrário, todos os gráficos e tabelas apresentadas dizem respeito ao período correspondente à Fase II do CELE (jan./2008 a dez./2012). Acresce ainda que, no caso dos preços da eletricidade e dos *inputs*, as séries estão expressas nos logaritmos naturais uma vez que será neste formato que as variáveis serão ajustadas nos modelos econométricos.

Gráfico 5.3-5 – Primeiras Diferenças dos Preços da Eletricidade (logaritmo natural)

Gráfico 5.3-6 – Primeiras Diferenças dos Preços dos *Inputs* (logaritmo natural)

Como referimos antes, nem sempre é fácil concluir sobre a estacionaridade pela simples observação do gráfico de série temporal. Uma forma mais precisa de inspecionar visualmente o comportamento da variável ao longo do tempo consiste em representar

graficamente a função de autocorrelação (ACF)<sup>162</sup>, designada por correlograma da série temporal, que permite calcular (estimar) os coeficientes de autocorrelação amostral. Para uma série estacionária, o coeficiente de autocorrelação vai diminuindo rapidamente à medida que se incrementa o desfasamento temporal  $k$ .

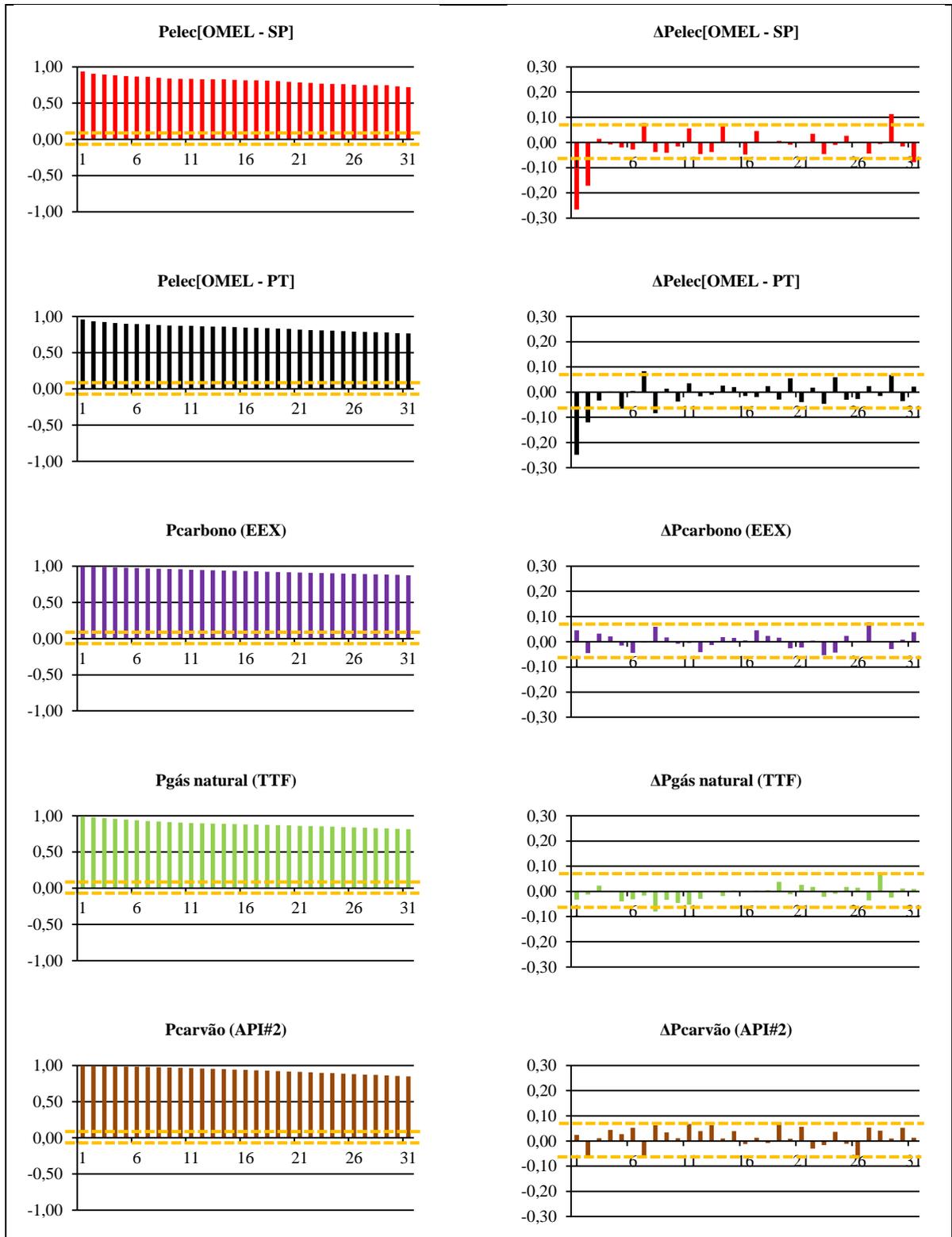
Como podemos verificar pelos correlogramas apresentados no Gráfico 5.3-7<sup>163</sup> todas as séries de preço apresentam um comportamento que indicia ausência de estacionaridade. Repare-se que as autocorrelações para os preços em níveis (gráficos do lado esquerdo) decrescem bastante lentamente à medida que o número de desfasamentos aumenta, indiciando um comportamento típico de um processo com “memória de longo prazo”. O mesmo já não acontece com as variáveis em primeiras diferenças (gráficos do lado direito), onde o comportamento das ACF se aproxima mais da estacionaridade na medida em que os coeficientes de correlação decrescem muito rapidamente. Como podemos verificar, neste caso, para todas as séries, grande parte dos coeficientes de correlação amostrais não são significativamente diferentes de zero (encontram-se dentro do intervalo em torno de zero, com 95% de confiança). Estes resultados sugerem que uma das possibilidades para ultrapassar as limitações associadas à não estacionaridade poderá passar por diferenciar as séries uma vez, trabalhando portanto com as variáveis em primeiras diferenças.

---

<sup>162</sup> Representação do coeficiente de autocorrelação (eixo das ordenadas) contra a dimensão do desfasamento temporal  $k$  (eixo das abcissas).

<sup>163</sup> O número máximo de desfasamentos ( $k = 31$ ), que define a extensão do correlograma, foi determinado em função da frequência dos dados e do número de observações. O intervalo com 95% de confiança,  $[-1,96/(T^{0,5}), +1,96/(T^{0,5})]$ , fornece uma ideia aproximada sobre se os coeficientes de autocorrelação estimados têm origem num processo onde as verdadeiras autocorrelações são iguais a zero. Como tal, as linhas a tracejado no gráfico permitem-nos avaliar até que ponto os coeficientes de autocorrelação podem ser considerados como sendo zero.

Gráfico 5.3-7 – Função de Autocorrelação das Séries de Preços (logaritmo natural)



### 5.3.3.2. Testes Formais de Raiz Unitária e Estacionaridade

Prosseguimos com o estudo das propriedades estocásticas das séries de dados consideradas no nosso modelo analisando a ordem de integração com base num conjunto de testes de raiz unitária.

#### Teste de Dickey-Fuller (Teste DF)

Começamos os testes de raiz unitária pelo teste mais frequentemente utilizado, o teste de Dickey-Fuller. A decisão de incluir ou não termos determinísticos no modelo de regressão de DF, além da exclusão do modelo sem constante ou média nula, fundamentada na observação gráfica das séries, é particularmente relevante para as variáveis preço da eletricidade uma vez que neste caso a conclusão aponta para estacionaridade das séries.

Tabela 5.3-4 – Teste de Raiz Unitária: Teste de Dickey-Fuller (Teste DF)

	Modelo com Constante & Tendência					Modelo com Constante			
	Significância Individual			Hipótese Conjunta		Significância Individual			
	Est.- $t$	$p$ -value		Est.- $F$	$p$ -value	Est.- $\tau$	$p$ -value		
<i>SP_Pbase</i>	-7,40	0,00	***	27,35	0,00	***	-7,37	0,00	***
<i>SP_Ppeak</i>	-7,98	0,00	***	31,82	0,00	***	-7,94	0,00	***
<i>SP_Poffpeak</i>	-9,04	0,00	***	40,83	0,00	***	-9,00	0,00	***
<i>PT_Pbase</i>	-6,19	0,00	***	19,14	0,00	***	-6,12	0,00	***
<i>PT_Ppeak</i>	-6,83	0,00	***	23,35	0,00	***	-6,77	0,00	***
<i>PT_Poffpeak</i>	-7,60	0,00	***	28,89	0,00	***	-7,50	0,00	***
<i>Pcarb</i>	-2,21	0,48		2,47	0,09	*	-1,06	0,73	
<i>Pngas</i>	-2,41	0,37		3,12	0,04	**	-2,14	0,23	
<i>Pcoal</i>	-1,35	0,87		0,96	0,38		-1,36	0,60	

Notas:  $H_0$ : série com raiz unitária (série não estacionária). Valores críticos para o teste DF obtidos em (Davidson & Mackinnon, 1993). Modelo com Constante & Tendência: -3,13, -3,41 e -3,96 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Modelo com Constante: -2,57, -2,86 e -3,43 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Modelos destacados a sombreado rejeitam hipótese nula ausência de autocorrelação em teste LM (5% significância estatística) - ver Tabela 5.3-5.

Como podemos observar na Tabela 5.3-4, no modelo com constante e tendência, as variáveis preço da eletricidade rejeitam ambas as hipóteses nulas, a de presença de raiz unitária e a hipótese conjunta. Significa portanto que, sob a hipótese de estacionaridade, a tendência determinística é relevante no comportamento dos preços da eletricidade, concluindo tratar-se de séries estacionárias com tendência (*trend stationary*). Para todas as

outras séries, a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada em qualquer um dos modelos, concluindo por isso pela não estacionaridade dos preços dos combustíveis e do carbono. Contudo, especialmente no caso do gás natural, a presença de uma tendência determinística nos dados, sob a hipótese de estacionaridade, não é rejeitada (5% de significância).

A leitura das conclusões obtidas a partir do teste DF simples deve ser particularmente cuidadosa pelo facto de algumas das equações de regressão exibirem a presença de autocorrelação em especial no caso das variáveis preço da eletricidade.

**Tabela 5.3-5 – Teste LM de Autocorrelação para a Regressão DF**

	Modelo c/ Const. & Tend.			Modelo c/ Constante		
	Est.-LM	p-value		Est.-LM	p-value	
<i>SP_Pbase</i>	25,98	0,00	***	26,09	0,00	***
<i>SP_Ppeak</i>	43,72	0,00	***	43,88	0,00	***
<i>SP_Poffpeak</i>	34,68	0,00	***	34,83	0,00	***
<i>PT_Pbase</i>	22,25	0,00	***	22,44	0,00	***
<i>PT_Ppeak</i>	35,60	0,00	***	35,83	0,00	***
<i>PT_Poffpeak</i>	31,71	0,00	***	32,05	0,00	***
<i>Pcarb</i>	1,67	0,14		1,68	0,14	
<i>Pngas</i>	0,59	0,71		0,59	0,71	
<i>Pcoal</i>	1,54	0,18		1,54	0,18	

Notas:  $H_0$ : sem autocorrelação.

Como podemos observar na Tabela 5.3-5, os modelos para as variáveis preço da eletricidade, para os dois mercados e nos três regimes, sofrem da presença acentuada de autocorrelação: o teste LM indica a rejeição, com um nível de significância de 1%, da hipótese nula de ausência de autocorrelação. Como tal, os valores críticos assintóticos para a distribuição DF, que servem de referência para o cálculo dos *p-value*, derivados com base no pressuposto de erros “ruído branco”, não são válidos, o que torna ilegítima a conclusão de estacionaridade dos preços da eletricidade. De entre as propostas para resolver o problema da presença de autocorrelação dos erros devida à especificação incorreta da dinâmica do p.g.d. a mais popular é a designada por teste Aumentado de Dickey-Fuller (*ADF test - Augmented Dickey-Fuller test*) (Davidson & Mackinnon, 2004).

### Teste Aumentado de Dickey-Fuller (Teste ADF)

O teste ADF é similar ao teste DF envolvendo adicionalmente a consideração de um número desconhecido de variáveis dependentes desfasadas, em primeiras diferenças, com vista a captar a autocorrelação presente no modelo e que, de outra forma, se expressaria na presença de autocorrelação nos termos de erro (Wooldridge, 2003). A seleção do número de desfasamentos das variáveis em primeiras diferenças resulta num *trade-off* entre um número suficientemente grande para garantir a eliminação da autocorrelação dos erros (a validade dos valores críticos tabelados assenta no facto da dinâmica do processo estar completamente modelada) e um número suficientemente pequeno para não comprometer o poder do teste (quanto maior o número de desfasamentos, maior o número de observações perdidas). Para (Harris, 1995) trata-se de um *trade-off* entre dimensão do teste (pois um número de desfasamentos demasiado reduzido pode conduzir ao risco de sobre rejeição da hipótese nula quando na realidade é verdadeira, ou seja, ao risco de identificar falsos p.g.d estacionários) e poder do teste (pois um número excessivo de desfasamentos pode resultar na introdução de “ruído” desnecessário no modelo e numa perda injustificada de observações). (Banerjee, et al., 1993) são favoráveis a uma parametrização generosa relativamente ao número de parâmetros associado às variáveis desfasadas a introduzir no modelo como forma de evitar o risco maior de persistência de autocorrelação e conseqüente inviabilização do recurso às distribuições assintóticas dos testes. Relativamente aos métodos de seleção do número ótimo de desfasamentos nas variáveis em primeiras diferenças ( $k$ ), apresentamos os resultados obtidos para os critérios de informação (AIC, SIC e HQC), para o procedimento sequencial de teste de significância descrito em (Ng & Perron, 1995) e para o procedimento com recurso à fórmula de Schwert (1989). O procedimento proposto por (Ng & Perron, 1995) é facilitado pelo facto de na regressão ADF as estatísticas  $t$  e  $F$  dos parâmetros associados às variáveis em diferenças desfasadas terem distribuições assintóticas *standard*. Por isso, um procedimento sequencial de teste de significância que vá eliminando os coeficientes insignificantes, começando pelos de ordem superior, pode ser utilizado para concluir sobre o número de desfasamentos suficiente para acomodar a estrutura dinâmica do p.g.d.. No procedimento proposto por (Schwert, 1989), a seleção do número de desfasamentos é função da dimensão da amostra ( $T$ ), obtendo-se pela aplicação da fórmula:  $k = \text{int}\{12*(T/100)^{1/4}\}$ .

Embora para o caso das variáveis associadas aos preços dos combustíveis e do carbono a regressão de DF não apresente autocorrelação, decidimos estender também a estas a aplicação do teste ADF. A seleção de  $k$  através dos critérios de informação exige o estabelecimento a priori de um número máximo de defasamentos ( $k_{max}$ ) que funciona como limite a partir do qual o procedimento é implementado. A seleção deste limite poderia assentar na solução proposta pela fórmula de Schwert (1989)<sup>164</sup>, pois, sendo uma solução tida habitualmente como generosa no número de defasamentos a que conduz, minimizaria o risco de se deixar de fora parâmetros relevantes para a modelação da estrutura dinâmica dos vários p.g.d.. Contudo, como iremos verificar mais tarde, o facto da solução de Schwert (1989) conduzir a modelos onde os  $k = 22$  defasamentos introduzidos não são suficientes para modelar a estrutura dinâmica do p.g.d., persistindo portanto autocorrelação nos termos de erro, obrigou-nos a optar por uma solução ainda mais generosa no cálculo de  $k_{max}$ . Assim, optou-se por um número máximo de defasamentos que resulta da aplicação da regra prática proposta em (Hayashi, 2000):  $k_{max} = (100 * T)^{(3/10)} = 33$  (para  $T = 1262$  observações para o caso espanhol e  $T = 1249$  observações para o caso português).

Na Tabela 5.3-6 apresentamos os resultados do teste ADF, para o modelo com constante e tendência e para o modelo apenas com constante, para as cinco alternativas de seleção do número de defasamentos a introduzir na equação e regressão DF. Quando o número de defasamentos é selecionado pelo critério AIC<sup>165</sup>, para um nível de significância de 5%, não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária em nenhum caso, significando que todas as séries em causa são não estacionárias. O mesmo já não acontece quando a seleção do número ótimo de defasamentos é efetuada de acordo com o critério SIC. Neste caso, com as exceções das séries relativas ao preço da eletricidade para o mercado português no regime base ( $PT_{P_{base}}$ ) e no regime de ponta

---

<sup>164</sup> Neste caso a solução dada pela fórmula de Schwert funcionaria como limite máximo para os restantes procedimentos:  $k_{max} = 22$  (para o caso de Espanha  $\text{int}\{12 * (1.262/100)^{1/4}\} = 22$  e Portugal  $\text{int}\{12 * (1.249/100)^{1/4}\} = 22$ ).

<sup>165</sup> Os resultados obtidos pelo critério AIC correspondem, num modelo linear como é o nosso caso, ao procedimento de maximização do coeficiente de regressão linear ajustado. Por exemplo, para a série  $PT_{P_{base}}$ , no modelo com Constante & Tendência, o valor do  $R^2$  Ajustado na regressão ADF com 16 defasamentos é de 0,1525 superior ao  $R^2$  Ajustado da regressão com 17 defasamentos 0,1518.

( $PT_{P_{peak}}$ ), todas as séries correspondentes aos preços da eletricidade evidenciam estacionaridade.

Tabela 5.3-6 – Teste de Raiz Unitária: Teste Aumentado de Dickey-Fuller (Teste ADF)

	Modelo com Constante & Tendência			Modelo com Constante		
	Nº. Desf.	Est.- $\tau t$	p-value	Nº. Desf.	Est.- $\tau\mu$	p-value
<b>i) Nº de desf. c/ base em critério de informação: AIC - Akaike Information Criterion</b>						
<i>SP_Pbase</i>	16	-2,27	0,45	16	-2,31	0,17
<i>SP_Ppeak</i>	16	-2,37	0,40	13	-2,58	0,10 *
<i>SP_Poffpeak</i>	32	-2,09	0,55	32	-2,12	0,24
<i>PT_Pbase</i>	10	-2,46	0,35	10	-2,48	0,12
<i>PT_Ppeak</i>	10	-2,56	0,30	10	-2,60	0,09 *
<i>PT_Poffpeak</i>	23	-1,85	0,68	23	-1,90	0,33
<i>Pcarb</i>	2	-2,19	0,49	2	-1,09	0,72
<i>Pngas</i>	11	-1,77	0,72	11	-1,47	0,55
<i>Pcoal</i>	2	-1,33	0,88	2	-1,33	0,62
<b>ii) Nº de desf. c/ base em critério de informação: SIC - Schwarz Information Criterion</b>						
<i>SP_Pbase</i>	2	-4,78	0,00 ***	2	-4,78	0,00 ***
<i>SP_Ppeak</i>	6	-3,46	0,04 **	6	-3,48	0,01 ***
<i>SP_Poffpeak</i>	2	-5,29	0,00 ***	2	-5,27	0,00 ***
<i>PT_Pbase</i>	6	-3,13	0,10 *	6	-3,14	0,02 **
<i>PT_Ppeak</i>	6	-3,05	0,12	6	-3,09	0,03 **
<i>PT_Poffpeak</i>	5	-3,76	0,02 **	5	-3,73	0,00 ***
<i>Pcarb</i>	0	-2,21	0,48	0	-1,06	0,73
<i>Pngas</i>	0	-2,41	0,37	0	-2,14	0,23
<i>Pcoal</i>	0	-1,35	0,87	0	-1,36	0,60
<b>iii) Nº de desf. c/ base em critério de informação: HQC - Hannan-Quinn Information Criterion</b>						
<i>SP_Pbase</i>	6	-3,54	0,04 **	6	-3,55	0,01 ***
<i>SP_Ppeak</i>	13	-2,53	0,31	13	-2,58	0,10 *
<i>SP_Poffpeak</i>	10	-3,16	0,09 *	10	-3,15	0,02 **
<i>PT_Pbase</i>	10	-2,46	0,35	10	-2,48	0,12
<i>PT_Ppeak</i>	8	-2,83	0,19	8	-2,87	0,05 **
<i>PT_Poffpeak</i>	10	-2,65	0,26	10	-2,63	0,09 *
<i>Pcarb</i>	2	-2,19	0,49	2	-1,09	0,72
<i>Pngas</i>	0	-2,41	0,37	0	-2,14	0,23
<i>Pcoal</i>	0	-1,35	0,87	0	-1,36	0,60
<b>iv) Nº de desf. c/ base na fórmula Schwert (1989)</b>						
<i>SP_Pbase</i>	22	-2,20	0,49	22	-2,25	0,19
<i>SP_Ppeak</i>	22	-2,30	0,43	22	-2,37	0,15
<i>SP_Poffpeak</i>	22	-2,20	0,49	22	-2,23	0,20
<i>PT_Pbase</i>	22	-2,06	0,57	22	-2,14	0,23
<i>PT_Ppeak</i>	22	-2,27	0,45	22	-2,36	0,15
<i>PT_Poffpeak</i>	22	-1,95	0,63	22	-2,00	0,29
<i>Pcarb</i>	22	-2,08	0,55	22	-0,73	0,84
<i>Pngas</i>	22	-1,65	0,77	22	-1,36	0,61
<i>Pcoal</i>	22	-1,80	0,71	22	-1,80	0,38

(continua)

	Modelo com Constante & Tendência			Modelo com Constante		
	Nº. Desf.	Est.- $\tau t$	<i>p</i> -value	Nº. Desf.	Est.- $\tau\mu$	<i>p</i> -value
<b>v) Nº de desf. c/ base em procedimento sequencial de teste de significância individual</b>						
<i>SP_Pbase</i>	16	-2,27	0,45	16	-2,31	0,17
<i>SP_Ppeak</i>	30	-2,66	0,25	30	-2,70	0,07 *
<i>SP_Poffpeak</i>	32	-2,09	0,55	32	-2,12	0,24
<i>PT_Pbase</i>	24	-2,15	0,52	24	-2,22	0,20
<i>PT_Ppeak</i>	24	-2,38	0,39	24	-2,47	0,12
<i>PT_Poffpeak</i>	28	-2,09	0,55	28	-2,12	0,24
<i>Pcarb</i>	27	-2,12	0,54	27	-0,84	0,81
<i>Pngas</i>	33	-1,66	0,77	33	-1,34	0,61
<i>Pcoal</i>	26	-1,76	0,72	26	-1,76	0,40

Notas: *H*<sub>0</sub>: série com raiz unitária (série não estacionária). Valores críticos para o teste ADF obtidos em (MacKinnon, 1996). Modelo com Constante & Tendência: -3,13, -3,41 e -3,97 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Modelo com Constante: -2,57, -2,86 e -3,44 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Procedimento sequencial de teste significância individual: Nível de significância estatística de 5% e o número máximo de desfasamentos de  $k_{max} = 30$ . Modelos destacados a sombreado rejeitam hipótese nula ausência de autocorrelação em teste LM (5% significância estatística) - ver Tabela 5.3-7.

Contudo, atendendo aos resultados da Tabela 5.3-7 para o teste de autocorrelação, temos de concluir que nem todos os modelos permitem ultrapassar as limitações da regressão DF, persistindo em alguns casos autocorrelação na regressão ADF. Tal é precisamente o caso das séries relativas aos preços da eletricidade quando o número de desfasamentos é selecionado de acordo com o critério SIC (além dos casos das séries *SP\_Pbase*, *SP\_Poffpeak* e *PT\_Ppeak*, quando o critério e seleção usado é o HQC). Estes resultados não são alheios à diferença substancial no número de desfasamentos ótimo devolvido por cada um dos critérios: repare-se que, especialmente no caso dos preços da eletricidade, o número de desfasamentos devolvido pelo critério SIC é substancialmente inferior ao indicado por todos os outros critérios, sendo provavelmente insuficiente para eliminar a autocorrelação presente nessas séries. Voltando à Tabela 5.3-6, podemos observar que, selecionando o número de desfasamentos ótimo pela fórmula de Schwert (1989) ou através do procedimento sequencial de teste de significância aos parâmetros associados com as variáveis em diferenças desfasadas (Ng & Perron, 1995), os resultados obtidos pela regressão ADF conduzem-nos também à conclusão de que todas as séries de preços em estudo são não estacionárias na sua média.

Tabela 5.3-7 – Teste LM de Autocorrelação para a Regressão ADF

	Modelo com Constante & Tendência											
	AIC		SIC		HQC		Schwert		Teste Significância			
	Est.	p-value	Est.	p-value	Est.	p-value	Est.	p-value	Est.	p-value		
<i>SP_Pbase</i>	0,77	0,57	4,48	0,00 ***	2,20	0,05 **	0,59	0,71	0,91	0,48		
<i>SP_Ppeak</i>	1,45	0,20	2,46	0,03 **	1,41	0,22	1,60	0,16	0,75	0,59		
<i>SP_Poffpeak</i>	0,72	0,61	3,91	0,00 ***	2,44	0,03 **	0,67	0,64	0,72	0,61		
<i>PT_Pbase</i>	0,69	0,64	4,06	0,00 ***	0,69	0,64	1,49	0,19	0,63	0,68		
<i>PT_Ppeak</i>	0,79	0,56	2,41	0,03 **	2,22	0,05 **	1,14	0,34	0,61	0,69		
<i>PT_Poffpeak</i>	0,90	0,48	5,73	0,00 ***	1,82	0,11	1,10	0,36	1,33	0,25		
<i>Pcarb</i>	0,16	0,98	1,67	0,14	0,16	0,98	1,45	0,20	0,47	0,80		
<i>Pngas</i>	0,23	0,95	0,59	0,71	0,59	0,71	0,77	0,57	1,22	0,30		
<i>Pcoal</i>	0,37	0,87	1,54	0,18	1,54	0,18	0,72	0,61	1,33	0,25		

	Modelo com Constante											
	AIC		SIC		HQC		Schwert		Teste Significância			
	Est.	p-value	Est.	p-value	Est.	p-value	Est.	p-value	Est.	p-value		
<i>SP_Pbase</i>	0,75	0,59	4,50	0,00 ***	2,20	0,05 **	0,60	0,70	0,89	0,49		
<i>SP_Ppeak</i>	1,40	0,22	2,46	0,03 **	1,40	0,22	1,55	0,17	0,74	0,59		
<i>SP_Poffpeak</i>	0,73	0,60	3,94	0,00 ***	2,45	0,03 **	0,67	0,64	0,73	0,60		
<i>PT_Pbase</i>	0,69	0,63	4,07	0,00 ***	0,69	0,63	1,50	0,19	0,63	0,68		
<i>PT_Ppeak</i>	0,79	0,56	2,41	0,04 **	2,21	0,05 **	1,15	0,33	0,61	0,69		
<i>PT_Poffpeak</i>	0,91	0,48	5,78	0,00 ***	1,83	0,10 *	1,10	0,36	1,33	0,25		
<i>Pcarb</i>	0,11	0,99	1,68	0,14	0,11	0,99	1,51	0,19	0,41	0,84		
<i>Pngas</i>	0,25	0,94	0,59	0,71	0,59	0,71	0,73	0,60	1,20	0,31		
<i>Pcoal</i>	0,36	0,87	1,54	0,18	1,54	0,18	0,72	0,61	1,37	0,23		

Notas:  $H_0$ : sem autocorrelação.

Em conclusão, eliminando os ajustamentos onde persistem problemas de autocorrelação nos erros, o teste Aumentado de Dickey-Fuller conduz-nos à conclusão, com um nível de significância de 5%, que todas as séries de preços (eletricidade para os três regimes de consumo e em ambos os mercados, combustíveis e carbono) são não estacionárias. Só no caso de estarmos dispostos a aceitar um nível e significância de 10% é que ocorrem algumas situações ao nível dos preços da eletricidade onde a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada (*SP\_Ppeak* no modelo com constante para os critérios AIC, HQC e procedimento de teste de significância sequencial, *PT\_Ppeak* no modelo com constante para o critério AIC e *PT\_Poffpeak* no modelo com constante para o critério HQC).

Tendo concluído que as variáveis em estudo são não estacionárias em níveis, importará agora compreender se a estacionaridade poderá ser alcançada pela diferenciação das séries. Nesse sentido, foram efetuados os testes de raiz unitária sobre as séries diferenciadas uma vez. Como podemos constatar pelos resultados do Teste de Dickey-

Fuller apresentados na Tabela 5.3-8, todas as séries com as variáveis em primeiras diferenças rejeitam a hipótese nula de raiz unitária (1% de nível de significância).

Tabela 5.3-8 – Teste de Dickey-Fuller (variáveis em primeiras diferenças)

	Modelo com Constante		Modelo sem Constante	
	Est. $-\tau\mu$	<i>p</i> -value	Est. $-\tau$	<i>p</i> -value
$\Delta SP\_Pbase$	-46,56	0,00 ***	-46,58	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	-53,05	0,00 ***	-53,07	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	-47,03	0,00 ***	-47,05	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	-45,07	0,00 ***	-45,09	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	-48,70	0,00 ***	-48,72	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	-48,22	0,00 ***	-48,24	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	-33,67	0,00 ***	-33,64	0,00 ***
$\Delta Pngas$	-36,84	0,00 ***	-36,86	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	-33,66	0,00 ***	-33,67	0,00 ***

Notas:  $H_0$ : série com raiz unitária (série não estacionária). Valores críticos para o teste DF obtidos em (Davidson & Mackinnon, 1993). Modelo com Constante: -2,57, -2,86 e -3,43 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respectivamente. Modelo sem Constante: -1,62, -1,94 e -2,56 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respectivamente. Modelos destacados a sombreado rejeitam hipótese nula ausência de autocorrelação em teste LM (5% significância estatística).

A mesma conclusão, séries estacionárias, é permitida pelo teste Aumentado de Dickey-Fuller apresentado na Tabela 5.3-9, independentemente do critério usado para selecionar o número de desfasamentos a introduzir na regressão ADF. Devemos portanto concluir que a estacionaridade das séries é alcançada após serem diferenciadas uma vez, o que nos permite afirmar que no caso das variáveis preço em estudo estamos perante séries não estacionárias integradas de primeira ordem I(1).

Tabela 5.3-9 – Teste Aumentado de Dickey-Fuller (variáveis em primeiras diferenças)

	Modelo com Constante			Modelo sem Constante		
	Nº. Desf.	Est. $-\tau\mu$	<i>p</i> -value	Nº. Desf.	Est. $-\tau$	<i>p</i> -value
<b>i) Nº de desf. c/ base em critério de informação: AIC - Akaike Information Criterion</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	15	-13,38	0,00 ***	15	-13,38	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	15	-12,94	0,00 ***	15	-12,93	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	31	-8,20	0,00 ***	31	-8,19	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	9	-16,25	0,00 ***	9	-16,25	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	9	-15,30	0,00 ***	9	-15,30	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	22	-10,82	0,00 ***	22	-10,81	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	1	-25,96	0,00 ***	1	-25,92	0,00 ***
$\Delta Pngas$	10	-13,25	0,00 ***	10	-13,26	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	1	-25,74	0,00 ***	1	-25,74	0,00 ***

(continua)

	Modelo com Constante			Modelo sem Constante		
	Nº. Desf.	Est.- $\tau\mu$	<i>p</i> -value	Nº. Desf.	Est.- $\tau$	<i>p</i> -value
<b>ii) Nº de desf. c/ base em critério de informação: SIC - Schwarz Information Criterion</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	5	-19,89	0,00 ***	5	-19,90	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	6	-19,11	0,00 ***	6	-19,11	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	4	-2,14	0,00 ***	4	-2,14	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	9	-16,25	0,00 ***	9	-16,25	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	5	-20,69	0,00 ***	5	-20,69	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	9	-16,72	0,00 ***	9	-16,72	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	0	-33,67	0,00 ***	0	-33,64	0,00 ***
$\Delta Pngas$	0	-36,84	0,00 ***	0	-36,86	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	0	-33,66	0,00 ***	0	-33,67	0,00 ***
<b>iii) Nº de desf. c/ base em critério de informação: HQC - Hannan-Quinn Information Criterion</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	12	-14,62	0,00 ***	12	-14,62	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	12	-14,70	0,00 ***	12	-14,70	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	12	-14,55	0,00 ***	12	-14,55	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	9	-16,25	0,00 ***	9	-16,25	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	7	-17,45	0,00 ***	7	-17,45	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	9	-16,72	0,00 ***	9	-16,72	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	1	-25,96	0,00 ***	1	-25,92	0,00 ***
$\Delta Pngas$	0	-36,84	0,00 ***	0	-36,86	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	0	-33,66	0,00 ***	0	-33,67	0,00 ***
<b>iv) Nº de desf. c/ base na fórmula Schwert (1989)</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	22	-10,07	0,00 ***	22	-10,06	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	22	-9,52	0,00 ***	22	-9,52	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	22	-10,88	0,00 ***	22	-10,87	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	22	-9,81	0,00 ***	22	-9,80	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	22	-9,09	0,00 ***	22	-9,08	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	22	-10,82	0,00 ***	22	-10,81	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	22	-7,98	0,00 ***	22	-7,89	0,00 ***
$\Delta Pngas$	22	-8,56	0,00 ***	22	-8,56	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	22	-6,71	0,00 ***	22	-6,70	0,00 ***
<b>v) Nº de desf. c/ base em procedimento sequencial de teste de significância individual</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	15	-13,38	0,00 ***	15	-13,38	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	19	-11,49	0,00 ***	19	-11,49	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	31	-8,20	0,00 ***	31	-8,19	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	23	-8,74	0,00 ***	23	-8,73	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	23	-8,27	0,00 ***	23	-8,26	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	21	-10,73	0,00 ***	21	-10,72	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	33	-6,36	0,00 ***	33	-6,22	0,00 ***
$\Delta Pngas$	32	-6,77	0,00 ***	32	-6,77	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	25	-6,51	0,00 ***	25	-6,50	0,00 ***

Notas:  $H_0$ : série com raiz unitária (série não estacionária). Valores críticos para o teste ADF obtidos em (MacKinnon, 1996). Modelo com Constante: -2,57, -2,86 e -3,44 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Modelo sem Constante: -1,62, -1,94 e -2,57 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Modelos destacados a sombreado rejeitam hipótese nula ausência de autocorrelação em teste LM (5% significância estatística).

### Teste de Phillips-Perron (Teste PP)

Em conjunto com os testes ADF foram conduzidos testes de Phillips-Perron (PP) que, em alternativa à abordagem de inclusão na regressão de parâmetros associados às diferenças desfasadas da variável dependente, consiste em aplicar métodos de correção não paramétrica por forma a considerar a possível autocorrelação. Enquanto no procedimento de Dickey-Fuller se atua com vista a que a regressão respeite o pressuposto de termos de erro “ruído branco”, por forma a garantir a validade dos testes, introduzindo no modelo os parâmetros necessários para alcançar esse objetivo, na abordagem do teste PP atua-se corrigindo as estatísticas obtidas para os testes, de forma a ter em consideração o efeito da presença de erros autocorrelacionados. Portanto, as estatísticas dos testes são corrigidas de forma apropriada, tornando possível proceder a inferência estatística assintótica usando as mesmas tabelas utilizadas para os testes ADF. O *software* (EViews) utilizado para conduzir este teste permite selecionar o método de estimação assim como o método de seleção do parâmetro de truncagem do número de desfasamentos ou largura de banda (*bandwidth*). Embora na Tabela 5.3-10 apenas apresentemos os resultados para os métodos de estimação *kernel* (*Bartlett*, *Parzen*, *Quadratic Spectral*), pelo facto de serem os mais frequentemente referidos na literatura, os resultados para os métodos baseados em regressão autorregressiva (*AR Spectral - OLS*, *AR Spectral - OLS detrended*, *AR Spectral - GLS detrended*) conduzem às mesmas conclusões. Relativamente à seleção do número de desfasamentos, os resultados foram obtidos pelo método de seleção automática Newey-West<sup>166</sup>.

Como podemos observar, os resultados destes testes não confirmam integralmente as conclusões dos testes ADF, nomeadamente no que respeita às variáveis preço da eletricidade. Assim, se em vez de corrigir parametricamente a autocorrelação dos termos de erro na equação de regressão (abordagem ADF) introduzirmos a correção nas estatísticas dos testes (abordagem PP), somos forçados a concluir pela estacionaridade dos preços da eletricidade para os três regimes uma vez que a hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada (com um nível de significância de 1%). Relembre-se que esta era a

---

<sup>166</sup> A fórmula para a seleção da largura de banda corresponde à da Tabela II-C em (Newey & West, 1994), pág. 641. O *software* EViews, em alternativa à metodologia não paramétrica de Newey-West, permite fazer a seleção da largura de banda com recurso à abordagem paramétrica proposta por (Andrews, 1991). Os resultados a que conduz esta alternativa são bastante semelhantes aos apresentados.

conclusão a que conduziam os testes de Dickey-Fuller caso aceitássemos a presença de autocorrelação no modelo (teste DF simples e teste ADF quando o número de defasamentos não permite garantir a eliminação da autocorrelação). Relativamente às restantes variáveis, preço do carbono e dos combustíveis, os testes PP confirmam a não estacionaridade das séries.

Tabela 5.3-10 – Teste de Raiz Unitária: Teste de Phillips-Perron (Teste PP)

	Modelo com Constante & Tendência			Modelo com Constante		
	Larg. Banda	Est.-Z	p-value	Larg. Banda	Est.-Z	p-value
<b>i) Spectral Estimation Method: Bartlett Kernel</b>						
<i>SP_Pbase</i>	10	-6,12	0,00 ***	10	-6,08	0,00 ***
<i>SP_Ppeak</i>	13	-7,04	0,00 ***	13	-6,99	0,00 ***
<i>SP_Poffpeak</i>	18	-9,30	0,00 ***	18	-9,23	0,00 ***
<i>PT_Pbase</i>	5	-4,84	0,00 ***	4	-4,89	0,00 ***
<i>PT_Ppeak</i>	14	-5,65	0,00 ***	14	-5,57	0,00 ***
<i>PT_Poffpeak</i>	10	-6,29	0,00 ***	10	-6,16	0,00 ***
<i>Pcarb</i>	5	-2,23	0,47	7	-1,04	0,74
<i>Pngas</i>	14	-2,12	0,53	14	-1,84	0,36
<i>Pcoal</i>	10	-1,43	0,85	10	-1,44	0,56
<b>ii) Spectral Estimation Method: Parzen Kernel</b>						
<i>SP_Pbase</i>	13	-5,90	0,00 ***	14	-5,92	0,00 ***
<i>SP_Ppeak</i>	11	-6,32	0,00 ***	11	-6,29	0,00 ***
<i>SP_Poffpeak</i>	24	-9,12	0,00 ***	24	-9,05	0,00 ***
<i>PT_Pbase</i>	19	-4,76	0,00 ***	19	-4,68	0,00 ***
<i>PT_Ppeak</i>	12	-5,07	0,00 ***	11	-4,98	0,00 ***
<i>PT_Poffpeak</i>	7	-5,91	0,00 ***	8	-5,80	0,00 ***
<i>Pcarb</i>	22	-2,22	0,48	23	-1,03	0,74
<i>Pngas</i>	21	-2,11	0,54	21	-1,82	0,37
<i>Pcoal</i>	15	-1,44	0,85	15	-1,45	0,56
<b>iii) Spectral Estimation Method: Quadratic Spectral Kernel</b>						
<i>SP_Pbase</i>	5,57	-5,67	0,00 ***	5,50	-5,64	0,00 ***
<i>SP_Ppeak</i>	2,77	-6,17	0,00 ***	3,14	-6,11	0,00 ***
<i>SP_Poffpeak</i>	7,43	-7,66	0,00 ***	7,39	-7,60	0,00 ***
<i>PT_Pbase</i>	8,59	-4,53	0,00 ***	8,75	-4,47	0,00 ***
<i>PT_Ppeak</i>	10,00	-5,21	0,00 ***	10,20	-5,16	0,00 ***
<i>PT_Poffpeak</i>	5,65	-5,86	0,00 ***	5,95	-5,77	0,00 ***
<i>Pcarb</i>	2,09	-2,27	0,45	3,20	-1,09	0,72
<i>Pngas</i>	1,91	-2,36	0,40	1,81	-2,09	0,25
<i>Pcoal</i>	3,97	-1,37	0,87	3,99	-1,38	0,59

Notas:  $H_0$ : série com raiz unitária (série não estacionária). Valores críticos para o Teste PP obtidos em (MacKinnon, 1996). Modelo com Constante & Tendência: -3,13, -3,41 e -3,97 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Modelo com Constante: -2,57, -2,86 e -3,44 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente.

Quando consideradas as séries em primeiras diferenças, como podemos constatar pelos resultados apresentados na Tabela 5.3-11, todas as variáveis em estudo rejeitam a hipótese nula de raiz unitária (com 1% de nível de significância estatística), significando portanto que todas as séries são estacionárias.

Tabela 5.3-11 – Teste de Phillips-Perron (variáveis em primeiras diferenças)

	Modelo com Constante			Modelo sem Constante		
	Larg. Banda	Est.-Z	p-value	Larg. Banda	Est.-Z	p-value
<b>i) Spectral Estimation Method: Bartlett Kernel</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	57	-83,33	0,00 ***	57	-83,13	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	76	-101,41	0,00 ***	75	-100,63	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	49	-94,11	0,00 ***	49	-93,93	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	48	-71,15	0,00 ***	48	-70,99	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	48	-79,19	0,00 ***	48	-79,05	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	63	-90,88	0,00 ***	63	-90,53	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	9	-33,62	0,00 ***	8	-33,59	0,00 ***
$\Delta Pngas$	16	-37,69	0,00 ***	16	-37,71	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	8	-33,65	0,00 ***	8	-33,67	0,00 ***
<b>ii) Spectral Estimation Method: Parzen Kernel</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	36	-84,46	0,00 ***	36	-84,37	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	37	-96,35	0,00 ***	37	-96,26	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	43	-105,31	0,00 ***	43	-105,14	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	42	-76,20	0,00 ***	42	-76,07	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	45	-85,16	0,00 ***	45	-85,03	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	43	-97,00	0,00 ***	43	-96,77	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	10	-33,62	0,00 ***	9	-33,59	0,00 ***
$\Delta Pngas$	12	-36,93	0,00 ***	12	-36,95	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	8	-33,63	0,00 ***	8	-33,64	0,00 ***
<b>iii) Spectral Estimation Method: Quadratic Spectral Kernel</b>						
$\Delta SP\_Pbase$	12,00	-71,05	0,00 ***	12,00	-71,02	0,00 ***
$\Delta SP\_Ppeak$	15,90	-94,43	0,00 ***	15,90	-94,37	0,00 ***
$\Delta SP\_Poffpeak$	13,10	-83,04	0,00 ***	13,10	-82,99	0,00 ***
$\Delta PT\_Pbase$	14,90	-71,97	0,00 ***	14,90	-71,90	0,00 ***
$\Delta PT\_Ppeak$	19,50	-85,23	0,00 ***	19,50	-85,15	0,00 ***
$\Delta PT\_Poffpeak$	15,60	-89,21	0,00 ***	15,60	-89,08	0,00 ***
$\Delta Pcarb$	3,84	-33,63	0,00 ***	3,53	-33,61	0,00 ***
$\Delta Pngas$	2,90	-36,84	0,00 ***	2,90	-36,85	0,00 ***
$\Delta Pcoal$	3,52	-33,63	0,00 ***	3,55	-33,64	0,00 ***

Notas:  $H_0$ : série com raiz unitária (série não estacionária). Valores críticos para o Teste PP obtidos em (MacKinnon, 1996). Modelo com Constante: -2,57, -2,86 e -3,44 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente. Modelo sem Constante: -1,62, -1,94 e -2,57 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respetivamente.

No caso das séries correspondentes ao preço do carbono e dos combustíveis, as conclusões dos testes PP permitem-nos concluir sem ambiguidades, tal como nos testes ADF, tratar-se

de séries integradas de primeira ordem I(1). Já no caso dos preços da eletricidade, embora as séries sejam estacionárias em primeiras diferenças, como vimos antes, os resultados dos testes com as variáveis em níveis não permitem conclusões definitivas.

### Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (Teste KPSS)

O facto de se considerar a hipótese de raiz unitária como correspondendo à hipótese nula significa que no caso de não ser possível rejeitar a presença de raiz unitária não poderemos concluir que tal seja necessariamente verdadeiro, isto é, que o processo seja não estacionário. Pode apenas significar que não existe informação suficiente nos dados para rejeitar a hipótese nula. Por esta razão devemos ter presente que nem todas as séries para quais não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária são séries integradas. Para contornar esta limitação associada ao fraco poder que alguns apontam aos dos testes de raiz unitária (Verbeek, 2004), e o conseqüente risco de erros tipo II<sup>167</sup>, (Kwiatkowski, et al., 1992) propuseram um teste alternativo, normalmente referido por teste KPSS onde a estacionaridade corresponde à hipótese nula contra à alternativa de presença de raiz unitária.

Na Tabela 5.3-12 são mostrados os resultados do teste KPSS para três métodos de estimação *kernel*, sendo a seleção do parâmetro de truncagem dos desfasamentos nas autocovariâncias (largura de Banda), tal como no caso dos testes PP, efetuada através do método de seleção automática Newey-West. Como podemos observar, nos resultados do teste para as variáveis em níveis, todas as séries evidenciam não estacionaridade: o valor obtido para a estatística do teste é sempre superior ao valor crítico, para um nível de significância estatística de 5% ou 1%, dependendo dos casos, rejeitando portanto a hipótese nula de estacionaridade. Pelo contrário, quando as variáveis são diferenciadas uma vez, nenhuma das séries rejeita a hipótese nula. Assim, somos levados a concluir que o teste KPSS confirma a indicação dada no essencial pelo teste ADF de que em todos os casos estamos perante variáveis integradas de primeira ordem I(1).

---

<sup>167</sup> Não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária quando esta não corresponde à realidade, ou seja, o processo é estacionário.

Tabela 5.3-12 – Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (Teste KPSS)

	Variáveis em Níveis				Variáveis em Diferenças			
	Modelo Const.&Tend.		Modelo c/ Const.		Modelo c/ Const.			
	L. Banda	Est.-KPSS	Band.	Est.-KPSS	L. Banda	Est.-KPSS		
<b>i) Spectral Estimation Method: Bartlett Kernel</b>								
<i>SP_Pbase</i>	29	0,643 ***	29	0,649 **	$\Delta SP\_Pbase$	60	0,078	
<i>SP_Ppeak</i>	29	0,635 ***	29	0,645 **	$\Delta SP\_Ppeak$	88	0,103	
<i>SP_Poffpeak</i>	28	0,652 ***	28	0,655 **	$\Delta SP\_Poffpeak$	48	0,054	
<i>PT_Pbase</i>	29	0,659 ***	29	0,710 **	$\Delta PT\_Pbase$	44	0,069	
<i>PT_Ppeak</i>	29	0,661 ***	29	0,703 **	$\Delta PT\_Ppeak$	36	0,071	
<i>PT_Poffpeak</i>	28	0,661 ***	28	0,723 **	$\Delta PT\_Poffpeak$	73	0,068	
<i>Pcarb</i>	29	0,355 ***	29	2,878 ***	$\Delta Pcarb$	7	0,058	
<i>Pngas</i>	29	0,631 ***	29	1,026 ***	$\Delta Pngas$	17	0,142	
<i>Pcoal</i>	29	0,488 ***	29	0,476 **	$\Delta Pcoal$	9	0,156	
<b>ii) Spectral Estimation Method: Parzen Kernel</b>								
<i>SP_Pbase</i>	31	0,786 ***	31	0,794 ***	$\Delta SP\_Pbase$	78	0,105	
<i>SP_Ppeak</i>	31	0,775 ***	31	0,787 ***	$\Delta SP\_Ppeak$	159	0,152	
<i>SP_Poffpeak</i>	31	0,772 ***	31	0,775 ***	$\Delta SP\_Poffpeak$	43	0,077	
<i>PT_Pbase</i>	27	0,916 ***	27	0,987 ***	$\Delta PT\_Pbase$	43	0,089	
<i>PT_Ppeak</i>	27	0,918 ***	27	0,975 ***	$\Delta PT\_Ppeak$	38	0,097	
<i>PT_Poffpeak</i>	27	0,890 ***	27	0,972 ***	$\Delta PT\_Poffpeak$	40	0,084	
<i>Pcarb</i>	31	0,435 ***	31	3,557 ***	$\Delta Pcarb$	24	0,059	
<i>Pngas</i>	31	0,779 ***	31	1,268 ***	$\Delta Pngas$	23	0,142	
<i>Pcoal</i>	31	0,603 ***	31	0,588 **	$\Delta Pcoal$	15	0,152	
<b>iii) Spectral Estimation Method: Quadratic Spectral Kernel</b>								
<i>SP_Pbase</i>	11,60	1,251 ***	11,60	1,263 ***	$\Delta SP\_Pbase$	11,90	0,053	
<i>SP_Ppeak</i>	11,60	1,233 ***	11,60	1,252 ***	$\Delta SP\_Ppeak$	18,70	0,096	
<i>SP_Poffpeak</i>	11,50	1,230 ***	11,50	1,230 ***	$\Delta SP\_Poffpeak$	13,70	0,048	
<i>PT_Pbase</i>	11,60	1,294 ***	11,60	1,395 ***	$\Delta PT\_Pbase$	15,80	0,081	
<i>PT_Ppeak</i>	11,60	1,297 ***	11,60	1,378 ***	$\Delta PT\_Ppeak$	24,10	0,099	
<i>PT_Poffpeak</i>	11,50	1,258 ***	11,50	1,374 ***	$\Delta PT\_Poffpeak$	17,50	0,073	
<i>Pcarb</i>	11,70	0,692 ***	11,80	5,718 ***	$\Delta Pcarb$	3,52	0,054	
<i>Pngas</i>	11,70	1,248 ***	11,70	2,036 ***	$\Delta Pngas$	3,40	0,095	
<i>Pcoal</i>	11,80	0,972 ***	11,80	0,948 ***	$\Delta Pcoal$	3,73	0,168	

Notas:  $H_0$ : série estacionária (Trend Stationary - Modelo com Constante & Tendência; Level Stationary - Modelo com Constante). Valores críticos para o teste PP obtidos em (Kwiatkowski, et al., 1992). Modelo com Constante & Tendência: 0,119, 0,146 e 0,216 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respectivamente. Modelo com Constante: 0,347, 0,463 e 0,739 para 10%, 5% e 1% de nível de significância estatística, respectivamente.

As conclusões a que conduzem os testes de raiz unitária e estacionaridade para os preços da eletricidade no mercado OMEL, apontando para a sua não estacionaridade, estão em linha com estudos publicados recentemente para vários mercados europeus de eletricidade. Num estudo em que analisam a integração de seis dos maiores mercados

européus<sup>168</sup>, (Bosco, et al., 2010) concluem pela não estacionaridade em geral dos preços da eletricidade<sup>169</sup> na europa, sendo esta conclusão mais reforçada no caso do OMEL. Nos testes de raiz unitária, se o nível de significância exigido for de 1%, os preços revelam-se não estacionários considerando apenas um desfasamento temporal. Passando o nível de significância para 10% são necessários 4 desfasamentos para concluir pela não estacionaridade. Para os restantes mercados europeus as conclusões são muito próximas desta. Também os testes de estacionaridade (KPSS), numa metodologia de estimação muito próxima da adotada por nós (estimadores Newey-West, Bartlett kernel), levam os autores a concluir pela não estacionaridade dos preços da eletricidade na europa e em particular no mercado espanhol.

Num estudo incidindo sobre a relação entre os preços da eletricidade no mercado OMEL e os preços dos combustíveis (Moutinho, et al., 2011) concluem, através da realização de testes ADF<sup>170</sup>, pela não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. De acordo com os autores todas as variáveis são integradas de primeira ordem I(1) - preços diários da eletricidade (OMEL), gás natural (Zeebrugge hub), carvão (API), crude e fuel óleo (IPE).

Numa investigação sobre a possível integração entre os preços da eletricidade nos mercados do norte da europa e os preços dos combustíveis (carvão, gás e crude), (Ferkingstad, et al., 2011) chegam a conclusões contraditórias em função dos testes usados. Os testes de raiz unitária (PP) concluem pela rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária (estacionaridade) e os testes de estacionaridade (KPSS), a um nível de significância de 5% para o mercado NordPool e 1% para o mercado alemão EEX, apontam para a rejeição da hipótese nula de estacionaridade dos preços da eletricidade (não estacionaridade). Relativamente aos combustíveis, combinando os resultados dos testes para as séries em níveis e em primeiras diferenças (para ambos os testes), todas as séries são não estacionárias, integradas de primeira ordem I(1).

---

<sup>168</sup> APX, EEX, EXAA, POWER, OMEL e NordPool.

<sup>169</sup> O estudo é conduzido com base em médias semanais dos preços horários em dias de semana, sem distinção entre regimes de consumo, ou seja, cada observação corresponde à média de 120 preços horários (24 horas x 5 dias).

<sup>170</sup> Os autores recorrem ao critério AIC para a seleção do número ótimo de desfasamentos, começando com um máximo de 36 desfasamentos e, através de um processo sequencial, semelhante ao por nós descrito, vão eliminando os coeficientes não significativos.

Num estudo onde procuram quantificar a interação entre os preços diários da eletricidade e os preços do gás natural e do carbono, para o mercado do Reino Unido (UK Power Exchange), (Fezzi & Bunn, 2009) modelam todas as variáveis como I(1).

Também(Thoenes, 2011), recorrendo a testes ADF (selecionando nove desfasamentos com base no critério AIC), conclui pela não estacionaridade dos preços da eletricidade para o mercado alemão EEX para os três regimes de consumo (*peak*, *off-peak* e *base*)<sup>171</sup>. A estacionaridade revelada pelas séries em primeiras diferenças leva os autores a concluir que os preços da eletricidade são I(1). No mesmo sentido apontam as conclusões para as séries do gás (NCG – NetConnect Germany) e do carbono (preço das licenças de emissão para a fase II do EU ETS no mercado alemão EEX).

Num estudo para o mercado nórdico (Dinamarca, Finlândia, Noruega e Suécia)<sup>172</sup>, onde se procura determinar a relação entre o preço da eletricidade e o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, (Fell, 2010) recorre a testes ADF, testes DF-GLS (*Dickey Fuller-Generalized Least Squares test*) e testes de raiz unitária com quebras estruturais, demonstrando que as séries do preço da eletricidade (NordPool), do preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> (Point Carbon) e do preço do carvão (ARA) em nenhum caso rejeitam a hipótese de raiz unitária. Apenas a série relativa ao preço do gás natural (Zeebrugge hub), e apenas num dos testes considerados (DF-GLS), rejeita a hipótese de raiz unitária, revelando-se estacionaria com tendência (*trend stationary*). Para o mesmo mercado, (Honkatukia, et al., 2006) e (Honkatukia, et al., 2008), baseados em testes ADF, concluem que todas as variáveis (variáveis preço da eletricidade, carbono, carvão e gás) são não estacionárias quando testadas com um nível de significância de 1%. Contudo, quando o nível de significância passa para 5%, esta conclusão apenas se mantém para o caso do preço das licenças de emissão. A aparente contradição entre estes resultados e os obtidos por (Fell, 2010) talvez se deva à presença de quebras estruturais nas séries, modeladas por este último, e/ou à maior frequência dos dados (cotações diárias vs. médias semanais).

Num estudo recente, (Pinho & Madaleno, 2011) investigam a interação entre os preços da eletricidade, em três mercados europeus (EEX, Powernext e Nord Pool), os

---

<sup>171</sup> Tal como no nosso estudo, os autores trabalham com preços diários para dias de semana (para o período 01/04/2008 a 29/09/2010).

<sup>172</sup> Os autores trabalham com médias semanais (dias de semana, excluindo portanto os fins de semana).

preços do CO<sub>2</sub> e os preços dos combustíveis (gás, carvão e crude)<sup>173</sup>, onde é possível concluir pela não estacionaridade de quase todas as variáveis, sendo o gás natural a única a apresentar menor evidência de não rejeição da hipótese de raiz unitária. Interessa contudo realçar que o estudo é conduzido com uma frequência de dados inferior à que temos vindo a analisar (médias mensais) e as conclusões podem estar influenciadas pela utilização da taxa de câmbio. Em qualquer caso, combinando os resultados do teste para as variáveis em níveis e em primeiras diferenças, os autores optam por modelar todas as variáveis como I(1).

Com base em testes ADF, (Chemarin, et al., 2008), contrariamente a outros estudos, concluem pela estacionaridade dos preços da eletricidade para o mercado francês (preços diários no Powernext). Contudo, como os autores modelam a equação de regressão DF com apenas um desfasamento temporal, provavelmente este desfasamento não é suficiente para acomodar a autocorrelação dos erros. Já no caso do carbono (Powernext Carbon), tal como no nosso estudo, a série revela ser não estacionária, integrada de primeira ordem I(1).

Num estudo mais recente, onde se procura avaliar o impacto do preço do carbono em vários mercados elétricos europeus (Espanha, França, Alemanha, Holanda, Países Nórdicos e Reino Unido), num período que se estende de 2003 a 2011, com cotações diárias, (Aatola, et al., 2013) concluem, com base em testes ADF e KPSS, que todas as séries em estudo, nomeadamente o preço da eletricidade em Espanha e o preço do carbono, são não estacionárias em níveis e estacionárias em primeiras diferenças, I(1).

Num estudo relativo à formação dos preços do CO<sub>2</sub> na Europa, (Mansanet-Bataller, et al., 2007) investigam o comportamento dos preços das licenças de emissão (EUAs transacionadas no EEX), do gás natural e crude (ambos transacionados no IPE – International Petroleum Exchange) e do carvão (TSF API2), concluindo pela não estacionaridade de todas as séries, tratando-as como I(1).

Fora do contexto europeu, num trabalho de estimação das funções de procura e oferta de eletricidade para o mercado norte-americano PJM (Pennsylvania, New Jersey and

---

<sup>173</sup> Cotações originais em dólares (convertidas para euros). Gás natural (London Natural Gas Index), carvão (Global Insight Coal Index) e crude (London Brent Crude Oil Index).

Maryland), num contexto similar ao nosso, de elevada frequência dos dados, (Fezzi & Bunn, 2006) concluem, tal como no nosso caso, por resultados opostos relativamente à estacionaridade do preço da eletricidade em função dos testes utilizados<sup>174</sup>. Contudo, apesar da indicação contraditória dada pelos testes de raiz unitária e estacionaridade, face ao risco de regressão espúria, os autores prosseguem o estudo modelando ambas as séries como não estacionárias -  $I(1)$ <sup>175</sup>. Os autores investigam também o comportamento diário dos combustíveis gás (Henry Hub) e carvão (Pennsylvania Coal Price Index), revelando ambos os testes tratar-se de séries não estacionárias, integradas de primeira ordem  $I(1)$ .

Num estudo que incide sobre os dois maiores mercados elétricos norte-americanos, PJM (Pennsylvania, New Jersey and Maryland) e Mid-Columbia, (Mjelde & Bessler, 2009) ao investigarem a relação entre os preços da eletricidade (*peak* e *off-peak*) e os preços dos combustíveis (gás natural, carvão, crude e urânio), concluem pela não estacionaridade destes últimos e por resultados contraditórios para o preço da eletricidade - não estacionário para o mercado Mid-Columbia e estacionário para o mercado PJM (teste ADF com 5% de significância)<sup>176</sup>. Quando diferenciadas, todas as séries se revelaram estacionárias, sendo por isso modeladas pelos autores como variáveis  $I(1)$ .

Também para o caso mercado norte-americano, onde (Mohammadi, 2009) procura avaliar as relações de longo prazo e as dinâmicas de curto prazo entre os preços da eletricidade e os preços dos combustíveis (gás natural, carvão e crude) para um período temporal (1960-2007) e uma frequência de dados (anual) bastante longos, os testes ADF falham para todos os casos a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com as séries em

---

<sup>174</sup> Para os testes ADF e KPSS os preços da eletricidade (para os regimes de consumo *peak* e *base*) rejeitam a hipótese nula em ambos os casos (raiz unitária e estacionaridade, respetivamente). No teste ADF o número de desfasamentos é calculado com base no critério AIC. No teste KPSS o parâmetro de truncagem (largura de banda) é calculado com base na fórmula de (Schwert, 1989), com  $q = 4$ , num procedimento idêntico ao adotado no nosso estudo.

<sup>175</sup> Numa atualização posterior do estudo, (Fezzi & Bunn, 2010), os autores recorrem ao teste DF-GLS (*Dickey Fuller-Generalized Least Squares*), permanecendo contudo as conclusões inalteradas (indicação contraditória entre o teste DF-GLS e o teste KPSS). Aqui os autores avançam como possível explicação para a contradição entre os testes as características empíricas específicas das séries (não normalidade, heterocedasticidade e ocorrência de picos).

<sup>176</sup> Sendo esta a conclusão a que conduzem os testes ADF, os autores afirmam contudo ter conduzido outros testes que permitiram rejeitar a hipótese de estacionaridade.

níveis rejeitando-a com as séries em primeiras diferenças, concluindo-se portanto tratar-se de séries integradas de primeira ordem<sup>177</sup>.

Como tivemos oportunidade de demonstrar, as referências na literatura relativa à natureza não estacionária das variáveis preço com que estamos a trabalhar são abundantes. Em conclusão, atendendo a esses resultados, à observação direta do comportamento das séries e aos resultados obtidos para os testes formais de raiz unitária e de estacionaridade, trataremos as séries preço incluídas no nosso estudo (preço da eletricidade para os dois mercados e nos três regimes de consumo, preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, preço do gás natural e preço do carvão) como séries não estacionárias, integradas de primeira ordem, isto é, séries I(1).

---

<sup>177</sup> Modelo com constante e modelo constante e tendência e seleção do número de desfasamentos ótimo com base no critério SIC.

#### 5.4. Mercado Ibérico de Eletricidade: Segmento Espanhol

Após termos concluído pela não estacionaridade das variáveis em estudo, uma das direções de análise possível, com vista a acautelar o risco de relações espúrias, consiste na identificação de relações de cointegração. Confirmando-se estarmos na presença de variáveis cointegradas, passaremos à estimação dos ajustamentos econométricos que nos permitirão concluir da existência ou não de um vínculo estrutural entre o preço da eletricidade e o preço do carbono e à estimação da taxa a que os produtores elétricos têm vindo a fazer refletir no preço de venda as variações no preço do CO<sub>2</sub>.

Como referimos antes, a partir desta fase do nosso trabalho iremos desenvolver a análise separada para cada um dos segmentos do mercado elétrico Ibérico (MIBEL). Por razões de economia de espaço, nas próximas secções apenas apresentaremos o detalhe dos cálculos para o preço da eletricidade num dos regimes de consumo. Optamos pelo regime de ponta pois, como vimos antes, é neste período que a tecnologia marginal, responsável pelo estabelecimento do preço de mercado da eletricidade, é mais influenciada pelo preço dos combustíveis e logo pelo preço do carbono. No que respeita à simbologia, usaremos o termo preço da eletricidade e o símbolo *Pelec* em sentido geral sempre que não for relevante a distinção entre cada um dos regimes de consumo elétrico ou quando da sequência do texto decorrer de forma evidente a qual dos regimes nos estamos a referir. Nos momentos em que a distinção for pertinente, usaremos o símbolo *SP\_Ppeak* para o preço correspondente às horas em regime de ponta, *SP\_Poffpeak* para o preço nas horas fora de ponta e *SP\_Pbase* para o preço correspondente à média das 24 horas do dia.

##### 5.4.1. Análise de Cointegração Univariada

Neste capítulo iremos testar se as variáveis são cointegradas, isto é, se existe uma relação de longo prazo não espúria entre as variáveis, recorrendo quer a testes baseados em análise univariada (regressão com equação única) quer a testes baseados em análise multivariada (regressão com sistema de equações). Começaremos por aplicar as técnicas econométricas baseadas na análise univariada, onde assumimos como premissa base a exogeneidade dos regressores (variáveis explicativas). Como tivemos oportunidade de referir no capítulo dedicado à revisão da literatura relativa ao tema da repercussão do custo

do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade, esta abordagem aproxima-nos do quadro teórico desenvolvido por (Sijm, et al., 2006) e (Sijm, et al., 2008).

#### 5.4.1.1. Testes de Cointegração

Como ficou referido no Cap. 4, no âmbito grupo dos testes baseados em resíduos, uma das abordagens mais populares é o teste de cointegração de Engle-Granger (1987). Na secção anterior, através dos testes de raiz unitária e estacionaridade, ficou já demonstrado a verificação da primeira condição do teste, isto é, todas as séries em estudo são não estacionárias, integradas de primeira ordem I(1). Como tal, podemos avançar na construção do teste, especificando um modelo de regressão de Mínimos Quadrados Ordinários Estático (*SOLS – Static Ordinary Least Squares*) que relaciona o preço da eletricidade (*Pelec*) com o preço do carbono (*Pcarb*), o preço do gás natural (*Pngas*) e o preço do carvão (*Pcoal*):

$$P_t^{elec} = \beta_0 + \beta_1 P_t^{carb} + \beta_2 P_t^{ngas} + \beta_3 P_t^{coal} + u_t \quad (5.4-1)$$

Na Tabela 5.4-1 são apresentadas as estimativas obtidas para o modelo de regressão estático quando *Pelec* na Eq. (5.4-1) corresponde ao preço da eletricidade no mercado grossista espanhol alternativamente para período de consumo em regime base (*SP\_Pbase*), regime de ponta (*SP\_Ppeak*) e regime fora de ponta (*SP\_Poffpeak*). Para cada modelo são indicadas as estimativas para os coeficientes de regressão (*Coef.*) e os valores correspondentes ao desvio-padrão (*d.p.*) dessas estimativas. Como medidas da qualidade do ajustamento são calculados o coeficiente de regressão ajustado ( $R^2$  *Ajust.*) e o desvio-padrão dos erros de estimação ( $\sigma_{\hat{u}_t}$ ). Contudo, a leitura destes indicadores deve ser bastante cuidadosa pois, como podemos verificar pelos resultados do teste estatístico Durbin-Watson (DW) para autocorrelação de primeira ordem, todos os ajustamentos exibem presença autocorrelação<sup>178</sup>. Como podemos verificar, os testes de qualidade do ajustamento sobre os resíduos da equação de regressão mostram para todos os modelos a presença de autocorrelação, heterocedasticidade (nomeadamente o efeito de heterocedasticidade condicional autorregressiva, efeito *ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model*) e um comportamento estocástico que se afasta da distribuição normal.

---

<sup>178</sup> Dado o afastamento face ao valor de referência  $DW = 2$ .

Tabela 5.4-1 – Teste de Cointegração de Engle-Granger: 1º Passo

	<i>SP_Pbase</i>		<i>SP_Ppeak</i>		<i>SP_Poffpeak</i>	
	Coef.	d.p.	Coef.	d.p.	Coef.	d.p.
<i>Pcarb</i>	0,113	0,020	0,110	0,019	0,119	0,023
<i>Pngas</i>	0,392	0,034	0,384	0,033	0,406	0,039
<i>Pcoal</i>	0,296	0,046	0,299	0,045	0,293	0,054
<i>Const.</i>	1,112	0,102	1,216	0,099	0,969	0,120
R <sup>2</sup> Ajust.	0,523		0,534		0,455	
d.p. erros ( $\sigma_{\hat{u}_t}$ )	0,201		0,194		0,235	
DW	0,346		0,407		0,446	
	<i>Est.</i>	<i>p-value</i>	<i>Est.</i>	<i>p-value</i>	<i>Est.</i>	<i>p-value</i>
AR (1-5), F(5,1262)	589,13	0,00	513,62	0,00	435,52	0,00
ARCH (5), $\chi^2$ (5)	550,83	0,00	414,09	0,00	613,29	0,00
Normalidade, Jarque-Bera	14547	0,00	40699	0,00	5684	0,00

Notas: Teste de Autocorrelação (AR) -  $H_0$ : Sem Autocorrelação nos erros até ordem 5; Teste LM de Breusch-Godfrey - teste de autocorrelação de ordem  $m$  com distribuição  $F(m,T)$ , sendo  $m$  igual à ordem de autocovariância e  $T$  igual ao número de observações. Teste de Heterocedasticidade (ARCH) -  $H_0$ : Sem Efeito ARCH nos erros até ordem 5; teste com distribuição Qui-quadrado com  $m$  g.l.  $\chi^2(m)$ . Teste de Normalidade - Teste Jarque-Bera -  $H_0$ : Os erros têm Distribuição Normal.

Após estimados os parâmetros do modelo estático, o segundo passo do procedimento de Engle-Granger (*EG-ADF – Augmented Engle-Granger test*) corresponde a verificar se os erros da regressão de cointegração são estacionários, isto é, se a combinação linear entre as variáveis expressa pelos resíduos  $\hat{u}_t$  é estacionária. O teste aplicado, com vista a acautelar a provável presença de autocorrelação, é o teste ADF que passa pela estimação da regressão aumentada com  $k$  defasamentos:

$$\Delta\hat{u}_t = \theta \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta\hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2) \quad (5.4-2)$$

Sendo  $\hat{u}_t$  uma série de valores estimados e não valores observados, os comuns valores críticos para a distribuição DF tabelados em (Fuller, 1976) não são válidos, devendo recorrer-se aos valores tabelados para a estatística designada de EG-ADF. As distribuições assintóticas para alguns dos testes de raiz unitária mais populares foram derivadas teoricamente e os seus valores críticos tabelados por (Phillips & Ouliaris, 1990) e (Hansen, 1992). Os valores críticos obtidos por estes autores são diferentes dos valores críticos convencionalmente usados para os testes DF e ADF desde logo porque as suas distribuições dependem do número de possíveis variáveis cointegradas. Tendo o teste ADF como hipótese nula a presença de raiz unitária (série não estacionária) a hipótese nula do teste Engle-Granger corresponde à ausência de cointegração contra a hipótese alternativa de séries cointegradas. Na Tabela 5.4-2 são apresentados os resultados do teste de raiz

unitária para os resíduos gerados pelos ajustamentos para cada uma das alternativas de variável dependente: preço da eletricidade em regime base, em regime de ponta e regime fora de ponta. O procedimento de teste de Engle-Granger foi desenvolvido para as três alternativas relativamente à inclusão de termos determinísticos na equação de regressão: modelo com constante e tendência determinística, modelo com constante e modelo sem constante.

Tabela 5.4-2 – Teste de Cointegração de Engle-Granger: 2º Passo

Var. Dep.	Modelo com Const.&Tend.			Modelo com Constante			Modelo sem Constante		
	Desf.	Est.- $\tau$ t	p-value	Desf.	Est.- $\tau$ c	p-value	Desf.	Est.- $\tau$ nc	p-value
<b>i) N° de desf. c/ base em critério de informação: AIC - Akaike Information Criterion</b>									
SP_Pbase	16	-3,88	0,18	16	-3,49	0,19	16	-3,31	0,13
SP_Ppeak	16	-4,05	0,13	16	-3,63	0,15	16	-3,37	0,12
SP_Poffpeak	16	-4,03	0,13	16	-3,96	0,13	16	-3,59	0,07
<b>ii) N° de desf. c/ base em critério de informação: SIC - Schwarz Information Criterion</b>									
SP_Pbase	2	-7,74	0,00	2	-7,24	0,00	2	-6,83	0,00
SP_Ppeak	1	-8,90	0,00	1	-8,27	0,00	6	-5,08	0,00
SP_Poffpeak	2	-7,96	0,00	2	-7,58	0,00	2	-7,31	0,00
<b>iii) N° de desf. c/ base em critério de informação: HQC - Hannan-Quinn Information Criterion</b>									
SP_Pbase	2	-7,74	0,00	2	-7,24	0,00	2	-6,83	0,00
SP_Ppeak	6	-5,99	0,00	13	-4,02	0,06	13	-3,75	0,05
SP_Poffpeak	2	-7,96	0,00	2	-7,58	0,00	2	-7,31	0,00

Notas: Desf. - Número de desfasamentos. Teste Engle-Granger (EG-ADF) -  $H_0$ : As séries não são cointegradas (raiz unitária nos resíduos). Resultados para o modelo com  $p = 4$  (número de variáveis cointegradas) e um número máximo de desfasamentos de  $k_{max} = 22$ . Valores críticos obtidos em (MacKinnon, 1996)<sup>179</sup>.

Como podemos verificar, a hipótese de não estacionaridade dos resíduos estimados no modelo OLS estático Eq. (5.4-1) é rejeitada para um nível de significância de 1% quando o número de desfasamentos na regressão ADF Eq. (5.4-2) é selecionado de acordo com os critérios SIC e HQC exceto no caso do preço em regime de ponta (*SP\_Ppeak*), onde a rejeição da hipótese nula exige um nível de significância de 6% e 5% nos modelos com constante e sem constante, respetivamente (critério HQC). Neste sentido, sendo todas as variáveis integradas de primeira ordem  $I(1)$  e os resíduos  $\hat{u}_t$  estacionários  $I(0)$ , devemos

<sup>179</sup> Estes são os valores críticos incorporados no *Software* EViews. Contudo, o cálculo dos valores críticos (para a dimensão da amostra em causa), assim como dos respetivos *p-value*, pode ser diretamente efectuado com recurso ao *software* (ursdist.exe) disponibilizado pelo autor em: *Journal of Applied Econometrics Data Archive* (<http://qed.econ.queensu.ca/jae/>).

concluir pela existência de cointegração, ou seja, pela presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo não espúria entre as variáveis preço da eletricidade (qualquer que seja o regime de consumo), preço do carbono, preço do gás natural e preço do carvão. Contudo, como podemos verificar, esta conclusão é contrariada quando o número de defasamentos na regressão ADF é calculado de acordo com o critério AIC. Neste caso, a conclusão do teste Engle-Granger, não rejeitando a hipótese nula de não estacionaridade dos resíduos da regressão SOLS, aponta para a ausência de cointegração entre as variáveis. Podemos ainda verificar que estas conclusões não divergem muito para as três alternativas consideradas no que respeita à inclusão e termos determinísticos na equação de regressão.

Procurando esclarecer alguma contradição presente nos resultados do teste de Engle-Granger, procedeu-se a um segundo teste de cointegração sobre os resíduos do modelo SOLS – o teste de Phillips-Ouliaris. Também neste caso, a hipótese nula do teste corresponde à ausência de cointegração (resíduos não estacionários), devendo os valores críticos do teste, tal como no caso Engle-Granger, ter em consideração o facto da série usada para o teste (resíduos do modelo SOLS) depender de coeficientes estimados.

Tabela 5.4-3 – Teste de Cointegração de Phillips-Ouliaris

Var. Dep.	Modelo c/ Const.&Tend.			Modelo com Constante			Modelo sem Constante		
	Band.	Est.-Zct	p-value	Band.	Est.-Zc	p-value	Band.	Est.-Znc	p-value
<b>i) Método de estimação da variância: Bartlett Kernel</b>									
SP_Pbase	8	-11,18	0,00	8	-10,35	0,00	8	-9,66	0,00
SP_Ppeak	8	-12,61	0,00	8	-11,55	0,00	8	-10,60	0,00
SP_Poffpeak	8	-13,09	0,00	8	-12,41	0,00	8	-11,92	0,00
<b>ii) Método de estimação da variância: Parzen Kernel</b>									
SP_Pbase	7	-10,58	0,00	7	-9,79	0,00	7	-9,13	0,00
SP_Ppeak	7	-11,82	0,00	7	-10,81	0,00	7	-9,92	0,00
SP_Poffpeak	7	-12,19	0,00	7	-11,54	0,00	7	-11,05	0,00
<b>iii) Método de estimação da variância: Quadratic Spectral Kernel</b>									
SP_Pbase	4	-10,48	0,00	4	-9,70	0,00	4	-9,04	0,00
SP_Ppeak	4	-11,72	0,00	4	-10,72	0,00	4	-9,82	0,00
SP_Poffpeak	4	-12,05	0,00	4	-11,40	0,00	4	-10,91	0,00

Notas: Teste de Phillips-Ouliaris -  $H_0$ : As séries não são cointegradas. Resultados para o modelo com  $p = 4$  (número de variáveis cointegradas) e largura de banda na estimação da variância (*Band.*) determinada automaticamente pelo método *Newey-West*. Valores críticos para o teste obtidos em (MacKinnon, 1996).

Como podemos verificar pelos resultados na Tabela 5.4-3, o teste de Phillips-Ouliaris aponta inequivocamente para a rejeição da hipótese nula, isto é, para a presença de raiz

unitária nos resíduos, qualquer que seja o método de estimação da variância de longo prazo utilizado (Bartlett, Parzen ou Quadratic Spectral) e o número de termos determinísticos incluídos na regressão de cointegração (modelos com constante, constante e tendência e sem constante).

#### 5.4.1.2. Estimação dos Coeficientes de Cointegração

Nesta secção apresentaremos os resultados para a estimação com base em dois modelos de equação única: o Modelo de Correção de Erros (*ECM – Error Correction Model*), introduzido por Engle&Granger e o Modelo OLS Dinâmico (*DOLS – Dynamic Ordinary Least Squares*) de Saikkonen e Stock&Watson.

#### Modelo de Correção de Erros (*ECM – Error Correction Model*)

As estimativas obtidas para os parâmetros através do modelo de regressão na Eq. (5.4-1), que designamos de modelo SOLS, podem ser entendidas como as estimativas de longo prazo ou as estimativas para os coeficientes de cointegração. Na medida em que a combinação linear representada pelos erros da regressão SOLS revelou ser estacionária, então ela pode ser apresentada como uma relação de cointegração. Na realidade, a estimação do SOLS consiste no primeiro passo da **Abordagem de Engle & Granger** (Engle & Granger, 1987) para a estimação dos parâmetros de um modelo de correção dos erros. Como vimos, a abordagem proposta pelos autores desenvolve-se num segundo passo através de uma especificação dinâmica onde as variáveis são ajustadas em primeiras diferenças com a inclusão de um regressor adicional (termo de correção de erros – ECT) que consiste precisamente na série de erros estimados (desfasados num período) com base na regressão ajustada no primeiro passo ( $\hat{u}_{t-1}$ ). Para o caso geral do preço da eletricidade teríamos o seguinte modelo:

$$1^{\circ} \text{ Passo: } P_t^{elec} = \beta_0 + \beta_1 P_t^{carb} + \beta_2 P_t^{ngas} + \beta_3 P_t^{coal} + u_t \quad (5.4-3)$$

$$2^{\circ} \text{ Passo: } \Delta P_t^{elec} = \delta_1 \Delta P_t^{carb} + \delta_2 \Delta P_t^{ngas} + \delta_3 \Delta P_t^{coal} - (1-\pi) \hat{u}_{t-1} \quad (5.4-4)$$

Os resultados apresentados na Tabela 5.4-4 para o preço da eletricidade no regime de ponta, mostram-nos as estimativas para as elasticidades de longo prazo (correspondendo

aos resultados obtidos para a equação de cointegração ajustada no primeiro passo) e para as elasticidades de curto prazo (correspondendo aos resultados obtidos no segundo passo).

**Tabela 5.4-4 – Modelo de Correção dos Erros: abordagem de Engle & Granger**

<b>1º Passo: modelo SOLS</b>				
Variável Dependente: <i>SP_Ppeak</i>				
	Coef.		Elasticidade de Longo Prazo	
<i>Pcarb</i>	0,110		<i>Pcarb</i>	0,11
<i>Pngas</i>	0,384		<i>Pngas</i>	0,38
<i>Pcoal</i>	0,299		<i>Pcoal</i>	0,30
<i>Const.</i>	1,216			
			Est.	<i>p-value</i>
	Estadística DW		0,41	
	AR (1-5)	F(5,1253)	513,62	0,00
<b>2º Passo: ajustamento em diferenças com ECT</b>				
Variável Dependente: $\Delta SP\_Ppeak$				
	Coef.	<i>p-value</i>	Elasticidade de Curto Prazo	
$\Delta Pcarb$	-0,116	0,34	<i>Pcarb</i>	-0,12
$\Delta Pngas$	0,094	0,24	<i>Pngas</i>	0,09
$\Delta Pcoal$	-0,116	0,50	<i>Pcoal</i>	-0,12
ECT ( $\hat{u}_{t-1}$ )	-0,207	0,00 ***	$\alpha$ (Vel. Ajust.)	-0,21
			Est.	<i>p-value</i>
	Estadística DW		2,50	
	AR (1-5)	F(5,1253)	30,93	0,00

Notas: Autocorrelação (AR) - Teste LM de Breusch-Godfrey -  $H_0$ : Sem Autocorrelação nos erros até ordem 5. \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

Relativamente às estimativas para os parâmetros da relação de equilíbrio de longo prazo (1º passo – estimadores SOLS), podemos afirmar que os seus sinais estão de acordo com o que seria de esperar teoricamente – relação positiva entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs* (carbono, gás natural e carvão). Contudo, como ficou referido antes, embora os estimadores OLS de variáveis cointegradas sejam consistentes e assintoticamente eficientes, não é possível fazer inferência estatística com base nas distribuições *standard* pois estamos na presença de variáveis não estacionárias. Como podemos verificar, os sinais das estimativas associadas aos coeficientes de curto prazo aparentemente refletem alguma contradição com o que seria expectável – os sinais negativos apontam para uma relação inversa entre o preço da eletricidade e os preços do carbono e do carvão. Contudo, a leitura destes resultados deve ser muito cautelosa uma vez que os coeficientes não são estatisticamente significativos. Nesta fase devemos sublinhar que, ao contrário do

ajustamento SOLS (correspondente ao 1º passo), no modelo correspondente ao 2º passo da abordagem de Engle & Granger nada impede a inferência estatística uma vez que todas as variáveis envolvidas na estimação são estacionárias: sendo as variáveis em níveis I(1) então em diferenças são estacionárias I(0) e, sendo as variáveis cointegradas, então ECT ( $\hat{u}_{t-1}$ ) é uma série estacionária I(0). Como tal, a ausência de significância estatísticas dos coeficientes associados ao preço dos *inputs* deve levar-nos a concluir que as variações de curto prazo do preço da eletricidade não são determinadas pelas variações no preço do carbono e dos combustíveis. A regressão ajustada no segundo passo permite-nos ainda estimar a velocidade de ajustamento do preço da eletricidade ao nível de equilíbrio de longo prazo que corresponde à estimativa para o coeficiente associado ao termo de correção de erros ECT ( $\hat{u}_{t-1}$ ),  $(1-\pi) = \alpha = -0,21$ . Assim, devemos concluir que em cada período é removido (corrigido) cerca de 21% do desequilíbrio ocorrido no período anterior. Sendo este coeficiente estatisticamente significativo (nível de significância de 1%), significa que o preço da eletricidade está amarrado a um nível de equilíbrio de longo prazo representado pela equação de cointegração. Embora a abordagem de Engle & Granger não permita concluir pela significância estatística individual de cada um dos coeficientes associados aos preços dos *inputs* (elasticidades de longo prazo), sabemos contudo que essa relação no seu conjunto é importante para a explicação das variações do preço da eletricidade – cerca de 21% dessas variações são explicadas pelo ajustamento do preço ao seu nível de equilíbrio de longo prazo.

Como referimos antes, uma alternativa à abordagem de Engle & Granger na estimação dos coeficientes da relação de cointegração consiste na **Abordagem de Wickens & Breusch** (Wickens & Breusch, 1988) cuja particularidade consiste em permitir identificar simultaneamente os efeitos de curto prazo e de longo prazo a partir de uma equação de regressão única. O modelo ajustado para o caso geral do preço da eletricidade será:

$$\begin{aligned} \Delta P_t^{elec} = & \delta_1 \Delta P_t^{carb} + \delta_2 \Delta P_t^{ngas} + \delta_3 \Delta P_t^{coal} - (1-\pi) x [P_{t-1}^{elec} - \beta_0 \\ & - \beta_1 P_{t-1}^{carb} - \beta_2 P_{t-1}^{ngas} - \beta_3 P_{t-1}^{coal}] \end{aligned} \quad (5.4-5)$$

Rearranjando a equação, obtemos a regressão na forma em que é estimada por OLS:

$$\begin{aligned} \Delta P_t^{elec} = & \delta_0 + \delta_1 \Delta P_t^{carb} + \delta_2 \Delta P_t^{ngas} + \delta_3 \Delta P_t^{coal} - (1-\pi) x P_{t-1}^{elec} \\ & + (1-\pi) x \beta_1 P_{t-1}^{carb} + (1-\pi) x \beta_2 P_{t-1}^{ngas} + (1-\pi) x \beta_3 P_{t-1}^{coal} \end{aligned} \quad (5.4-6)$$

No modelo da Eq. (5.4-6) as elasticidades de curto prazo são obtidas diretamente pelas estimativas dos coeficientes associados às variáveis em diferenças e as elasticidades de longo prazo (coeficientes de cointegração) resultam do rácio entre as estimativas para coeficientes associados às variáveis em níveis e a estimativa para o coeficiente associado à variável preço da eletricidade desfasado  $(1-\pi)$ . Assim, com base nos resultados apresentados na Tabela 5.4-5 e seguindo as formulas apresentadas na Eq. (4.3-3), teremos as elasticidades de longo prazo do preço da eletricidade relativamente a cada um dos preços dos *inputs*:

$$\beta_1 = (1-\pi) \times \beta_1 / (1-\pi) = 0,023 / 0,207 = 0,11: \text{elasticidade ao preço do carbono};$$

$$\beta_2 = (1-\pi) \times \beta_2 / (1-\pi) = 0,079 / 0,207 = 0,38: \text{elasticidade ao preço do gás natural};$$

$$\beta_3 = (1-\pi) \times \beta_3 / (1-\pi) = 0,065 / 0,207 = 0,31: \text{elasticidade ao preço do carvão};$$

$$\beta_0 = \delta_0 / (1-\pi) = 0,239 / 0,207 = 1,16: \text{termo constante}^{180}.$$

**Tabela 5.4-5 – Modelo de Correção dos Erros: abordagem de Wickens & Breusch**

Variável Dependente: $\Delta SP\_Ppeak$			
	Coef.	Elasticidade de Longo Prazo	
$\Delta Pcarb$	-0,116	$Pcarb$	0,11
$\Delta Pngas$	0,093	$Pngas$	0,38
$\Delta Pcoal$	-0,115	$Pcoal$	0,31
$SP\_Ppeak_{t-1}$	-0,207	Elasticidade de Curto Prazo	
$Pcarb_{t-1}$	0,023	$Pcarb$	-0,12
$Pngas_{t-1}$	0,079	$Pngas$	0,09
$Pcoal_{t-1}$	0,065	$Pcoal$	-0,12
$Const.$	0,239	$\alpha$ (Vel. Ajust.)	-0,21
		Est.	$p$ -value
	Estatística DW	2,50	
	AR (1-5) F(5,1248)	30,90	0,00

Notas: Autocorrelação (AR) - Teste LM de Breusch-Godfrey -  $H_0$ : Sem Autocorrelação nos erros até ordem 5.

Tal como na abordagem de Engle & Granger o sinal dos coeficientes de cointegração (ou elasticidades de longo prazo) é o esperado. Comparando com os resultados obtidos no primeiro passo da abordagem de Engle & Granger, podemos verificar que as elasticidades

<sup>180</sup> Na modulação apresentada o termo constante surge restrito, ou integrado, na relação de cointegração.

de longo prazo são praticamente coincidentes (uma ligeira diferença no caso do preço do carvão). Relativamente à velocidade de ajustamento à relação de equilíbrio de longo prazo, como postulado teoricamente, o valor é igual para ambas as abordagens  $\alpha = -0,21$ . Quanto às dinâmicas de curto prazo, sendo idênticas às obtidas pela abordagem de Engle & Granger, evidenciam da mesma forma alguma contradição com o que seria expectável em termos teóricos (relação inversa entre o preço da eletricidade e os preços do carbono e do carvão). Contudo, uma vez mais, a leitura destes resultados deve ser muito cautelosa pois, como ficou referido na abordagem de Engle & Granger (2º passo), os parâmetros de curto prazo não são estatisticamente significativos<sup>181</sup>.

Como demonstramos no capítulo anterior, é possível a partir da reformulação do **Modelo ADL** obter uma formulação do tipo ECM. Para o caso geral do preço da eletricidade, considerando apenas um desfasamento temporal, teríamos o seguinte modelo:

$$P_t^{elec} = a_0 + a_1 P_t^{carb} + a_2 P_{t-1}^{carb} + a_3 P_t^{ngas} + a_4 P_{t-1}^{ngas} + a_5 P_t^{coal} + a_6 P_{t-1}^{coal} + \pi P_{t-1}^{elec} + u_t \quad (5.4-7)$$

Na Tabela 5.4-6 são mostrados os resultados da estimação ADL para o preço da eletricidade no regime de ponta. Recorrendo às fórmulas de cálculo para os estimadores apresentadas no Cap. 4, Eq. (4.2-3), obtemos a solução para as estimativas dos coeficientes de longo prazo que, como podemos verificar, correspondem exatamente às estimativas obtidas para a estimação do ECM com base na abordagem de Wickens & Breusch:

$$\beta_1 = (a_1 + a_2)/(1 - \pi) = (-0,116 + 0,139)/(1 - 0,793) = 0,11: \text{elasticidade ao preço do CO}_2;$$

$$\beta_2 = (a_3 + a_4)/(1 - \pi) = (0,093 - 0,014)/(1 - 0,793) = 0,38: \text{elasticidade ao preço do gás};$$

$$\beta_3 = (a_5 + a_6)/(1 - \pi) = (-0,115 + 0,180)/(1 - 0,793) = 0,31: \text{elasticidade ao preço do carvão};$$

$$\beta_0 = a_0/(1 - \pi) = 0,239/(1 - 0,793) = 1,16: \text{termo constante}.$$

Da mesma forma o coeficiente de ajustamento a desequilíbrios na relação de longo prazo pode ser obtido a partir da estimativa para o coeficiente associado à variável desfasada  $SP\_Ppeak_{t-1}$ ,  $\alpha = -(1 - \pi) = -(1 - 0,793) = -0,21$ . Podemos verificar que também os

<sup>181</sup> Embora na abordagem de Wickens & Breusch a inferência estatística com base em distribuições *standard* não seja fiável, não sendo por isso apresentada, pois a estimação envolve variáveis não estacionárias (variáveis preço em níveis).

parâmetros associados às dinâmicas de curto prazo têm uma correspondência exata entre os dois modelos.

**Tabela 5.4-6 – Modelo ADL (Autoregressive-Distributed Lags Model)**

Variável Dependente: <i>SP_Ppeak</i>			
	Coef.	Elasticidade de Longo Prazo	
<i>Pcarb</i>	-0,116	<i>Pcarb</i>	0,11
<i>Pngas</i>	0,093	<i>Pngas</i>	0,38
<i>Pcoal</i>	-0,115	<i>Pcoal</i>	0,31
<i>SP_Ppeak<sub>t-1</sub></i>	0,793	Elasticidade de Curto Prazo	
<i>Pcarb<sub>t-1</sub></i>	0,139	<i>Pcarb</i>	-0,12
<i>Pngas<sub>t-1</sub></i>	-0,014	<i>Pngas</i>	0,09
<i>Pcoal<sub>t-1</sub></i>	0,180	<i>Pcoal</i>	-0,12
<i>Const.</i>	0,239	$\alpha$ (Vel. Ajust.)	-0,21
		Est.	<i>p-value</i>
	Estatística <i>h de Durbin</i>	-11,07	
	AR (1-5) F(5,1248)	30,90	0,00

Notas: Autocorrelação (AR) - Teste LM de Breusch-Godfrey -  $H_0$ : Sem Autocorrelação nos erros até ordem 5.

Como podemos observar, todos os modelos apresentados até ao momento evidenciam a presença de autocorrelação dos erros. No ECM a Estatística Durbin-Watson (*DW*) apresenta valores superiores a 2 (Tabela 5.4-4 - 2º Passo e Tabela 5.4-5), indiciando autocorrelação negativa, e um valor inferior a 2 (Tabela 5.4-4 - 1º Passo), indiciando autocorrelação positiva. No caso do modelo ADL, tratando-se de um modelo autorregressivo, o teste de Durbin-Watson não é válido uma vez que a estatística *DW* tende a ser enviesada em torno do valor de 2. Um teste alternativo mais adequado foi desenvolvido pelo próprio Durbin, sendo designado por estatística *h de Durbin*. Como podemos verificar na Tabela 5.4-6, a estatística *h de Durbin* situa-se claramente fora do intervalo  $(-1,96 < h < 1,96)$ , levando-nos a concluir pela presença de autocorrelação nos erros. Uma forma de incluir as dinâmicas deixadas de fora da modelação, e como tal presentes nos erros de estimação, consiste em aumentar o número de defasamentos temporais dos regressores. Neste sentido, procedemos à estimação do modelo de correção dos erros introduzindo o número de defasamentos necessário para eliminar a autocorrelação dos termos de erro. Na Tabela 5.4-7 são apresentados os resultados obtidos nos modelos para cada um dos três regimes de consumo: ponta, base e fora de ponta.

Tabela 5.4-7 – Modelo de Correção dos Erros: síntese de resultados

	<i>SP_Ppeak</i>		<i>SP_Poffpeak</i>		<i>SP_Pbase</i>	
<i>Nº de Desfasamentos:</i>	5		3		3	
<b>ECM (Abordagem Wickens &amp; Breusch)</b>						
Elasticidade de Longo Prazo						
<i>Pcarb</i>	0,10		0,13		0,11	
<i>Pngas</i>	0,32		0,41		0,38	
<i>Pcoal</i>	0,40		0,33		0,35	
Elasticidade de Curto Prazo						
<i>Pcarb</i>	-0,01		0,20		0,06	
<i>Pngas</i>	0,04		-0,08		0,01	
<i>Pcoal</i>	-0,05		0,22		0,08	
<b>ECM (Abordagem Engle &amp; Granger - 2º Passo)</b>						
	Coef.	<i>p-value</i>	Coef.	<i>p-value</i>	Coef.	<i>p-value</i>
$\alpha$ (Vel. Ajust.)	-0,12	0,00 ***	-0,14	0,00 ***	-0,12	0,00 ***
<b>Testes sobre os Resíduos</b>						
	Est.	<i>p-value</i>	Est.	<i>p-value</i>	Est.	<i>p-value</i>
Autocorrelação						
AR (1-5), F(5, T)	2,793	0,02	1,992	0,08	1,960	0,08
Ljung-Box Q', $\chi^2$ (5)	3,795	0,58	4,392	0,50	5,030	0,41
ARCH (5), $\chi^2$ (5)	66,0	0,00	122,1	0,00	142,1	0,00
Normalidade, $\chi^2$ (2)	930,4	0,00	449,0	0,00	810,9	0,00

Notas: Testes sobre os resíduos -  $H_0$ : presença do efeito sobre teste (autocorrelação, heterocedasticidade, normalidade). \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

Como podemos verificar, no caso do preço da eletricidade em horas de ponta, foi necessário incluir no modelo as variáveis explicativas desfasadas até cinco períodos para que no teste de autocorrelação a hipótese nula não fosse rejeitada. Já nos casos dos preços para o regime fora de ponta e para o período base, o número de desfasamentos requeridos foi de apenas três. Os parâmetros apresentados para cada um dos modelos na Tabela 5.4-7 são as elasticidades de curto e longo prazo, o coeficiente de ajustamento ao nível de equilíbrio de longo prazo ( $\alpha$  – Vel. Ajust.) com a respetiva a significância estatística, e a performance do modelo em termos de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos termos de erro. Como podemos verificar, nomeadamente no caso do modelo para o preço em horas de ponta, a introdução de desfasamentos adicionais nas variáveis explicativas do modelo conduz a alterações substanciais quer no valor dos coeficientes associados às variáveis preço, apresentados na forma de elasticidades, quer no valor do coeficiente de ajustamento a desequilíbrios na relação de longo prazo. Repare-se que o

valor do coeficiente associado ao termos de erro passa de  $\alpha = -0,21$  para  $\alpha = -0,12$  o que pode significar que parte da variabilidade antes presente no termo de erro está agora modelada na componente autorregressiva do modelo (desfasamentos da variável dependente *SP\_Ppeak* incluídos como variáveis explicativas). Também o valor das elasticidades de longo prazo do preço da eletricidade ao preço do gás natural e do carvão sofrem variações consideráveis, o que pode estar associado a algum atraso na reação do preço da eletricidade à afluência de nova informação ao mercado contida no preço dos combustíveis.

Recorde-se que (Zachmann & von Hirschhausen, 2008), numa modelação idêntica à que apresentamos nesta secção, modelo de correção dos erros em análise de regressão com equação única, estimaram para o mercado alemão, no período 2005-2006, um valor para a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono de 0,57 para o período de ponta e 0,44 para o período base. Sendo valores substancialmente superiores aos que a nossa análise conduz (0,10 para o período de ponta e 0,11 para período base), como sabemos, não são diretamente comparáveis, desde logo por se tratar de períodos de estimação bastante desfasados. Repare-se que quando fazemos a comparação com resultados de (Lo Prete & Norman, 2013), obtidos com base na mesma metodologia de estimação mas para um período temporal mais próximo do nosso, 2007-2010, as nossas estimativas situam-se dentro dos intervalos estimados pelos autores para diferentes países: 0,09 - 0,21 para a Alemanha; 0,07-0,30 para a Bélgica; 0,03 - 0,25 para a França e 0,10 - 0,21 para a Holanda.

### **Modelo OLS Dinâmico (*DOLS – Dynamic Ordinary Least Squares*)**

Como descrevemos no capítulo dedicado à apresentação dos métodos de estimação, o modelo dinâmico de mínimos quadrados ordinários (DOLS) constitui uma abordagem adequada à presença de cointegração ((Saikkonen, 1992) e (Stock & Watson, 1993)), tendo a vantagem de permitir inferência estatística com base em distribuições *standard* pelo recurso a técnicas adequadas de cálculo dos erros-padrão dos coeficientes. Para o caso geral do preço da eletricidade, o modelo DOLS com zero desfasamentos nas variáveis em diferenças apresenta a seguinte forma:

$$P_t^{elec} = \beta_0 + \beta_1 P_t^{carb} + \beta_2 P_t^{ngas} + \beta_3 P_t^{coal} + \gamma_1 \Delta P_t^{carb} + \gamma_2 \Delta P_t^{ngas} + \gamma_3 \Delta P_t^{coal} + u_t \quad (5.4-8)$$

Considerando um desfasamento nas variáveis em diferenças, a expressão do modelo será:

$$P_t^{elec} = \beta_0 + \beta_1 P_t^{carb} + \beta_2 P_t^{ngas} + \beta_3 P_t^{coal} + \gamma_1 \Delta P_t^{carb} + \gamma_2 \Delta P_t^{ngas} + \gamma_3 \Delta P_t^{coal} + \gamma_4 \Delta P_{t-1}^{carb} + \gamma_5 \Delta P_{t-1}^{ngas} + \gamma_6 \Delta P_{t-1}^{coal} + u_t \quad (5.4-9)$$

No processo de estimação dos parâmetros DOLS a primeira decisão a tomar respeita ao número de desfasamentos a introduzir na regressão, tendo-se optado pelos critérios de informação como metodologia de seleção (SIC, AIC e HQC). O número máximo de desfasamentos foi estabelecido com base na aplicação de uma regra prática baseada no número de observações<sup>182</sup>:  $int[\min((T-p)/3), 12] * (T/100)^{1/4}$ , onde  $p$  é o número de coeficientes na equação de regressão e  $T$  o número de observações na amostra. Da aplicação da fórmula resulta um número máximo de desfasamentos igual a  $k_{max} = 22$ .

Como referido anteriormente, para que seja possível fazer inferência estatística sobre os parâmetros estimados, impõe-se o recurso a técnicas adequadas de cálculo dos erros-padrão dos coeficientes estimados. Reportando-nos por exemplo às possibilidades oferecidas pelo programa informático EViews, destacamos as seguintes opções: i) relativamente ao método de estimação da matriz de variâncias e covariâncias dos coeficientes, são oferecidas as opções de “erros-padrão HAC” (*HAC Standard Errors*) e “erros-padrão OLS reponderados” (*Rescaled Standard Errors*); ii) quanto ao método de cálculo da variância de longo prazo dos resíduos: ii.1) é possível optar pela introdução de desfasamentos na regressão dos resíduos (opção *whitening*) selecionando um número arbitrário de desfasamentos ou recorrendo a critérios de informação; ii.2) é possível optar por soluções *kernel* (Bartlett, Parzen, Quadratic-Spectral, entre outros), escolhendo também o método de seleção da largura de banda (*bandwidth method*).

Para apresentarmos um quadro resumo com as estimativas dos coeficientes DOLS, e a respetiva inferência estatística associada, optamos pela solução recomendada por defeito no programa EViews<sup>183</sup>.

<sup>182</sup> Esta é a solução sugerida “por defeito” pelo *Software* EViews, consistindo numa versão ligeiramente modificada da sugerida por (Schwert, 1989).

<sup>183</sup> Ver nota à Tabela 5.4-8.

Tabela 5.4-8 – Estimação Modelo OLS Dinâmico (DOLS)

Variável Dependente: <i>SP_Ppeak</i>										
Nº Desf.	SOLS			DOLS						
	Coef.	SIC			HQC		AIC			
			Coef.	p-value	0	1	11	11		
<i>Pcarb</i>	0,11	0,11	0,01 ***		0,11	0,01 ***		0,10	0,03 **	
		(0,046)			(0,046)			(0,047)		
<i>Pngas</i>	0,38	0,39	0,00 ***		0,38	0,00 ***		0,33	0,00 ***	
		(0,079)			(0,079)			(0,085)		
<i>Pcoal</i>	0,30	0,30	0,01 ***		0,30	0,01 ***		0,37	0,00 ***	
		(0,109)			(0,109)			(0,115)		
<i>Const.</i>	1,22	1,21	0,00 ***		1,20	0,00 ***		1,10	0,00 ***	
		(0,238)			(0,238)			(0,239)		
R <sup>2</sup> Ajust.	0,534		0,539		0,542			0,556		
Variável Dependente: <i>SP_Poffpeak</i>										
Nº Desf.	SOLS			DOLS						
	Coef.	SIC			HQC		AIC			
			Coef.	p-value	0	1	11	11		
<i>Pcarb</i>	0,12	0,12	0,02 **		0,12	0,02 **		0,11	0,04 **	
		(0,054)			(0,054)			(0,055)		
<i>Pngas</i>	0,41	0,41	0,00 ***		0,41	0,00 ***		0,37	0,00 ***	
		(0,093)			(0,093)			(0,100)		
<i>Pcoal</i>	0,29	0,29	0,02 **		0,29	0,02 **		0,36	0,01 ***	
		(0,128)			(0,128)			(0,136)		
<i>Const.</i>	0,97	0,97	0,00 ***		0,95	0,00 ***		0,80	0,00 ***	
		(0,281)			(0,280)			(0,281)		
R <sup>2</sup> Ajust.	0,455		0,459		0,464			0,484		
Variável Dependente: <i>SP_Pbase</i>										
Nº Desf.	SOLS			DOLS						
	Coef.	SIC			HQC		AIC			
			Coef.	p-value	0	1	11	11		
<i>Pcarb</i>	0,11	0,12	0,02 **		0,12	0,01 ***		0,11	0,03 **	
		(0,048)			(0,048)			(0,049)		
<i>Pngas</i>	0,39	0,40	0,00 ***		0,40	0,00 ***		0,35	0,00 ***	
		(0,082)			(0,083)			(0,089)		
<i>Pcoal</i>	0,30	0,29	0,01 ***		0,29	0,01 ***		0,36	0,00 ***	
		(0,113)			(0,113)			(0,120)		
<i>Const.</i>	1,11	1,11	0,00 ***		1,10	0,00 ***		0,97	0,00 ***	
		(0,248)			(0,247)			(0,249)		
R <sup>2</sup> Ajust.	0,523		0,528		0,532			0,549		

Notas: No cálculo da matriz de variâncias e covariâncias dos coeficientes a estimativa para a variância de longo prazo é obtida pelo método “OLS reponderado” (*rescaled OLS*), sem opção de “branqueamento dos resíduos” (*whitening options*) e com opção Kernel (Bartlett) sendo a largura de banda (*bandwidth*) calculada pelo método Newey-West Fixo. Entre parêntesis são indicados os erros-padrão associados às estimativas para os coeficientes. \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

Na Tabela 5.4-8 são então apresentados os resultados da estimação DOLS para os três regimes de consumo<sup>184</sup>, tendo-se optado por mostrar os resultados obtidos para os diferentes modelos sugeridos por cada um dos critérios de informação. Como podemos verificar pelos valores obtidos para a estatística *p-value*, todos os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos (com 1% ou 5% de nível de significância), podendo portanto concluir-se que no ajustamento DOLS os preços do carbono, gás natural e carvão são relevantes na explicação da variabilidade do preço da eletricidade. Repare-se que à medida que o número de defasamentos no modelo vai aumentando (solução devolvida pelo critério AIC) a sensibilidade do preço da eletricidade ao preço do gás natural vai diminuindo e aumentando a sensibilidade ao preço do carvão. As estimativas para a taxa de repercussão dos preços dos *inputs* no preço da eletricidade (PPTR), elasticidade do preço da eletricidade ao preço dos *inputs*, situam-se nos seguintes intervalos (em função do regime de consumo de eletricidade e do critério usado para seleccionar o número de defasamentos introduzido nas variáveis explicativas do modelo DOLS):

- Elasticidade ao preço do carbono:  $PPTR_{carb} (\beta_1)$  no intervalo  $[0,10 - 0,12]$ ;
- Elasticidade ao preço do gás natural:  $PPTR_{ngas} (\beta_2)$  no intervalo  $[0,33 - 0,41]$ ;
- Elasticidade ao preço do carvão:  $PPTR_{coal} (\beta_3)$  no intervalo  $[0,29 - 0,37]$ .

Assim, de acordo com estas estimativas, será de esperar que uma variação do preço do carbono de 1% resulte numa variação do preço da eletricidade de 0,10% a 0,12%. Como podemos verificar, o valor obtido para os coeficientes de regressão do DOLS não se afasta muito das estimativas obtidas para as elasticidades de longo prazo no modelo de correção dos erros (Tabela 5.4-7), embora neste caso não pudéssemos ter concluído sobre a significância estatística dos coeficientes pois, como ficou dito, no ECM a inferência para estes parâmetros não é robusta: 0,10-0,13 para a elasticidade ao preço do carbono, 0,32-0,41 para a elasticidade ao preço do gás natural e 0,33-0,40 para a elasticidade ao preço do carvão.

Comparando estes resultados com os obtidos por (Ahamada & Kirat, 2012) para o período 2008-2010, recorrendo também a uma modelização de equação única, devemos concluir que o valor da elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono se situa

---

<sup>184</sup> Para servir de referência são também incluídas as estimativas obtidas com o modelo estático OLS (SOLS).

muito próximo do estimado pelos autores para o mercado alemão (0,13-0,14) e um pouco abaixo do estimado para o mercado francês (0,19-0,22). O valor da nossa estimativa para o mercado espanhol fica também próximo do obtido por (Dana & Moreno, 2011) para o mercado francês de 0,16 (embora neste caso o estudo se concentre num período anterior, 2006-2008). Olhando agora para os resultados obtidos por (Fabra & Reguant, 2014) para o mercado espanhol, ainda que para um período de estimação anterior (2004-2007), concluímos que o nosso ajustamento DOLS conduz a uma estimativa para o impacto das variações do preço do carbono no preço da eletricidade (PPTR) inferior à estimada por aqueles autores de 0,41-0,58. A nossa estimativa é também inferior à obtida por (Fell, et al., 2013) para o mercado espanhol, no período 2009-2010, na variante de modelo de equação única, que se situa em torno de 0,65. Já as estimativas para as elasticidades do preço da eletricidade aos preços do gás natural e do carvão (regime base: 0,35-0,40 e 0,29-0,36, respetivamente) ficam próximas das estimadas por aqueles autores: aproximadamente 0,40 para o preço do gás natural e 0,30 para o preço do carvão.

#### 5.4.2. Análise de Cointegração Multivariada

O risco de endogeneidades no caso da modelação dos preços da eletricidade e dos vários *inputs* (combustíveis e licenças de emissão de CO<sub>2</sub>) tem levado vários autores a optar pela modelação conjunta desses preços. O reconhecimento da existência destas inter-relações introduz pelo menos alguma controvérsia relativamente à assunção de exogeneidade dos preços dos *inputs* (carbono, gás natural e carvão) implícita nos ajustamentos econométricos que apresentamos até ao momento onde o preço da eletricidade é ajustado através de modelos de equação única (análise univariada). Por outro lado, a natureza intrincada e complexa daquelas relações dificulta a imposição de relações estruturais entre as variáveis incluídas no modelo. Como referimos antes, uma das formas de ultrapassar esta dificuldade, recomendada por vários autores no caso específico dos preços das *commodities* energéticas (veja-se por exemplo (Fezzi & Bunn, 2009), (Fell, 2010), (Mohammadi, 2009), (Mjelde & Bessler, 2009) ou (Moutinho, et al., 2011)) consiste na adoção de uma abordagem multivariada (sistema de equações) orientada pelos dados (*data-driven theory*) onde todas as variáveis do modelo são modeladas a priori como endógenas, dispensando por isso quer a assunção de exogeneidade quer a imposição

apriorística de relações de dependência entre os preços. Como vimos no capítulo dedicado à revisão da literatura, o recurso à análise multivariada aproxima-nos das abordagens desenvolvidas em (Honkatukia, et al., 2006), (Bunn & Fezzi, 2008) e (Fezzi & Bunn, 2009), por exemplo, e do quadro teórico sistematizado em (Fell, et al., 2013).

#### 5.4.2.1. Especificação Dinâmica do Modelo

Uma vez que nesta fase concluímos já que todas as variáveis endógenas do modelo (variáveis preço) são não estacionárias de primeira ordem I(1), o próximo passo na modelação simultânea do preço da eletricidade, do preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub> e dos preços dos combustíveis, consiste na especificação do modelo que melhor ajusta o p.g.d.. Neste sentido, as primeiras escolhas a fazer consistem na determinação do número de defasamentos temporais ótimo a introduzir na relação entre aqueles preços e na inclusão de termos determinísticos que possam acomodar a presença de tendências e sazonalidade. No que respeita à inclusão de termos determinísticos, sempre que se justifique, apresentaremos os resultados para as três modelações habituais: modelo sem a inclusão de qualquer termo determinístico, modelo com inclusão de constante e modelo com inclusão de constante e tendência temporal. Relativamente à sazonalidade, serão incluídas um conjunto de variáveis dicotómicas centradas associadas quer aos dias da semana quer aos meses do ano.

Começando pela decisão relativa ao número de defasamentos temporais, como ficou referido na secção relativa aos modelos econométricos, iremos partir da estimação de um modelo VAR com as variáveis em níveis, pois nesta fase não é ainda conhecida a ordem de cointegração<sup>185</sup>, e proceder quer à aplicação de testes de hipóteses quer ao cálculo de critérios de seleção de modelos. À semelhança da equação (4.4-1), consideremos então o seguinte ajustamento VAR(*k*):

$$P_t = A_1 P y_{t-1} + \dots + A_k P_{t-k} + u_t \quad (5.4-10)$$

$$\text{com: } E(u_t, u'_t) = \Sigma u \quad e \quad u_t \sim (0, \Sigma u)$$

---

<sup>185</sup> Note-se que ajustar um modelo com as variáveis em níveis é equivalente a ajustar um VECM sem restrições relativas à ordem de cointegração (Lutkepohl & Kratzig, 2004).

Onde  $P_t$  é o vetor ( $4 \times 1$ ) das variáveis endógenas preço,  $P_t = [P_t^{elec}, P_t^{carb}, P_t^{ngas}, P_t^{coal}]'$ , cada  $A_i$  consiste numa matriz ( $4 \times 4$ ) de coeficientes a estimar  $\beta_{ij}$  [com,  $j = elec, carb, ngas, coal$ ] e  $u_t$  corresponde ao vetor ( $4 \times 1$ ) de termos de erro não observáveis,  $u_t = [u_t^{elec}, u_t^{carb}, u_t^{ngas}, u_t^{coal}]'$ . No caso de incluirmos os termos determinísticos e as variáveis de sazonalidade no modelo, as expressões do VAR( $k$ ) serão: para o modelo sem constante a equação (5.4-11), para o modelo com constante a equação (5.4-12) e para o modelo com constante e tendência a equação (5.4-13).

$$P_t = A_1 P_t y_{t-1} + \dots + A_k P_{t-k} + C_j D_{j,t} + u_t \quad (5.4-11)$$

$$P_t = A_1 P_t y_{t-1} + \dots + A_k P_{t-k} + C_j D_{j,t} + \pi + u_t \quad (5.4-12)$$

$$P_t = A_1 P_t y_{t-1} + \dots + A_k P_{t-k} + C_j D_{j,t} + \pi + \gamma t + u_t \quad (5.4-13)$$

Onde  $D_{j,t}$  consiste num vetor ( $15 \times 1$ ) de variáveis dicotômicas centradas que contém as variáveis associadas ao dia da semana ( $j = mon, tue, wed, thu$ ) e ao mês do ano ( $j = m1, m2, m3, m4, m5, m6, m7, m8, m9, m10, m11$ )<sup>186</sup>,  $C_j$  consiste numa matriz ( $4 \times 15$ ) com os coeficientes associados a estas variáveis dicotômicas em cada uma das equações do sistema,  $\pi$  corresponde a um vetor ( $4 \times 1$ ) de constantes e  $\gamma$  corresponde a um vetor ( $4 \times 1$ ) de parâmetros associados à tendência temporal ( $t$ ). Para o modelo com constante e apenas um desfasamento temporal ( $k=1$ ), a expressão desenvolvida do VAR(1) será a seguinte:

$$\begin{aligned} P_t^{elec} &= \beta_{11} P_{t-1}^{elec} + \beta_{12} P_{t-1}^{carb} + \beta_{13} P_{t-1}^{ngas} + \beta_{14} P_{t-1}^{coal} + C_{1,j} D_{j,t} + \pi_1 + u_t^{elec} \\ P_t^{carb} &= \beta_{21} P_{t-1}^{elec} + \beta_{22} P_{t-1}^{carb} + \beta_{23} P_{t-1}^{ngas} + \beta_{24} P_{t-1}^{coal} + C_{2,j} D_{j,t} + \pi_2 + u_t^{carb} \\ P_t^{ngas} &= \beta_{31} P_{t-1}^{elec} + \beta_{32} P_{t-1}^{carb} + \beta_{33} P_{t-1}^{ngas} + \beta_{34} P_{t-1}^{coal} + C_{3,j} D_{j,t} + \pi_3 + u_t^{ngas} \\ P_t^{coal} &= \beta_{41} P_{t-1}^{elec} + \beta_{42} P_{t-1}^{carb} + \beta_{43} P_{t-1}^{ngas} + \beta_{44} P_{t-1}^{coal} + C_{4,j} D_{j,t} + \pi_4 + u_t^{coal} \end{aligned} \quad (5.4-14)$$

Para a definição do número de desfasamentos máximo a partir do qual iniciaremos o procedimento sequencial de teste de rácio de verosimilhança (teste LR) ou o cálculo dos critérios de informação usamos a regra prática já referida anteriormente. O resultado conduz-nos, tanto para o modelo sem constante ( $m = 4 + 15 = 19$ ) como para o modelo com constante ( $m = 4 + 15 + 1 = 20$ ) e para o modelo com constante e tendência ( $m = 4 +$

<sup>186</sup> Cada uma das variáveis  $D_{j,t}$  assume o valor de um no dia correspondente da semana ou do mês e zero nos restantes dias.

$15 + 2 = 21$ )<sup>187</sup> a um  $k_{max} = 22$  (cerca de um mês, em termos de dias úteis). Relativamente ao procedimento de teste LR, começando com  $k = 22$  desfasamentos, testamos a hipótese de os coeficientes  $A_i$  associados ao desfasamento  $l$  serem conjuntamente zero. Quando a hipótese nula não é rejeitada, reduzimos o número de desfasamentos em uma unidade e refazemos o teste, interrompendo a sequência de teste quando a hipótese nula for rejeitada pela primeira vez. A estatística do teste LR, que segue uma distribuição Qui-quadrado ( $\chi^2$ ), é calculada da seguinte forma (Lutkepohl, 2005):

$$LR = T * \{\log|\Omega_{l-1}| - \log|\Omega_l|\} \sim \chi^2(p^2)$$

Onde  $T$  representa a dimensão da amostra,  $|\Omega|$  o determinante da matriz de covariâncias dos resíduos e  $p$  o número de variáveis endógenas do modelo<sup>188</sup>. Relativamente ao procedimento de seleção baseada nos critérios de informação (AIC, SIC e HQC), sabendo que nas formulações apresentadas para os três critérios as estatísticas surgem negativamente relacionadas com a verosimilhança e positivamente com o número de parâmetros, a solução para o ajustamento mais adequado passa pelo ajustamento de modelos VAR( $k$ ) de ordem  $k = 0, 1, \dots, k_{max}$ , selecionando-se o modelo que minimiza a estatística escolhida pelo analista.

Os resultados detalhados que apresentaremos nas próximas secções, no que respeita ao preço da eletricidade, referem-se ao regime de consumo em hora de ponta. Assim, salvo indicação em contrário, os resultados associados ao símbolo *Pelec* referem-se ao preço da eletricidade em regime de ponta, ou seja, haverá uma correspondência entre os símbolos *Pelec* e *SP\_Ppeak*. Mais tarde, de forma sintética e em quadros comparativos, serão apresentados os resultados para os regimes de consumo em horas de ponta, fora de ponta e base. Nessa altura distinguiremos cada um dos casos recorrendo aos símbolos já apresentados: *SP\_Ppeak*, *SP\_Poffpeak* e *SP\_Pbase*, respetivamente.

---

<sup>187</sup> Neste caso concreto, recordando que  $m$  consiste no número de parâmetros a estimar em cada equação, sendo portanto 4 parâmetros correspondentes aos coeficientes associados às variáveis endógenas e 17 associados aos termos determinísticos (15 relativos às variáveis dicotómicas de sazonalidade, mais o termo constante e a tendência), teremos:  $k_{max} = \text{int}\{\min((T-m)/3, 12) * (T/100)^{1/4}\} = \text{int}\{\min((1262-21)/3, 12) * (1262/100)^{1/4}\} = 22$ .

<sup>188</sup> Note-se que, de forma a garantir a comparabilidade dos modelos para os vários casos (de  $k=22$  a  $k=1$ ), a dimensão da amostra usada na estimação de cada um dos modelos deve ser igual (Lutkepohl, 2005). Número de Observações na Amostra =  $T - k_{max} = 1262 - 22 = 1240$ .

Como podemos verificar na Tabela 5.4-9, os resultados obtidos pelos critérios de informação para o caso particular do modelo sem constante são unânimes na conclusão a que conduzem: o modelo que minimiza o valor da estatística para os critérios AIC, SIC e HQC é o modelo com dois desfasamentos ( $k = 2$ ). Estes resultados não são confirmados pelo procedimento sequencial de teste LR: quando o procedimento de teste se inicia em  $k = 22$ , a hipótese nula de todos os desfasamentos serem estatisticamente não significativos é rejeitada pela primeira vez (com um nível de significância de 1%) para  $k = 14$  desfasamentos. Contudo, devemos salientar que também para o modelo selecionado com base nos critérios de informação ( $k = 2$ ), a hipótese nula do teste LR é rejeitada (igualmente com um nível de significância de 1%), significando que os parâmetros associados aos dois desfasamentos são no seu conjunto estatisticamente significativos.

Tabela 5.4-9 – Estimação VECM: especificação do modelo (nº de desfasamentos)

Modelo sem Constante						
Nº de Desf. ( $k$ )	Log. da Ver.	Teste LR		AIC	SIC	HQC
		Est. LR	$p$ -value			
1	8.976,69	-	0,00	-14,45	-14,39	-14,43
2	9.070,19	185,81	0,00	-14,58(*)	-14,45(*)	-14,53(*)
3	9.083,90	27,15	0,04	-14,57	-14,38	-14,50
4	9.098,52	28,86	0,02	-14,57	-14,31	-14,47
5	9.110,26	23,11	0,10	-14,56	-14,23	-14,44
6	9.115,89	11,05	0,79	-14,55	-14,15	-14,40
7	9.134,17	35,73	0,00	-14,55	-14,09	-14,38
8	9.142,60	16,41	0,40	-14,54	-14,01	-14,34
9	9.157,17	28,30	0,02	-14,54	-13,94	-14,31
10	9.168,76	22,44	0,11	-14,53	-13,87	-14,28
11	9.181,03	23,66	0,08	-14,52	-13,80	-14,25
12	9.192,00	21,10	0,14	-14,52	-13,72	-14,22
13	9.198,40	12,26	0,69	-14,50	-13,64	-14,18
14	9.222,91	46,80(*)	0,00	-14,51	-13,59	-14,17
15	9.227,62	8,96	0,90	-14,50	-13,50	-14,12
16	9.236,99	17,78	0,28	-14,49	-13,43	-14,09
17	9.245,00	15,14	0,45	-14,47	-13,35	-14,05
18	9.248,65	6,87	0,97	-14,45	-13,26	-14,01
19	9.259,58	20,51	0,15	-14,44	-13,19	-13,97
20	9.269,32	18,22	0,24	-14,43	-13,11	-13,94
21	9.281,93	23,51	0,07	-14,43	-13,04	-13,91
22	9.291,36	17,52	0,28	-14,42	-12,96	-13,87

Notas: “Log. da Ver.” - Logaritmo da Verosimilhança. Teste LR - Teste de rácio de verosimilhança:  $H_0$ : todos os coeficientes associados ao desfasamento  $k$  são nulos. (\*) Indica o modelo selecionado pelo critério em causa.

Os resultados obtidos para os modelos com constante e com constante e tendência, apresentados na Tabela 5.4-10, são em tudo idênticos aos obtidos para o modelo sem constante.

**Tabela 5.4-10 – Estimação VECM: especificação do modelo (nº de desf. – cont.)**

<b>Modelo com Constante</b>						
Nº de Desf. ( <i>k</i> )	Log. da Ver.	Teste LR		AIC	SIC	HQC
		Est. LR	<i>p-value</i>			
1	8.989,24	17,582	0,00	-14,47	-14,38	-14,44
2	9.078,68	177,59	0,00	-14,58(*)	-14,44(*)	-14,53(*)
3	9.092,00	26,35	0,05	-14,58	-14,37	-14,50
...	...	...	...	...	...	...
14	9.229,85	45,86(*)	0,00	-14,52	-13,58	-14,16
...	...	...	...	...	...	...
22	9.297,48	17,21	0,29	-14,42	-12,95	-13,87

<b>Modelo com Constante e Tendência</b>						
Nº de Desf. ( <i>k</i> )	Log. da Ver.	Teste LR		AIC	SIC	HQC
		Est. LR	<i>p-value</i>			
1	9.004,71	-	0,00	-14,49	-14,39	-14,45
2	9.090,23	169,66	0,00	-14,60(*)	-14,43(*)	-14,53(*)
3	9.103,34	25,93	0,05	-14,59	-14,36	-14,51
...	...	...	...	...	...	...
14	9.238,88	43,72(*)	0,00	-14,53	-13,57	-14,17
...	...	...	...	...	...	...
22	9.306,30	18,06	0,24	-14,43	-12,94	-13,87

Notas: *idem* Tabela 5.4-9.

Atendendo à conclusão unânime a que conduzem todos os critérios de informação ( $k = 2$ ), e seguindo o princípio da parcimónia relativamente ao número de parâmetros a incluir no modelo, concluímos que o ajustamento mais adequado aos dados com que estamos a trabalhar é um modelo autorregressivo com dois desfasamentos VAR(2), o que implicará, como ficou demonstrado antes, que a reparametrização em forma de modelo de correção dos erros deva contemplar um desfasamento na componente de curto prazo (variáveis em diferenças), ou seja, VECM(1). Este número de desfasamentos está em linha com trabalhos já citados que, tal como nós, ajustam uma modelação autorregressiva relacionando o preço da eletricidade com o preço dos *inputs*: por exemplo, (Fezzi & Bunn, 2009) para o Reino Unido consideram dois desfasamentos, (Fell, 2010) para o NordPool

seleciona três desfasamentos e (Ferkingstad, et al., 2011) para os mercados alemão e nórdico concluem por dois desfasamentos.

Na tarefa de especificação do modelo impõe-se agora a decisão de incluir ou não variáveis determinísticas, nomeadamente constante e tendência temporal. Como ficou referido antes, esta questão cruza-se diretamente com o tema dos testes de cointegração e por isso será abordada na secção seguinte.

#### 5.4.2.2. Testes de Cointegração

Seguindo a abordagem de regressão de posto reduzido (RRR) de Johansen, iremos testar a ordem de cointegração das variáveis preço do modelo através do teste do Traço ( $\lambda_{trace}$ ) e do teste do Valor Próprio Máximo ( $\lambda_{max}$ ).

Como ficou referido no capítulo dedicado aos métodos de estimação, a metodologia que seguiremos para ultrapassar o dilema que resulta de, por um lado, a simples observação dos dados não nos permitir concluir com rigor e objetividade pela presença de tendências determinísticas e, por outro, os testes para a determinação da ordem de cointegração serem dependentes do número de parâmetros a incluir no modelo, consiste em testar conjuntamente as hipóteses relativas à ordem de cointegração e aos componentes determinísticos, seguindo o *Princípio de Pantula* (Johansen, 1992): começaremos com o modelo mais restritivo ( $r = 0$  e constante restrita ao espaço/relações de cointegração) e terminaremos com o menos restritivo ( $r = p-1$  com constante sem restrições, ou seja, presente na componente de curto prazo do modelo, e tendência temporal restrita ao espaço/relações de cointegração)<sup>189</sup>. Em cada passo do procedimento de teste, o valor das estatísticas obtidas para  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$  serão comparadas com os seus valores críticos.

Antes de nos concentrarmos no modelo com todas as variáveis - preços da eletricidade, do carbono, do gás natural e do carvão - será útil testar a cointegração nas várias combinações possíveis das variáveis presentes no modelo (sistemas bidimensionais e tridimensionais). Este exercício, recomendado por vários autores, (Lutkepohl & Kratzig, 2004) e (Mohammadi, 2009) por exemplo, este último para o caso específico das

---

<sup>189</sup> Recorde-se que a letra  $r$  representa o número de relações de cointegração e a letra  $p$  o número de variáveis endógenas incluídas no modelo.

*commodities* energéticas, poderá funcionar “como uma boa estratégia de verificação da plausibilidade e consistência dos resultados obtidos para os testes de cointegração, olhando para os dados a partir de diferentes ângulos” (Lutkepohl & Kratzig, 2004). Como veremos mais tarde, as conclusões tiradas a partir deste exercício podem também ser bastante úteis no âmbito da estratégia de normalização que seguiremos para identificar as relações de cointegração, ajudando nomeadamente a mitigar o risco de essa normalização assentar numa variável que na realidade não está presente na relação de cointegração.

Na Tabela 5.4-11 apresentamos os resultados para os testes de cointegração nos modelos com duas variáveis. A sequência de teste desenvolve-se da seguinte forma: i) para testar a hipótese relativa ao número de relações de cointegração, começamos pela hipótese nula de ausência de cointegração  $H_0: r \leq 0$  (corresponde ao modelo menos restritivo pois não é imposta à partida qualquer restrição relacionada com o número de colunas nulas na matriz  $\alpha$ ), passando à hipótese seguinte no caso de rejeição, ou seja, testaremos  $H_0: r \leq 1$ , o que, para os sistemas bidimensionais, corresponde ao máximo possível de uma relação de cointegração; no caso dos modelos com três variáveis, sendo a hipótese nula  $H_0: r \leq 1$  rejeitada então passamos ao teste seguinte que corresponde à hipótese nula de duas relações de cointegração,  $H_0: r \leq 2$ ; resumindo, o teste de hipótese do número de relações de cointegração desenvolve-se “de cima para baixo”; ii) relativamente à decisão sobre a inclusão de termos determinísticos no modelo, a sequência dos testes desenvolve-se “da esquerda para a direita”; ou seja, para cada teste relativo à relação de cointegração, começamos no Modelo 2 (o menos restritivo) e vamos avançando para os modelos seguintes até que a hipótese nula seja rejeitada pela primeira vez; caso não o seja para cada um dos três modelos, então passamos para a linha seguinte e reiniciamos a sequência da esquerda para a direita. São apresentados os resultados para os dois testes de cointegração desenvolvidos de acordo com a abordagem RRR de Johansen, tendo-se optado por incluir também o teste de Engle-Granger para o caso dos modelos bidimensionais. Como podemos verificar, nos modelos bilaterais, quando a normalização é feita na variável preço da eletricidade, ou seja, esta é a variável dependente, todos os testes apontam claramente para a existência de uma relação de cointegração o que significa que o preço da eletricidade partilha uma mesma tendência estocástica com cada um dos *inputs* considerados individualmente (os combustíveis gás natural e carvão e as licenças de emissão) ou, dito de outra forma, os testes de cointegração apontam para a existência de uma relação de

equilíbrio de longo prazo entre o preço da eletricidade e o preço de cada uma daquelas *commodities* consideradas individualmente.

Tabela 5.4-11 – Testes de Cointegração de Johansen: parcial (duas variáveis)

Var.	Desf. H <sub>0</sub> :		Teste do Traço - $\lambda trace$						Teste do Valor Próprio Máx. - $\lambda max$						
	(p)	(k)	Modelo 2 (H <sub>c</sub> )		Modelo 3 (H <sub>lc</sub> )		Modelo 4 (H <sub>i</sub> )		Modelo 2 (H <sub>c</sub> )		Modelo 3 (H <sub>lc</sub> )		Modelo 4 (H <sub>i</sub> )		
			Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	
Pelec, Pcarb	2	0	2	37,3	0,00	35,8	0,00	41,5	0,00	34,5	0,00	34,3	0,00	35,3	0,00
		1	1	2,7(*)	0,64	1,5	0,22	6,2	0,45	2,7(*)	0,63	1,5	0,22	6,2	0,45
	3	0	2	31,8	0,00	30,0	0,00			29,2	0,00	28,8	0,00		
		1	1	2,6(*)	0,66	1,2	0,27			2,6(*)	0,66	1,2	0,27		
Pelec, Pngas	2	0	2	62,5	0,00	62,5	0,00	78,8	0,00	58,5	0,00	58,5	0,00	73,3	0,00
		1	1	4,1(*)	0,42	4,0	0,04	5,5	0,54	4,1(*)	0,42	4,0	0,04	5,5	0,54
Pelec, Pcoal	2	0	2	68,9	0,00	68,7	0,00	69,7	0,00	66,7	0,00	66,7	0,00	67,6	0,00
		1	1	2,2(*)	0,74	2,1	0,15	2,1	0,95	2,2(*)	0,74	2,1	0,15	2,1	0,95
Pcarb, Pngas	1	0	2	11,7(*)	0,48	10,1	0,28	20,9	0,18	9,9(*)	0,36	8,9	0,30	13,6	0,29
		1	1	1,9	0,80	1,2	0,28	7,4	0,32	1,9	0,80	1,2	0,28	7,4	0,32
Pcarb, Pcoal	2	0	2	7,2(*)	0,88	5,5	0,75	17,8	0,36	4,3(*)	0,93	3,8	0,87	15,4	0,18
		1	1	3,0	0,60	1,7	0,19	2,4	0,92	3,0	0,60	1,7	0,19	2,4	0,92
Pngas Pcoal	1	0	2	16,3(*)	0,16	16,2	0,04	24,1	0,08	14,4(*)	0,08	14,4	0,05	22,2	0,02
		1	1	1,9	0,79	1,7	0,19	1,9	0,96	1,9	0,79	1,7	0,19	1,9	0,96

Notas:

- Modelo 2 (H<sub>c</sub>): modelo com constante restrita ao espaço de cointegração.
- Modelo 3 (H<sub>lc</sub>): modelo com constante sem restrições.
- Modelo 4 (H<sub>i</sub>): modelo com tendência restrita e constante sem restrições.
- Desf.: número de defasamentos - selecionado de acordo com os critérios de informação HQC e SIC, conduzindo ambos ao mesmo resultado em todos os modelos exceto para o caso dos modelos *Pelec*, *Pcarb* com constante restrita e constante sem restrições (H<sub>c</sub> e H<sub>lc</sub>): SIC (k = 2) e HQC (k = 3).
- (\*) Indica a primeira vez que a hipótese nula não é rejeitada com um nível de significância estatística de 5% numa sequência do tipo - da esquerda para a direita, linha após linha.

Valores críticos e *p-values* publicados em (Doornik, 1998) e (Johansen, 1995b), atualizados (Doornik, 2003).

p-r =	Teste do Traço - $\lambda trace$						Teste do Valor Próprio Máximo - $\lambda max$					
	Modelo 2 (H <sub>c</sub> )		Modelo 3 (H <sub>lc</sub> )		Modelo 4 (H <sub>i</sub> )		Modelo 2 (H <sub>c</sub> )		Modelo 3 (H <sub>lc</sub> )		Modelo 4 (H <sub>i</sub> )	
	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$
1	12,53	9,14	6,63	3,84	16,22	12,45	12,53	9,14	6,63	3,84	16,19	12,43
2	24,69	20,16	19,62	15,41	30,67	25,73	19,69	15,79	18,14	14,16	23,39	19,24
3	40,78	35,07	35,21	29,80	48,87	42,77	26,47	22,17	25,36	21,03	30,10	25,63
4	60,81	53,94	54,23	47,71	70,91	63,66	33,00	28,41	31,99	27,38	36,65	31,89

Notas:

- $\alpha$ - nível de significância estatística do teste.
- $\lambda trace$ : Tabela 2, Tabela 3 e Tabela 4 publicadas em (Doornik, 1998) e (Doornik, 2003).
- $\lambda max$ : Tabela 7, Tabela 8 e Tabela 9 publicadas em (Doornik, 1998) e (Doornik, 2003).

Em todos os casos a hipótese nula de ausência de cointegração ( $H_0: r \leq 0$ ) é rejeitada para ambos os testes independentemente da forma como é modelada a presença de eventuais tendências determinísticas. A este respeito, admitindo o princípio de parcimónia quanto ao número de parâmetros a incluir no modelo (*Pantula Principle*), conclui-se que a modelização que melhor se ajusta corresponde à inclusão do termo constante na relação de cointegração (Modelo 2 -  $H_c$ ). Os resultados a que chegamos para a relação bilateral entre o preço da eletricidade e o preço dos combustíveis confirmam as conclusões reportadas por (Pacheco, 2010) para o mercado espanhol com base nos mesmos preços de referência dos combustíveis com que trabalhamos - TTF para o gás natural e API2 para o carvão<sup>190</sup>. Quando passamos aos testes envolvendo somente as variáveis preço dos *inputs*, os resultados sugerem que não existe evidência de partilha de tendência estocástica entre os preços das várias *commodities* quando relacionados em pares. Como podemos verificar, nos modelos que têm como variáveis  $P_{carb}$  e  $P_{coal}$ ,  $P_{carb}$  e  $P_{ngas}$  e  $P_{ngas}$  e  $P_{coal}$ , a hipótese nula  $H_0: r \leq 0$  (ausência de cointegração) não é rejeitada para um nível de significância de 5%. Apenas no modelo que relaciona os preços dos combustíveis ( $P_{ngas}/P_{coal}$ ) se poderá concluir pela existência de cointegração entre as variáveis, aceitando os resultados do teste  $\lambda_{max}$  para um nível de significância de 10% ou encontrando evidência de que os Modelos 3 e 4 são os que melhor ajustam às séries de dados. Embora estes resultados possam ser de alguma forma inesperados estão em linha com as conclusões de alguns trabalhos empíricos desenvolvidos já no contexto do CELE. Num dos primeiros estudos sobre os principais *drivers* do preço do carbono durante a primeira fase do CELE, que inclui entre outros o mercado espanhol, (Alberola, et al., 2008) reportam ausência de significância estatística do preço do gás natural e do preço carvão, ao contrário do preço do *brent* e do preço da eletricidade. Da mesma forma, (Mansanet-Bataller, et al., 2007), num estudo anterior, tinham reportado a ausência de poder explicativo do preço do carvão<sup>191</sup>. Também em (Thoenes, 2011), num estudo conduzido para o caso da Alemanha, se conclui que o preço do carbono e do gás natural não são cointegrados. Como podemos verificar pelos resultados mostrados na Tabela 5.4-12, o teste de cointegração Engle-Granger conduz-nos às mesmas conclusões que os testes de Johansen. Nos modelos onde a variável preço da

---

<sup>190</sup> O trabalho tem como período de análise: 01/07/2007 e 31/10/2009.

<sup>191</sup> Neste caso os autores concluem pela significância do preço do gás natural (a par do preço do *brent*).

eletricidade é a variável dependente, a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada em todos os casos (nível de significância de 1%), devendo portanto concluir-se que as variáveis partilham uma tendência de longo prazo em qualquer um dos três modelos. Já no caso dos modelos que relacionam o preço dos *inputs* entre si, os resultados do teste de Engle-Granger levam-nos a concluir pela existência de cointegração entre o preço do gás natural e o preço do carvão de forma mais perentória que no teste de Johansen (a hipótese nula é rejeitada com um nível de significância de 5%).

**Tabela 5.4-12 – Testes de Cointegração de Engle-Granger: parcial (duas variáveis)**

Variáveis ( <i>p</i> )	Desf. ( <i>k</i> )	Teste Engle-Granger			
		Modelo com Constante		Modelo com Const.&Tend.	
		Est. - $\tau_c$	<i>p</i> -value	Est. - $\tau_{ct}$	<i>p</i> -value
<i>Pelec, Pcarb</i>	2	-5,04	0,00	-5,13	0,00
	3	-4,58	0,00	-	-
<i>Pelec, Pngas</i>	2	-7,02	0,00	-7,92	0,00
<i>Pelec, Pcoal</i>	2	-7,15	0,00	-7,20	0,00
<i>Pcarb, Pngas</i>	1	-1,23	0,85	-2,47	0,54
<i>Pcarb, Pcoal</i>	2	-1,24	0,85	-2,97	0,28
<i>Pngas, Pcoal</i>	1	-3,49	0,03	-4,29	0,01

Notas:  $H_0$  - série de resíduos com raiz unitária (série não estacionária).

Na Tabela 5.4-13 são apresentados os resultados dos testes de cointegração para os modelos com três variáveis. Nos casos que incluem o preço da eletricidade, o número de relações de cointegração mantém-se igual ao do modelo bilateral ( $r = 1$ ) em ambos os testes e para todas as modalidades relativas à inclusão de termos determinísticos. No modelo com o preço dos três *inputs* testamos duas configurações (uma com  $k = 1$  e outra com  $k = 2$  desfasamentos) pois os resultados indicados por cada uma dos critérios de informação não coincidem. Também aqui o resultado dos testes de cointegração apontam para a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os três preços.

Tabela 5.4-13 – Testes de Cointegração de Johansen: parcial (três variáveis)

Var.	Desf.	H <sub>0</sub> : (p) (k) r ≤ p-r =		Teste do Traço - $\lambda_{trace}$						Teste do Valor Próprio Máx. - $\lambda_{max}$					
				Modelo 2 (Hc)		Modelo 3 (Hlc)		Modelo 4 (HI)		Modelo 2 (Hc)		Modelo 3 (Hlc)		Modelo 4 (HI)	
				Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value	Est. LR	p-value
<i>Pelec,</i>		0	3	79,7	0,00	78,2	0,00	93,4	0,00	69,1	0,00	69,1	0,00	73,6	0,00
<i>Pcarb,</i>	2	1	2	10,6(*)	0,59	9,1	0,37	19,8	0,24	8,7(*)	0,48	7,8	0,41	12,4	0,39
<i>Pngas</i>		2	1	1,9	0,80	1,3	0,26	7,4	0,32	1,9	0,80	1,3	0,26	7,4	0,32
<i>Pelec,</i>		0	3	77,5	0,00	75,8	0,00	95,9	0,00	70,3	0,00	70,1	0,00	77,4	0,00
<i>Pcarb,</i>	2	1	2	7,2(*)	0,88	5,7	0,73	18,5	0,32	4,2(*)	0,93	3,9	0,87	15,8	0,16
<i>Pcoal</i>		2	1	3,0	0,60	1,9	0,17	2,7	0,90	3,0	0,60	1,9	0,17	2,7	0,90
<i>Pelec,</i>		0	3	87,3	0,00	87,1	0,00	102,7	0,00	71,5	0,00	71,4	0,00	79,0	0,00
<i>Pngas,</i>	2	1	2	15,8(*)	0,19	15,7	0,04	23,7	0,09	13,8(*)	0,11	13,8	0,06	21,7	0,02
<i>Pcoal</i>		2	1	2,0	0,77	2,0	0,16	2,0	0,95	2,0	0,77	2,0	0,16	2,0	0,95
		0	3	37,2	0,03	35,3	0,01	55,7	0,00	28,8	0,00	28,6	0,00	31,3	0,01
	1	1	2	8,4(*)	0,79	6,7	0,61	24,4	0,07	5,8(*)	0,81	4,9	0,76	21,0	0,03
<i>Pcarb,</i>		2	1	2,6	0,66	1,9	0,17	3,4	0,82	2,6	0,66	1,9	0,17	3,4	0,82
<i>Pngas,</i>		0	3	35,7	0,04	34,0	0,01	50,0	0,01	29,0	0,00	28,7	0,00	30,4	0,01
<i>Pcoal</i>		2	1	6,8(*)	0,90	5,3	0,77	19,5	0,26	4,4(*)	0,92	3,6	0,89	16,5	0,12
		2	1	2,4	0,71	1,7	0,19	3,0	0,87	2,4	0,70	1,7	0,19	3,0	0,87

Notas: *idem* Tabela 5.4-11. Número de desfasamentos - selecionado de acordo com os critérios de informação HQC e SIC, conduzindo ambos ao mesmo resultado exceto para o caso do modelo *Pcarb*, *Pngas*, *Pcoal* onde o critério SIC indica um desfasamento e o critério HQC dois desfasamentos.

Por fim, na Tabela 5.4-14 são reportados os resultados dos testes de cointegração para o modelo completo, isto é, com as quatro variáveis preço. Neste caso, os resultados evidenciam maior ambiguidade. Enquanto o resultado do teste  $\lambda_{trace}$  pode ser lido como indicando a presença de uma única relação de equilíbrio entre as quatro variáveis preço ( $r = 1$ ), com um nível de significância estatística muito próximo de 5% ( $p\text{-value} = 0,04$ ) no modelo com constante restrita ao espaço de cointegração (Modelo 2) e de 1% nos restantes dois modelos, já o teste o teste  $\lambda_{max}$  aponta de forma mais acentuada para a existência no sistema de duas relações cointegração ( $r = 2$ ). Repare-se contudo que neste último caso, se o nível de significância exigido passar de 5% para 1%, o modelo com tendência temporal (Modelo 4) aponta também para apenas uma relação de cointegração. A existência de duas relações de cointegração no sistema com as quatro variáveis pode ser compreendida admitindo por exemplo que a eventual tendência estocástica comum aos preços dos combustíveis (gás natural e carvão), evidenciada nos testes de cointegração para os

modelos bilaterais, não é partilhada pelo preço da eletricidade. Assim, uma das relações de cointegração poderá corresponder tão só à relação entre os preços dos combustíveis, refletindo a segunda a tendência partilhada pelo preço da eletricidade e pelos preços dos *inputs* (combustíveis e carbono).

Tabela 5.4-14 – Testes de Cointegração de Johansen: modelo completo

Var.	Desf. H <sub>0</sub> :		Teste do Traço - $\lambda_{trace}$						Teste do Valor Próprio Máx. - $\lambda_{max}$						
			Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
			(Hc)	(Hlc)	(HI)	(Hc)	(Hlc)	(HI)	(Hc)	(Hlc)	(HI)	(Hc)	(Hlc)	(HI)	
(p)	(k)	$r \leq$	$p-r =$	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value
<i>Pelec</i>		0	4	111,5	0,00	109,8	0,00	132,81	0,00	75,8	0,00	75,7	0,00	82,3	0,00
<i>Pcarb,</i>	2	1	3	35,7(*)	0,04	34,1	0,01	50,52	0,01	29,0	0,00	28,7	0,00	30,5	0,01
<i>Pngas,</i>		2	2	6,8	0,90	5,4	0,76	20,05	0,23	4,4(*)	0,92	3,6	0,89	16,8	0,11
<i>Pcoal</i>		3	1	2,4	0,71	1,8	0,18	3,21	0,84	2,4	0,71	1,8	0,18	3,2	0,84

Notas: *idem* Tabela 5.4-11. Número de desfasamentos - selecionado de acordo com os critérios de informação HQC, SIC e AIC, conduzindo todos os critérios ao mesmo resultado.

Procurando esclarecer alguma contradição entre os resultados dos testes de Johansen, recorreremos complementarmente ao teste de cointegração de Saikkonen & Lutkepohl desenvolvido em (Saikkonen & Luukkonen, 1997) e (Saikkonen & Lutkepohl, 2000)<sup>192</sup>. Como podemos constatar pelos resultados mostrados na Tabela 5.4-15, o teste de cointegração de Saikkonen & Lutkepohl aponta de forma mais clara para a existência de apenas uma relação de cointegração entre as quatro variáveis preço. Repare-se que no modelo testado em primeiro lugar, Modelo 2, a hipótese nula de uma relação de cointegração ( $H_0: r \leq 1$ ) não é rejeitada de forma clara. Em conclusão, atendendo a que a significância estatística do teste  $\lambda_{trace}$  está muito próxima do nível de significância que temos vindo a adotar como critério de decisão ( $1-\alpha = 5\%$ ) e aos resultados do teste de Saikkonen & Lutkepohl, iremos prosseguir aceitando o resultado de  $r = 1$ , ou seja, a presença de uma única relação de cointegração no sistema.

<sup>192</sup> Para o caso de modelo com constante (Modelo 2) os desenvolvimentos do teste e os valores críticos podem ser encontrados em (Saikkonen & Luukkonen, 1997) e (Saikkonen & Lutkepohl, 2000), para o modelo com constante sem restrições (Modelo 3) em (Saikkonen & Lutkepohl, 2000) e para o modelo com tendência restrita ao espaço de cointegração e constante sem restrições (Modelo 4) em (Saikkonen & Lutkepohl, 2000) e (Lutkepohl & Saikkonen, 2000).

Tabela 5.4-15 – Testes de Cointegração de Saikkonen&amp;Lutkepohl: modelo completo

Variáveis ( <i>p</i> )	Desf. ( <i>k</i> )	Ho:		Teste de Saikkonen & Lutkepohl					
		$r \leq$	$p-r =$	Modelo 2 ( <i>Hc</i> )		Modelo 3 ( <i>Hlc</i> )		Modelo 4 ( <i>Hl</i> )	
				Est. LR	<i>p-value</i>	Est. LR	<i>p-value</i>	Est. LR	<i>p-value</i>
<i>Pelec Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	2	0	4	84,89	0,00	86,36	0,00	110,61	0,00
		1	3	19,26	0,19	20,44	0,06	36,69	0,00
		2	2	3,73	0,75	4,73	0,37	8,13	0,53
		3	1	0,00	0,97	-	-	0,12	0,99

Notas: Número de desfasamentos - selecionado de acordo com os critérios de informação HQC, SIC e AIC, conduzindo todos os critérios ao mesmo resultado. Cálculos efetuados com recurso ao *software* JMulTi (Lutkepohl & Kratzig, 2004).

Até ao momento, os testes de cointegração em contexto de análise multivariada conduzem-nos à conclusão de que existe evidência de cointegração entre os preços da eletricidade no mercado espanhol e os preços das licenças de emissão CO<sub>2</sub>, seja quando analisámos apenas os dois preços (modelo bilateral) seja quando incluímos na relação de equilíbrio um ou dois dos combustíveis utilizados na geração da eletricidade (modelos com três e quatro variáveis, respetivamente). Esta conclusão está em linha com os resultados reportados em estudos empíricos anteriores que recorrem a técnicas de estimação semelhantes à nossa: (Honkatukia, et al., 2006) e (Fell, 2010), para o mercado NordPool, ajustando os mesmos quatro preços considerados no nosso estudo, concluem por uma relação de cointegração; (Fezzi & Bunn, 2009), para o mercado do Reino Unido, e (Thoenes, 2011), para o mercado alemão, relacionando o preço da eletricidade com os preços do gás natural e do carbono, reportam ambos uma relação de cointegração; (Chemarin, et al., 2008), para o mercado francês, embora relacionando apenas o preço da eletricidade com o preço do carbono, apontam também para uma relação de cointegração.

Atendendo à evidência estatística produzida, prosseguimos o estudo sob a hipótese de uma relação de cointegração ( $r = 1$ ), considerando um ajustamento multivariado autorregressivo com dois desfasamentos temporais ( $k = 2$ ) e a inclusão de uma constante restrita ao espaço de cointegração<sup>193</sup>.

<sup>193</sup> A opção pelo modelo com constante restrita ao espaço de cointegração (*Hc*), além de estar fundamentada nos testes de cointegração, como verificamos, será também testada mais tarde no âmbito dos testes de exclusão dos coeficientes da relação de cointegração.

### 5.4.2.3. Estimação VECM: modelo apenas com variáveis endógenas

Aceitando a evidência estatística de que a ordem de cointegração das quatro variáveis preço é igual à unidade ( $r = 1$ ), avançamos para a estimação do modelo econométrico VECM que resulta da reparametrização do VAR apresentado antes e que corresponde à especificação na forma de correção de erros.

$$\Delta P_t = \alpha \beta' P_{t-1} + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \psi D_{j,t} + \mu + u_t \quad (5.4-15)$$

Onde  $\alpha$  é um vetor ( $4 \times 1$ ) com os coeficientes de ajustamento,  $\beta$  é um vetor ( $4 \times 1$ ) com os coeficientes de cointegração,  $P_{t-1}$  é o vetor ( $4 \times 1$ ) com as variáveis preço em níveis desfasadas em um período,  $\Gamma_i$  são matrizes ( $4 \times 4$ ) dos coeficientes associados às variáveis preço em diferenças desfasadas,  $\Delta P_{t-i}$  são vetores ( $4 \times 1$ ) com as variáveis preço em diferenças desfasadas,  $D_{j,t}$  é um vetor ( $15 \times 1$ ) com variáveis dicotômicas de sazonalidade centradas (dia de semana e mês do ano),  $\psi$  consiste numa matriz ( $4 \times 15$ ) com os coeficientes associadas a estas variáveis,  $\mu$  corresponde ao vetor ( $1 \times 1$ ) com a constante e  $u_t$  corresponde ao vetor ( $4 \times 1$ ) com os termos de erro.

Recordamos que tínhamos já demonstrado que a especificação autorregressiva que melhor se adequa aos dados consiste num VAR com dois desfasamentos temporais, VAR(2), e que no que respeita à inclusão de termos determinísticos a inserção de uma constante restrita ao espaço de cointegração revelou ser a modelação mais adequada, a par de um conjunto de variáveis dicotômicas centradas com vista à captação do efeito de sazonalidade associado ao ciclo semanal e mensal de consumo de eletricidade. Sendo assim, a expressão analítica do modelo para quatro variáveis endógenas ( $p = 4$ ), dois desfasamentos temporais ( $k = 2$ ) e uma relação de cointegração ( $r = 1$ ) será a seguinte, VECM(1)<sup>194</sup>:

$$\Delta P_t = \alpha \beta' P_{t-1} + \alpha \mu_1 + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \psi D_{j,t} + u_t \quad (5.4-16)$$

<sup>194</sup> Recordamos que se  $k = 2$  no VAR então  $k = 1$  no VECM. Repare-se que na expressão do VECM o termo determinístico constante ( $\mu$ ) surge já incluído na relação de cointegração.

A expressão da **relação de cointegração** associada ao VECM, incorporado o termo de correção de erros (ECT), terá a seguinte representação<sup>195</sup>:

$$\Pi P_{t-1} = \alpha \beta' P_{t-1} + \alpha \mu_1 = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \\ \alpha_{41} \end{bmatrix} [\beta_{11} \quad \beta_{21} \quad \beta_{31} \quad \beta_{41} \quad \mu_1] \begin{bmatrix} P_{t-1}^{elec} \\ P_{t-1}^{carb} \\ P_{t-1}^{ngas} \\ P_{t-1}^{coal} \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$\text{ou: } \Pi P_{t-1} = \alpha \beta' P_{t-1} + \alpha \mu_1 = \begin{bmatrix} \alpha_{11} ECT_{1,t-1} \\ \alpha_{21} ECT_{1,t-1} \\ \alpha_{31} ECT_{1,t-1} \\ \alpha_{41} ECT_{1,t-1} \end{bmatrix}$$

$$\text{onde: } ECT_{1,t-1} = \beta_{11} P_{t-1}^{elec} + \beta_{21} P_{t-1}^{carb} + \beta_{31} P_{t-1}^{ngas} + \beta_{41} P_{t-1}^{coal} + \mu_1$$

Normalizando o vetor de cointegração na variável preço da eletricidade, isto é, dividindo todos os coeficientes da equação de cointegração pelo coeficiente associado ao preço da eletricidade, vem:

$$ECT_{1,t-1} = \beta_{11}/\beta_{11} P_{t-1}^{elec} + \beta_{21}/\beta_{11} P_{t-1}^{carb} + \beta_{31}/\beta_{11} P_{t-1}^{ngas} + \beta_{41}/\beta_{11} P_{t-1}^{coal} + \mu_1/\beta_{11}$$

Neste caso, a equação de cointegração representará a relação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade que pode ser expressa da seguinte forma:

$$ECT_{t-1}^{elec} = P_{t-1}^{elec} + \beta_{carb} P_{t-1}^{carb} + \beta_{ngas} P_{t-1}^{ngas} + \beta_{coal} P_{t-1}^{coal} + \mu_1 \quad (5.4-17)$$

Ao definirmos o vetor das variáveis endógenas, a variável preço da eletricidade surge na primeira posição porque desta forma a normalização exigida pela identificação do sistema será efetuada em relação a esta variável, ou seja, será atribuído o valor de um ao coeficiente que lhe está associado. Desta forma, em linha com a nossa hipótese de trabalho, a relação de cointegração presente no VECM poderá ser entendida/testada como a relação de equilíbrio de longo prazo à qual está associada o preço da eletricidade. Em princípio, os resultados obtidos nos testes de cointegração bilaterais, ao confirmarem a presença de

<sup>195</sup> Modelo com constante restrita ao espaço de cointegração e excluindo por agora o vetor de variáveis exógenas.

cointegração entre a variável preço da eletricidade e todas as restantes variáveis incluídas no modelo, deixam-nos a salvo do risco de estarmos a normalizar o sistema numa variável que não está presente na relação de cointegração, com um coeficiente nulo, portanto (Lutkepohl & Kratzig, 2004). O facto dos testes que abrangem apenas o preço dos *inputs* não terem apresentado forte evidência de rejeição da hipótese de ausência de cointegração ajuda também a confirmar as suspeitas de que a relação de cointegração presente no VECM com as quatro variáveis contera o preço da eletricidade. Importa ainda salientar que o facto de todas as variáveis presentes no modelo serem não estacionárias reduz substancialmente o risco de o vetor de cointegração identificado resultar não de uma combinação linear estacionária de todas ou de algumas das variáveis mas antes ser o resultado da estacionaridade de uma variável individual.

A expressão do VECM(1) na componente das **dinâmicas de curto prazo**, isto é, com as variáveis em primeiras diferenças, será a seguinte:

$$\begin{aligned}
 \Delta P_t^{elec} &= \alpha_{11} ECT_{t-1}^{elec} + \Gamma_{11} \Delta P_{t-1}^{elec} + \Gamma_{12} \Delta P_{t-1}^{carb} + \Gamma_{13} \Delta P_{t-1}^{ngas} + \Gamma_{14} \Delta P_{t-1}^{coal} + \psi_{1j} D_{j,t} + u_{1t} \\
 \Delta P_t^{carb} &= \alpha_{21} ECT_{t-1}^{elec} + \Gamma_{21} \Delta P_{t-1}^{elec} + \Gamma_{22} \Delta P_{t-1}^{carb} + \Gamma_{23} \Delta P_{t-1}^{ngas} + \Gamma_{24} \Delta P_{t-1}^{coal} + \psi_{2j} D_{j,t} + u_{2t} \\
 \Delta P_t^{ngas} &= \alpha_{31} ECT_{t-1}^{elec} + \Gamma_{31} \Delta P_{t-1}^{elec} + \Gamma_{32} \Delta P_{t-1}^{carb} + \Gamma_{33} \Delta P_{t-1}^{ngas} + \Gamma_{34} \Delta P_{t-1}^{coal} + \psi_{3j} D_{j,t} + u_{3t} \\
 \Delta P_t^{coal} &= \alpha_{41} ECT_{t-1}^{elec} + \Gamma_{41} \Delta P_{t-1}^{elec} + \Gamma_{42} \Delta P_{t-1}^{carb} + \Gamma_{43} \Delta P_{t-1}^{ngas} + \Gamma_{44} \Delta P_{t-1}^{coal} + \psi_{4j} D_{j,t} + u_{4t}
 \end{aligned}
 \tag{5.4-18}$$

Na Tabela 5.4-16 apresentamos os resultados obtidos para a estimação do VECM com base no método de máxima verosimilhança de posto reduzido sugerido na abordagem de Johansen. Na parte superior da tabela estão indicados os coeficientes da equação de cointegração (o vetor  $\beta$  normalizado em termos do preço da eletricidade) e na parte inferior os coeficientes associados a cada uma das quatro equações de curto prazo - os coeficientes de ajustamento à relação de equilíbrio de longo prazo,  $\alpha$  (ou coeficientes associados ao termo de correção de erros desfasado,  $ECT_{t-1}$ ), os coeficientes associados às variáveis em

primeiras diferenças,  $\Gamma$ , e os coeficientes associados às variáveis de sazonalidade<sup>196</sup>. Na equação de cointegração, que aqui representa a relação de equilíbrio de longo prazo associada ao preço da eletricidade, os sinais dos coeficientes são os esperados pois apontam para uma relação positiva entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs* utilizados na sua produção (sejam os combustíveis, gás natural e carvão, seja as licenças de emissão de CO<sub>2</sub>). A relação de cointegração correspondente à Eq. (5.4-17), normalizada em termos do preço da eletricidade, pode ser representado da seguinte forma:

$$p^{elec} - 0,15 p^{carb} - 0,42 p^{ngas} - 0,21 p^{coal} - 1,38 - ECT^{elec} = 0$$

ou

$$p^{elec} = 1,38 + 0,15 p^{carb} + 0,42 p^{ngas} + 0,21 p^{coal} + ECT^{elec}$$

A constante presente na equação de equilíbrio de longo prazo pode ser entendida como uma margem (*markup*) sobre o custo marginal que reflete os custos fixos, ou outros elementos do custo total menos quantificáveis mas estáveis (Sijm, et al., 2008). Relativamente aos coeficientes de ajustamento à relação de equilíbrio de longo prazo, apenas o coeficiente da equação relativa às variações do preço da eletricidade é substancialmente diferente de zero ( $\alpha_{elec} = -0,156$ )<sup>197</sup>. Também neste caso podemos afirmar que o sinal do coeficiente associado a  $ECT_{t-1}$  é o esperado pois sendo negativo significa que um afastamento do preço relativamente ao seu nível de equilíbrio de longo prazo determinará uma variação de preço no período seguinte no sentido de o atrair para aquele nível de equilíbrio<sup>198</sup>: se o afastamento face ao nível de equilíbrio de longo prazo tiver sido negativo ( $ECT_{t-1} < 0$ ), então a variação do preço no período seguinte será positiva ( $(\Delta P_{elec,t} = -0,156 \times ECT_{t-1}) > 0$ ), no sentido de fazer subir o preço para o seu nível de equilíbrio; se, pelo contrário, o afastamento for no sentido positivo ( $ECT_{t-1} > 0$ ), então o equilíbrio

<sup>196</sup> As variáveis dicotómicas de sazonalidade cujos coeficientes não revelaram significância estatística individual (nível de significância de 5%) foram sendo sequencialmente excluídas.

<sup>197</sup> Como o modelo apenas apresenta uma relação de cointegração, a partir deste momento, por razões de simplicidade de leitura, deixaremos cair o índice relativo ao vetor de cointegração.

<sup>198</sup> Repare-se que, caso o sinal do coeficiente fosse positivo ( $\alpha_{elec} > 0$ ) e o coeficiente estatisticamente significativo, significaria que o preço não convergiria para um nível de equilíbrio. Caso o coeficiente não fosse estatisticamente significativo, significaria que a relação de longo prazo implícita na equação de cointegração não correspondia a um nível de equilíbrio de longo prazo, podendo tal ocorrer por duas razões: i) o preço da eletricidade não convergiria para um nível de equilíbrio (pouco provável) ii) o nível de equilíbrio (ao contrário do postulado pela hipótese de trabalho) não seria ditado pelo preço dos *inputs* considerados.

será repostado pela descida do preço no período seguinte ( $(\Delta P_{elec,t} = -0,156 \times ECT_{t-1}) < 0$ ). Podemos portanto concluir que um afastamento do preço da eletricidade face ao seu nível de equilíbrio de longo prazo é corrigido no período seguinte em cerca de 16%. A inferência com base na estatística *t* mostra a ausência de significância estatística dos coeficientes de ajustamento associados ao preço do carbono e ao preço do gás natural. Na equação relativa ao preço do carvão, embora o teste suporte evidência de significância estatística, se atendermos ao valor absoluto do coeficiente ( $\alpha_{coal} = -0,006$ ), teremos de concluir pela sua insignificância. Na realidade, afirmar que um preço ajusta menos de 1%, significa na prática reconhecer que não há um ajustamento verdadeiramente significativo. Relativamente às variáveis de sazonalidade, os resultados levam-nos a concluir que apenas os efeitos dia da semana - segunda-feira (*Dmon*) e mês do ano - março (*Dm3*) são estatisticamente significativos, nomeadamente na equação relativa às variações de curto prazo do preço da eletricidade. Quanto aos restantes coeficientes das equações com as variáveis em diferenças, para o caso particular do preço da eletricidade, devemos concluir que as dinâmicas de curto prazo, após corrigidas pela sazonalidade, além da correção face a afastamentos do nível de equilíbrio de longo prazo, são explicadas exclusivamente pela componente autorregressiva do preço da eletricidade. Como podemos verificar, o coeficiente  $\Gamma_{1,1} = -0,309$  é estatisticamente significativo<sup>199</sup>, com um nível de significância de 1%, indicando que a componente autorregressiva é importante na explicação da variabilidade de curto prazo do preço da eletricidade<sup>200</sup>, o que poderá estar de acordo com uma hipótese de funcionamento menos eficiente do mercado de eletricidade ibérico. Face à ausência de significância estatística dos coeficientes associados às variações dos preços dos combustíveis e das licenças de emissão de carbono, devemos concluir que, embora o preço dos *inputs* seja importante para a determinação do nível de equilíbrio de longo prazo do preço eletricidade, não há evidência estatística de que condicione as suas variações no curto prazo.

---

<sup>199</sup> Como ficou referido na Cap. 4, no caso do ajustamento das equações individuais relativas à variação de cada um dos preços, como todas as variáveis presentes são estacionárias, a inferência com base na estatística *t* é válida.

<sup>200</sup> Embora sem uma explicação teórica objetiva, corresponde a fontes de variabilidade que são expurgadas aos resíduos do modelo que não incorpore esta componente autorregressiva e que, em princípio, exibirá autocorrelação.

Tabela 5.4-16 – Estimação VECM: estimação dos coeficientes do modelo

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>						
	<i>Pelec</i>	<i>Pcarb</i>	<i>Pngas</i>	<i>Pcoal</i>	<i>Const.</i>	
	1,00	-0,15	-0,42	-0,21	-1,38	
		(0,066)	(0,115)	(0,158)	(0,347)	
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>) e coeficientes de curto prazo (<math>\Gamma</math>)</b>						
	$\Delta Pelec$	$\Delta Pcarb$	$\Delta Pngas$	$\Delta Pcoal$		
<i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,156 ***	0,003 -	0,000 -	-0,006 **		
	(0,017)	(0,004)	(0,006)	(0,003)		
	[-9,123]	[-0,714]	[-0,013]	[-2,139]		
$\Delta Pelec_{t-1}$	-0,309 ***	0,014 **	-0,013 -	0,001 -		
$\Delta Pcarb_{t-1}$	-0,089 -	0,051 *	0,104 **	0,090 ***		
$\Delta Pngas_{t-1}$	0,025 -	-0,015 -	-0,044 -	0,013 -		
$\Delta Pcoal_{t-1}$	-0,064 -	-0,119 ***	0,000 -	0,049 *		
<i>Dmon</i>	0,034 ***	-0,001 -	0,002 -	-0,001 -		
<i>Dm3</i>	-0,042 ***	0,003 -	-0,001 -	-0,003 *		

Notas: Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes. Valores entre parêntesis retos: valores para a *Estatística t*. \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

Na Tabela 5.4-17 são apresentados os resultados para os testes de diagnóstico habitualmente conduzidos para concluir sobre a verificação dos pressupostos e propriedades do ajustamento. Na parte superior da tabela são apresentados os resultados para o conjunto das equações do modelo enquanto na parte inferior apresentamos os resultados para cada uma das equações relativas às variáveis em diferenças. Na análise multivariada, os resultados obtidos para os testes de autocorrelação não são conclusivos. Como podemos verificar, as indicações dadas pelos testes *Breusch-Godfrey* e *Portmanteau* (*Box-Pierce* e *Ljung-Box*) são contraditórias com o primeiro a rejeitar a hipótese nula de erros não correlacionados e o segundo a permitir concluir que o ajustamento autorregressivo, com o número de desfasamentos escolhido, é suficiente para eliminar a autocorrelação dos erros. O mesmo se pode concluir dos testes conduzidos para cada uma das equações separadamente, ou seja, nenhuma das quatro equações rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Relativamente às restantes “doenças” que tipicamente afetam os modelos de séries temporais, os resultados dos testes de diagnóstico mostram que o ajustamento revela presença de heterocedasticidade autorregressiva condicional (ARCH) e distribuição não normal dos erros. Contudo, como demonstrou (Gonzalo, 1994), este não é um problema particularmente grave no caso da análise de cointegração uma vez

que os estimadores de máxima verosimilhança de Johansen mantêm as suas propriedades, nomeadamente a da consistência, mesmo na presença daqueles dois efeitos, não comprometendo por isso a validade da inferência estatística. Devemos mesmo referir que a presença daqueles dois efeitos é bastante comum em estudos de cointegração sobre preços de *commodities* energéticas: (Hendry & Juselius, 2001), (Fezzi & Bunn, 2009), (Fell, 2010), (Fezzi & Bunn, 2010), (Bertrand, 2012) e (Aatola, et al., 2013), por exemplo, enfrentam os mesmos inconvenientes nas suas análises.

Tabela 5.4-17 – Estimação VECM: testes de diagnóstico sobre os resíduos

<b>Análise Multivariada</b>						
<b>Autocorrelação</b> – $H_0$ : erros não correlacionados			Estatística	$p$ -value		
- Breusch-Godfrey Test						
- LM Test: (1)	AR (5), $\chi^2_{(80)}$		154,26		0,00	
- Portmanteau Test						
- Box-Pierce: (2)	AR (5), $\chi^2_{(60)}$		72,05		0,14	
- Ljung-Box: (3)	AR (5), $\chi^2_{(60)}$		72,22		0,13	
<b>Heterocedasticidade</b> – $H_0$ : erros homocedásticos			Estatística	$p$ -value		
- ARCH LM: (4)	VARCH (5), $\chi^2_{(500)}$		1.258		0,00	
<b>Normalidade</b> – $H_0$ : erros normalmente distribuídos			Estatística	$p$ -value		
- Assimetria apenas: (5)	Doornik-Hansen $\chi^2_{(4)}$		2.560		0,00	
- Curtose apenas: (5)	Doornik-Hansen $\chi^2_{(4)}$		133.627		0,00	
- Normalidade: (5)	Doornik-Hansen $\chi^2_{(8)}$		136.186		0,00	
<b>Análise Univariada</b>						
Equação	Autocorrelação		Heterocedasticidade		Normalidade	
	Ljung-Box Test: AR(5)		ARCH LM Test: ARCH(5)		Jarque-Bera Test	
	Estatística	$p$ -value	Estatística	$p$ -value	Estatística	$p$ -value
Equação $\Delta Pelec$ : $u_{1t}$	6,98	0,22	75,65	0,00	98.881	0,00
Equação $\Delta Pcarb$ : $u_{2t}$	2,95	0,71	63,20	0,00	1.971	0,00
Equação $\Delta Pngas$ : $u_{3t}$	2,10	0,84	129,68	0,00	6.352	0,00
Equação $\Delta Pcoal$ : $u_{4t}$	3,00	0,70	4,72	0,45	29.301	0,00

Notas:

(1) A hipótese nula de ausência de autocorrelação é testada através da estatística *LM (Lagrange Multiplier)* cuja distribuição assintótica corresponde à distribuição Qui-quadrado com  $(h \times p^2)$  g.l. sob a hipótese nula, sendo  $h$  a ordem de defasamento para o teste (número de covariâncias residuais testadas) e  $p$  o número de variáveis endógenas presentes no sistema.

(2) A estatística de *Portmanteau* ( $Q_h$ ), também designada de estatística *Box-Pierce Statistic*, tem uma distribuição aproximada de Qui-quadrado com  $[p^2 \times h - p^2 \times (k-1)]$  g.l. sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação, sendo  $k$  o número de defasamentos temporais. Quando o teste é aplicado aos resíduos de um VECM deve ser subtraído o número de parâmetros da equação de cointegração:  $Q_h \sim \chi^2(p^2 \times h - p^2 \times (k-1) - k \times r)$  sendo  $r$  o número de vetores de cointegração (Lutkepohl, 2005).

(3) A estatística ajustada de *Portmanteau* ( $Q_h^*$ ), também designada de estatística *Ljung-Box statistic*, tem distribuição similar à estatística de *Portmanteau* ( $Q_h$ ).

(4) A estatística do teste **VARCH-LM** segue uma distribuição Qui-quadrado com  $[h \times p^2 \times (p + 1)^2/4]$  g.l.

(5) A estatística *Doornik-Hansen*, segue uma distribuição de Qui-quadrado com  $p$  g.l., no caso dos testes de assimetria (*skewness*) e curtose (*kurtosis*), e com  $2p$  g.l., no caso do teste conjunto.

Os resultados apresentados na Tabela 5.4-18 confirmam, com base nos critérios de informação, que a especificação do modelo que melhor se ajusta aos dados, no que respeita à inclusão de termos determinísticos, é a que considera uma constante restrita ao espaço de cointegração. Como podemos verificar, é o Modelo 2 o que minimiza a estatística para os critérios SIC e HQC<sup>201</sup>. Como veremos já de seguida, os resultados apontados pelos critérios de informação são também confirmados pelo teste estatístico que permite concluir sobre a significância estatística do parâmetro constante na relação de cointegração. A ausência de uma tendência linear evidente nas séries de preços é uma razão adicional que recomenda a restrição da constante ao espaço de cointegração.

Tabela 5.4-18 – Estimação VECM: inclusão de termos determinísticos

Modelo/ Caso		O-L (a)	PPS (b)	Critério de Seleção		
				AIC	SIC	HQC
Mod. 1 ( <i>H<sub>z</sub></i> )	Mod. sem Constante	Case 0	Case I	-14,592	-14,429	-14,531
Mod. 2 ( <i>H<sub>c</sub></i> )	Mod. com Constante Restrita	Case 1*	Case II	-14,602	-14,439(*)	-14,541(*)
Mod. 3 ( <i>H<sub>lc</sub></i> )	Mod. com Constante sem Restrições	Case 1	Case III	-14,597	-14,418	-14,530
Mod. 4 ( <i>H<sub>l</sub></i> )	Mod. c/ Const. sem Rest. e Tend. Rest.	Case 2*	Case IV	-14,604(*)	-14,424	-14,536
Mod. 5 ( <i>H<sub>ql</sub></i> )	Mod. c/ Const. e Tend. sem Restrições	Case 2	Case V	-14,598	-14,402	-14,524

Notas:

- (a) Casos apresentados em (Osterwald-Lenum, 1992).
- (b) Casos apresentados em (Mackinnon, et al., 1999) e (Pesaran, et al., 2000).
- (\*) Indica o modelo selecionado para o critério em causa (modelo que minimiza o valor da estatística).
- Modelos com dois desfasamentos ( $k = 2$ ) selecionados de acordo com os critérios SIC e HQC.

A análise detalhada do espaço de cointegração, para além da estimação dos coeficientes, deverá permitir concluir se de facto todas as *commodities* integram a relação de equilíbrio de longo prazo que aí é postulada. Trata-se portanto de testar se algum dos mercados estará excluído da relação de longo prazo identificada. Os testes de significância estatística de rácio de verosimilhança (*LR tests*), definidos em (Johansen, 1995b), ou também designados **Testes de Exclusão**<sup>202</sup> (Juselius, 2006), apresentados na Tabela 5.4-19, testam a hipótese nula do coeficiente de cointegração em causa ser igual a zero -

<sup>201</sup> Embora os designados Modelo 1 (modelo sem constante) e Modelo 5 (modelo com constante e tendência sem restrições) não sejam relevantes para o tipo de dados com que estamos a trabalhar, decidimos apresentar os resultados também para estes casos.

<sup>202</sup> Como referido antes, trata-se de um teste de rácio de verosimilhança (LR) cuja estatística tem uma distribuição Qui-quadrado com um número de graus de liberdade igual ao número de restrições que está a ser imposto no vetor de cointegração (no caso do teste de coeficiente individual, trata-se de uma restrição).

$H_0: \beta_i = 0$ . Como podemos observar, a hipótese nula é rejeitada para os coeficientes associados ao preço da eletricidade (1% de significância), ao preço do carbono (5% de significância) e ao preço do gás natural (1% de significância), não sendo rejeitada para o caso do preço do carvão<sup>203</sup>. Devemos então concluir que os resultados sugerem que o preço do carvão não integra a relação de equilíbrio de longo prazo representada pelo vetor de cointegração. A explicação para este resultado pode eventualmente ser encontrada no facto de, como vimos antes, poder ser o preço do carvão nacional, e não necessariamente a cotação nos mercados internacionais, o preço que realmente condiciona o setor de produção elétrica em Espanha. No caso de o mercado funcionar de forma eficiente, em princípio, tratando-se de um bem transacionado internacionalmente, o preço nacional estaria indexado à cotação internacional. Contudo, tendo presente o reconhecido nível de subsidiação do Estado espanhol ao setor de extração de carvão, é possível que o preço a que as elétricas têm acesso ao carvão extraído internamente, e que fazem refletir no preço da eletricidade, possa divergir da cotação internacional que serve de referência à nossa estimação. Na Tabela 5.4-19 são também mostrados os resultados para os **Testes de Exogeneidade Fraca** (exogeneidade fraca de longo prazo) (Juselius, 2006)<sup>204</sup>. Neste caso trata-se de um teste sobre os coeficientes de ajustamento de curto prazo ( $\alpha$ ), ou coeficientes associados ao termo de erro ( $ECT_{t-1}$ ), onde se testa a hipótese nula do preço associado ao coeficiente em causa não ajustar a desvios ocorridos na relação de equilíbrio de longo prazo -  $H_0: \alpha_i = 0$ <sup>205</sup>. Como podemos verificar, os testes LR confirmam as indicações dadas pela *estatística t*, ou seja, tendo presente a insignificância do valor absoluto do coeficiente de ajustamento associado ao preço do carvão, apenas o preço da eletricidade ajusta no sentido de corrigir desequilíbrios ocorridos na relação de longo prazo (relação de cointegração). Admitindo um nível de significância de 1%, repare-se que o coeficiente associado ao termo de erro apenas é estatisticamente significativo na equação que explica

---

<sup>203</sup> Nesta fase chamamos à atenção para o facto dos resultados do teste LR reforçarem a indicação dada pelos testes de cointegração no sentido de ser incluído no modelo a constante restrita ao espaço de cointegração. Como podemos verificar, a hipótese nula de exclusão da constante é rejeitada com 1% de significância.

<sup>204</sup> Como ficou referido antes, a exogeneidade que está sob teste refere-se à significância estatística da relação de cointegração na equação da variável em causa (Lutkepohl & Kratzig, 2004) e não ao conceito associado à *causalidade de Granger*. Vários autores preferem mesmo usar o conceito de “exogeneidade fraca de longo prazo” (*long-run weak exogeneity*) - (Hendry & Juselius, 2001), (Juselius, 2006), (Fezzi & Bunn, 2010) são alguns exemplos.

<sup>205</sup> Também neste caso se trata de um teste de rácio de verosimilhança (LR) com distribuição Qui-quadrado.

as variações de curto prazo do preço da eletricidade. Embora o coeficiente de ajustamento da equação relativa às variações do preço do carvão surja como significativo, quando o nível de significância estatística é de 5%, tendo em conta, por um lado o seu valor absoluto, muito próximo de zero, e, por outro lado, o facto de o carvão constituir uma *commodity* transacionada a nível global, não é de admitir que o seu preço ajuste a desequilíbrios ocorridos na relação de longo prazo que determina a formação do preço da eletricidade num mercado regional como é o caso Ibérico. Neste sentido, tendo em conta quer a evidência estatística quer o reconhecimento da forma de funcionamento dos mercados, será de admitir que os preços dos *inputs* são a exógenos à relação de equilíbrio de longo prazo que condiciona a formação do preço da eletricidade o que fará sentido em termos teóricos tendo presente que o preço dessas *commodities* é determinado não ao nível regional (Ibérico) mas ao nível europeu (carbono e gás natural) ou global (carvão).

Tabela 5.4-19 – Estimação VECM: testes sobre os coeficientes  $\beta$  e  $\alpha$ 

<b>Teste de Exclusão</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Cointegração - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
<b>Variável</b>	<b>Hipótese Nula</b>	<b>Est. LR</b>		<b>p-value</b>
<i>Pelec</i>	$H_0: \beta_{peak} = 0$	57,51	***	0,00
<i>Pcarb</i>	$H_0: \beta_{carb} = 0$	4,09	**	0,04
<i>Pngas</i>	$H_0: \beta_{ngas} = 0$	7,89	***	0,00
<i>Pcoal</i>	$H_0: \beta_{coal} = 0$	1,19	-	0,28
<i>Const.</i>	$H_0: const. = 0$	12,03	***	0,00

<b>Teste de Exogeneidade Fraca de Longo-Prazo</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Ajustamento - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
<b>Variável</b>	<b>Hipótese Nula</b>	<b>Est. LR</b>		<b>p-value</b>
<i>ECTt-1_Pelec</i>	$H_0: \alpha_{peak} = 0$	57,23	***	0,00
<i>ECTt-1_Pcarb</i>	$H_0: \alpha_{carb} = 0$	0,42	-	0,52
<i>ECTt-1_Pngas</i>	$H_0: \alpha_{ngas} = 0$	0,00	-	0,99
<i>ECTt-1_Pcoal</i>	$H_0: \alpha_{coal} = 0$	4,15	**	0,04

Como referimos antes, até ao momento, a análise efetuada teve como referência o preço da eletricidade nas horas de ponta (*Ppeak*). Iremos agora apresentar os resultados obtidos quando o preço da eletricidade (*Pelec*) considerado no ajustamento econométrico VECM é o preço correspondente ao segundo regime de consumo, horas fora de ponta (*Poffpeak*), ou o preço correspondente à média do conjunto das 24 horas (*Pbase*). Começamos por apresentar os resultados que otimizam o ajustamento no que respeita quer

à introdução de defasamentos temporais nas variáveis quer à inclusão de termos determinísticos (constante e tendência temporal). Como podemos verificar pelos resultados apresentados na parte superior da Tabela 5.4-20, no modelo para o preço da eletricidade nas horas fora de ponta dois dos critérios de informação recomendam a introdução de três defasamentos temporais (AIC e HQC), mais um defasamento do que no caso do preço para o regime das horas de ponta, sendo o modelo com constante restrita ao espaço de cointegração (Modelo 2) o que provou ser o mais adequado de acordo com os três critérios de informação. Já no modelo onde o preço da eletricidade considerado é o preço base, a seleção do número de defasamentos ótimo é mais controversa com cada um dos critérios a apontar para uma solução distinta. Neste caso decidimos seguir a indicação dada pelo critério HQC uma vez que este é o critério mais adequado para amostras de grande dimensão como é o nosso caso (Lutkepohl, 2005). Igualmente controversos são também os resultados dos testes de cointegração mostrados na parte inferior da Tabela 5.4-20. Tal como já tinha acontecido no caso do preço da eletricidade nas horas de ponta, a partir o teste do Traço ( $\lambda_{trace}$ ) concluímos pela existência de apenas uma relação de cointegração enquanto o teste Valor Próprio Máximo ( $\lambda_{max}$ ) indica a presença de duas relações de cointegração. Contudo, e também tal como no caso do regime em horas de ponta, o teste que consideramos como complemento à abordagem de Johansen, o teste de Saikkonen & Lutkepohl, aponta de forma mais clara para a presença de apenas uma relação de cointegração<sup>206</sup>. Assim, também nestes casos optamos por ajustar o modelo VECM assumindo a presença de apenas uma relação de cointegração ( $r = 1$ ). Como tal, ajustaremos um VECM com uma relação de cointegração para ambos os casos, com uma constante restrita, introduzindo três defasamentos temporais no modelo para o preço da eletricidade em regime fora de ponta, VECM(2), e dois defasamentos temporais quando o preço da eletricidade considerado é o preço base, VECM(1).

---

<sup>206</sup> Para o modelo considerado (Modelo 2), a hipótese nula de uma relação de cointegração, não é rejeitada em ambos os casos, mesmo considerando um nível de significância estatística de 10%: o *p-value* associado ao teste da hipótese nula  $H_0: r \leq 1$  é de *p-value* = 0,22 para o preço em regime fora de ponta (*SP\_Poffpeak*) e de *p-value* = 0,19 para o preço base (*SP\_Pbase*).

Tabela 5.4-20 – VECM: especificação dos modelos - regimes fora de ponta e base

i) Número de Desfasamentos Ótimo e Inclusão de Termos Determinísticos									
Variáveis Endógenas (p)	Nº de Desfasamentos Ótimo				Inclusão de Termos Determinísticos				
	Critério de Seleção			Nº Desf. Seleç.	Critério de Seleção			Modelo Seleç.	
	AIC	SIC	HQC		AIC	SIC	HQC		
<i>SP_Poffpeak, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	3	1	3	3	Mod. 2 (Hc)	Mod. 2 (Hc)	Mod. 2 (Hc)	Mod. 2 (Hc)	
<i>SP_Pbase, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	3	1	2	2	Mod. 4 (Hl)	Mod. 2 (Hc)	Mod. 2 (Hc)	Mod. 2 (Hc)	

ii) Teste de Cointegração									
Variáveis Endógenas (p)	Desf. (k)	Ho: $r \leq p-r =$	$\lambda trace$		$\lambda max$		Nº Relações Cointegração Selecionado		
			Modelo 2 (Hc)		Modelo 2 (Hc)				
			Est. LR	p-value	Est. LR	p-value			
<i>SP_Poffpeak, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	3	0	4	98,77	0,00	64,84	0,00	1	
		1	3	33,92	0,07	26,47	0,01		
		2	2	7,46	0,86	4,99	0,88		
		3	1	2,46	0,69	2,46	0,69		
<i>SP_Pbase, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	2	0	4	118,27	0,00	82,46	0,00	1	
		1	3	35,80	0,04	28,96	0,00		
		2	2	6,84	0,90	4,49	0,92		
		3	1	2,35	0,71	2,35	0,71		

Olhando agora para os resultados da estimação mostrados na Tabela 5.4-21<sup>207</sup>, podemos concluir que o sinal dos parâmetros na equação de cointegração, tal como para o caso das horas de ponta, é o esperado (relação positiva entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs*). Também os resultados do teste LR de exclusão sobre os coeficientes da equação de cointegração, tanto para o modelo do regime das horas fora de ponta como para o modelo do preço base, continuam a sustentar a significância dos parâmetros associados aos preços da eletricidade, do carbono e do gás natural na relação de equilíbrio de longo prazo e a apontar para a exclusão do preço do carvão daquela relação. Neste último caso, não existe evidência estatística que permita rejeitar a hipótese nula do teste LR ( $H_0: \beta_{coal} = 0$ ). A diferença mais significativa ao nível da equação de cointegração regista-se na magnitude dos valores absolutos dos coeficientes associados ao preço do carbono ( $\beta_{carb}$ ) e ao preço do gás natural ( $\beta_{ngas}$ ): a elasticidade do preço da eletricidade ao preço dos *inputs* (carbono e gás natural) é superior no regime de consumo em horas fora de ponta do que no

<sup>207</sup> Para tornar a comparação mais simples, repetimos os resultados para o regime de horas de ponta ( $P_{peak}$ ).

regime das horas de ponta. No caso do carbono, uma variação no preço de 1% terá associada, em equilíbrio, uma variação do preço da eletricidade de 0,21% no regime fora de ponta ( $\beta_{\text{offpeak,carb}} = 0,21$ ) a que se contrapõe uma variação de apenas 0,15% no regime das horas de ponta ( $\beta_{\text{peak,carb}} = 0,15$ ). Esta diferença na taxa de repercussão da variação do preço dos fatores de produção no preço de venda da eletricidade, quando medida em função do regime das horas de ponta, representa, no caso do preço do carbono, um acréscimo de cerca de 40%<sup>208</sup>, e, no caso do gás natural, um acréscimo de cerca de 30%<sup>209</sup>. Esta maior capacidade para os produtores elétricos fazerem refletir no preço de venda as variações ocorridas nos preços dos *inputs* nos períodos de menor consumo poderá eventualmente estar associada a uma menor pressão competitiva no mercado nestes períodos de transação (Bonacina & Gullì, 2007). Por outro lado, o resultado relativo à taxa de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade (PPTR) está em linha, por exemplo, com o reportado por (Fell, 2010) que faz uma abordagem onde também avalia o impacto do preço do CO<sub>2</sub> para os diferentes regimes de consumo no mercado nórdico. Este resultado poderá estar associado a uma ordem de mérito na formação do preço da eletricidade que aponte para a entrada no sistema primeiro das unidades de produção mais intensivas em carbono, por consistirem nas unidades de custo marginal mais reduzido, como são os casos do carvão e do fuelóleo, e só posteriormente das unidades menos intensivas em CO<sub>2</sub> mas de custo marginal mais elevado, como é o caso das unidades CCGT. Neste contexto, será de esperar um coeficiente associado ao preço do carbono (PPTR -  $\beta_{\text{carb}}$ ) superior nos períodos consumo mais reduzido mesmo que a taxa de repercussão do custo unitário do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade (CPTR) seja idêntica para todos os períodos do dia. Neste caso, as diferenças estarão simplesmente associadas às diferentes taxas de emissão de cada uma das tecnologias (Fator de Emissão de CO<sub>2</sub>), o mesmo é dizer, que se justificam simplesmente pelo facto de as diferentes tecnologias “consumirem” diferentes quantidades de *input* (ton. de emissão de CO<sub>2</sub> por unidade de energia produzida - MWh). Relativamente à velocidade com que o preço da eletricidade corrige face a desvios ocorridos no nível de equilíbrio de longo prazo no período anterior, podemos observar que não há diferenças significativas no valor registado para cada um dos

<sup>208</sup>  $(\beta_{\text{offpeak,carb}} - \beta_{\text{peak,carb}}) / \beta_{\text{peak,carb}} = (0,21 - 0,15) / 0,15 = 39\%$ .

<sup>209</sup>  $(\beta_{\text{offpeak,ngas}} - \beta_{\text{peak,ngas}}) / \beta_{\text{peak,ngas}} = (0,54 - 0,42) / 0,42 = 29\%$ .

regimes de preço: o valor do coeficiente no regime fora de ponta é de  $\alpha_{offpeak} = -0,150$  muito próximo portanto do registado para o regime de ponta  $\alpha_{peak} = -0,156$ . Quanto aos restantes coeficientes de ajustamento, com a exceção do carvão<sup>210</sup>, os testes LR, confirmam a exogeneidade fraca de longo prazo do preço dos *inputs*.

Tabela 5.4-21 – VECM: comparação dos três regimes: ponta, fora de ponta e base

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>										
Modelo ( <i>Pelec</i> )	<i>Pelec</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcarb</i>	<i>p-value</i>	<i>Pngas</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcoal</i>	<i>p-value</i>	<i>Const.</i>	<i>p-value</i>
<i>SP_Ppeak</i>	1,00	***	-0,15	**	-0,42	***	-0,21	-	-1,38	***
d.p.			(0,07)		(0,11)		(0,16)		(0,35)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[57,51]	0,00	[4,09]	0,04	[7,89]	0,00	[1,19]	0,28	[12,03]	0,00
<i>SP_Poffpeak</i>	1,00	***	-0,21	**	-0,54	***	-0,07	-	-1,28	***
d.p.			(0,09)		(0,15)		(0,21)		(0,46)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[43,05]	0,00	[4,40]	0,04	[7,12]	0,01	[0,08]	0,78	[6,37]	0,01
<i>SP_Pbase</i>	1,00	***	-0,15	**	-0,43	***	-0,21	-	-1,25	***
d.p.			(0,07)		(0,12)		(0,16)		(0,35)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[62,09]	0,00	[4,08]	0,04	[8,23]	0,00	[1,19]	0,28	[9,90]	0,00
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>)</b>										
Modelo ( <i>Pelec</i> )	$\Delta P_{elec}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{carb}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{ngas}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{coal}$	<i>p-value</i>		
<i>SP_Ppeak: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,156	***	0,003	-	0,009	-	-0,006	**		
d.p.	(0,02)		(0,00)		(0,01)		(0,00)			
Est. LR   <i>p-value</i>	[57,23]	0,00	[0,42]	0,52	[0,00]	0,99	[4,15]	0,04		
<i>SP_Poffpeak: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,150	***	0,001	-	0,003	-	-0,007	***		
d.p.	(0,02)		(0,00)		(0,01)		(0,00)			
Est. LR   <i>p-value</i>	[42,18]	0,00	[0,11]	0,75	[0,28]	0,60	[7,36]	0,01		
<i>SP_Pbase: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,154	***	0,002	-	0,002	-	-0,007	**		
d.p.	(0,02)		(0,00)		(0,01)		(0,00)			
Est. LR   <i>p-value</i>	[61,83]	0,00	[0,29]	0,59	[0,05]	0,82	[5,16]	0,02		

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.
- Valores entre parêntesis retos: valores para a estatística do teste LR; teste de exclusão (coeficientes de cointegração  $\beta$ ) e teste de exogeneidade fraca de longo prazo (coeficientes de ajustamento  $\alpha$ ).
- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

<sup>210</sup> Contudo, tal como referimos para o caso do regime de ponta, embora o teste LR não permita concluir pela exogeneidade fraca de longo prazo do preço do carvão, a verdade é que o valor absoluto do coeficiente de ajustamento é de tal forma reduzido que nos leva a concluir que, na prática, o preço do carvão não ajusta face a desequilíbrios na relação de longo prazo do preço da eletricidade.

Os resultados dos testes relativos à qualidade do ajustamento, mostrados na Tabela 5.4-22, não evidenciam diferenças sensíveis entre os três modelos. Como referido antes, não sendo especialmente preocupante a presença de variabilidade na variância e a ausência de comportamento Gaussiano nos erros de estimação, fatores que não comprometem seriamente as propriedades dos estimadores, o mesmo não se pode afirmar relativamente à ocorrência de autocorrelação. Acresce que, a este respeito, os resultados dos testes de diagnóstico, especialmente o teste LM de Breusch-Godfrey, não permitem afirmar com total segurança que os ajustamentos não sofrem do fenómeno de presença de correlação nos erros de estimação.

Tabela 5.4-22 – VECM: comparação dos três regimes (testes de diagnóstico)

			<i>SP_Ppeak</i>		<i>SP_Poffpeak</i>		<i>SP_Pbase</i>	
			Estat.	<i>p-value</i>	Estat.	<i>p-value</i>	Estat.	<i>p-value</i>
<b>Autocorrelação</b> - <i>H</i> <sub>0</sub> : <i>erros não correlacionados</i>								
Breusch-Godfrey	LM Test:	AR (5), $\chi^2_{(80)}$	154,26	0,00	1.678	0,00	163,95	0,00
Portmanteau Test	Box-Pierce:	AR (5), $\chi^2_{(a)}$	72,05	0,14	42,97	0,52	88,31	0,01
Portmanteau Test	Ljung-Box:	AR (5), $\chi^2_{(a)}$	72,22	0,13	43,10	0,51	88,52	0,01
<b>Heterocedasticidade</b> - <i>H</i> <sub>0</sub> : <i>erros homocedásticos</i>								
ARCH LM:		VARCH (5), $\chi^2_{(500)}$	1.258	0,00	1.144	0,00	1.241	0,00
<b>Normalidade</b> - <i>H</i> <sub>0</sub> : <i>erros normalmente distribuídos</i>								
Assimetria:		Doornik-Hansen $\chi^2_{(4)}$	2.560	0,00	565	0,00	798	0,00
Curtose:		Doornik-Hansen $\chi^2_{(4)}$	133.627	0,00	40.698	0,00	54.719	0,00
Normalidade:		Doornik-Hansen $\chi^2_{(8)}$	136.186	0,00	41.263	0,00	55.516	0,00

Notas: ver notas à Tabela 5.4-17.

(a) Número de graus de liberdade nos testes Portmanteau: *g.l.* = 60 nos modelos com dois desfasamentos (*SP\_Ppeak* e *SP\_Pbase*) e de *g.l.* = 44 no modelo com três desfasamentos (*SP\_Poffpeak*).

#### 5.4.2.4. Estimação VECM: inclusão de variáveis exógenas

Até ao momento, os resultados proporcionados pela estimação estão de acordo com o que seria expectável com a eventual exceção das conclusões observadas para o caso do preço do carvão. De facto, admitindo que todos os *inputs* funcionam como *drivers* do preço da eletricidade, de acordo com a teoria económica, seria de esperar que todos fossem igualmente importantes na definição do nível de equilíbrio de longo prazo no mercado eléctrico. Em termos estatísticos, seria pois de esperar que todas as variáveis preço incluídas no modelo fossem estatisticamente significativas na relação de cointegração. Embora vários estudos confirmem a exclusão do preço do carvão da relação de equilíbrio de longo prazo à qual o preço da eletricidade está ancorado, mesmo em sistemas eléctricos onde a produção de eletricidade com base na tecnologia térmica a carvão está presente, como são os casos da Alemanha ((Zachmann & von Hirschhausen, 2008) e (Thoenes, 2011)) e do Reino Unido (Fezzi & Bunn, 2009), não podemos ocultar alguma surpresa em relação a este resultado. A esta conclusão menos alinhada com a teoria económica acresce o facto de o ajustamento econométrico, ainda que de forma mitigada, não eliminar de forma conclusiva o risco de presença de autocorrelação nos erros de estimação. Como referimos no Cap. 4, este atributo indesejado do modelo pode ser consequência de insuficiências do ajustamento econométrico que a introdução quer da componente autorregressiva quer dos desfasamentos nas variáveis não foi suficiente para eliminar. Também como referimos nessa altura, a origem da autocorrelação poderá estar na omissão de variáveis condicionantes cujo efeito, ao não ser considerado explicitamente no ajustamento, estará a ser transposto para os erros da estimação. Neste sentido, seguindo a sugestão de alguns autores, decidimos implementar uma estratégia que procura melhorar a qualidade da estimação adicionando informação ao modelo pela inclusão de novas variáveis (Hendry & Juselius, 2001) e (Lutkepohl & Kratzig, 2004).

Aceitando a hipótese de que a relação de cointegração presente no VECM representa a relação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade, será razoável procurar essa(s) fonte(s) de informação adicional junto de fatores que possam condicionar o preço da eletricidade sem que estejam ainda incorporadas no nosso modelo. Assim, decidimos controlar o efeito das variáveis endógenas (preços dos vários *inputs*) por fatores exógenos ao modelo que possam influenciar o preço da eletricidade quer do lado da procura quer do lado da oferta (produção).

Como referimos na secção deste capítulo dedicada à definição das variáveis, um dos fatores exógenos que introduziremos com vista a controlar o modelo pelas condições de procura no mercado de eletricidade são as condições de temperatura atmosférica medidas pelo desvio entre as temperaturas médias ocorridas e patamares de conforto tidos como “normais”. Assim, introduziremos a variável *SP\_HDD* (*heating degree days* para o mercado espanhol) com a intenção de controlar a procura “anormal” de eletricidade devida à ocorrência de temperaturas especialmente baixas (razões de aquecimento) e a variável *SP\_CDD* (*cooling degree days* para o mercado espanhol) com vista a controlar o modelo pela procura “anormal” de eletricidade devida à ocorrência de temperaturas especialmente elevadas (razões de arrefecimento). Também como já referido, em função da forma como as variáveis estão definidas, esperamos uma relação positiva entre o preço da eletricidade e cada uma dessas variáveis. No modelo VECM, à semelhança da solução adotada em (Fezzi & Bunn, 2009) e (Fell, 2010), as variáveis de temperatura funcionam como fatores que afetam as dinâmicas de curto prazo.

Relativamente aos fatores que possam permitir controlar o efeito das variáveis endógenas sobre o preço da eletricidade pelo lado da oferta (produção), a inclusão do efeito relacionado com a presença no *mix* energético de outras fontes de produção elétrica além dos combustíveis fósseis, como referimos antes, levou-nos a incluir no modelo as variáveis que refletem a quantidade de energia hídrica e eólica. Assim, serão incluídas no modelo como variáveis exógenas a variável *SP\_IndHyd* (índice de produtividade hidroelétrica para o mercado espanhol) e a variável *SP\_IndWind* (índice de produtividade eólica para o mercado espanhol). Admitindo como hipótese de trabalho que o efeito destas variáveis possa ser relevante para relação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade então a sua inclusão no modelo deve ser tratada ao nível da equação e cointegração. Como tal, estas variáveis surgirão como variáveis exógenas restritas ao espaço de cointegração (ao vetor  $\beta$ , admitindo que os resultados dos testes de cointegração continuarão a apontar para apenas uma relação de cointegração). Após a estimação do modelo, esta hipótese poderá ser testada como hipótese nula no teste LR de exclusão sobre os coeficientes da equação de cointegração. Como explicado na secção dedicada à definição das variáveis, será de esperar uma relação negativa entre o preço da eletricidade e o efeito destas variáveis que refletem a intensidade de energia renovável no mercado elétrico.

Considerando este conjunto de variáveis de controlo, que no âmbito da análise multivariada são tratadas como variáveis exógenas, a expressão do VECM da Eq. (5.4-15) será alargada para a seguinte forma:

$$\Delta P_t = \alpha \beta' P_{t-1} + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \theta' R_{t-1} + \Phi T_t + \psi D_{j,t} + \mu + u_t \quad (5.4-19)$$

Onde  $\theta$  é um vetor ( $2 \times 1$ ) com os coeficientes associados às variáveis de energia renovável, restrito à equação de cointegração normalizada no preço da eletricidade,  $R_{t-1}$  é um vetor ( $2 \times 1$ ) com as variáveis de energia renovável desfasadas em um período,  $R_{t-1} = [IndHyd_{t-1}, IndWind_{t-1}]'$ ,  $\Phi$  é um matriz ( $4 \times 2$ ) com os coeficientes associados ao vetor ( $2 \times 1$ )  $T_t$  que representa as variáveis de temperatura,  $T_t = [CDD_t, HDD_t]'$ , e tudo o resto com o significado atribuído antes.

Seguindo a sequência do processo de estimação que adotamos na secção anterior, começaremos por encontrar a especificação VAR que melhor se ajusta aos dados (determinação do número de desfasamentos ótimo e inclusão de termos determinísticos), passando depois aos testes de cointegração e, no caso de concluirmos que as variáveis são cointegradas, ajustaremos o VAR na versão de correção de erros. Após a estimação dos parâmetros do VECM procederemos aos testes de significância estatística (testes de exclusão e de exogeneidade fraca de longo prazo).

Os resultados da Tabela 5.4-23 mostram que as conclusões no que respeita ao número de desfasamentos ótimo e inclusão de termos determinísticos não sofreram qualquer alteração em virtude da introdução no modelo das variáveis exógenas. Assim, o ajustamento mais adequado continua a ser um VAR com dois desfasamentos ( $k = 2$ ) e inclusão de uma constante (Modelo 2) – neste último caso seguindo a indicação dada pelos critérios SIC e HQC<sup>211</sup>. Como ficou referido no Cap. 4, no que respeita aos testes de cointegração, a inclusão de variáveis exógenas no modelo inviabiliza o recurso aos valores críticos para os testes do Traço ( $\lambda_{trace}$ ) e do Valor Próprio Máximo ( $\lambda_{max}$ ) mais comuns publicados em (Johansen, 1995b) e (Doornik, 1998). Como tal, tivemos de recorrer aos valores críticos publicados em (Mackinnon, et al., 1999) e (Pesaran, et al., 2000) para concluirmos sobre o número de relações de cointegração. Como podemos verificar na parte

---

<sup>211</sup> Acresce ainda a esta indicação o resultado do teste LR de Exclusão sobre a constante (Tabela 5.4-26) que nos permite concluir pela significância estatística do parâmetro, com um nível de significância de 1%.

inferior da Tabela 5.4-23, a introdução das variáveis exógenas no modelo reforça a evidência estatística da presença de apenas uma relação de cointegração nos dados ( $r = 1$ ): repare-se que agora a hipótese nula ( $H_0: r \leq 1$ ) não é rejeitada em ambos os testes mesmo que o nível de significância estatística seja de ( $1 - \alpha = 10\%$ ).

Tabela 5.4-23 – VECM Modelo Alargado: especificação do modelo

i) Número de Desfasamentos Ótimo					ii) Inclusão de Termos Determinísticos			
Var.	Modelo	Nº de Desf. ( $k$ )			Modelo/Caso	AIC	SIC	HQC
		AIC	SIC	HQC				
<i>Pelec</i>	Sem Constante	2	2	2	Modelo 1 ( <i>H<sub>z</sub></i> )	-14,612	-14,384	-14,527
<i>Pcarb,</i>	Com Constante	2	2	2	Modelo 2 ( <i>H<sub>c</sub></i> )	-14,650	-14,421(*)	-14,564(*)
<i>Pngas,</i>	Const. & Tend.	2	2	2	Modelo 3 ( <i>H<sub>lc</sub></i> )	-14,645	-14,400	-14,553
<i>Pcoal</i>					Modelo 4 ( <i>H<sub>l</sub></i> )	-14,652(*)	-14,407	-14,560
					Modelo 5 ( <i>H<sub>ql</sub></i> )	-14,646	-14,385	-14,548

Notas: (\*) Indica modelo selecionado.

iii) Teste de Cointegração									
Var. Endógenas ( $p$ )	Desf. ( $k$ )	H <sub>0</sub> :		Teste $\lambda$ trace			Teste $\lambda$ max		
		$r \leq$	$p-r =$	Est. LR	Valor Crítico	$p$ -value	Est. LR	Valor Crítico	$p$ -value
		0	4	174,49	91,59	0,00	127,65	41,57	0,00
<i>Pelec Pcarb,</i> <i>Pngas, Pcoal</i>	2	1	3	46,84	64,33	0,52	31,88	35,09	0,11
		2	2	14,96	40,85	0,98	11,59	28,31	0,93
		3	1	3,38	20,84	1,00	3,38	20,84	0,99

Notas:

- O valor dos  $p$ -values foi calculado com o auxílio do *software* disponibilizado por (Mackinnon, et al., 1999); modelo com 4 variáveis endógenas, 4 variáveis exógenas e constante restrita ao espaço de cointegração, para um nível de significância de 5%.

Concentrado agora a nossa atenção nos resultados da estimação do VECM com a inclusão das variáveis exógenas, mostrados na Tabela 5.4-24, a primeira conclusão a destacar talvez deva ser o facto de os coeficientes associados às variáveis de intensidade das energias renováveis apresentarem o sinal esperado (sinal negativo<sup>212</sup>). A equação de cointegração que, sendo normalizada no preço da eletricidade, corresponde à relação e

<sup>212</sup> Devemos ter em atenção que o sinal dos coeficientes é o inverso do que é apresentado quando todas as variáveis são representadas do mesmo lado da equação (como é o caso da forma apresentada na Tabela 5.4-24).

equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade, pode alternativamente ser representada da seguinte forma:

$$p^{elec} - 0,24 p^{carb} - 0,39 p^{ngas} - 0,19 p^{coal} + 0,30 IndHyd + 0,28 IndWind - 1,80 - ECT^{elec} = 0$$

ou

$$p^{elec} = 1,80 + 0,24 p^{carb} + 0,39 p^{ngas} + 0,19 p^{coal} - 0,30 IndHyd - 0,28 IndWind + ECT^{elec}$$

O sinal das estimativas para os coeficientes associados ao índice de produtividade hidroelétrica,  $\beta_{IndHyd} = -0,30$ , e ao índice de produtividade eólica,  $\beta_{IndWind} = -0,28$ , e a sua significância estatística, aferida pelo teste LR de Exclusão (Tabela 5.4-26), confirmam a nossa hipótese de trabalho<sup>213</sup>: i) em primeiro lugar encontramos evidência estatística de que a quantidade de energia renovável injetada no sistema elétrico é relevante na definição do nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade (significância estatística dos parâmetros na equação de cointegração normalizada em relação ao preço da eletricidade); ii) em segundo lugar, o sinal dos coeficientes leva-nos a confirmar a conjectura já referida de que a injeção de maiores quantidades de energia renovável no sistema elétrico tende a ter um efeito negativo sobre o preço da eletricidade. Também a inclusão das variáveis exógenas na componente da estimação das dinâmicas de curto prazo se revelou adequada. Repare-se que os coeficientes associados às variáveis que refletem o nível da temperatura atmosférica na equação relativa às variações do preço da eletricidade ( $\Delta P^{elec}$ ) surgem com o sinal esperado (positivo) e são estaticamente significativos (1% de significância estatística). Como tal, também neste caso, os resultados da estimação permitem-nos concluir que existe evidência empírica que sustenta a nossa hipótese de trabalho: a ocorrência de níveis extremos de temperatura, seja abaixo do limiar de conforto (HDD) seja acima desse limiar (CDD), produzindo uma procura acrescida de eletricidade, seja para aquecimento (HDD) seja para arrefecimento (CDD), poderá conduzir a uma subida do preço da eletricidade.

---

<sup>213</sup> Repare-se na Tabela 5.4-26 que as hipóteses nulas do teste LR,  $H_0: \beta_{Hyd} = 0$  e  $H_0: \beta_{Wind} = 0$ , são rejeitadas com uma margem de erro bastante reduzida (significância estatística de 1%).

Tabela 5.4-24 – VECM Modelo Alargado: estimação dos coeficientes do modelo

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>							
	<i>Pelec</i>	<i>Pcarb</i>	<i>Pngas</i>	<i>Pcoal</i>	<i>IndHyd</i>	<i>IndWind</i>	Const.
	1,00	-0,24	-0,39	-0,19	0,30	0,28	-1,80
		(0,039)	(0,067)	(0,091)	(0,034)	(0,067)	(0,215)
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>) e coeficientes de curto prazo (<math>\Gamma</math>)</b>							
	$\Delta Pelec$	$\Delta Pcarb$	$\Delta Pngas$	$\Delta Pcoal$			
<i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,281 *** (0,022) [-12,970]	0,003 - (0,006) [0,475]	0,004 - (0,008) [-0,517]	-0,005 - (0,004) [-1,397]			
<i>ΔPelec<sub>t-1</sub></i>	-0,255 ***	0,014 *	-0,012 -	0,000 -			
<i>ΔPcarb<sub>t-1</sub></i>	-0,081 -	0,051 -	0,107 *	0,090 *			
<i>ΔPngas<sub>t-1</sub></i>	-0,043 -	-0,015 -	-0,050 -	0,013 -			
<i>ΔPcoal<sub>t-1</sub></i>	-0,070 -	-0,119 **	-0,007 -	0,049 -			
<i>CDD</i>	0,005 ***	0,000 -	0,000 -	0,000 -			
<i>HDD</i>	0,005 ***	0,000 -	0,000 -	0,000 -			
<i>Dmon</i>	0,032 ***	-0,001 -	0,002 -	-0,001 -			
<i>Dm2</i>	-0,037 ***	0,003 -	-0,011 *	-0,003 *			
<i>Dm3</i>	-0,062 ***	0,003 -	-0,003 -	-0,004 -			
<i>Dm9</i>	0,026 **	-0,004 -	-0,002 -	-0,002 -			

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.

- Valores entre parêntesis retos: valores para a *Estatística t*.

- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

O resultado dos testes de diagnóstico sobre os resíduos da estimação mostram que a inclusão de informação no modelo relativa à intensidade do recurso a energia renovável pelo sistema de produção elétrica e às condições da procura de eletricidade condicionadas por motivos ligados à temperatura atmosférica contribuem de forma clara para a melhoria da qualidade do ajustamento. Repare-se que algumas dúvidas que subsistiam no ajustamento que inclui apenas as variáveis endógenas relativas à presença de autocorrelação nos resíduos na componente multivariada da estimação ficam agora dissipadas: quer no teste LM de *Breusch-Godfrey* quer nos testes de *Portmanteau*, a hipótese nula de erros não correlacionados não é rejeitada. Acresce que, tal como no ajustamento anterior, nenhuma das quatro equações relativas às variações dos preços no curto prazo (componente univariada na estimação) exhibe qualquer sinal de autocorrelação. Devemos por isso concluir que um dos objetivos pretendido com a introdução das variáveis exógenas, transpor da componente não explicada (resíduos) para a componente

explicada do modelo (variáveis explicativas da equação de cointegração) informação relevante para a explicação das variações do preço da eletricidade, e eventualmente responsável pela ocorrência de alguma autocorrelação, foi aparentemente alcançado<sup>214</sup>.

Tabela 5.4-25 – VECM Modelo Alargado: testes de diagnóstico sobre os resíduos

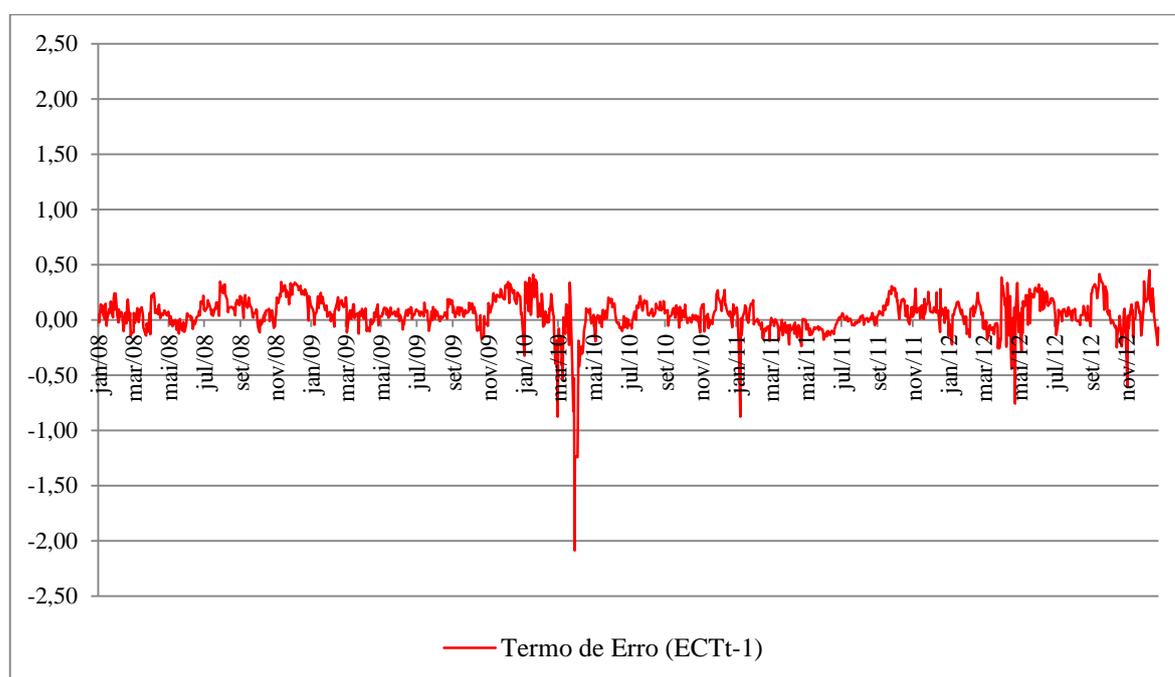
<b>Análise Multivariada</b>						
<b>Autocorrelação</b> - $H_0$ : erros não correlacionados		Estatística		$p$ -value		
- Breusch-Godfrey Test						
- LM Test:	AR (5), $\chi^2_{(80)}$	94,07		0,13		
- Portmanteau Test						
- Box-Pierce:	AR (5), $\chi^2_{(60)}$	68,61		0,21		
- Ljung-Box:	AR (5), $\chi^2_{(60)}$	68,79		0,20		
<b>Heterocedasticidade</b> - $H_0$ : erros homocedásticos		Estatística		$p$ -value		
- ARCH LM:	VARCH (5), $\chi^2_{(500)}$	1.203		0,00		
<b>Normalidade</b> - $H_0$ : erros normalmente distribuídos		Estatística		$p$ -value		
- Assimetria apenas:	Doornik-Hansen $\chi^2_{(4)}$	3.109		0,00		
- Curtose apenas:	Doornik-Hansen $\chi^2_{(4)}$	165.495		0,00		
- Normalidade:	Doornik-Hansen $\chi^2_{(8)}$	168.604		0,00		
<b>Análise Univariada</b>						
Equação	Autocorrelação		Heterocedasticidade		Normalidade	
	Ljung-Box Test: AR(5)		ARCH LM Test: ARCH(5)		Jarque-Bera Test	
	Estatística	$p$ -value	Estatística	$p$ -value	Estatística	$p$ -value
Equação $\Delta P_{elec}$ : $u_{1t}$	2,18	0,824	42,92	0,000	131.340	0,000
Equação $\Delta P_{carb}$ : $u_{2t}$	3,28	0,656	62,04	0,000	2.029	0,000
Equação $\Delta P_{ngas}$ : $u_{3t}$	2,55	0,769	135,09	0,000	6.018	0,000
Equação $\Delta P_{coal}$ : $u_{4t}$	3,04	0,694	4,85	0,435	29.530	0,000

Notas: ver notas à Tabela 5.4-17.

A inspeção visual da relação de cointegração permite-nos concluir que o Termo de Correção de Erros ( $ECT_{t-1}$ ) não apresenta qualquer tendência, confirmando tratar-se de uma combinação linear estacionária das variáveis que integram a equação de cointegração. Como podemos verificar no Gráfico 5.4-1, a série correspondente ao termo de erro não apresenta qualquer tendência cruzando várias vezes o eixo das abcissas. No gráfico são também evidentes os eventos extraordinários (picos ou saltos) associados ao preço da eletricidade que, como referimos antes, resultam da afluência anormalmente alta de eletricidade com origem em fontes renováveis durante os invernos de 2010, 2011 e 2012.

<sup>214</sup> Como referimos antes, o facto de o modelo violar as premissas de homocedasticidade e distribuição normal dos resíduos não põe em causa as propriedades de consistência dos estimadores (Gonzalo, 1994).

Gráfico 5.4-1 – Representação da Relação de Cointegração (Termo de Erro)



Os resultados para os testes de Exclusão da equação de cointegração apresentados na Tabela 5.4-26 mostram que a incorporação no modelo de informação relativa à quantidade de energia renovável reforça a evidência estatística da importância do preço dos *inputs* na formação da relação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade. Neste sentido, devemos salientar que o reforço da significância estatística do coeficiente associado ao preço de carbono ( $\beta_{carb}$ ), que agora rejeita a hipótese nula associada ao teste mesmo que o nível de significância estatístico exigido seja de 1% (antes era de 5%), quer o facto de nesta configuração do modelo o coeficiente associado ao preço do carvão ( $\beta_{coal}$ ) surgir como estatisticamente significativo (ainda que com um nível de significância estatística de apenas 10%).

Também os testes de Exogeneidade Fraca de Longo Prazo nos permitem concluir que estimação associada ao modelo com a inclusão das variáveis exógenas conduz a resultados mais alinhados com as tendências postuladas pela teoria e pelas nossas hipóteses de trabalho. Tal é o caso da perda de significância estatística do coeficiente de ajustamento presente na equação de curto prazo relativa às variações preço do carvão ( $\alpha_{coal}$ ). Na realidade, seria difícil encontrar sustentação teórica para o facto de as variações do preço

do carvão, *commodity* transacionada a nível global, serem condicionadas por variações na procura associada ao mercado elétrico ibérico. Desta forma, uma vez que a hipótese nula do teste LR associada aos coeficientes de ajustamento  $\alpha_{carb}$ ,  $\alpha_{ngas}$  e  $\alpha_{coal}$  não é rejeitada, podemos afirmar que os preços das três *commodities* são exógenos relativamente à relação que determina o nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade (relação de cointegração). Dito de outra forma, não encontramos evidência estatística de que os preços do carbono, do gás natural e do carvão ajustem a desequilíbrios ocorridos no preço da eletricidade no mercado espanhol. Estes resultados são consistentes com a literatura, nomeadamente, com os trabalhos de (Mohammadi, 2009), que encontra uma relação de cointegração entre os preços da eletricidade, do carvão e do gás natural onde o termo de correção apenas é significativo para o preço da eletricidade, (Bunn & Fezzi, 2008), (Fezzi & Bunn, 2009) e (Thoenes, 2011) que concluem pela exogeneidade fraca dos preços do carbono e do gás natural numa relação de cointegração com o preço da eletricidade ou (Honkatukia, et al., 2006) que, considerando adicionalmente o preço do carvão na relação de cointegração, conclui de forma idêntica pela exogeneidade fraca do preço de todos os *inputs*.

Tabela 5.4-26 – VECM Modelo Alargado: testes sobre os coeficientes  $\beta$  e  $\alpha$ 

<b>Teste de Exclusão</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Cointegração - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
<b>Variável</b>	<b>Hipótese Nula</b>	Est. LR		<i>p-value</i>
<i>Pelec</i>	$H_0: \beta_{elec} = 0$	129,14	***	0,00
<i>Pcarb</i>	$H_0: \beta_{carb} = 0$	28,62	***	0,00
<i>Pngas</i>	$H_0: \beta_{ngas} = 0$	22,99	***	0,00
<i>Pcoal</i>	$H_0: \beta_{coal} = 0$	3,30	*	0,07
<i>IndHyd</i>	$H_0: \beta_{Hyd} = 0$	45,05	***	0,00
<i>IndWind</i>	$H_0: \beta_{Wind} = 0$	16,73	***	0,00
<i>Const.</i>	$H_0: const. = 0$	47,13	***	0,00

<b>Teste de Exogeneidade Fraca de Longo-Prazo</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Ajustamento - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
<b>Variável</b>	<b>Hipótese Nula</b>	Est. LR		<i>p-value</i>
$ECT_{t-1\_Pelec}$	$H_0: \alpha_{elec} = 0$	128,73	***	0,00
$ECT_{t-1\_Pcarb}$	$H_0: \alpha_{carb} = 0$	0,21	-	0,65
$ECT_{t-1\_Pngas}$	$H_0: \alpha_{ngas} = 0$	0,24	-	0,63
$ECT_{t-1\_Pcoal}$	$H_0: \alpha_{coal} = 0$	1,78	-	0,18

Ainda no que respeita aos coeficientes de ajustamento de curto prazo, observando o valor para o coeficiente relativo à equação das variações do preço da eletricidade, parte inferior da Tabela 5.4-24, podemos verificar que a velocidade com que o preço da eletricidade ajusta a desequilíbrios na relação de longo prazo é neste modelo substancialmente superior ao modelo que incluía apenas as variáveis endógenas: passa de  $\alpha_{elec} = -0,156$  (ver Tabela 5.4-16) para  $\alpha_{elec} = -0,281$ , ou seja, neste modelo, cerca de 28% das variações do preço da eletricidade no curto prazo são explicadas pelo ajustamento do preço face ao afastamento do nível de equilíbrio de longo prazo ocorrido no período anterior. Significa portanto que o desequilíbrio ocorrido num determinado período é corrigido em cerca de 1/3 no período seguinte ou, por outras palavras, que ocorrendo um desequilíbrio no mercado elétrico o nível de equilíbrio de longo prazo é repostado em cerca de três dias. Desta forma, ao considerarmos o papel das energias renováveis na formação do nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade, somos levados a concluir que a eficiência do mercado elétrico espanhol, aferida pela velocidade com que os afastamentos face àquele nível de equilíbrio são corrigidos, é superior à que poderíamos supor incorporando na estimação apenas o preço dos *inputs* associados aos combustíveis fósseis. O valor estimado para a velocidade de ajustamento do preço da eletricidade ao nível de equilíbrio está em linha com o valor encontrado por (Honkatukia, et al., 2006) para o mercado nórdico ( $\alpha_{elec} = -0,28$ ), por (Bunn & Fezzi, 2008) e (Fezzi & Bunn, 2009) para o Reino Unido ( $\alpha_{elec} = -0,25$ ) e (Thoenes, 2011) para a Alemanha ( $\alpha_{elec} = -0,29$ ).

Relativamente aos restantes parâmetros da componente de estimação das dinâmicas de curto prazo, deve salientar-se a menor contribuição da componente autorregressiva para a explicação das variações do preço da eletricidade no curto prazo ( $\Delta Pelec$ ). Note-se que o coeficiente associado às variações desfasadas do preço da eletricidade ( $\Delta Pelec_{t-1}$ ) passa de  $\Gamma_{1,1} = -0,309$  (Tabela 5.4-16) para  $\Gamma_{1,1} = -0,255$ . Também este era um resultado antecipável na medida em que parte da informação sobre as dinâmicas de curto prazo que antes não surgia de forma explícita no modelo, estando por isso integrada ou na componente autorregressiva ou nos resíduos da estimação, surge agora de forma explícita pela inclusão de novas variáveis explicativas no modelo (energias renováveis e temperatura). Este valor estimado para a contribuição da informação contida nas variações passadas do preço da eletricidade para a explicação das suas variações contemporâneas não se afasta muito dos valores que podem ser encontrados na literatura

que envolve a estimação de modelos com interação entre o preço da eletricidade, o preço do carbono e os preços dos combustíveis. Em (Honkatukia, et al., 2006), para o mercado nórdico, a soma dos coeficientes associados às variações desfasadas do preço da eletricidade em um e dois períodos é de  $-0,31^{215}$ , em (Fezzi & Bunn, 2009), onde os autores tal como no nosso caso também incluem o efeito das temperaturas atmosféricas, para o mercado do Reino Unido, o valor do coeficiente associado às variações passadas do preço é um pouco inferior,  $\Gamma_{1,1} = -0,153$ . Relativamente aos restantes parâmetros da equação  $\Delta Pelec$  deve salientar-se a continuidade de ausência de significância estatística na contribuição das variações passadas dos preços dos *inputs* para a explicação das variações do preço da eletricidade no curto prazo. Por fim, interessará fazer referência ao reforço da significância estatística dos parâmetros associados à sazonalidade. Repare-se que, ao introduzirmos no modelo a quantidade de energia renovável e a ocorrência de temperaturas atmosféricas mais extremas, surgem agora como significativos os coeficientes associados ao mês de fevereiro ( $Dm2$ ) e ao mês de setembro ( $Dm9$ ), a par dos efeitos segunda-feira ( $Dmon$ ) e mês de março ( $Dm3$ ), já antes significativos.

Voltando a concentrar a nossa atenção na equação de cointegração, na parte superior da Tabela 5.4-24 e da Tabela 5.4-26, devemos concluir que o sinal e a significância estatística dos coeficientes estão de acordo com o postulado pela hipótese de trabalho: o preço das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, e agora o preço de todos os outros *inputs* (carvão e gás natural), é estatisticamente significativo no estabelecimento da relação que determina o nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade no mercado grossista espanhol, sendo o sentido dessa relação positivo. Repare-se que nos testes de Exclusão da Tabela 5.4-26 a significância estatística do coeficiente associado ao preço do carbono ( $\beta_{carb}$ ), quando se controla a relação de cointegração pelo efeito da quantidade de energia renovável, surge reforçada: na Tabela 5.4-19 a hipótese nula do coeficiente ser igual a zero era rejeitada para um nível de significância de 4% porquanto a rejeição agora se faz para um nível de significância inferior a 1%. Como tal, devemos concluir que o tratamento dado pelos produtores de eletricidade aos direitos de emissão de CO<sub>2</sub>, no que

---

<sup>215</sup> Neste caso os autores incluem não dois mas sim três desfasamentos no ajustamento VAR do que resulta um VECM(2) com dois desfasamentos na componente das dinâmicas de curto prazo. O coeficiente associado às variações do preço da eletricidade no período  $t-1$  é de  $-0,14$  e o coeficiente associado às variações no período  $t-2$  é de  $-0,17$ .

respeita à sua repercussão no preço de venda da eletricidade, foi em tudo idêntica ao dado aos outros *inputs*, nomeadamente o combustível usado na produção (gás natural e carvão). Acresce ainda, no que respeita à adequação da metodologia de estimação utilizada, que a evidência de significância estatística dos coeficientes presentes na relação de cointegração suporta a decisão tomada de analisar o comportamento das variáveis num contexto de cointegração. Relativamente às estimativas para os coeficientes, comparando com as obtidas para o modelo que inclui apenas as variáveis endógenas (ver Tabela 5.4-16), devemos concluir que a consideração do efeito da energia renovável, e das condições da procura no mercado elétrico associadas à temperatura atmosférica, conduziram a um valor superior para a elasticidade de longo prazo do preço da eletricidade ao preço do carbono<sup>216</sup>: passa de  $\beta_{carb} = 0,15$  para  $\beta_{carb} = 0,24$ . Para o preço do gás natural essa elasticidade é de  $\beta_{ngas} = 0,39$  e para o preço do carvão de  $\beta_{coal} = 0,19$ . Significa portanto que, *ceteris paribus*, a uma subida do preço do carbono de 1% estará associada, em equilíbrio, uma variação positiva do preço da eletricidade de 0,24% (de 0,39% no caso da subida do preço do gás natural e 0,19% no caso de subida do preço do carvão). Este valor para a taxa de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade fica abaixo do valor estimado por alguns autores com base em análise multivariada. Tal é o caso de (Honkatukia, et al., 2006) que estimam para o mercado NordPool um  $\beta_{carb} = 0,93$  e mais tarde um de  $\beta_{carb} = 0,54$  em (Honkatukia, et al., 2008), (Bunn & Fezzi, 2008) que estimam para a Alemanha um  $\beta_{carb} = 0,52$ , (Fezzi & Bunn, 2009) para o Reino Unido um  $\beta_{carb} = 0,32$ , (Thoenes, 2011) para a Alemanha um  $\beta_{carb} = 0,51$  e (Fritz, 2012) também para a Alemanha um  $\beta_{carb} = 0,41$ . Mas na literatura empírica também encontramos estimativas com base em análise multivariada onde o coeficiente associado ao preço do carbono fica abaixo da nossa estimativa. Tais são os casos de (Fell, 2010) que, para o mercado nórdico, um  $\beta_{carb}$  entre 0,11 e 0,13 e, para o caso do mercado espanhol, (Bello & Reneses, 2013) que estimam aproximadamente um  $\beta_{carb} = 0,18$ . Devemos contudo ter presente que o período de análise de todos estes estudos é anterior ao que serve de base à nossa estimação (jan./2008 - dez./2012).

Como referimos antes, o conceito de elasticidade, medindo o efeito no preço da eletricidade do aumento de 1€ (ou 1%) do preço do CO<sub>2</sub>, pode ser identificado com o

---

<sup>216</sup> Recordamos que na medida em que as séries de preços foram transformadas em logaritmos, os coeficientes podem ser diretamente interpretados como elasticidades.

conceito de taxa de repercussão do preço do CO<sub>2</sub> no preço de venda da eletricidade (*PPTR* – *Price Pass-Through Rate*). Já o cálculo da taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço de venda da eletricidade (*CPTR* – *Cost Pass-Through Rate*), que mede o efeito no preço da eletricidade do incremento de 1€ (ou 1%) no custo marginal da tecnologia que estabelece o preço de venda, como referimos no Cap. 3, obriga a condicionar a análise a uma tecnologia em particular, ponderando o preço do carbono pelo respetivo fator de emissão de CO<sub>2</sub>. Assim, tendo presente os valores de referência para os fatores de emissão de CO<sub>2</sub> médios fornecidos em (Sijm, et al., 2008)<sup>217</sup>, ver Tabela 3.1-1, podemos estimar a *CPTR* do preço do carbono no regime de consumo em horas de ponta, condicionada a uma tecnologia particular que se assuma como marginal. Tendo presente a Eq. (3.2-2),  $\beta_{carb} = CPTR_{carb} \times \text{Fator de Emissão}$ , a *CPTR* para as diferentes tecnologias pode ser calculada da seguinte forma:

- CCGT (*Fator de Emissão* = 0,37 tCO<sub>2</sub>/MWh):  $CPTR_{carb;ccgt} = 0,24 / 0,37 = 65\%$
- Carvão (*Fator de Emissão* = 0,97 tCO<sub>2</sub>/MWh):  $CPTR_{carb;coal} = 0,24 / 0,97 = 25\%$
- Fuelóleo (*Fator de Emissão* = 0,75 tCO<sub>2</sub>/MWh):  $CPTR_{carb;oil} = 0,24 / 0,75 = 32\%$

Como podemos constatar, em qualquer dos casos, o valor para a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade é inferior à unidade o que significa que durante o período em análise os produtores de eletricidade não tiveram capacidade para fazer refletir no preço de venda a totalidade do acréscimo de custo (custo de oportunidade) associado à produção. O valor estimado para a *CPTR* fica abaixo das estimativas calculadas em (Sijm, et al., 2008) para o caso espanhol na primeira fase do CELE (2005-2007) - para o regime de ponta, assumindo os autores que a tecnologia marginal consiste na produção térmica a fuelóleo, as estimativas variam entre  $CPTR_{carb;oil} = 50\%$  (para o ano de 2005) e  $CPTR_{carb;oil} = 111\%$  (para o ano de 2006); para o regime fora de ponta, considerando como tecnologia marginal a térmica a carvão, os autores apontam para  $CPTR_{carb;coal} = 64\%$  em 2005 e  $CPTR_{carb;coal} = 52\%$  em 2006. A comparação exige contudo bastante prudência por se tratar de períodos de funcionamento do CELE diferentes e da metodologia de estimação

---

<sup>217</sup> Recorremos aos fatores de emissão médios propostos em (Sijm, et al., 2008) por serem amplamente usados na literatura e dessa forma facilitarem as comparações. Contudo, como referimos no Cap. 3, estes valores estão muito próximos da estimativa recentemente calculada por (Fabra & Reguant, 2014) para o caso específico do setor elétrico espanhol.

econométrica empregue pelos autores (regressão OLS simples) ser também distinta da nossa. Os valores ficam também abaixo dos postulados pela simulação desenvolvida com base no modelo COMPETES, quer em (Sijm, et al., 2008) quer no trabalho de (Lise, et al., 2010), que apontava no caso espanhol para valores no intervalo [60% - 63%]<sup>218</sup>.

Condicionando a nossa análise a uma tecnologia marginal concreta, é possível testarmos a hipótese de trabalho que postula a capacidade dos produtores elétricos refletirem no preço de venda a totalidade dos custos de produção associados às licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, isto é, uma  $CPTR = 100\%$ .

Hipótese 1 – admitindo que a tecnologia marginal nas horas de ponta é invariavelmente a térmica a carvão então  $CPTR_{carb;coal} = 1 \Rightarrow PPTR_{carb} = 0,97$ :

$$H_0: \beta_{carb} = -0,97 \{Estatística LR test = 94,46^{***} e p-value = 0,00\}.$$

Hipótese 2 – admitindo que nas horas de ponta a tecnologia marginal é uma média simples entre o gás e o carvão então  $CPTR_{carb;ccgt+coal} = 1 \Rightarrow PPTR_{carb} = (0,37 + 0,97) / 2 = 0,67$ :

$$H_0: \beta_{carb} = -0,67 \{Estatística LR test = 60,48^{***} e p-value = 0,00\}.$$

Hipótese 3 – admitindo que a tecnologia marginal nas horas de ponta é invariavelmente a CCGT então  $CPTR_{carb;ccgt} = 1 \Rightarrow PPTR_{carb} = 0,37$ :

$$H_0: \beta_{carb} = -0,37 \{Estatística LR test = 9,26^{***} e p-value = 0,00\}^{219}$$

Como podemos concluir, os resultados do teste LR levam-nos a rejeitar a hipótese nula em todas as situações. Naturalmente que este exercício não nos permite rejeitar de forma definitiva a hipótese de  $CPTR = 100\%$ . Até porque não podemos excluir a possibilidade de em certas alturas do ano serem as tecnologias renováveis, especialmente a hídrica, a funcionar como tecnologias marginais. Além disso, a forma como o nosso estudo está configurado não nos permite tirar conclusões definitivas sobre a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade uma vez que para tanto a cada preço da eletricidade teríamos de ter associada a tecnologia marginal responsável pela sua oferta, o que nos remeteria para uma frequência de dados horária e não média para cada período do dia.

<sup>218</sup> Valores para o cenário de concorrência oligopolística, variando em função de vários cenários para o preço do carbono.

<sup>219</sup> Note-se que a condução do teste, além da restrição correspondente à hipótese nula ( $\beta_{carb} = -0,37$ , por exemplo), envolve adicionalmente a imposição da restrição de normalização ( $\beta_{elec} = 1$ ).

De seguida apresentamos os resultados da estimação para o modelo com a inclusão das variáveis exógenas para os casos do preço no regime de consumo em horas fora de ponta e para o preço base. Como podemos ver na Tabela 5.4-27 as propriedades do ajustamento que melhor se adequam aos dados não sofrem alterações face ao modelo que inclui apenas as variáveis endógenas. O ajustamento mais adequado continua a ser um VAR com três defasamentos para o preço nas horas fora de ponta e dois defasamentos para o preço base. A diferença mais significativa consiste do facto de agora os testes de cointegração mostrarem de forma mais robusta a presença de uma só relação de cointegração. Assim, ajustamos um VECM(2) para o preço fora de ponta e um VECM(1) para o preço base no modelo com a constante restrita ao espaço de cointegração e a restrição de  $r = I$  em ambos os casos.

Tabela 5.4-27 – VECM Modelo Alargado: especificação regimes fora de ponta e base

i) Seleção de Número de Defasamentos Ótimo e Inclusão de Termos Determinísticos								
Variáveis Endógenas ( <i>p</i> )	Nº de Defasamentos Ótimo				Termos Determinísticos Modelo Selecionado			
	Critério de Seleção			Nº Def. Seleç.				
	AIC	SIC	HQC					
<i>SP_Poffpeak, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	3	1	3	3	Modelo 2 ( <i>Hc</i> )			
<i>SP_Pbase, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	3	1	2	2	Modelo 2 ( <i>Hc</i> )			

ii) Teste de Cointegração								
Variáveis Endógenas ( <i>p</i> )	Desf. ( <i>k</i> )	Ho:		$\lambda_{trace}$		$\lambda_{max}$		Nº Relações Cointegração Selecionado
		$r \leq$	$p-r =$	Modelo 2 ( <i>Hc</i> )		Modelo 2 ( <i>Hc</i> )		
				Est. LR	<i>p-value</i>	Est. LR	<i>p-value</i>	
<i>SP_Poffpeak, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	3	0	4	98,77	0,00	107,21	0,00	1
		1	3	45,03	0,60	29,11	0,20	
		2	2	15,92	0,97	12,46	0,89	
		3	1	3,46	0,99	3,46	0,99	
<i>SP_Pbase, Pcarb, Pngas, Pcoal</i>	2	0	4	185,40	0,00	138,58	0,00	1
		1	3	46,82	0,52	31,89	0,11	
		2	2	14,93	0,98	11,55	0,93	
		3	1	3,39	0,99	3,39	0,99	

Notas:

- O valor dos *p-values* foi calculado com o auxílio do *software* disponibilizado por (Mackinnon, et al., 1999). Os valores críticos para o modelo com 4 variáveis endógenas, 4 variáveis exógenas e constante restrita ao espaço de cointegração, para um nível de significância de 5%, são os seguintes:

- Teste  $\lambda_{trace}$ : 91,59; 64,33; 40,85; 20,84 para ( $p-r=$ ) igual a 4, 3, 2 e 1 respetivamente.
- Teste  $\lambda_{max}$ : 41,57; 35,09; 28,31; 20,84 para ( $p-r=$ ) igual a 4, 3, 2 e 1 respetivamente.

Observando os resultados fornecidos na Tabela 5.4-28, relativos à estimação para cada um dos três regimes de preço da eletricidade, e comparando com os resultados da Tabela 5.4-21, com a estimação para os modelos que incluem apenas as variáveis endógenas, a conclusão mais significativa talvez seja o facto de a introdução no modelo das variáveis que acomodam o efeito da quantidade de energia renovável contribuir para anular a diferença na sensibilidade do preço da eletricidade ao preço do carbono entre os regimes de consumo em ponta e fora de ponta. Essa diferença, que nos resultados da Tabela 5.4-21 é de 39% ( $(\beta_{Poffpeak,carb} - \beta_{Ppeak,carb}) / \beta_{Ppeak,carb} = (0,21 - 0,15) / 0,15$ ), após controlado o modelo pelo efeito da intensidade de energia renovável injetada no sistema, praticamente desaparece ( $(\beta_{Poffpeak,carb} - \beta_{Ppeak,carb}) = 0,25 - 0,24$ ). Desta forma, somos forçados a concluir que, pelo menos na versão da estimação com base no modelo que integra as variáveis exógenas, não encontramos evidência empírica que suporte a hipótese de trabalho que sugeria a possibilidade de ocorrência de diferenças na taxa de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade (PPTR) em função do regime de consumo (horas de ponta vs. horas fora de ponta). Ainda relativamente aos coeficientes da equação de cointegração, talvez mereça ser destacada a maior sensibilidade do preço da eletricidade à intensidade de energia hídrica no regime fora de ponta ( $\beta_{IndHyd} = -0,35$ ) do que no regime de ponta ( $\beta_{IndHyd} = -0,30$ ). Admitindo que a tecnologia hidráulica possa funcionar como tecnologia marginal em certas alturas de menor consumo, este seria um resultado esperado. Quanto às dinâmicas de curto prazo, o principal destaque no modelo para o preço nas horas fora de ponta, tal como tínhamos evidenciado antes para o preço nas horas de ponta, está relacionado com o aumento substancial da velocidade de ajustamento do preço da eletricidade à relação de equilíbrio de longo prazo. Concluimos portanto que, após controlado o modelo pelas variáveis exógenas, também nos períodos de menor consumo, a variação de curto prazo do preço da eletricidade é condicionada em maior grau pelo movimento de reequilíbrio do preço face a desvios do nível de equilíbrio de longo prazo. Face a um choque que determine um desequilíbrio no mercado de eletricidade nas horas fora de ponta, a reposição do equilíbrio leva agora cerca de 1/2 do tempo – o coeficiente de ajustamento passa de  $\alpha_{Poffpeak} = -0,15$  (ver Tabela 5.4-21) para  $\alpha_{Poffpeak} = -0,26$ .

Tabela 5.4-28 – VECM Modelo Alargado: comparação dos três regimes

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>														
Modelo	<i>Pelec</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcarb</i>	<i>p-value</i>	<i>Pngas</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcoal</i>	<i>p-value</i>	<i>IndHyd</i>	<i>p-value</i>	<i>IndWind</i>	<i>p-value</i>	<i>const</i>	<i>p-value</i>
<i>SP_Ppeak</i>	1,00	***	-0,24	***	-0,39	***	-0,19	*	0,30	***	0,28	***	-1,80	***
d.p.			(0,04)		(0,07)		(0,09)		(0,03)		(0,07)		(0,21)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[129]	0,00	[28,6]	0,00	[23,09]	0,00	[3,3]	0,07	[45,1]	0,00	[16,7]	0,00	[47,1]	0,00
<i>SP_Poffpeak</i>	1,00	***	-0,25	***	-0,39	***	-0,23	-	0,35	***	0,27	***	-1,38	***
d.p.			(0,06)		(0,10)		(0,13)		(0,05)		(0,09)		(0,30)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[77,9]	0,00	[13,2]	0,00	[9,7]	0,00	[2,3]	0,13	[31,5]	0,00	[7,6]	0,01	[14,1]	0,00
<i>SP_Pbase</i>	1,00	***	-0,25	***	-0,41	***	-0,17	*	0,32	***	0,24	***	-1,68	***
d.p.			(0,04)		(0,07)		(0,09)		(0,03)		(0,07)		(0,21)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[135]	0,00	[31,5]	0,00	[25,0]	0,00	[2,9]	0,09	[51,2]	0,00	[13,0]	0,00	[42,3]	0,00
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>)</b>														
Modelo ( <i>Pelec</i> )	$\Delta P_{elec}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{carb}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{ngas}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{coal}$	<i>p-value</i>						
<i>SP_Ppeak: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,28	***	0,00	-	0,00	-	-0,01	-						
d.p.	(0,02)		(0,01)		(0,01)		(0,00)							
Est. LR   <i>p-value</i>	[128,7]	0,00	[0,21]	0,65	[0,24]	0,63	[1,8]	0,18						
<i>SP_Poffpeak</i>	-0,26	***	0,00	-	0,00	-	0,00	-						
d.p.	(0,02)		(0,00)		(0,01)		(0,00)							
Est. LR   <i>p-value</i>	[79,9]	0,00	[0,01]	0,98	[0,03]	0,87	[1,8]	0,18						
<i>SP_Pbase</i>	-0,28	***	0,00	-	-0,01	-	-0,01	*						
d.p.	(0,02)		(0,01)		(0,01)		(0,00)							
Est. LR   <i>p-value</i>	[134,9]	0,00	[0,35]	0,55	80,51]	0,47	[2,8]	0,09						

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.

- Valores entre parêntesis retos: valores para a estatística do teste LR; teste de exclusão (coeficientes de cointegração  $\beta$ ) e teste de exogeneidade fraca de longo prazo (coeficientes de ajustamento  $\alpha$ ).

- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

#### 5.4.2.5. Análise de Causalidade

Num contexto de análise multivariada é comum a análise de cointegração, a que corresponde um dos canais de causalidade entre as variáveis presentes no sistema, ser complementada pela análise de causalidade no sentido de Granger. Num contexto de análise de cointegração, o conceito de causalidade assume dois significados distintos ou, dito de outra forma, num VECM há duas fontes de causalidade: i) variação do preço que é explicada pelo ajustamento à relação de equilíbrio de longo prazo (*steady state*), associada ao conceito de “exogeneidade fraca de longo prazo” e que pode ser testada pela significância estatística do coeficiente associado ao termo de correção de erros ECT (*long-run weak exogeneity test*); ii) variação do preço que é explicada pela variação de curto prazo dos preços das restantes variáveis endógenas, associada ao conceito de “causalidade de Granger” e que pode ser testada pela significância estatística dos coeficientes associados às variáveis endógenas em diferenças (*short-run Granger non-causality test*)<sup>220</sup>.

No primeiro caso a hipótese nula de não causalidade de longo prazo é testada através de um teste LR sobre os coeficientes de ajustamento  $\alpha$ , cujos resultados são os apresentados na Tabela 5.4-26. Assim, para a fonte de causalidade associada à relação de equilíbrio de longo prazo, as hipóteses a considerar são as seguintes:

Hipótese 1 -  $H_0$ : *desvios no nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade não-causam o preço da eletricidade*  $\{\alpha_{elec} = 0 \text{ *** (Estatística LR test} = 128,73 \text{ e p-value} = 0,00)\}$

A rejeição da hipótese 1 confirma a hipótese de trabalho que postula a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo, à qual o preço da eletricidade está ancorado; combinando com os resultados dos testes de exclusão, podemos acrescentar que o preço dos *inputs* carbono e gás natural, com 1% de significância estatística, e carvão, com 10% de significância estatística, desempenham um papel relevante no estabelecimento dessa relação.

Hipótese 2 -  $H_0$ : *desvios no nível equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade não-causam o preço do carbono*  $\{\alpha_{carb} = 0 \text{ (Estatística LR test} = 0,21 \text{ e p-value} = 0,65)\}$

---

<sup>220</sup> A Análise de Causalidade é conduzida sobre o modelo mais alargado (com a inclusão das variáveis exógenas) para o preço da eletricidade nas horas de ponta (*SP\_Ppeak*).

Hipótese 3 -  $H_0$ : desvios no nível equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade não-causam o preço do gás natural  $\{\alpha_{ngas} = 0$  (Estatística LR test = 0,24 e p-value = 0,63)}

Hipótese 4 -  $H_0$ : desvios no nível equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade não-causam o preço do carvão  $\{\alpha_{coal} = 0$  (Estatística LR test = 1,78 e p-value = 0,18)}

A não rejeição das hipóteses 2, 3 e 4 confirma a hipótese que aponta para a exogeneidade dos preços do carbono, do gás natural e do carvão face à relação de equilíbrio que determina do preço da eletricidade, ou seja, confirma a hipótese de exogeneidade daqueles preços quando os parâmetros de interesse são os coeficientes de cointegração, confirmando portanto que o preço daquelas *commodities*, sendo determinado a nível europeu ou mesmo global, não é influenciado pelos desequilíbrios no mercado Ibérico de eletricidade.

Hipótese 5 -  $H_0$ : desvios no nível equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade não-causam conjuntamente o preço dos inputs  $\{\alpha_{carb} = \alpha_{ngas} = \alpha_{coal} = 0$  (Estatística LR test = 2,24 e p-value = 0,52)}

A não rejeição da hipótese 5 confirma exogeneidade fraca de longo prazo conjunta do preço dos *inputs* nos considerados no seu conjunto.

No segundo caso testamos o conceito de não-causalidade de Granger que, como é sabido, não revela relações de causalidade estrutural entre as variáveis, permitindo apenas concluir se a inclusão de mais uma variável no modelo melhora a previsibilidade quando comparado com o modelo autorregressivo onde só está presente a própria variável dependente: a variável  $x$  causa no sentido de Granger a variável  $y$  se a sua consideração no modelo contribuir para melhor a previsibilidade de  $y$  (Granger & Newbold, 1986). No caso da causalidade bilateral, a comparação faz-se com o modelo autorregressivo onde só está presente a variável dependente. Já no caso de causalidade num VAR (VECM quando as variáveis são cointegradas), a comparação faz-se com o modelo onde estão presentes todas as variáveis exceto a variável sob teste. A causalidade no sentido de Granger foi testada através de um teste de *Wald*<sup>221</sup> de significância conjunta sobre os coeficientes associados às variáveis em diferenças na equação de curto prazo relativa ao preço da eletricidade. No caso do preço em horas de ponta, como as variáveis em diferenças no VECM apenas tem

---

<sup>221</sup> O teste segue uma distribuição Qui-quadrado com um número de g.l. igual ao número de parâmetros a testar. Alternativamente, a hipótese de não-causalidade poderia ser implementada não no ajustamento VECM mas antes no VAR, com as variáveis em diferenças, através de um teste F de significância conjunta.

um desfasamento, o teste de *Wald*, que permite testar a significância conjunta de todos os desfasamentos associado a um determinado regressor (todos os  $\Gamma_i$  associados a cada uma das variáveis preço)<sup>222</sup>, devolverá naturalmente informação equivalente à permitida pela inferência baseada no teste *t* de significância individual cujos resultados foram já apresentados (Tabela 5.4-24). Para a equação do preço da eletricidade, as hipóteses a considerar são as seguintes:

Hipótese 1 -  $H_0$ : *todas as variações no preço do carbono não-Granger causam as variações no preço da eletricidade*  $\{\Gamma_{carb,t-1} = 0$  (Estatística Wald test = 0,41 e p-value = 0,52)}

Hipótese 2 -  $H_0$ : *todas as variações no preço do gás natural não-Granger causam as variações no preço da eletricidade*  $\{\Gamma_{ngas,t-1} = 0$  (Estatística Wald test = 0,32 e p-value = 0,57)}

Hipótese 3 -  $H_0$ : *todas as variações no preço do carvão não-Granger causam as variações no preço da eletricidade*  $\{\Gamma_{coal,t-1} = 0$  (Estatística Wald test = 0,14 e p-value = 0,71)}

Hipótese 4 -  $H_0$ : *todas as variações no preço de todos os inputs não-Granger causam conjuntamente as variações no preço da eletricidade*  $\{\Gamma_{carb,t-1} = \Gamma_{ngas,t-1} = \Gamma_{coal,t-1} = 0$  (Estatística Wald test = 0,96 e p-value = 0,81)}

A não rejeição das hipóteses 1, 2, 3 e 4 leva-nos à conclusão que a causalidade de longo prazo, no sentido do preço dos *inputs* para o preço da eletricidade ( $\Delta P_{carb}, \Delta P_{ngas}, \Delta P_{coal} \rightarrow \Delta P_{elec}$ ), que ocorre através do mecanismo de correção dos erros (ajuste do preço da eletricidade à relação de equilíbrio de longo prazo), não é observada no curto prazo. Portanto, podemos afirmar que, no curto prazo, o preço da eletricidade no mercado espanhol é essencialmente exógeno face ao preço dos *inputs* (licenças de emissão de CO<sub>2</sub>, gás natural e carvão)<sup>223</sup>. A aparente contradição entre as indicações fornecidas por cada

<sup>222</sup> Para o caso do preço da eletricidade, a hipótese nula do teste de *Wald* para cada uma das variáveis preço, será:  $H_0: \Gamma_{j,t-1} = \Gamma_{j,t-2} = \dots = \Gamma_{j,t-(k-1)} = 0$  (sendo  $k$  o número de desfasamentos considerados no VAR e  $j$  cada um das variáveis preço, ou seja,  $j = SP\_Ppeak, Pcarb, Pngas$  e  $Pcoal$ ).

<sup>223</sup> Os resultados para as restantes equações ( $\Delta P_{carb}, \Delta P_{ngas}$ , e  $\Delta P_{coal}$ ) mostram evidência estatística de causalidade bidirecional (com 1% de significância estatística) do preço do carvão para o preço do carbono, do preço do carbono para o preço do gás natural e do preço do carbono para o preço do carvão (ver Tabela 5.4-29).

uma das possíveis fontes de causalidade não deve constituir uma preocupação relativamente às conclusões permitidas pelo ajustamento VECM. Na verdade, como lembra (Lutkepohl & Kratzig, 2004), a “Análise de Cointegração” e a “Análise de Causalidade de Granger” olham para os dados de diferentes ângulos. A este propósito, devemos ter presente que o conceito de “Causalidade de Granger” não revela causalidade estrutural entre as variáveis, permitindo apenas concluir que a inclusão da variável em causa no modelo melhora a qualidade de estimação quando comparado com um cenário em que a variável não está presente. Além disso, os autores lembram ainda que os testes de causalidade frequentemente exibem fortes limitações ao nível do poder do teste, responsáveis por uma sub-rejeição da hipótese nula (não causalidade de Granger).

Tabela 5.4-29 – Testes de Causalidade

<b>Teste de Causalidade de Granger</b>			
<i>[H<sub>0</sub>: a variável excluída (para todos os desfasamentos) não Granger Causa a variável dependente]</i>			
<b>Variável Dependente: <math>\Delta SP\_Ppeak</math></b>			
Variável a Excluir:	Est. $\chi^2$	g.l.	<i>p-value</i>
$\Delta Pcarb$	0,41	1	0,52
$\Delta Pngas$	0,32	1	0,57
$\Delta Pcoal$	0,14	1	0,71
<i>Todas</i>	0,96	3	0,81
<b>Variável Dependente: <math>\Delta Pcarb</math></b>			
Variável a Excluir:	Est. $\chi^2$	g.l.	<i>p-value</i>
$\Delta SP\_Ppeak$	4,21	1	0,04
$\Delta Pngas$	0,61	1	0,44
$\Delta Pcoal$	8,94	1	0,00
<i>Todas</i>	13,53	3	0,00
<b>Variável Dependente: <math>\Delta Pngas</math></b>			
Variável a Excluir:	Est. $\chi^2$	g.l.	<i>p-value</i>
$\Delta SP\_Ppeak$	1,47	1	0,23
$\Delta Pcarb$	6,31	1	0,01
$\Delta Pcoal$	0,01	1	0,92
<i>Todas</i>	7,97	3	0,05
<b>Variável Dependente: <math>\Delta Pcoal</math></b>			
Variável a Excluir:	Est. $\chi^2$	g.l.	<i>p-value</i>
$\Delta SP\_Ppeak$	0,00	1	0,98
$\Delta Pcarb$	21,16	1	0,00
$\Delta Pngas$	1,07	1	0,30
<i>Todas</i>	23,40	3	0,00

Na Tabela 5.4-29 apresentamos o conjunto de resultados para o teste *Wald* que permite concluir sobre causalidade de Granger para as equações relativas a cada uma das variáveis endógenas. Como podemos verificar, os resultados para as restantes equações ( $\Delta P_{carb}$ ,  $\Delta P_{ngas}$ , e  $\Delta P_{coal}$ ) mostram evidência estatística de causalidade de curto prazo bidirecional, com um nível de significância de 1%, do preço do carvão para o preço do carbono, do preço do carbono para o preço do gás natural e do preço do carbono para o preço do carvão.

As conclusões observadas para o caso da causalidade no sentido de Granger entre o preço da eletricidade e os preços dos combustíveis confirmam parcialmente os resultados de (Moutinho, et al., 2011): embora para um período temporal anterior ao que nos serve de referência, os autores concluem que o preço do gás natural não causa, no sentido de Granger, o preço da eletricidade no OMEL e a hipótese nula de que o preço do carvão não Granger causa o preço da eletricidade no OMEL só é rejeitada para um nível de significância superior a 5%. Tal como no nosso caso, os autores concluem que a causalidade no sentido inverso, do preço da eletricidade para o preço dos combustíveis, é claramente rejeitada. No mesmo sentido são as conclusões relativas à relação de causalidade entre o preço da eletricidade para o mercado francês e o preço dos combustíveis (carvão e gás natural) publicadas por (Dana & Moreno, 2011). Acresce contudo que, neste caso, contrariamente aos nossos resultados, os autores concluem pela existência de causalidade de Granger no sentido do preço do carbono para o preço da eletricidade. As nossas conclusões estão também em linha, pelo menos no que respeita ao mercado dos Países Nórdicos, com os resultados apresentados em (Castagneto-Gissey, 2014), onde os autores ajustam um VAR para concluir sobre a causalidade entre o preço dos combustíveis e do carbono e o preço da eletricidade para vários mercados europeus (França, Alemanha, Países Nórdicos e Reino Unido). As diferenças mais consideráveis dizem respeito à identificação pelos autores de causalidade de Granger significativa no sentido do preço do carbono para o preço da eletricidade em França e no Reino Unido, do preço do gás natural para o preço da eletricidade em França e na Alemanha e do preço do carvão para o preço da eletricidade no Reino Unido. Contudo, devemos ter presente que a dimensão do setor de produção elétrica em alguns destes mercados, em especial França, Alemanha e Reino Unido, poderá sustentar uma maior interação entre os mercados elétricos e os mercados de combustíveis do que a observada para o mercado espanhol.

#### 5.4.2.6. Análise da Função de Resposta a Impulsos

A estimação dos parâmetros associados ao VECM foi de grande utilidade para concluirmos sobre a significância estatística da relação entre o preço da eletricidade e o preço do carbono. Contudo, a interpretação desses parâmetros é dificultada pela natureza intrincada das inter-relações que se estabelecem entre as variáveis presentes no sistema. A aferição do impacto no preço da eletricidade provocada pela variação do preço do carbono em 1,00€ é bem mais complicada do que o simples cálculo da variação marginal calculada a partir da estimação do coeficiente associado ao preço do carbono na medida em que este cálculo ignora os efeitos de *feed-back* que essas variações podem ter na dinâmica do sistema como um todo<sup>224</sup>. A Análise de Resposta a Impulsos é normalmente considerada no contexto da análise de cointegração pois permite ter em consideração todas as interações entre as variáveis endógenas do sistema.

Começamos por conduzir a Função de Resposta a Impulsos (IRF) impondo uma variação, que na terminologia associada à análise VECM normalmente é designada por choque ou inovação, de uma unidade (1,00€) nos resíduos respeitantes às variáveis preço dos *inputs*, observando o efeito produzido sobre o preço da eletricidade<sup>225</sup>.

Na Tabela 5.4-30 e no Gráfico 5.4-2 podemos ver a resposta do preço da eletricidade em regime de ponta à introdução de um choque (inovação) de uma unidade (1,00€) no preço dos *inputs*, por um período de um mês (22 dias úteis). Como podemos verificar, o efeito do choque de 1,00€ no preço do carbono só é absorvido pelo preço da eletricidade, no essencial, ao fim de duas semanas (10 dias úteis). Após um primeiro impacto muito ligeiro, que vai no sentido contrário ao esperado, redução do preço da eletricidade (-0,01€/MWh), ao fim de duas semanas o efeito sobre o preço da eletricidade é de 0,28€/MWh, vindo a estabilizar em 0,31€/MWh, ou seja, acima da variação predita pela relação de equilíbrio de longo prazo ( $\beta_{carb} = 0,24$ ). Desta forma, a análise dinâmica da

---

<sup>224</sup> Devemos ter presente que a leitura dos coeficientes da equação de cointegração, identificados com o conceito de elasticidade ou de PPTR, é sempre feita num contexto de análise marginal (*ceteris paribus*), isto é, mede o impacto na variável dependente da variação de 1% na variável explicativa considerando todas as outras variáveis do sistema constantes.

<sup>225</sup> A Análise de Resposta a Impulsos é conduzida sobre o modelo mais alargado (com a inclusão das variáveis exógenas) para o preço da eletricidade nas horas de ponta (*SP\_Ppeak*).

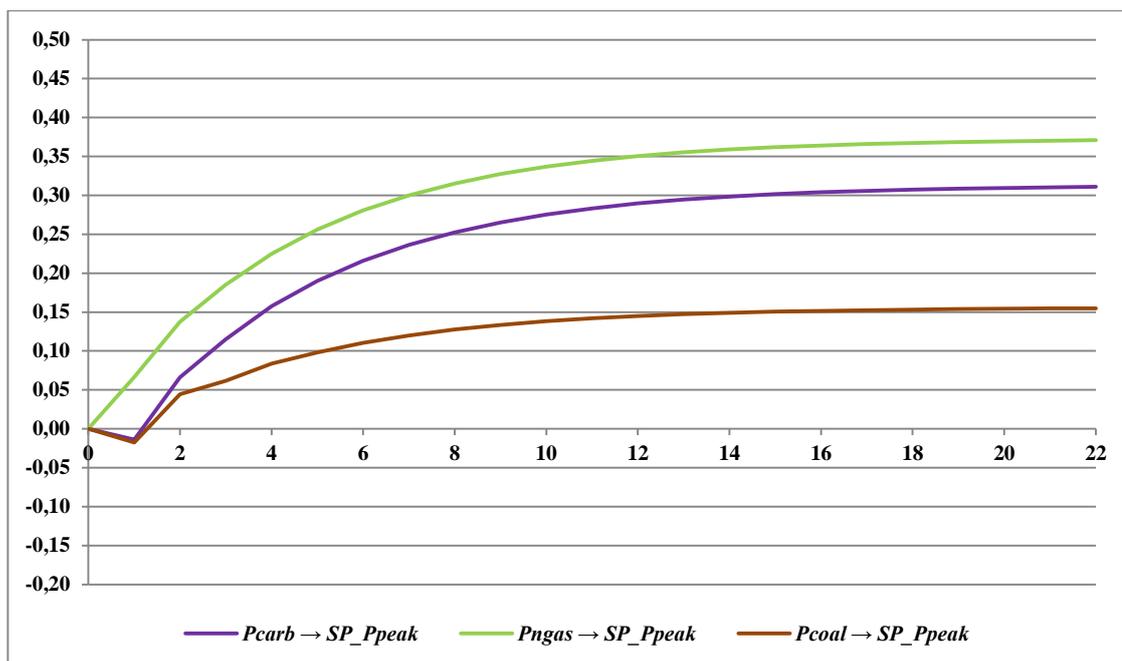
repercussão de choques do preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade, desenvolvida através da IRF, permite confirmar a ligação entre aqueles dois preços.

Tabela 5.4-30 – Função de Resposta a Impulsos (choque de 1,00€)

Resposta de <i>SP_Ppeak</i> a um Choque (Inovação) de 1,00€ em <i>Pcarb, Pngas e Pcoal</i>			
Dias	<i>Pcarb</i> → <i>SP_Ppeak</i>	<i>Pngas</i> → <i>SP_Ppeak</i>	<i>Pcoal</i> → <i>SP_Ppeak</i>
0	0,00 €	0,00 €	0,00 €
1	-0,01 €	0,07 €	-0,02 €
2	0,07 €	0,14 €	0,04 €
3	0,11 €	0,19 €	0,06 €
4	0,16 €	0,23 €	0,08 €
5	0,19 €	0,26 €	0,10 €
6	0,22 €	0,28 €	0,11 €
7	0,24 €	0,30 €	0,12 €
8	0,25 €	0,32 €	0,13 €
9	0,27 €	0,33 €	0,13 €
10	0,28 €	0,34 €	0,14 €
11	0,28 €	0,34 €	0,14 €
12	0,29 €	0,35 €	0,14 €
13	0,29 €	0,36 €	0,15 €
14	0,30 €	0,36 €	0,15 €
15	0,30 €	0,36 €	0,15 €
16	0,30 €	0,36 €	0,15 €
17	0,31 €	0,37 €	0,15 €
18	0,31 €	0,37 €	0,15 €
19	0,31 €	0,37 €	0,15 €
20	0,31 €	0,37 €	0,15 €
21	0,31 €	0,37 €	0,15 €
22	0,31 €	0,37 €	0,15 €

Já no que respeita à resposta do preço da eletricidade a choques de 1,00€ no preço dos combustíveis, no horizonte de um mês, fica ligeiramente abaixo da elasticidade implícita na equação que representa a relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço da eletricidade e o preço dos *inputs*. O impacto de um choque no preço do gás natural, tal como no caso do carbono, é absorvido pelo preço da eletricidade no essencial ao fim de 10 dias (0,34€/MWh), estabilizando em 0,37€/MWh ao fim de 17 dias (ligeiramente abaixo portanto da elasticidade de longo prazo  $\beta_{ngas} = 0,39$ ). A absorção de um choque no preço do carvão é também repassada para o preço da eletricidade na sua quase totalidade, 0,14€/MWh, ao fim de duas semanas, estabilizando em 0,15€/MWh (abaixo do coeficiente  $\beta_{coal} = 0,19$ ).

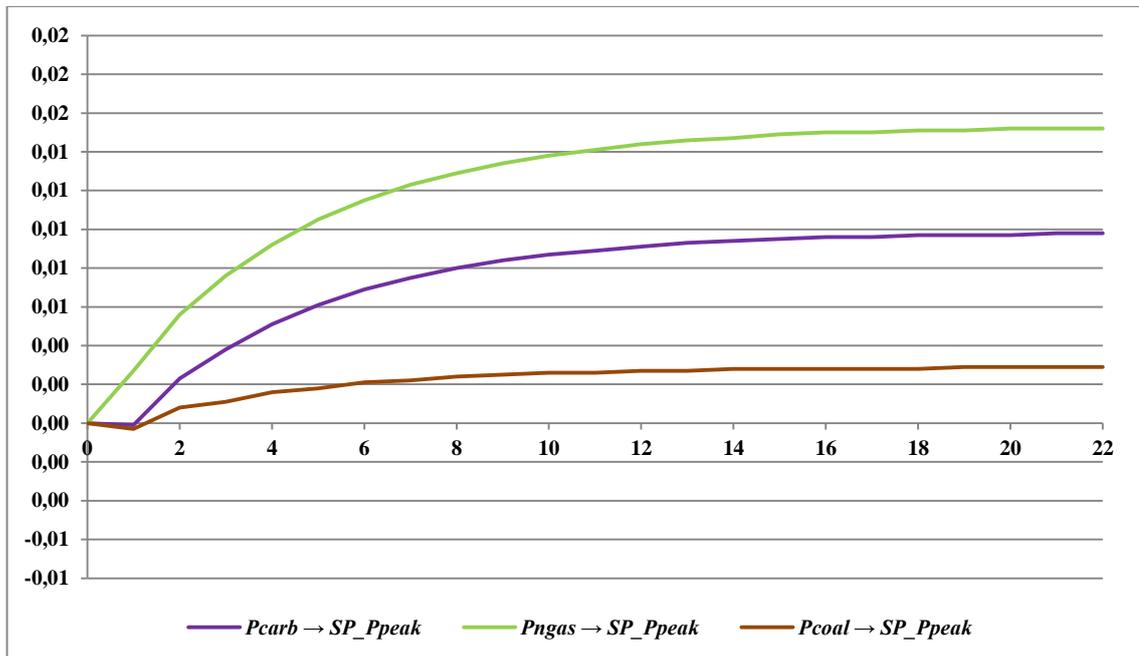
Gráfico 5.4-2 – Função de Resposta a Impulsos (choque de 1,00€)



Por forma a levar em linha de conta a possível correlação contemporânea entre os termos de erro, no Gráfico 5.4-3 apresentamos as respostas às inovações ortogonalizadas através do procedimento de Função de Resposta a Impulsos Generalizada (GIRF) proposto por (Pesaran & Shin, 1998). Como ficou referido antes, a vantagem desta técnica de ortogonalização<sup>226</sup> consiste no facto de não ser afetada pela ordem em que as variáveis são consideradas. Como podemos verificar, quando normalizamos a resposta do preço da eletricidade a choques no preço dos *inputs*, isto é, quando o choque tem a magnitude de um desvio-padrão (d.p.) e cada resposta é dividida pelo d.p. do choque dessa série, as conclusões não se alteram: os choques nos preços dos *inputs* produzem um impacto significativo e persistente sobre o preço da eletricidade, consistente em termos de sentido e magnitude com a relação de cointegração, mostrando que o equilíbrio de longo prazo é repostado aproximadamente duas semanas após o choque ou inovação ou, dito de outra forma, a análise de resposta a impulsos mostra que os efeitos de curto prazo prevalecem sobre a relação de longo prazo por cerca de duas semanas (10 dias úteis).

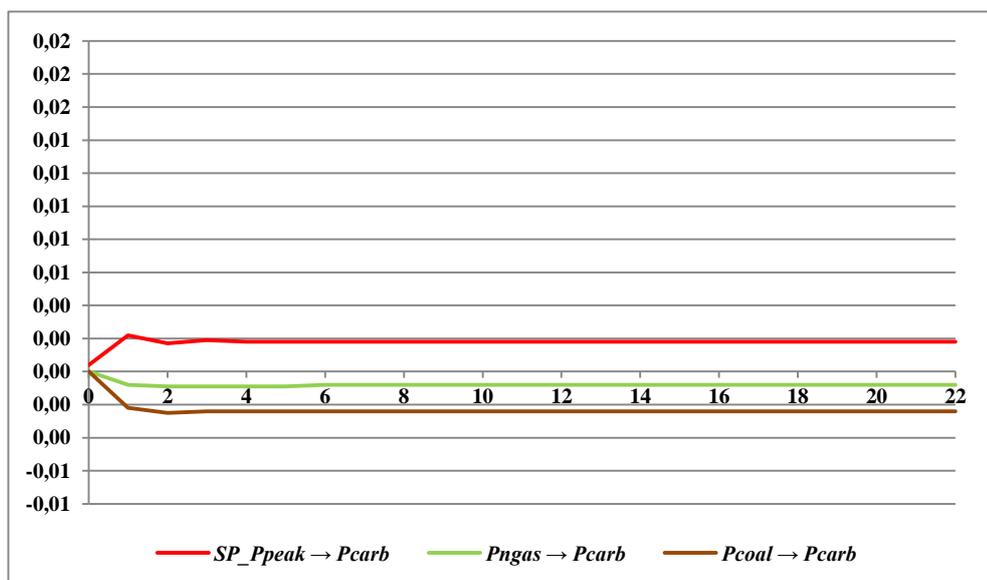
<sup>226</sup> Face à *Decomposição de Cholesky*, por exemplo.

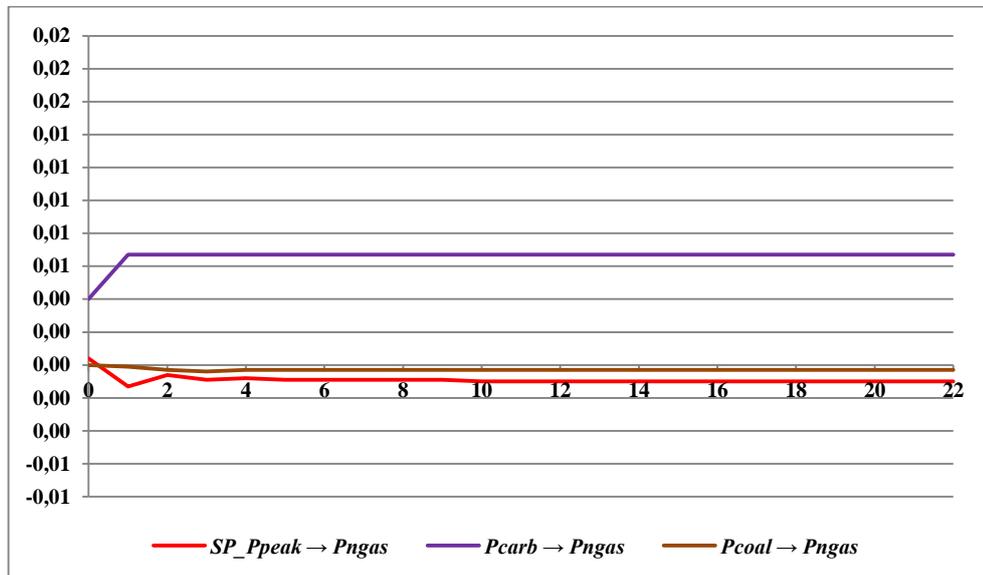
Gráfico 5.4-3 – Função de Resposta a Impulsos Generalizada (choque de 1 d.p.)



Estendendo a análise GIRF aos preços de cada um dos *inputs*, como podemos verificar no Gráfico 5.4-4, apenas a reação do preço do gás natural a choques no preço do preço carbono tem algum significado.

Gráfico 5.4-4 – Função de Resposta a Impulsos Generalizada (preço dos inputs)

Resposta de  $P_{carb}$  a um Choque de 1 d.p. em  $SP\_Ppeak$ ,  $P_{ngas}$  e  $P_{coal}$ 

Resposta de *Pngas* a um Choque de 1 d.p. em *SP\_Ppeak*, *Pcarb* e *Pcoal*Resposta de *Pcoal* a um Choque de 1 d.p. em *SP\_Ppeak*, *Pcarb* e *Pngas*

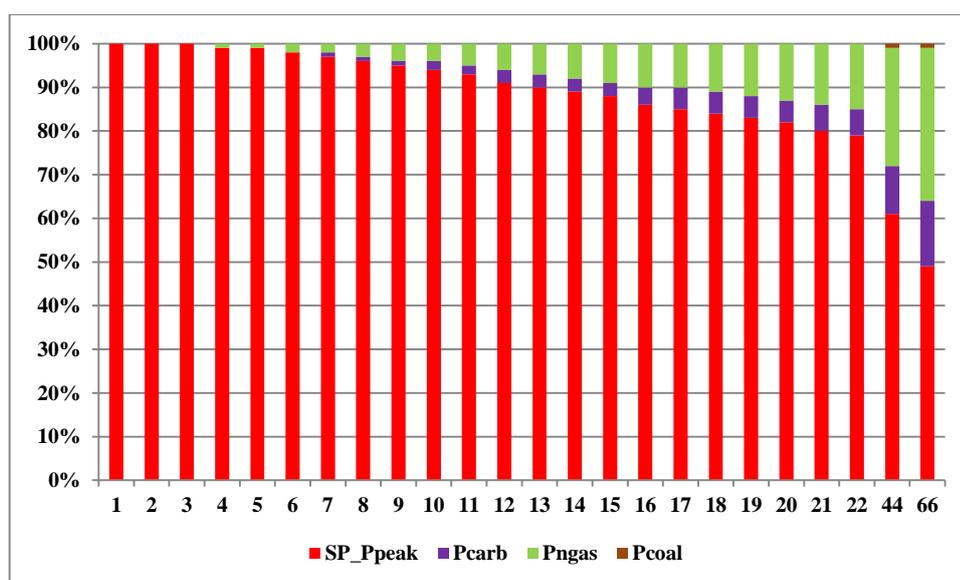
Os resultados que reportamos para análise dinâmica da relação entre o preço da eletricidade e o preço do carbono estão em linha com os outros trabalhos empíricos que recorrem também à análise IRF. Tal é o caso das conclusões (Bunn & Fezzi, 2008) para os mercados do Reino Unido e da Alemanha, onde os autores concluem que um choque no

preço do carbono demora algum tempo a repercutir-se integralmente no preço da eletricidade, entre 10 a 15 dias. A consistência entre a relação de cointegração e a reação do preço da eletricidade a choques no preço do carbono assim como o desfasamento temporal com que esse impacto ocorre foram também identificados por (Thoenes, 2011) para o mercado alemão. A partir de análise IRF, tal como no nosso caso, o autor concluiu que os efeitos de curto prazo podem prevalecer sobre a relação de equilíbrio de longo prazo por uma a duas semanas e que choques nos preços do carbono e do gás natural produzem um significativo e persistente (longo prazo) efeito sobre o preço da eletricidade. Na análise GIRF para o mercado NordPool, (Fell, 2010) identifica um perfil de reação do preço da eletricidade a choques do preço do carbono um pouco diferente: após uma reação de curto prazo relativamente forte (face a choques de  $1,00\text{€}$  no preço do carbono o preço da eletricidade sobe entre  $0,87\text{€/MWh}$  e  $0,69\text{€/MWh}$ , dependendo da configuração do ajustamento econométrico) o efeito vai-se esbatendo, vindo a estabilizar como impacto permanente em torno de  $0,60\text{€/MWh}$  –  $0,30\text{€/MWh}$ . Na análise conduzida para vários mercados europeus, nomeadamente o espanhol, (Fell, et al., 2013) confirmam o impacto positivo e duradouro que um choque no preço do carbono produz sobre o preço da eletricidade. Contudo, o nível a que o preço da eletricidade estabiliza face a um choque no preço do CO<sub>2</sub> é superior ao estimado no nosso modelo. No caso de Espanha, a reação do preço da eletricidade a um choque de  $1,00\text{€}$  no preço do carbono estabiliza, ao fim de 10 – 15 semanas, em  $0,50\text{€/MWh}$ . Nos restantes mercados (Alemanha, França e Holanda) a resposta do preço da eletricidade estabiliza a um nível mais elevado, em torno de  $0,70\text{€/MWh}$  –  $0,90\text{€/MWh}$ . A IRF realizada por (Madaleno, et al., 2014) para o mercado francês Powernext e o mercado alemão EEX, embora assente em períodos temporais mais longos que o nosso (períodos de uma semana), não confirmam inteiramente os nossos resultados. Para o caso francês, os resultados confirmam a reação positiva do preço da eletricidade a choques no preço do carbono mas apenas no curto prazo. O sinal do efeito inverte-se à medida que o tempo vai passando, mudando de positivo para negativo ao fim de uma semana. Já no caso alemão, a reação do preço da eletricidade a um choque no preço do CO<sub>2</sub> começa por ser negativa, enfraquecendo ao fim de alguns períodos até praticamente se anular.

### 5.4.2.7. Análise de Decomposição da Variância dos Erros

A análise de resposta a impulsos representada graficamente é útil para ganharmos alguma sensibilidade à direção da dinâmica de interações entre as várias endógenas do modelo. Contudo, uma medida mais precisa dessa dinâmica pode ser obtida através da Análise de Decomposição da Variância dos Erros de Estimação (*EVD – Error Variance Decomposition Analysis*). Como referimos antes, a EVD permite determinar a percentagem da variância dos erros associados à estimação de cada uma das variáveis endógenas explicada por choques (inovações) produzidos sobre cada uma das outras variáveis do sistema. Os resultados da EVD, apresentados na Tabela 5.4-31 e Tabela 5.4-32, suportam claramente a existência de uma relação unilateral entre os preços dos combustíveis e das licenças de emissão, por um lado, e o preço da eletricidade, por outro. No horizonte temporal de um mês (22 dias úteis), enquanto no caso da eletricidade cerca de 20% da variância dos erros é devida a choques exógenos no preço das outras variáveis (Tabela 5.4-31), no caso das licenças de emissão essa percentagem é de apenas 1% e nos combustíveis de 3% Tabela 5.4-32. Este sentido unilateral da causalidade entre preço da eletricidade e preço dos fatores de produção é reforçado se alargarmos o horizonte temporal. Assim, para um período de 3 meses, a contribuição dos preços do carbono, do gás natural e do carvão para a variância do preço da eletricidade é cerca de 50% enquanto inversamente essa percentagem é igual ou inferior a 1%.

Gráfico 5.4-5 – Decomposição da Variação (preço da eletricidade)



A análise da incerteza sobre os preços em termos contemporâneos (um período) permite ainda concluir que, num horizonte temporal diário, o preço da eletricidade é exógeno, ou seja, a incerteza presente no preço resulta exclusivamente do seu próprio passado. Repare-se na Tabela 5.4-31, para o período de 1 dia, que 100% da variância de *SP\_Ppeak* é devida à própria variável.

**Tabela 5.4-31 – Decomposição da Variação (preço da eletricidade)**

Decomposição da Variância na Equação para <i>SP_Ppeak</i>				
Dias	<i>SP_Ppeak</i>	<i>Pcarb</i>	<i>Pngas</i>	<i>Pcoal</i>
1	100%	0%	0%	0%
2	100%	0%	0%	0%
3	100%	0%	0%	0%
4	99%	0%	1%	0%
5	99%	0%	1%	0%
6	98%	0%	2%	0%
7	97%	1%	2%	0%
8	96%	1%	3%	0%
9	95%	1%	4%	0%
10	94%	2%	4%	0%
11	93%	2%	5%	0%
12	91%	3%	6%	0%
13	90%	3%	7%	0%
14	89%	3%	8%	0%
15	88%	3%	9%	0%
16	86%	4%	10%	0%
17	85%	5%	10%	0%
18	84%	5%	11%	0%
19	83%	5%	12%	0%
20	82%	5%	13%	0%
21	80%	6%	14%	0%
22	79%	6%	15%	0%
44	61%	11%	27%	1%
66	49%	15%	35%	1%

Como referimos antes, a EVD sobre o preço dos *inputs* reportada na Tabela 5.4-32 permite também confirmar os resultados dos testes de exogeneidade fraca conduzidos anteriormente, evidenciando a exogeneidade dos preços das três *commodities*.

Tabela 5.4-32 – Decomposição da Variação (preço dos *inputs*)

<b>Decomposição da Variância na Equação para <i>Pcarb</i></b>				
Período	<i>SP_Ppeak</i>	<i>Pcarb</i>	<i>Pngas</i>	<i>Pcoal</i>
1	0%	100%	0%	0%
5	0%	99%	0%	1%
10	0%	99%	0%	1%
22	0%	99%	0%	1%
44	0%	99%	0%	1%
66	0%	99%	0%	1%

<b>Decomposição da Variância na Equação para <i>Pngas</i></b>				
Período	<i>SP_Ppeak</i>	<i>Pcarb</i>	<i>Pngas</i>	<i>Pcoal</i>
1	0%	1%	99%	0%
5	0%	3%	97%	0%
10	0%	3%	97%	0%
22	0%	3%	97%	0%
44	0%	3%	97%	0%
66	0%	3%	97%	0%

<b>Decomposição da Variância na Equação para <i>Pcoal</i></b>				
Período	<i>SP_Ppeak</i>	<i>Pcarb</i>	<i>Pngas</i>	<i>Pcoal</i>
1	0%	0%	1%	99%
5	0%	1%	1%	98%
10	1%	1%	1%	97%
22	1%	1%	1%	97%
44	1%	1%	1%	97%
66	1%	1%	1%	97%

Os resultados da nossa análise não se afastam substancialmente das conclusões do estudo de (Pinho & Madaleno, 2011) onde os autores também conduzem uma análise de decomposição da variância dos erros com base em estimação VECM para três mercados europeus: França, Alemanha e Países Nórdicos. Para um período um pouco superior ao nosso (4 meses)<sup>227</sup>, os autores concluem que os choques no preço do carbono são responsáveis por 13,1% da variância dos erros de previsão da eletricidade no caso da Alemanha (EEX) e por 3,6% no caso dos Países Nórdicos (NordPool), tendo um efeito negligenciável no caso da França (Powernext), de apenas 01,%. Na realidade, o preço do CO<sub>2</sub> constitui a principal fonte de aleatoriedade do preço da eletricidade na Alemanha a par do preço do carvão (5,5%) e do gás natural (2,4%). No caso dos Países Nórdicos é o carvão

<sup>227</sup> A análise é efetuada com base em médias mensais das cotações diárias, para o período de out./2005 a out./2009.

que mais contribui para os erros de previsão do preço da eletricidade (13,7%), seguido do petróleo (7,6%). Na França o efeito de choques no preço dos *inputs* sobre preço da eletricidade é perfeitamente negligenciável para todos os combustíveis tal como para as licenças de emissão o que, na opinião dos autores, se poderá ficar a dever ao peso da tecnologia nuclear no sistema elétrico francês (77,2% em 2007).

#### 5.4.3. Extensão da Análise à Fase III do CELE

Apesar de no momento da nossa investigação a evidência empírica sobre a Fase III do CELE ser ainda reduzida, decidimos estender a análise ao primeiro ano de funcionamento do sistema após o termo da Fase II. Como podemos verificar no Cap. 2, e observado no Gráfico 2.3-1, o preço das licenças de emissão foi caindo sustentadamente ao longo de toda a Fase II, continuando e até agravando-se essa tendência com a entrada na Fase III (2013). O preço do CO<sub>2</sub> desceu de um patamar de 30€/ton. em meados de 2008 para cerca de 5€/ton. em meados de 2013. Como vimos antes, as razões para esta queda são várias. (Koch, et al., 2014) e (Fagiani, et al., 2014), em estudos bastante recentes, apontam como principais causas para o colapso do preço do CO<sub>2</sub> a recessão económica, que se seguiu primeiro à crise financeira internacional de 2008 e depois à crise europeia das dívidas soberanas, e as políticas públicas de estímulo ao investimento nas energias renováveis. Também (Van den Bergh, et al., 2013) identificam o acréscimo de penetração das energias renováveis como a causa da queda do preço do CO<sub>2</sub>.

O alargamento da análise empírica à Fase III do CELE poderá ser útil desde logo para percebermos se a alteração nas regras de alocação das licenças emissão ao setor elétrico que ocorreu no lançamento desta última fase produziu algum efeito sobre a capacidade do preço do CO<sub>2</sub> influenciar o preço da eletricidade<sup>228</sup>. Acresce que uma análise temporal comparativa nos permitirá compreender se a tendência de queda do preço do CO<sub>2</sub> tem produzido algum efeito sobre a robustez da relação estrutural entre o preço da eletricidade e o preço do carbono que diagnosticamos para a Fase II do sistema. Para tal consideramos três períodos na nossa análise: um subperíodo da Fase II, correspondente a

---

<sup>228</sup> Como vimos antes, na Fase III do CELE o setor de produção de energia elétrica deixou de receber gratuitamente as licenças de emissão (*grandfathering*) passando a ter de as adquirir em leilão (*auctioning*).

um período de tempo em que o preço do CO<sub>2</sub> se manteve sustentadamente acima da barreira dos 15€/ton. (jan./2008 a jun./2011), limiar tido por vários autores como crítico para que o mecanismo de transmissão do custo do CO<sub>2</sub> ao preço da eletricidade funcione; segundo, o período corresponde a toda a Fase II e cujos resultados foram analisados até aqui (jan./2008 a dez./2012); terceiro, um período que inclui já o primeiro ano de funcionamento da Fase III (jan./2008 a dez./2013).

Para efetuarmos a análise comparativa referida antes iremos ajustar o modelo VECM na configuração que inclui as variáveis exógenas relativas à intensidade das energias hídrica e eólica no sistema elétrico e as variáveis relativas à temperatura atmosférica. Relativamente ao regime de preço da eletricidade, optamos por fazer a comparação tendo por referência o preço base (*SP\_Pbase*) na medida em que este será o mais representativo pois resulta da média de todos os preços efetuados durante o dia. Na Tabela 5.4-33 são apresentados os resultados para a especificação dos modelos VECM para os dois períodos que introduzimos na análise: período correspondente à primeira parte da Fase II (*Modelo SP\_Pbase jan.2008/jun.2011*) e período correspondente à totalidade da Fase II e ao primeiro ano da Fase III (*Modelo SP\_Pbase jan.2008/dez.2013*). Como podemos verificar, os testes de cointegração indicam claramente a presença de uma única relação de cointegração envolvendo o preço da eletricidade, o preço do carbono e o preço dos combustíveis para ambos os modelos.

Tabela 5.4-33 – VECM Fase II e Fase III do CELE: especificação dos modelos

i) Seleção de Número de Desfasamentos Ótimo e Inclusão de Termos Determinísticos							
Variáveis Endógenas	Termos Determinísticos	$K_{max}$	Nº de Desfasamentos Ótimo			Nº Desf. Selec.	
			Critério de Seleção				
			AIC	SIC	HQC		
<i>SP_Pbase</i> (jan./2008_jun./2011)	Modelo 2 (Hc)	20	2	1	2	2	
<i>SP_Pbase</i> (jan./2008_dez./2013)	Modelo 2 (Hc)	23	15	1	3	3	

ii) Teste de Cointegração								
Variáveis Endógenas	Desf.	H <sub>0</sub> :		$\lambda trace$		$\lambda max$		Nº Relações Cointegração Selecionado
		$r \leq$	$p-r =$	Modelo 2 (Hc)		Modelo 2 (Hc)		
				Est. LR	$p-value$	Est. LR	$p-value$	
<i>SP_Pbase</i> (jan./2008_jun./2011)	2	0	4	154,35	0,00	94,28	0,00	1
		1	3	60,07	0,10	30,46	0,15	
		2	2	29,61	0,38	17,44	0,54	
		3	1	12,17	0,43	12,17	0,43	
<i>SP_Pbase</i> (jan./2008_dez./2013)	3	0	4	217,36	0,00	171,32	0,00	1
		1	3	46,04	0,56	32,92	0,09	
		2	2	13,12	0,99	10,91	0,95	
		3	1	2,21	1,00	2,21	1,00	

Notas:

- Número de observações nas amostras: (jan./2008\_jun/2011) – 878 observações; (jan./2008\_dez./2013) – 1.524 observações.

- Número de desfasamentos: selecionado de acordo com o critério HQC com um número máximo de desfasamentos ( $K_{max}$ ) indicado na tabela.

- O valor dos  $p-values$  foi calculado com o auxílio do *software* disponibilizado por (Mackinnon, et al., 1999). Os valores críticos para o modelo com 4 variáveis endógenas, 4 variáveis exógenas e constante restrita ao espaço de cointegração, para um nível de significância de 5%, são os seguintes:

- Teste  $\lambda trace$ : 91,59; 64,33; 40,85; 20,84 para ( $p-r=$ ) igual a 4, 3, 2 e 1 respetivamente.

- Teste  $\lambda max$ : 41,57; 35,09; 28,31; 20,84 para ( $p-r=$ ) igual a 4, 3, 2 e 1 respetivamente.

Na Tabela 5.4-34 são então apresentados os resultados da estimação do VECM para os três períodos considerados. Como podemos verificar, a sensibilidade do preço da eletricidade ao preço do CO<sub>2</sub> vem diminuindo ao longo do tempo: durante a Fase II, a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do CO<sub>2</sub> (PPTR do carbono) passa de 0,36 para 0,25 quando o preço do CO<sub>2</sub> rompe a barreira dos 10€/ton. e, incluindo na estimação o primeiro ano da Fase III, esse valor cai para 0,19. Repare-se que a própria significância estatística do coeficiente associado ao preço do CO<sub>2</sub> na relação de cointegração ( $\beta_{carb}$ ), no período que inclui a Fase III, sofre alteração: a rejeição da hipótese nula no teste LR de Exclusão ( $H_0: \beta_{carb} = 0$ ) exige agora a aceitação de uma margem de erro superior (significância estatística passa de 1% para 5%). Relativamente à forma como o preço da

eletricidade ajusta no curto prazo face a desvios em relação ao nível de equilíbrio de longo prazo, como podemos verificar na parte inferior da Tabela 5.4-34, o coeficiente associado ao termo de erro ( $ECT_{t-1}$ ), na equação relativa às variações do preço da eletricidade, mantém-se como estatisticamente significativo nos três períodos com um nível de significância de 1%. Ainda a este propósito, a análise mostra inclusivamente um reforço da velocidade de ajustamento do preço da eletricidade face a desequilíbrios no curto prazo: o coeficiente de ajustamento passa de  $\alpha_{elec} = -0,24$ , no período jan.2008/jun.2011, para  $\alpha_{elec} = -0,30$ , no período jan.2008/dez.2013. O reforço da velocidade a que os desvios face ao nível de equilíbrio de longo prazo são corrigidos pode indiciar um reforço da eficiência no funcionamento do mercado elétrico espanhol. Relativamente aos restantes coeficientes da relação de cointegração, talvez o resultado mais surpreendente seja a perda de significância estatística do coeficiente associado à variável de intensidade de eletricidade eólica ( $IndWind$ ) quando estendemos a análise para o período jan.2008/dez.2013 ( $p\text{-value} = 0,14$ ). O mesmo acontece com o coeficiente associado ao preço do carvão mas aí com menos surpresa face aos resultados que tínhamos observado antes. Quanto aos restantes parâmetros das equações de curto prazo, com as variáveis em diferenças, como podemos verificar, para a equação de maior interesse, que corresponde às variações no preço da eletricidade ( $\Delta SP\_Pbase$ ), a maior novidade na extensão da análise à Fase III consiste no surgimento do preço do gás natural (com desfasamento de dois períodos) como variável significativa na explicação das variações de curto prazo do preço da eletricidade. Repare-se que o coeficiente associado à variável  $\Delta Pngas_{t-2}$  ( $\Gamma_{ngas,t-2}$ ) é estatisticamente significativo ainda que com um nível de significância de 10%. Relembre-se que na seleção do número de desfasamentos ótimo, o ajustamento para do período jan.2008/dez.2013 inclui  $k=3$  desfasamentos no VAR(3), ou seja, dois desfasamentos no VECM(2) - Tabela 5.4-33.

Em conclusão, a comparação dos resultados da estimação ao longo do período 2008-2013 mostra-nos que provavelmente a manutenção do preço do CO<sub>2</sub> em níveis anormalmente reduzidos poderá estar a enfraquecer o mecanismo de transmissão do custo do carbono ao preço da eletricidade fundamental como incentivo para que os produtores de eletricidade reduzam as suas emissões. Contudo, apesar do enfraquecimento deste vínculo, a evidência estatística suporta claramente para todo o período a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo envolvendo os dois preços, a par do preço dos combustíveis, à qual o preço da eletricidade ajusta no curto prazo.

Tabela 5.4-34 – VECM Fase II e Fase III do CELE: comparação dos modelos

Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração ( $\beta$ )														
Modelo	<i>Pelec</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcarb</i>	<i>p-value</i>	<i>Pngas</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcoal</i>	<i>p-value</i>	<i>IndHyd</i>	<i>p-value</i>	<i>IndWind</i>	<i>p-value</i>	<i>const</i>	<i>p-value</i>
<i>2008_2011</i>	1,00	***	-0,36	***	-0,39	***	-0,13	-	0,35	***	0,29	***	-1,65	***
d.p.			(0,11)		(0,09)		(0,13)		(0,04)		(0,09)		(0,26)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[79,1]	0,00	[9,4]	0,00	[11,6]	0,00	[0,7]	0,40	[31,8]	0,00	[9,0]	0,00	[26,1]	0,00
<i>2008_2012</i>	1,00	***	-0,25	***	-0,41	***	-0,17	*	0,32	***	0,24	***	-1,68	***
d.p.			(0,04)		(0,07)		(0,09)		(0,03)		(0,07)		(0,21)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[135]	0,00	[31,5]	0,00	[25,0]	0,00	[2,9]	0,09	[51,2]	0,00	[13,0]	0,00	[42,3]	0,00
<i>2008_2013</i>	1,00	***	-0,19	**	-0,47	***	-0,08	-	0,39	***	0,21	-	-2,13	***
d.p.			(0,08)		(0,14)		(0,20)		(0,06)		(0,14)		(0,46)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[148]	0,00	[5,0]	0,02	[8,5]	0,00	[0,1]	0,73	[32,3]	0,00	[2,2]	0,14	[18,2]	0,00
Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ ) e coeficientes de curto prazo ( $\Gamma$ )														
	<i>jan./2008_jun./2011</i>		<i>jan./2008_dez./2012</i>		<i>jan./2008_dez./2013</i>									
	$\Delta SP\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta SP\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta SP\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta SP\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta SP\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta SP\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta SP\_Pbase$	<i>p-value</i>
<i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,24	***	-0,28	***	-0,30	***								
d.p.	(0,02)		(0,02)		(0,02)									
Est. LR   <i>p-value</i>	[78,9]	0,00	[134,9]	0,00	[142,7]	0,00								
<i><math>\Delta SP\_Pbase_{t-1}</math></i>	-0,139	***	-0,141	***	0,041	-								
<i><math>\Delta SP\_Pbase_{t-2}</math></i>	-----		-----		-0,200	***								
<i><math>\Delta Pcarb_{t-1}</math></i>	-0,030	-	-0,012	-	-0,173	-								
<i><math>\Delta Pcarb_{t-2}</math></i>	-----		-----		0,000	-								
<i><math>\Delta Pngas_{t-1}</math></i>	-0,086	-	-0,086	-	0,103	-								
<i><math>\Delta Pngas_{t-2}</math></i>	-----		-----		-0,305	*								
<i><math>\Delta Pcoal_{t-1}</math></i>	-0,140	-	-0,162	-	-0,255	-								
<i><math>\Delta Pcoal_{t-2}</math></i>	-----		-----		0,245	-								
<i>SP_CDD</i>	0,006	***	0,006	***	0,010	**								
<i>SP_HDD</i>	0,005	***	0,005	***	0,005	**								
<i>D (sazonalidade)</i>		***		***		***								***

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.

- Valores entre parêntesis retos: valores para a estatística do teste LR; teste de exclusão (coeficientes de cointegração  $\beta$ ) e teste de exogeneidade fraca de longo prazo (coeficientes de ajustamento  $\alpha$ ).

- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

#### 5.4.4. Síntese de Resultados

Os resultados obtidos através das diferentes técnicas de análise econométrica de séries temporais de que fizemos uso mostram invariavelmente que há evidência estatística que não permite rejeitar algumas das hipóteses de trabalho da nossa investigação.

Primeiro: existe uma relação estrutural de longo prazo entre o preço do carbono e o preço da eletricidade. Os testes de cointegração, quer na análise univariada (teste de Engle-Granger e teste de Phillips-Ouliaris), onde se tem como premissa a exogeneidade dos regressores (preço do carbono e preços dos combustíveis), quer na análise multivariada (o teste de Johansen para as várias configurações – modelos com duas, três e quatro variáveis endógenas – e o teste de Saikkonen&Lutkepohl), onde se acomoda a possibilidade de interação entre todos os preços que compõem o sistema em análise (preço da eletricidade e o preço dos vários *inputs*), apontam claramente para a existência de uma relação de cointegração envolvendo o preço da eletricidade e o preço do carbono, a par do preço dos combustíveis. Sinal portanto de que as quatro séries de preços partilham uma mesma tendência estocástica.

Segundo: i) o preço da eletricidade ajusta a uma relação de equilíbrio de longo prazo que ii) integra o preço da eletricidade e o preço do carbono (a par do preço dos combustíveis):

i) Fizemos a demonstração de que não é possível rejeitar a primeira hipótese, ou seja, concluímos que parte da variação do preço da eletricidade no curto prazo se deve à correção dos desvios face ao nível de equilíbrio de longo prazo, pelas seguintes vias:

- Através da análise univariada (modelo de correção de erros) onde o teste de significância estatística sobre parâmetro associado ao termo de erro (velocidade de ajustamento -  $\alpha_{ele}$ ) demonstrou em todos os casos que este é estatisticamente significativo - (Tabela 5.4-7).

- Através da análise multivariada (modelo VECM), na equação relativa às variações do preço da eletricidade no curto prazo, onde o teste LR de Exogeneidade Fraca de Longo Prazo sobre o parâmetro ( $\alpha_{peak}$ ), relativo à velocidade com que o preço da eletricidade ajusta à relação de equilíbrio de longo prazo (relação de cointegração), revelou significância estatística em todas as situações (com um nível de significância de 1%) - Tabela 5.4-19 e Tabela 5.4-26.

- Os valores estimados para a velocidade de ajustamento do preço da eletricidade, ou a percentagem da variação do preço no curto prazo devida à correção dos desvios face ao nível de equilíbrio de longo prazo, situa-se nos seguintes intervalos. Para o regime de preço em horas de ponta entre  $\alpha_{peak} = -0,12$  (análise univariada, modelo Engle-Granger),  $\alpha_{peak} = -0,16$  (análise multivariada, modelo VECM apenas com variáveis endógenas) e  $\alpha_{peak} = -0,28$  (análise multivariada, modelo VECM controlado com as variáveis exógenas relativas à energia renovável e temperatura). Para o regime de preço nas horas fora de ponta os valores estimados para o coeficiente foram  $\alpha_{offpeak} = -0,14$ ,  $\alpha_{offpeak} = -0,15$  e  $\alpha_{offpeak} = -0,26$ , respetivamente - Tabela 5.4-7, Tabela 5.4-21 e Tabela 5.4-28.

- Acresce à confirmação da hipótese de trabalho que, sendo o sinal associado ao coeficiente de ajustamento  $\alpha_{ele}$  negativo, concluímos que as movimentações do preço da eletricidade no curto prazo são no sentido da aproximação ao nível de equilíbrio o que significa que estamos na presença de um sistema de equilíbrio estável.

ii) Fizemos a demonstração de que não é possível rejeitar a segunda hipótese, ou seja, concluímos que o preço do carbono é relevante para a determinação da relação que estabelece o nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade, pelas seguintes vias:

- Através da análise univariada (modelo DOLS), na equação de regressão que tem o preço da eletricidade como variável explicada, onde o teste de significância estatística individual sobre parâmetro associado ao preço do carbono demonstrou em todos os casos ser estatisticamente significativo (com o nível de significância a variar entre 1% e 5%) - Tabela 5.4-8.

- Através da análise multivariada (modelo VECM), na equação de cointegração que, estando normalizada no preço da eletricidade, representa a relação de equilíbrio de longo prazo daquele preço, onde o teste LR de Exclusão rejeitou em todas as situações a hipótese nula de que coeficiente associado ao preço do carbono ( $\beta_{carb}$ ) poder ser excluído daquela relação - Tabela 5.4-19 e Tabela 5.4-26.

- Os valores estimados para a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono, ou também designada no enunciado da nossa hipótese de trabalho por PPTR do carbono, variam nos seguintes intervalos. Para o regime de preço em horas de ponta entre  $\beta_{Ppeak,carb} = 0,10$  a  $0,11$  (análise univariada, modelo DOLS),  $\beta_{Ppeak,carb} = 0,15$  (análise multivariada,

modelo VECM apenas com variáveis endógenas) e  $\beta_{P_{peak,carb}} = 0,24$  (análise multivariada, modelo VECM controlado com as variáveis exógenas). Para o regime de preço nas horas fora de ponta os valores estimados para o coeficiente foram  $\beta_{P_{offpeak,carb}} = 0,11$  a  $0,12$ ,  $\beta_{P_{offpeak,carb}} = 0,21$  e  $\beta_{P_{offpeak,carb}} = 0,25$ , respetivamente - Tabela 5.4-8, Tabela 5.4-21 e Tabela 5.4-28. A sensibilidade do preço da eletricidade ao preço do carbono tem vindo a atenuar-se ao longo do tempo, acompanhando a redução estrutural do preço do carbono. A elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono reduz-se de  $\beta_{P_{base,carb}} = 0,36$  (período jan.2008/jun.2011) para  $\beta_{P_{base,carb}} = 0,19$  (período jan.2008/dez.2013) - Tabela 5.4-34.

- Acresce à confirmação da hipótese de trabalho que, sendo o sinal do coeficiente associado ao preço do carbono na equação que tem o preço da eletricidade como variável explicada positivo, demonstramos, como postulado pela teoria, que a relação entre o preço do carbono, que constitui um custo de produção, e o preço da eletricidade é positiva.

Terceiro: na maioria dos ajustamentos econométricos efetuados não obtivemos evidência estatística que suporte a hipótese de os produtores elétricos poderem ter vindo a repercutir o preço do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade de forma distinta em função do período de consumo ( $PPTR_{P_{peak}} \neq PPTR_{P_{offpeak}}$  ou  $\beta_{P_{peak,carb}} \neq \beta_{P_{offpeak,carb}}$ ). Como pudemos verificar antes, só o ajustamento VECM, na configuração que inclui apenas as variáveis endógenas, estima uma PPTR do carbono substancialmente diferente para o regime de preço em horas de ponta e para o regime de preço em horas fora de ponta. Contudo, esta diferença esbate-se quando no ajustamento são incluídas as variáveis de controlo relativas à energia renovável e à temperatura ( $PPTR_{P_{peak}} \approx PPTR_{P_{offpeak}}$ ).

Quarto: embora a forma como o nosso estudo está configurado não nos permita tirar conclusões definitivas sobre a taxa de repercussão do custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade (CPTR), é possível afirmarmos que, face aos valores estimados para a PPTR, é muito pouco provável que se possa confirmar a hipótese de que em média os produtores elétricos foram capazes de refletir no preço de venda a totalidade do custo associado ao carbono, isto é, uma CPTR do carbono igual a 100%. Note-se que mesmo para a estimativa mais elevada da PPTR,  $\beta_{P_{peak,carb}} = 0,24$ , e mesmo admitindo como tecnologia marginal a térmica com o fator de emissão de CO<sub>2</sub> mais reduzido, CCGT com fator de emissão de

0,37 tCO<sub>2</sub>/MWh, obtemos uma CPTR bastante inferior à unidade:  $CPTR = 0,24 / 0,37 = 65\%$ .

Subsidiariamente, na medida em que não constituíam hipóteses de trabalho colocadas à partida pela nossa análise, os resultados a que chegamos sustentam ainda as seguintes conclusões:

- Que o preço dos combustíveis integra a relação de equilíbrio de longo prazo à qual o preço da eletricidade está ancorado ainda que de forma não unânime para o caso do preço do carvão. Ao contrário do preço do gás natural, cujo coeficiente surge em todas as modelações com significado estatístico, o coeficiente associado ao preço do carvão, na análise multivariada, só marginalmente rejeita a hipótese nula de ser igual a zero -Tabela 5.4-8, Tabela 5.4-19 e Tabela 5.4-26. As estimativas para PPTR do preço dos combustíveis são as seguintes: i) para o preço do gás natural, em regime de horas de ponta, varia entre  $\beta_{Ppeak,ngas} = 0,33$  a  $0,39$  (análise univariada, modelo DOLS),  $\beta_{Ppeak,ngas} = 0,42$  (análise multivariada, modelo VECM apenas com variáveis endógenas) e  $\beta_{Ppeak,ngas} = 0,39$  (análise multivariada, modelo VECM controlado com as variáveis exógenas); para o regime de preço nas horas fora de ponta os valores estimados para do coeficiente foram  $\beta_{Poffpeak,ngas} = 0,37$  a  $0,41$ ,  $\beta_{Poffpeak,ngas} = 0,54$  e  $\beta_{Poffpeak,ngas} = 0,39$ , respetivamente; ii) para o preço do carvão, em regime de horas de ponta, varia entre  $\beta_{Ppeak,coal} = 0,30$  a  $0,37$  (análise univariada, modelo DOLS) e  $\beta_{Ppeak,coal} = 0,19$  (análise multivariada, modelo VECM controlado com as variáveis exógenas); para o regime de preço nas horas fora de ponta o coeficiente apenas é estatisticamente significativo na análise univariada, variando no intervalo  $\beta_{Poffpeak,coal} = 0,29$  a  $0,36$ . - Tabela 5.4-8, Tabela 5.4-21 e Tabela 5.4-28.

- Não encontramos evidência estatística que confirme a hipótese de o preço dos combustíveis influenciar a variação dos preços da eletricidade no curto prazo. Suportamos esta conclusão quer na inferência estatística sobre os coeficientes associados às variáveis em diferenças presentes na equação do preço da eletricidade nos ajustamentos VECM e nos testes de Causalidade de Granger - Tabela 5.4-16, Tabela 5.4-24 e Tabela 5.4-29. Se a esta conclusão somarmos o facto de também o preço do carbono não ser relevante para a explicação das variações do preço da eletricidade no curto prazo, somos levados a concluir que, na nossa modelação, a par da componente autorregressiva, é a correção dos desvios face ao nível e equilíbrio de longo prazo e a ocorrência de valores extremos nas

temperaturas atmosféricas, impondo um acréscimo na procura eletricidade quer por motivos de aquecimento quer de arrefecimento, que conduzem as variações de preço no mercado elétrico espanhol no curto prazo.

- Encontrámos evidência estatística que suporta a hipótese de que a intensidade de energia renovável de origem hídrica e eólica injetada no mercado desempenha um papel significativo no estabelecimento da relação que determina o nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade. Suportamos esta conclusão através dos testes LR de Exclusão no ajustamento VECM que confirmam a significância estatística dos coeficientes associados às variáveis *IndHyd* (intensidade de energia hídrica) e *IndWind* (intensidade de energia eólica) na equação de cointegração normalizada no preço da eletricidade. Concluímos ainda, em função do sinal dos coeficientes, que a relação entre o preço da eletricidade e a quantidade de energia renovável que afluí ao mercado, no caso de Espanha, conforme vem sendo demonstrado por estudos empíricos, é negativa, isto é, uma maior quantidade de energia renovável está associada a reduções do preço da eletricidade - Tabela 5.4-26.

- Encontramos evidência estatística que sustenta a hipótese de que a procura acrescida de eletricidade motivada por ocorrência de temperaturas atmosféricas extremas, fora de um intervalo tido como zona de conforto, está associada a variações positivas do preço da eletricidade. Fundamentamos esta conclusão na inferência estatística sobre os coeficientes associados às variáveis CDD (procura acrescida por razões de arrefecimento) e HDD (razões de aquecimento) que revelaram significância estatística (1% de nível de significância) e cujo sinal confirma como esperado a relação positiva com o preço da eletricidade - Tabela 5.4-24.

### 5.5. Mercado Ibérico de Eletricidade: Segmento Português

Após a análise desenvolvida para o segmento espanhol apresentaremos de forma mais sucinta os resultados obtidos para análise econométrica tendo por referência o preço da eletricidade para o segmento português do MIBEL. Tal como antes, apresentaremos os resultados de forma mais detalhada para o preço nas horas de ponta (*PT\_Ppeak*) e posteriormente comparamos estes resultados com os obtidos para as horas fora de ponta (*PT\_Poffpeak*) e para o período correspondente às 24 horas (*PT\_Pbase*).

Uma vez que a relação entre os resultados devolvidos pelas análises univariada e multivariada é muito semelhante à encontrada para o caso espanhol, por razões de economia de espaço, resolvemos apresentar para o caso português apenas os resultados da análise multivariada, ou seja, os resultados da estimação que contempla as possíveis endogeneidades entre o preço da eletricidade para o mercado português e o preço dos *inputs*. Começaremos por verificar se as quatro variáveis são cointegradas (para cada um dos regimes de consumo elétrico), depois apresentaremos os resultados da estimação para o modelo que inclui apenas as variáveis endógenas e mais tarde os resultados com a inclusão das variáveis exógenas relativas à energia renovável e à temperatura atmosférica. Por fim, tal como no caso espanhol, estenderemos a análise até aqui conduzida para o período correspondente à Fase II do CELE para o período que inclui o primeiro ano da Fase III.

#### 5.5.1. Estimação VECM: modelo apenas com variáveis endógenas

O trabalho de estimação iniciou-se com a definição dos parâmetros ótimos para o ajustamento VAR no que respeita ao número de defasamentos a introduzir nas variáveis e à inclusão de termos determinísticos nas equações de regressão (constante e tendência temporal). Relativamente a este último aspeto, tal como no caso espanhol, o modelo com constante (Modelo 2) revelou ser o mais adequado para qualquer um dos três regimes de preço da eletricidade: pelos critérios SIC e HQC, no caso do preço em horas de ponta, e unanimemente pelos três critérios de informação nos casos do preço em horas fora de ponta e do preço base. Quanto ao número de defasamentos, quando o preço da eletricidade corresponde às horas de ponta a indicação de  $k = 2$  é unânime pelos três critérios de informação, quando o preço é o das horas fora de ponta a indicação de  $k = 2$  é

dada por dois dos critérios (SIC e HQC), indicando o critério AIC três desfasamentos, e no caso do preço base apenas o critério HQC indica  $k = 2$  (o critério AIC indica três desfasamentos e o critério SIC um desfasamento). Face a estes resultados optámos nos três casos por ajustar um VAR com dois desfasamentos, VAR(2), a que corresponderá no modelo de correção de erros um desfasamento nas variáveis em diferenças VECM(1).

Na Tabela 5.5-1 podemos ver os resultados para os testes de cointegração de Johansen. Como podemos verificar, o Teste do Traço ( $\lambda trace$ ) indica para os três modelos a existência de uma relação de cointegração (a hipótese nula  $H_0: r \leq 1$  não é rejeitada para um nível de significância de 5%). Já o Teste do Valor Próprio Máximo ( $\lambda max$ ) exige um nível de significância estatística de 1% para conduzir a este resultado. Caso contrário, para um nível de significância de 5%, conduz à conclusão da presença de duas relações de cointegração.

Tabela 5.5-1 – Testes de Cointegração de Johansen

Var.	Des $H_0$ :		Teste do Traço - $\lambda trace$						Teste do Valor Próprio Máx. - $\lambda max$							
	$r$	$p-r$	Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4			
			(Hc)	(Hlc)	(Hlc)	(Hl)	(Hc)	(Hlc)	(Hl)							
	$(p)$	$(k)$	$\leq$	$=$	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value	Est. LR	$p$ -value		
<i>PT_Ppeak</i>	0	4			104,5	0,00	102,8	0,00	126,0	0,00	69,8	0,00	69,7	0,00	76,6	0,00
<i>Pcarb</i>	1	3			34,7(*)	0,05	33,1	0,02	49,5	0,01	28,0	0,01	27,7	0,00	29,2	0,01
<i>Pngas</i>	2	2			6,8	0,90	5,4	0,77	20,3	0,22	4,5(*)	0,92	3,7	0,88	16,9	0,11
<i>Pcoal</i>	3	1			2,3	0,72	1,7	0,19	3,3	0,83	2,3	0,72	1,7	0,19	3,3	0,83
<i>PT_Poffpeak</i>	0	4			110,3	0,00	108,5	0,00	128,4	0,00	76,1	0,00	76,0	0,00	79,9	0,00
<i>Pcarb</i>	1	3			34,3(*)	0,06	32,5	0,02	48,4	0,01	27,4	0,01	27,1	0,00	28,7	0,02
<i>Pngas</i>	2	2			6,8	0,90	5,4	0,77	19,7	0,25	4,5(*)	0,91	3,7	0,88	16,4	0,13
<i>Pcoal</i>	3	1			2,3	0,72	1,6	0,20	3,2	0,84	2,3	0,72	1,6	0,20	3,2	0,84
<i>PT_Pbase</i>	0	4			100,6	0,00	98,9	0,00	119,7	0,00	66,2	0,00	66,1	0,00	70,7	0,00
<i>Pcarb</i>	1	3			34,4(*)	0,06	32,7	0,02	48,9	0,01	27,6	0,01	27,3	0,00	28,9	0,02
<i>Pngas</i>	2	2			6,8	0,90	5,4	0,76	20,0	0,23	4,5(*)	0,91	3,7	0,88	16,6	0,12
<i>Pcoal</i>	3	1			2,3	0,72	1,7	0,20	3,3	0,83	2,3	0,72	1,7	0,20	3,3	0,83

Notas: *idem* Tabela 5.4-11.

- Desf.: número de desfasamentos - para o modelo *PT\_Ppeak* selecionado de acordo com os critérios AIC, SIC e HQC, para o modelo *PT\_Poffpeak* de acordo com os critérios SIC e HQC e para o modelo *PT\_Pbase* de acordo com o critério HQC.

- (\*) Indica a primeira vez que a hipótese nula não é rejeitada com um nível de significância estatística de 5% numa sequência do tipo - da esquerda para a direita, linha após linha.

Não havendo conclusão unânime dos dois testes, será sempre mais prudente optar pela indicação menos restritiva. Como tal, e também porque como veremos mais tarde a introdução das variáveis exógenas ajuda a esclarecer em definitivo alguma ambiguidade que resulta da indicação não totalmente coincidente dos dois testes, optamos por avançar para a estimação do modelo VECM considerando a presença de apenas uma relação de cointegração entre os preços da eletricidade e dos *inputs*.

Tabela 5.5-2 – Estimação VECM: estimação dos coeficientes do modelo

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>							
	<i>PT_Ppeak</i>	<i>Pcarb</i>	<i>Pngas</i>	<i>Pcoal</i>	<i>Const.</i>		
	1,00	-0,23	-0,52	-0,09	-1,43		
		(0,072)	(0,125)	(0,171)	(0,376)		
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>) e Coeficientes de Curto Prazo (<math>\Gamma</math>)</b>							
	$\Delta PT\_Ppeak$	$\Delta Pcarb$	$\Delta Pngas$	$\Delta Pcoal$			
<i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,13 ***	0,00 -	0,00 -	-0,01 ***			
	(0,015)	(0,004)	(0,006)	(0,003)			
	[-8,193]	[-0,054]	[0,516]	[-2,880]			
$\Delta PT\_Ppeak_{t-1}$	-0,253 ***	0,017 **	-0,016 -	0,004 -			
$\Delta Pcarb_{t-1}$	-0,180 *	0,033 -	0,096 **	0,088 ***			
$\Delta Pngas_{t-1}$	0,005 -	-0,023 -	-0,062 **	0,012 -			
$\Delta Pcoal_{t-1}$	0,007 -	-0,110 ***	0,044 -	0,031 -			
<i>Dmon</i>	0,030 ***	0,000 -	0,003 -	0,000 -			
<i>Dm3</i>	-0,026 **	0,002 -	0,000 -	-0,003 *			
<b>Testes de Diagnóstico sobre os Resíduos</b>							
				Estatística	<i>p-value</i>		
<b>Autocorrelação – <math>H_0</math>: erros não correlacionados</b>							
- Breusch-Godfrey Test							
- LM Test:	AR (5), $\chi^2$ (80)			187,42	0,00		
- Portmanteau Test							
- Box-Pierce:	AR (5), $\chi^2$ (60)			81,48	0,03		
- Ljung-Box:	AR (5), $\chi^2$ (60)			81,68	0,03		
<b>Heterocedasticidade – <math>H_0</math>: erros homocedásticos</b>							
- ARCH LM:	VARCH (5), $\chi^2$ (500)			1.357	0,00		
<b>Normalidade – <math>H_0</math>: erros normalmente distribuídos</b>							
- Normalidade	Doornik-Hansen $\chi^2$ (8)			63.705	0,00		

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.
- Valores entre parêntesis retos: valores para a *Estatística t*.
- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

A estimação dos coeficientes do VECM para o caso do preço da eletricidade nas horas de ponta, apresentada na Tabela 5.5-2, mostra de forma clara a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo à qual o preço da eletricidade do mercado português ajusta. A equação de cointegração expressa na parte superior da Tabela 5.5-2 pode ser representada da seguinte forma:

$$P^{elec} - 0,23 P^{carb} - 0,52 P^{ngas} - 0,09 P^{coal} - 1,43 - ECT^{elec} = 0$$

ou

$$P^{elec} = 1,43 + 0,23 P^{carb} + 0,52 P^{ngas} + 0,09 P^{coal} + ECT^{elec}$$

Os resultados da Tabela 5.5-2 e da Tabela 5.5-4 confirmam as tendências já evidenciadas pelos modelos de equação única, nomeadamente o facto da elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono ser superior no segmento português ( $\beta_{carb} = 0,23$ ) do que no segmento espanhol ( $\beta_{carb} = 0,15$ ) – Tabela 5.4-16. Acresce que a relação entre aqueles dois preços, ao contrário do caso de Espanha, se estende ao curto prazo. Como podemos verificar na parte inferior da Tabela 5.5-2, o preço da eletricidade (equação  $\Delta PT\_Ppeak$ ) não é exclusivamente orientado pelas suas próprias dinâmicas (ajustamento de desequilíbrios na relação de longo prazo,  $\alpha_{peak} = -0,13$ , e componente autorregressiva,  $\Gamma_{1,peak} = -0,253$ ). No caso Português, a variação do preço da eletricidade no curto prazo também é determinada por variações no preço do carbono,  $\Gamma_{1,carb} = -0,180$  (o coeficiente é significativo ainda que com um nível de significância estatística de 10%). Esta conclusão surge também evidenciada nos testes de Causalidade de Granger. Como podemos verificar no teste de *Wald* para a equação relativa às variações do preço da eletricidade, apresentado na Tabela 5.5-3, a hipótese nula de que o preço do carbono não causa, no sentido de Granger, o preço da eletricidade, deve ser rejeitada, no caso de estarmos dispostos a aceitar um nível de significância estatística de 10%. Assim, podemos explicitar as hipóteses associadas às duas fontes de causalidade que podem ser testadas em contexto de análise de cointegração da seguinte forma:

- A causalidade no sentido do conceito de “Exogeneidade Fraca de Longo Prazo” que está relacionada com a componente da variação do preço da eletricidade associada a ajustamentos face a desvios na relação de equilíbrio de longo prazo (Tabela 5.5-4):

Hipótese 1 -  $H_0$ : desvios no nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade não-causam o preço da eletricidade  $\{\alpha_{elec} = 0\}$  \*\*\* (Estatística LR test = 47,88 e p-value = 0,00).

A causalidade no sentido do conceito de “Não-causalidade de Granger” que está relacionada com a componente da variação do preço da eletricidade associada a variações no preço das restantes variáveis endógenas (preço do carbono) (Tabela 5.5-3):

Hipótese 2 -  $H_0$ : todas as variações no preço do carbono não-Granger causam as variações no preço da eletricidade  $\{\Gamma_{carb,t-1} = 0\}$  (Estatística Wald test = 3,131 e p-value = 0,08).

Devemos portanto concluir que para o caso português as duas fontes de causalidade entre o preço do carbono e o preço da eletricidade estão presentes ainda que para o curto prazo a evidência estatística dessa causalidade seja ténue.

**Tabela 5.5-3 – Testes de Causalidade**

<b>Teste de Causalidade de Granger</b>			
<i>[H<sub>0</sub>: a variável excluída (para todos os desfasamentos) não Granger Causa a variável dependente]</i>			
<b>Variável Dependente: <i>ΔPT_Ppeak</i></b>			
Variável a Excluir:	Est. $\chi^2$	g.l.	p-value
<i>ΔPcarb</i>	3,131	1	0,08
<i>ΔPngas</i>	0,004	1	0,95
<i>ΔPcoal</i>	0,002	1	0,96
<i>Todas</i>	3,161	3	0,37

Tal como no caso espanhol, os Testes de Exclusão sobre os coeficientes de cointegração mostrados na Tabela 5.5-4, mostram que, neste ajustamento, onde apenas são incluídas as variáveis endógenas, o preço do carvão pode não integrar a relação de equilíbrio de longo prazo à qual o preço da eletricidade está vinculado. Importa ainda salientar que o teste sobre o coeficiente associado ao preço do carbono evidência uma relação estatística entre o preço deste *input* e o preço da eletricidade mais forte do que no caso espanhol. Repare-se que neste caso a hipótese nula  $H_0: \beta_{carb} = 0$  é rejeitada com um nível de significância estatística de 1% enquanto no caso espanhol a rejeição da hipótese nula exige a aceitação de uma margem de erro de 5% (Tabela 5.4-19). Os Testes de

Exogeneidade Fraca de Longo Prazo, reforçam a exogeneidade do preço dos combustíveis e do carbono relativamente à equação de cointegração que determina a relação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade. Repare-se que, tal como no caso espanhol, mesmo não sendo rejeitada a hipótese nula sobre o coeficiente de ajustamento do preço do carvão, o seu nível absoluto é de tal forma insignificante ( $\alpha_{coal} = -0,01$ ) que o torna no essencial nulo.

**Tabela 5.5-4 – Estimação VECM: testes sobre os coeficientes  $\beta$  e  $\alpha$**

<b>Teste de Exclusão</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Cointegração - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
<b>Variável</b>	<b>Hipótese Nula</b>	<b>Est. LR</b>		<b>p-value</b>
<i>PT_Ppeak</i>	$H_0: \beta_{peak} = 0$	47,88	***	0,00
<i>Pcarb</i>	$H_0: \beta_{carb} = 0$	7,20	***	0,01
<i>Pngas</i>	$H_0: \beta_{ngas} = 0$	9,28	***	0,00
<i>Pcoal</i>	$H_0: \beta_{coal} = 0$	0,18	-	0,67
<i>Const.</i>	$H_0: const. = 0$	10,81	***	0,00

<b>Teste de Exogeneidade Fraca de Longo-Prazo</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Ajustamento - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
<b>Variável</b>	<b>Hipótese Nula</b>	<b>Est. LR</b>		<b>p-value</b>
<i>ECTt-1_PT_Ppeak</i>	$H_0: \alpha_{peak} = 0$	45,67	***	0,00
<i>ECTt-1_Pcarb</i>	$H_0: \alpha_{carb} = 0$	0,00	-	0,96
<i>ECTt-1_Pngas</i>	$H_0: \alpha_{ngas} = 0$	0,20	-	0,65
<i>ECTt-1_Pcoal</i>	$H_0: \alpha_{coal} = 0$	7,43	***	0,01

Na Tabela 5.5-5 estendemos a estimação ao preço nas horas fora de ponta e ao preço base, sendo reforçada a indicação de que a taxa a que os produtores elétricos no mercado português fazem refletir no preço de venda o preço associado ao carbono é substancialmente superior nas horas de menor consumo: a uma variação de 1% no preço do carbono está associada, *ceteris paribus*, uma variação do preço da eletricidade de 0,23% nas horas de ponta e de 0,31% nas horas fora de ponta.

Tabela 5.5-5 – VECM: comparação dos três regimes (ponta, fora de ponta e base)

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>										
Modelo ( <i>Pelec</i> )	<i>Pelec</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcarb</i>	<i>p-value</i>	<i>Pngas</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcoal</i>	<i>p-value</i>	<i>Const.</i>	<i>p-value</i>
<i>PT_Ppeak</i>	1,00	***	-0,23	***	-0,52	***	-0,09	-	-1,43	***
d.p.			(0,07)		(0,12)		(0,17)		(0,38)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[47,88]	0,00	[7,20]	0,01	[9,28]	0,00	[0,18]	0,67	[10,81]	0,00
<i>PT_Poffpeak</i>	1,00	***	-0,31	***	-0,66	***	0,03	-	-1,12	**
d.p.			(0,09)		(0,15)		(0,21)		(0,46)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[53,44]	0,00	[9,41]	0,00	[11,06]	0,00	[0,01]	0,92	[5,13]	0,02
<i>PT_Pbase</i>	1,00	***	-0,27	***	-0,60	***	-0,01	-	-1,32	***
d.p.			(0,08)		(0,14)		(0,19)		(0,42)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[44,37]	0,00	[8,42]	0,00	[9,98]	0,00	[0,00]	0,95	[7,98]	0,00
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>)</b>										
Modelo ( <i>Pelec</i> )	$\Delta Pelec$	<i>p-value</i>	$\Delta Pcarb$	<i>p-value</i>	$\Delta Pngas$	<i>p-value</i>	$\Delta Pcoal$	<i>p-value</i>		
<i>PT_Ppeak: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,13	***	0,00	-	0,00	-	-0,01	***		
d.p.	(0,02)		(0,00)		(0,01)		(0,00)			
Est. LR   <i>p-value</i>	[45,67]	0,00	[0,00]	0,96	[0,20]	0,65	[7,43]	0,01		
<i>PT_Poffpeak: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,14	***	0,00	-	0,00	-	-0,01	***		
d.p.	(0,02)		(0,00)		(0,01)		(0,00)			
Est. LR   <i>p-value</i>	[51,88]	0,00	[0,11]	0,74	[0,05]	0,82	[9,29]	0,00		
<i>PT_Pbase: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,11	***	0,00	-	0,00	-	-0,01	***		
d.p.	(0,01)		(0,00)		(0,01)		(0,00)			
Est. LR   <i>p-value</i>	[42,26]	0,00	[0,03]	0,85	[0,17]	0,68	[9,03]	0,00		

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.

- Valores entre parêntesis retos: valores para a estatística do teste LR; teste de exclusão (coeficientes de cointegração  $\beta$ ) e teste de exogeneidade fraca de longo prazo (coeficientes de ajustamento  $\alpha$ ).

- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

### 5.5.2. Estimação VECM: inclusão de variáveis exógenas

Os testes de diagnóstico do ajustamento que inclui apenas as variáveis endógenas preço (parte inferior da Tabela 5.5-2) mostram que a hipótese de presença de autocorrelação nos resíduos, embora não sendo muito preocupante, não pode ser excluída de forma definitiva o que nos remete para a relevância de incluir informação adicional na componente explicada do modelo. É precisamente esse exercício que faremos de seguida ao incluir na modelação as variáveis exógenas associadas quer à intensidade da energia com origem hídrica e eólica que, como vimos antes, são fontes que representam uma componente substancial do *mix* elétrico português Tabela 5.2-2, quer à procura de eletricidade, acima do normal, motivada por variações mais extremas da temperatura atmosférica. À semelhança do caso espanhol, tratamos como variáveis exógenas, restritas ao espaço de cointegração, o Índice de Produtibilidade Hidroelétrica (*PT\_IndHyd*) e o Índice de Produtibilidade Eólica (*PT\_IndWind*). As variáveis relativas à temperatura atmosférica que, como vimos na secção 5.1.1.2, são *PT\_HDD* para temperaturas abaixo de 15,8°C e *PT\_CDD* para temperaturas acima de 20,3°C, serão integradas na componente de curto prazo da estimação.

Na Tabela 5.5-6 mostramos os testes de cointegração para a nova configuração do ajustamento, confirmando, agora de forma inequívoca por ambos os testes, a existência de apenas uma relação de cointegração. Repare-se que, para um nível de significância estatística de 5%, a hipótese nula  $H_0: r \leq 1$  não é rejeitada por ambos os testes em nenhum dos modelos. A indicação relativa ao número de desfasamentos ótimo a introduzir nas equações de curto prazo e a inclusão de termos determinísticos não sofreu alterações face ao modelo mais simples que inclui apenas as variáveis endógenas.

Os resultados apresentados nas Tabela 5.5-7 e Tabela 5.5-8 mostram que a contribuição das variáveis exógenas para o potencial explicativo do modelo é estatisticamente relevante. Na Tabela 5.5-8 os testes LR rejeitam a hipótese nula de exclusão dos coeficientes associados às variáveis de energia renovável, embora no caso da eólica a significância estatística seja de apenas 10%, e na Tabela 5.5-7 os testes de significância estatística mostram que os coeficientes associados às variáveis de temperatura são significativos, apresentando o sinal esperado (relação positiva entre as variáveis e a variação do preço da eletricidade).

Tabela 5.5-6 – VECM Modelo Alargado: Testes de Cointegração de Johansen

Var. Endógenas (p)	Desf. (k)	H <sub>0</sub> :		Teste $\lambda$ trace			Teste $\lambda$ max		
		r ≤	p-r =	Est. LR	Valor Crítico	p-value	Est. LR	Valor Crítico	p-value
PT_Ppeak, Pcarb, Pngas, Pcoal	2	0	4	170,40	91,59	0,00	119,01	41,57	0,00
		1	3	51,39	64,33	0,34	33,64	35,09	0,07
		2	2	17,75	40,85	0,94	14,65	28,31	0,76
		3	1	3,09	20,84	1,00	3,09	20,84	1,00
PT_Poffpeak, Pcarb, Pngas, Pcoal	2	0	4	191,23	91,59	0,00	139,59	41,57	0,00
		1	3	51,64	64,33	0,33	33,70	35,09	0,07
		2	2	17,94	40,85	0,94	14,72	28,31	0,75
		3	1	3,22	20,84	1,00	3,22	20,84	1,00
PT_Pbase, Pcarb, Pngas, Pcoal	2	0	4	172,47	91,59	0,00	120,78	41,57	0,00
		1	3	51,69	64,33	0,32	33,81	35,09	0,07
		2	2	17,88	40,85	0,94	14,69	28,31	0,76
		3	1	3,20	20,84	1,00	3,20	20,84	1,00

Notas:

- Desf.: número de defasamentos: para os modelos *PT\_Ppeak* e *PT\_Pbase* selecionado de acordo com os critérios AIC e HQC e para o modelo *PT\_Poffpeak* selecionado de acordo com o critério HQC.

- O valor dos *p-values* foi calculado com o auxílio do *software* disponibilizado por (Mackinnon, et al., 1999); modelo com 4 variáveis endógenas, 4 variáveis exógenas e constante restrita ao espaço de cointegração, para um nível de significância de 5%.

Podemos ainda verificar que todos os coeficientes da equação de cointegração exibem os sinais esperados: relação positiva entre o preço da eletricidade e o preço dos fatores de produção (carbono, gás natural e carvão) e relação negativa entre o preço da eletricidade e a quantidade de energia hídrica e eólica presente no mercado. Normalizando a equação de cointegração no preço da eletricidade, obtemos a seguinte expressão para a relação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade:

$$p^{elec} - 0,24 p^{carb} - 0,34 p^{ngas} - 0,29 p^{coal} + 0,35 IndHyd + 0,10 IndWind - 1,40 - ECT^{elec} = 0$$

ou

$$p^{elec} = 1,40 + 0,24 p^{carb} + 0,34 p^{ngas} + 0,29 p^{coal} - 0,35 IndHyd - 0,10 IndWind + ECT^{elec}$$

O controlo do modelo pela intensidade de energia renovável e temperatura, ao contrário do caso espanhol, não altera substancialmente o valor estimado para a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono: o coeficiente  $\beta_{carb}$  mantém-se praticamente inalterado (passa de  $\beta_{carb} = 0,23$ , Tabela 5.5-2, para  $\beta_{carb} = 0,24$ ).

Tabela 5.5-7 – VECM Modelo Alargado: estimação dos coeficientes do modelo

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>							
	$PT\_Ppeak$	$Pcarb$	$Pngas$	$Pcoal$	$PT\_IndHyd$	$PT\_IndWind$	Const.
	1,00	-0,24	-0,34	-0,29	0,35	0,10	-1,40
		(0,040)	(0,070)	(0,095)	(0,032)	(0,061)	(0,222)
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>) e Coeficientes de Curto Prazo (<math>\Gamma</math>)</b>							
	$\Delta PT\_Ppeak$	$\Delta Pcarb$	$\Delta Pngas$	$\Delta Pcoal$			
$ECT_{t-1}$	-0,24 ***	0,00 -	0,00 -	0,00 -			
	(0,020)	(0,006)	(0,009)	(0,004)			
	[-11,9]	[0,54]	[-0,13]	[-0,52]			
$\Delta PT\_Ppeak_{t-1}$	-0,201 ***	0,016 **	-0,015 -	0,001 -			
$\Delta Pcarb_{t-1}$	-0,168 *	0,032 -	0,100 **	0,089 ***			
$\Delta Pngas_{t-1}$	-0,037 -	-0,021 -	-0,069 **	0,015 -			
$\Delta Pcoal_{t-1}$	0,013 -	-0,108 ***	0,037 -	0,037 -			
$PT\_CDD$	0,005 ***	0,000 -	0,000 -	0,000 -			
$PT\_HDD$	0,004 ***	0,000 -	0,000 -	0,000 -			
$Dmon$	0,029 ***	0,000 -	0,003 -	0,000 -			
$Dm2$	-0,025 **	0,002 -	-0,012 **	-0,003 -			
$Dm3$	-0,044 ***	0,003 -	-0,002 -	-0,003 -			
<b>Testes de Diagnóstico sobre os Resíduos</b>							
					Estatística	$p$ -value	
<b>Autocorrelação – <math>H_0</math>: erros não correlacionados</b>							
- Breusch-Godfrey Test							
- LM Test:	AR (5), $\chi^2$ (80)				124,06	0,00	
- Portmanteau Test							
- Box-Pierce:	AR (5), $\chi^2$ (60)				72,35	0,13	
- Ljung-Box:	AR (5), $\chi^2$ (60)				72,54	0,13	
<b>Heterocedasticidade – <math>H_0</math>: erros homocedásticos</b>							
- ARCH LM:	VARCH (5), $\chi^2$ (500)				1.350	0,00	
<b>Normalidade – <math>H_0</math>: erros normalmente distribuídos</b>							
- Normalidade	Doornik-Hansen $\chi^2$ (8)				64.131	0,00	

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.
- Valores entre parêntesis retos: valores para a *Estatística t*.
- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

Pelo contrário, tal como no caso de Espanha, o efeito da introdução das variáveis de controlo sobre a velocidade com que o mercado elétrico português ajusta a situações de desequilíbrio é substancial. Repare-se que o coeficiente de ajustamento na equação relativa às variações no preço da eletricidade quase duplica, passando de  $\alpha_{peak} = -0,13$  (Tabela 5.5-2) para  $\alpha_{peak} = -0,24$ . Devemos ainda reforçar que nesta versão do ajustamento, no segmento português, ao contrário do segmento espanhol, o preço do carbono continua a

evidenciar significância estatística na equação que explica as variações de curto prazo do preço da eletricidade ( $\Gamma_{1,carb} = -0,168$  com significância estatística de 10%).

Talvez o resultado mais surpreendente que emerge da análise da equação de cointegração seja a significância estatística do coeficiente associado ao preço do carvão. Olhando para os resultados da Tabela 5.5-8 podemos verificar que nos testes LR de Exclusão a introdução das variáveis associadas à energia renovável contribui para reforçar a significância estatística do coeficiente  $\beta_{coal}$ . Relembremos que no modelo mais simples o preço do carvão não era relevante na relação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade (Tabela 5.5-4). Em sentido oposto, devemos salientar a fraca significância estatística do coeficiente associado à intensidade de energia eólica ( $\beta_{Wind}$ ), contrariando de certa forma o que seria de esperar dado o peso desta fonte energética no *mix* elétrico português. Comparando com a realidade espanhola, podemos ver que o preço da eletricidade é mais sensível à intensidade de energia hídrica em Portugal,  $\beta_{PT\_Hyd} = 0,35$  contra  $\beta_{SP\_Hyd} = 0,30$  em Espanha (Tabela 5.4-24), e mais sensível à energia eólica em Espanha,  $\beta_{SP\_Wind} = 0,28$  contra  $\beta_{PT\_Wind} = 0,10$  em Portugal.

**Tabela 5.5-8 – VECM Modelo Alargado: testes sobre os coeficientes  $\beta$  e  $\alpha$**

<b>Teste de Exclusão</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Cointegração - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
Variável	Hipótese Nula	Est. LR		<i>p-value</i>
<i>PT_Ppeak</i>	$H_0: \beta_{peak} = 0$	102,41	***	0,00
<i>Pcarb</i>	$H_0: \beta_{carb} = 0$	25,25	***	0,00
<i>Pngas</i>	$H_0: \beta_{ngas} = 0$	14,70	***	0,00
<i>Pcoal</i>	$H_0: \beta_{coal} = 0$	7,14	***	0,01
<i>PT_IndHyd</i>	$H_0: \beta_{Hyd} = 0$	55,80	***	0,00
<i>PT_IndWind</i>	$H_0: \beta_{Wind} = 0$	2,67	*	0,10
<i>Const.</i>	$H_0: const. = 0$	26,88	***	0,00

<b>Teste de Exogeneidade Fraca de Longo-Prazo</b>				
<i>Testes de Rácio de Verosimilhança sobre os Coef. de Ajustamento - LR Test (<math>\chi^2_{(1)}</math>)</i>				
Variável	Hipótese Nula	Est. LR		<i>p-value</i>
<i>ECTt-1_PT_Ppeak</i>	$H_0: \alpha_{peak} = 0$	102,61	***	0,00
<i>ECTt-1_Pcarb</i>	$H_0: \alpha_{carb} = 0$	0,26	-	0,61
<i>ECTt-1_Pngas</i>	$H_0: \alpha_{ngas} = 0$	0,01	-	0,90
<i>ECTt-1_Pcoal</i>	$H_0: \alpha_{coal} = 0$	0,23	-	0,63

Na Tabela 5.5-9, onde comparamos os resultados da estimação para os três regimes de preço da eletricidade, constatamos que, tal como para o modelo com o preço

nas horas de ponta, a elasticidade ao preço do carbono ( $PPTR_{carb}$ ) não sofre variações sensíveis para o preço nas horas fora de ponta quando controlamos o modelo pela quantidade de energia renovável. Na realidade, o coeficiente mantém-se inalterado em  $\beta_{offpeak,carb} = 0,31$  (Tabela 5.5-5). Como tal, a maior capacidade que os produtores elétricos portugueses revelam para fazer refletir no preço da eletricidade as variações do preço do CO<sub>2</sub> nos períodos de menor consumo, ao contrário do caso espanhol, não se esbatem com a introdução no modelo das variáveis de controlo associadas à energia renovável. Por outro lado, a diferença substancial que tínhamos identificado para a  $PPTR$  do carbono entre os dois mercados Ibéricos, após controlarmos o modelo pelas quantidades de energia renovável e temperatura, atenuam-se, especialmente nas horas de ponta. Nos períodos de maior consumo essa diferença surge mesmo anulada nesta configuração do modelo. A taxa a que os produtores elétricos refletem as variações do preço do carbono no preço da eletricidade no período das horas de ponta é igual nos dois mercados:  $\beta_{peak,carb} = 0,24$  (Tabela 5.2-31, para o caso espanhol). Já o mesmo não acontece nos períodos de menor consumo elétrico. Aí devemos concluir que, mesmo após controlado o modelo pela intensidade de energia renovável injetada no sistema, os produtores elétricos portugueses continuam a revelar maior capacidade para repassar para o preço de venda as variações no preço do carbono. A  $PPTR_{carb}$  nas horas fora de ponta é no caso português de  $\beta_{offpeak,carb} = 0,31$  enquanto no caso espanhol se fica pelos  $\beta_{offpeak,carb} = 0,25$  (Tabela 5.2-31). Relativamente aos restantes coeficientes da equação de cointegração, talvez deva merecer destaque a significância estatística do coeficiente associado ao preço do carvão mesmo nas horas fora de ponta ( $\beta_{offpeak,coal}$ ), embora com uma significância inferior à que regista nas horas de ponta, e, de forma surpreendente, a perda de significância estatística do coeficiente associado à intensidade de energia eólica ( $\beta_{offpeak,wind}$ ).

Tabela 5.5-9– VECM Modelo Alargado: comparação dos três regimes

Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração ( $\beta$ )														
Modelo	<i>Pelec</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcarb</i>	<i>p-value</i>	<i>Pngas</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcoal</i>	<i>p-value</i>	<i>IndHyd</i>	<i>p-value</i>	<i>IndWind</i>	<i>p-value</i>	<i>Const.</i>	<i>p-value</i>
<i>PT_Ppeak</i>	1,00	***	-0,24	***	-0,34	***	-0,29	***	0,35	***	0,10	*	-1,40	***
d.p.			(0,04)		(0,07)		(0,09)		(0,03)		(0,06)		(0,22)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[102,4]	0,00	[25,3]	0,00	[14,7]	0,00	[7,1]	0,01	[55,8]	0,00	[2,7]	0,10	[26,9]	0,00
<i>PT_Poffpeak</i>	1,00	***	-0,31	***	-0,43	***	-0,22	*	0,45	***	0,11	-	-1,16	***
d.p.			(0,05)		(0,08)		(0,11)		(0,04)		(0,07)		(0,25)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[122,1]	0,00	[34,8]	0,00	[19,8]	0,00	[3,4]	0,07	[71,4]	0,00	[2,3]	0,13	[16,8]	0,00
<i>PT_Pbase</i>	1,00	***	-0,27	***	-0,38	***	-0,27	**	0,39	***	0,09	-	-1,27	***
d.p.			(0,04)		(0,07)		(0,10)		(0,03)		(0,06)		(0,23)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[105,3]	0,00	[30,7]	0,00	[17,1]	0,00	[5,7]	0,02	[63,9]	0,00	[2,2]	0,14	[22,0]	0,00
Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ )														
Modelo ( <i>Pelec</i> )	$\Delta P_{elec}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{carb}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{ngas}$	<i>p-value</i>	$\Delta P_{coal}$	<i>p-value</i>						
<i>PT_Ppeak: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,24	***	0,00	-	0,00	-	0,00	-						
d.p.	(0,02)		(0,01)		(0,01)		(0,00)							
Est. LR   <i>p-value</i>	[102,6]	0,00	[0,26]	0,61	[0,01]	0,90	[0,23]	0,63						
<i>PT_Poffpeak: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,28	***	0,01	-	0,00	-	0,00	-						
d.p.	(0,02)		(0,00)		(0,01)		(0,00)							
Est. LR   <i>p-value</i>	[122,0]	0,00	[1,14]	0,29	[0,17]	0,68	[1,15]	0,28						
<i>PT_Pbase: ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,23	***	0,00	-	0,00	-	0,00	-						
d.p.	(0,02)		(0,01)		(0,01)		(0,00)							
Est. LR   <i>p-value</i>	[105,5]	0,00	[0,65]	0,42	[0,10]	0,76	[0,65]	0,42						

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.

- Valores entre parêntesis retos: valores para a estatística do teste LR; teste de exclusão (coeficientes de cointegração  $\beta$ ) e teste de exogeneidade fraca de longo prazo (coeficientes de ajustamento  $\alpha$ ).

- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

### 5.5.3. Análise da Função de Resposta a Impulsos

Passando agora para a análise da resposta do preço da eletricidade a choques nos preços dos *inputs*, contemplando todas as interações e efeitos *feed-back* que possam propagar-se entre todos os preços que compõem o sistema VAR, podemos observar na Tabela 5.5-10 a Função de Resposta a Impulsos para a variável preço da eletricidade nas horas de ponta. Tal como acontece no caso espanhol, a reação do preço da eletricidade a choques no preço do carbono, acomodando todas as interações entre os preços, não se afasta muito da elasticidade de longo prazo deduzida a partir da normalização da equação

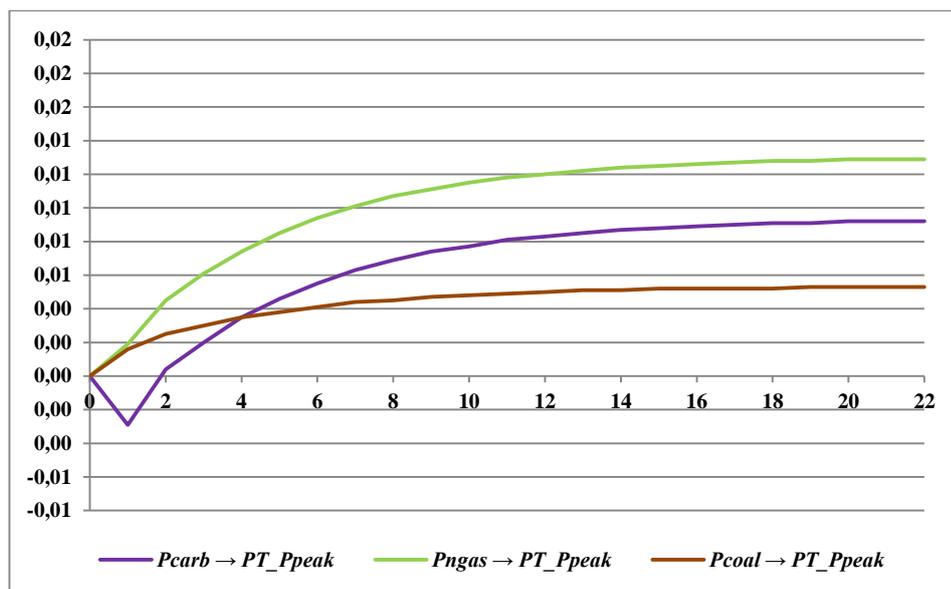
de cointegração no preço da eletricidade: o impacto sobre o preço da eletricidade de um choque de  $1,00\text{€/ton}$ . no preço do CO<sub>2</sub> estabiliza ao fim de 22 dias úteis em cerca  $0,30\text{€/MWh}$ , sendo este valor próximo do coeficiente  $\beta_{carb} = 0,24$  que postula que a uma variação de 1% no preço do carbono, com todas as outras variáveis constantes (*ceteris paribus*), estará associada uma variação de 0,24% no preço da eletricidade.

**Tabela 5.5-10 – Função de Resposta a Impulsos (choque de 1,00€)**

Resposta de <i>PT_Ppeak</i> a um Choque (Inovação) de 1,00€ em <i>Pcarb, Pngas e Pcoal</i>			
Dias	<i>Pcarb</i> → <i>PT_Ppeak</i>	<i>Pngas</i> → <i>PT_Ppeak</i>	<i>Pcoal</i> → <i>PT_Ppeak</i>
0	0,00 €	0,00 €	0,00 €
1	-0,11 €	0,04 €	0,08 €
2	0,00 €	0,11 €	0,13 €
3	0,06 €	0,14 €	0,16 €
4	0,10 €	0,18 €	0,18 €
5	0,14 €	0,20 €	0,20 €
...	...	...	...
10	0,25 €	0,28 €	0,25 €
...	...	...	...
22	0,30 €	0,31 €	0,28 €

Os resultados da Tabela 5.5-10, complementados com o Gráfico 5.5-1, onde a resposta do preço da eletricidade aos choques no preço dos *inputs* está normalizada (resposta a choques de 1 d.p. nos preços), mostram contudo um padrão de reação do preço da eletricidade a choques no preço do carbono no curto prazo mais errático do que no caso espanhol. A primeira reação do preço da eletricidade a choques no preço do carbono contaria ao que seria de esperar: o preço da eletricidade cai cerca de  $0,11\text{€/MWh}$  após um choque positivo de  $1,00\text{€/ton}$ . no preço do CO<sub>2</sub>. Este efeito de curto prazo, que naturalmente está associado à significância do coeficiente relativo ao preço do carbono ( $\Gamma_{1,carb}$ ) na equação do VECM respeitante às variações do preço da eletricidade ( $\Gamma_{1,carb} = -0,168$ ), anula-se ao fim de aproximadamente dois dias, iniciando-se então a propagação do efeito positivo que irá confluir no impacto de longo prazo.

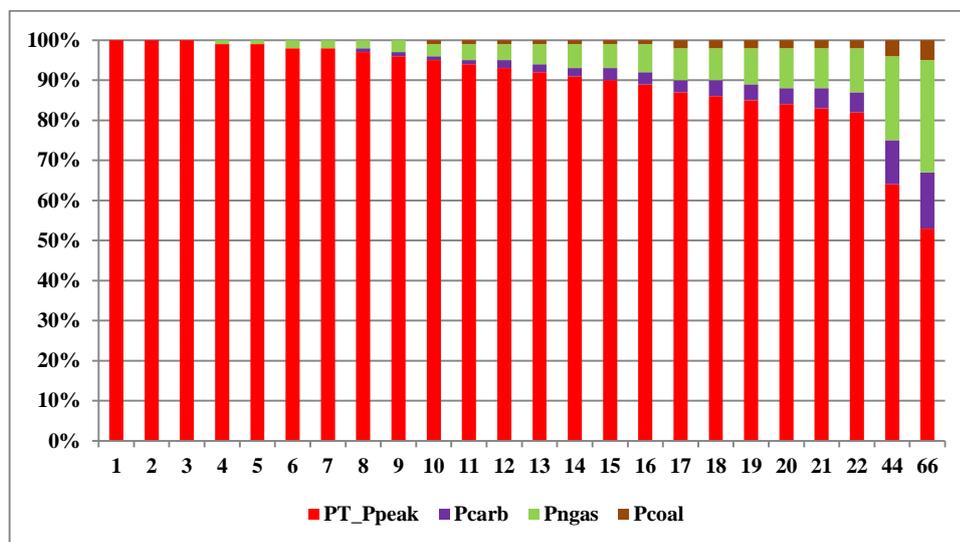
Gráfico 5.5-1 – Função de Resposta a Impulsos Generalizada (choque de 1 d.p.)



#### 5.5.4. Análise de Decomposição da Variância dos Erros

A EVD, cujos resultados constam do Gráfico 5.5-2, tal como no caso de Espanha, permite-nos concluir que uma parte da variabilidade dos preços da eletricidade pode ser explicada pelas variações dos preços dos *inputs*: num horizonte temporal de três meses (66 dias), cerca de 47% da variância dos erros do preço da eletricidade é devida a choques exógenos no preço das outras variáveis. A contribuição do preço do CO<sub>2</sub> para esse valor é de 14%, do preço do gás natural de 28% e do preço do carvão de apenas 5%.

Gráfico 5.5-2 – Decomposição da Variação (preço da eletricidade)



### 5.5.5. Extensão da Análise à Fase III do CELE

Alargamos agora a análise para mercado português ao primeiro ano de funcionamento do CELE, efetuando a comparação dos resultados da estimação para os três momentos considerados também no estudo do mercado espanhol: um período correspondente a parte da Fase II (jan.2008\_jun./2011), que corresponde ao período em que o preço do carbono se manteve sustentadamente acima da barreira dos 15,00€/ton. CO<sub>2</sub>, o período analisado antes, correspondente à totalidade da Fase II (jan./2008\_dez./2012) e, por fim, um período que inclui já o primeiro ano de funcionamento da Fase III (jan./2008\_dez./2013).

A otimização do ajustamento VAR, no que respeita ao número de desfasamentos a introduzir nas variáveis em diferenças e à inclusão de termos determinísticos resultou na seleção de um VAR(2) com constante para o período jan.2008\_jun./2011 e de um VAR(1) com constante para o período jan./2008\_dez./2013. Os testes de cointegração confirmaram em ambos os casos a presença de uma única relação de cointegração. Tal como no caso espanhol, optámos por escolher o preço da eletricidade para a média das 24 horas (*PT\_Pbase*) para fazer a comparação para os três períodos.

As estimativas para a PPTR do carbono mostradas na Tabela 5.5-11 confirmam a tendência já percebida para o mercado espanhol de que a capacidade dos produtores elétricos para fazerem refletir no preço de venda da eletricidade as variações no preço do carbono vêm diminuindo de forma sustentada, acompanhando a queda que o preço do CO<sub>2</sub> vem sofrendo. Repare-se que a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono passa de  $\beta_{carb} = 0,56$ , no período jan.2008\_jun./2011, para  $\beta_{carb} = 0,17$ , no período jan./2008\_dez./2013.

Na realidade, o valor que estimamos empiricamente para a  $PPTR_{carb}$  no período jan.2008\_jun./2011 não se afasta muito das estimativas que resultam das simulações efetuadas por (Sijm, et al., 2008) e (Lise, et al., 2010) para o caso português, com base no modelo COMPETES, que tinham como cenário de base para o preço do carbono a oscilação no intervalo 15,00€/ton. – 20,00€/ton.. Condicionando a análise a uma tecnologia marginal, recorrendo nomeadamente à Eq. (3.2-2),  $\beta_{carb} = CPTR_{carb} \times Fator\ de\ Emissão$ , a estimativa da  $CPTR_{carb}$  no mercado português para as diferentes tecnologias seria a seguinte:

- CCGT (*Fator de Emissão* = 0,37tCO<sub>2</sub>/MWh):  $CPTR_{carb;ccgt} = 0,56 / 0,37 = 151\%$

- Carvão (*Fator de Emissão* = 0,97tCO<sub>2</sub>/MWh):  $CPTR_{carb;coal} = 0,56 / 0,97 = 58\%$

Se tivermos como premissa que a tecnologia térmica a carvão foi a tecnologia prevalecente como marginal nos anos de 2008 a 2011, podemos admitir que enquanto o preço do carbono se manteve a um nível considerado como adequado para garantir o estímulo à redução das emissões de CO<sub>2</sub>, a estimativa para  $CPTR_{carb}$  não se afasta dos valores estimados por aqueles autores para o mercado português com base em simulação para o cenário de concorrência oligopolística, provavelmente o mais próximo da realidade competitiva do mercado elétrico nacional, que, como avançamos no Cap. 3, se situam no intervalo 56% – 64%. O valor que encontramos para a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono para o período jan.2008\_jun./2011 também não se afasta muito do valor estimado em (Freitas & Silva, 2012a), (Freitas & Silva, 2012b) e (Freitas & Silva, 2013a), com base numa abordagem econométrica em tudo semelhante à nossa (ajustamento VECM)<sup>229</sup>, e para um período muito próximo do que usamos (jan./2008 a ag./2011). O valor estimado pelos autores para o coeficiente associado ao preço do carbono na equação de cointegração é de  $\beta_{carb} = 0,51$  para o preço em horas de ponta.

Comparando com o caso espanhol (Tabela 5.4-34), podemos verificar que a maior capacidade revelada pelos produtores elétricos portugueses para refletir no preço de venda as flutuações do preço do carbono se foi esbatendo à medida que o sistema de transação de licenças de emissão foi amadurecendo, praticamente anulando o diferencial de quase 50% ( $\beta_{carb} = 0,56$  no mercado português e  $\beta_{carb} = 0,36$  no mercado espanhol) registado no período jan.2008\_jun./2011. Naturalmente que a atenuação destas diferenças pode resultar apenas da convergência de tecnologias marginais entre os dois sistemas elétricos e não de qualquer alteração de comportamento na forma como os produtores fazem refletir o custo do CO<sub>2</sub> no preço da eletricidade.

---

<sup>229</sup> A diferença mais importante face ao nosso ajustamento consiste no facto de os autores não controlarem o efeito dos preços dos *inputs* pela intensidade de energia renovável presente no mercado.

Tabela 5.5-11 – VECM Fase II e Fase III do CELE: comparação dos modelos

<b>Relação de Cointegração de Longo Prazo: coeficientes de cointegração (<math>\beta</math>)</b>														
Modelo	<i>Pelec</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcarb</i>	<i>p-value</i>	<i>Pngas</i>	<i>p-value</i>	<i>Pcoal</i>	<i>p-value</i>	<i>IndHyd</i>	<i>p-value</i>	<i>IndWind</i>	<i>p-value</i>	<i>Const</i>	<i>p-value</i>
<i>2008_2011</i>	1,00	***	-0,56	***	-0,39	***	-0,06	-	0,39	***	0,10	-	-1,27	***
d.p.			(0,11)		(0,09)		(0,13)		(0,04)		(0,09)		(0,24)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[72,4]	0,00	[20,4]	0,00	[11,4]	0,00	[0,16]	0,69	[37,5]	0,00	[1,4]	0,24	[17,5]	0,00
<i>2008_2012</i>	1,00	***	-0,27	***	-0,38	***	-0,27	**	0,39	***	0,09	-	-1,27	***
d.p.			(0,04)		(0,07)		(0,10)		(0,03)		(0,06)		(0,23)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[105,3]	0,00	[30,7]	0,00	[17,1]	0,00	[5,7]	0,02	[63,9]	0,00	[2,2]	0,14	[22,0]	0,00
<i>2008_2013</i>	1,00	***	-0,17	**	-0,36	***	-0,21	-	0,42	***	0,39	***	-2,13	***
d.p.			(0,07)		(0,13)		(0,19)		(0,06)		(0,12)		(0,46)	
Est. LR   <i>p-value</i>	[262,7]	0,00	[4,8]	0,03	[6,2]	0,01	[1,1]	0,29	[43,6]	0,00	[10,1]	0,00	[22,5]	0,00
<b>Dinâmicas de Curto Prazo: coeficientes de ajustamento (<math>\alpha</math>) e coeficientes de curto prazo (<math>\Gamma</math>)</b>														
	<i>jan./2008_jun./2011</i>		<i>jan./2008_dez./2012</i>		<i>jan./2008_dez./2013</i>									
	$\Delta PT\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta PT\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta PT\_Pbase$	<i>p-value</i>	$\Delta PT\_Pbase$	<i>p-value</i>						
<i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,23	***	-0,23	***	-0,36	***								
d.p.	(0,02)		(0,02)		(0,02)									
Est. LR   <i>p-value</i>	[70,7]	0,00	[105,5]	0,00	[259,1]	0,00								
<i><math>\Delta PT\_Pbase_{t-1}</math></i>	-0,106	***	-0,135	***	-----									
<i><math>\Delta Pcarb_{t-1}</math></i>	-0,171	-	-0,090	-	-----									
<i><math>\Delta Pngas_{t-1}</math></i>	-0,126	*	-0,097	-	-----									
<i><math>\Delta Pcoal_{t-1}</math></i>	0,076	-	0,074	-	-----									
<i>PT_CDD</i>	0,005	**	0,005	**	0,003	-								
<i>PT_HDD</i>	0,005	***	0,004	***	0,002	-								
<i>D (sazonalidade)</i>		***		***		***						***		

Notas:

- Valores entre parêntesis curvos: desvio-padrão das estimativas para os coeficientes.

- Valores entre parêntesis retos: valores para a estatística do teste LR; teste de exclusão (coeficientes de cointegração  $\beta$ ) e teste de exogeneidade fraca de longo prazo (coeficientes de ajustamento  $\alpha$ ).

- \*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5% e 10% de significância estatística, respetivamente.

*Página intencionalmente deixada em branco.*

### 6. Conclusões

A pergunta de investigação à qual procuramos responder com o nosso trabalho consiste em averiguar se o mecanismo de sinalização do custo da utilização de licenças de emissão de carbono ao preço da eletricidade, fundamental para que os estímulos à redução das emissões de gases com efeito estufa se propaguem da produção ao consumo, funcionou de forma efetiva durante a Fase II (2008-2012) e início da Fase III (2013) de implementação do Sistema de Comércio Europeu de Licenças de Emissão (CELE) para o caso concreto do Mercado Ibérico de Energia Elétrica (MIBEL). A estratégia de investigação seguida levou-nos a equacionar um conjunto de questões de investigação que podem ser sintetizadas na seguinte formulação: existe uma ligação robusta entre o preço do carbono e o preço da eletricidade? Ou, de outra forma, as variações do preço do carbono têm poder explicativo sobre as variações do preço da eletricidade? E qual a magnitude dessa relação? Isto é, qual a taxa a que os produtores elétricos fazem refletir no preço da eletricidade as variações do preço das licenças de emissão de carbono?

Após a demonstração dos fundamentos económicos que sustentam a existência daquela relação, e que assentam na teoria da repercussão do custo marginal de produção (custo associado à utilização das licenças de emissão) ao preço do *output* (preço da eletricidade), a revisão bibliográfica dos trabalhos publicados sobre o tema permitiu-nos concluir que existe evidência empírica de repercussão do preço do carbono no preço da eletricidade para vários mercados europeus. Atendendo a que os trabalhos já publicados vêm demonstrando que a forma como os produtores elétricos têm vindo a fazer repercutir no preço da eletricidade o custo associado ao carbono depende quer da estrutura do sistema elétrico quer das condições de funcionamento do mercado de eletricidade, admitimos que o estudo para o caso concreto dos sistemas elétricos de Portugal e Espanha possa aportar novos contributos ao conhecimento científico publicado até ao momento. Acresce que o nosso estudo empírico será provavelmente o primeiro a contribuir para o tema com informação relativa à Fase III de funcionamento do CELE.

A metodologia de investigação empírica implementada passou no essencial pela estimação econométrica envolvendo o preço da eletricidade e os preços dos *inputs* (preço do carbono e preços dos combustíveis – gás natural e carvão) e, em certas modelizações, com vista a acomodar as características específicas dos sistemas elétricos Ibéricos, um

conjunto de variáveis de controlo que procuram refletir, do lado da procura de eletricidade, a ocorrência de temperaturas atmosféricas extremas e, do lado da oferta, a intensidade de eletricidade renovável injetada na rede.

Os resultados da estimação econométrica mostram que os produtores elétricos Ibéricos têm feito refletir no preço da eletricidade, pelo menos em parte, os custos associados ao consumo de licenças de emissão de carbono no processo de geração da energia elétrica. Assim, devemos concluir que o mecanismo de transmissão de valor entre o mercado de carbono e o mercado de eletricidade tem funcionado na medida em que as variações do preço da eletricidade refletem as variações ocorridas no preço do CO<sub>2</sub>. Recorde-se que a garantia de eficiência no funcionamento deste mecanismo de sinalização assume especial relevância no caso particular do setor elétrico, tanto pelo peso que o setor ocupa no sistema europeu de controlo das emissões como pelo facto de ser através do preço da eletricidade que em parte essa sinalização é feita aos restantes setores da economia. A relação que determina o equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade mostra que os produtores elétricos incorporaram o consumo de carbono na sua estrutura de custos, tratando-o de forma semelhante ao que fazem com o consumo de combustíveis. Devemos ainda salientar que a robustez da relação entre o preço do carbono e o preço da eletricidade é confirmada em todos os ajustamentos econométricos a que procedemos. Contudo, os valores obtidos para a estimação da taxa a que os produtores elétricos têm feito refletir as variações do preço do carbono no preço da eletricidade (*PPTR - Price Pass-Through Rate*), que pode ser interpretada como a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono ( $\beta_{carb}$ ), variam em função da modelização adotada para o ajustamento econométrico. Concentrando-nos no período correspondente à Fase II do CELE, os valores estimados para a PPTR são os seguintes: em Espanha, a taxa varia entre 0,10 e 0,24, para o consumo em horas de ponta, e entre 0,11 e 0,25, para o consumo em horas fora de ponta; em Portugal, a taxa varia entre 0,15 e 0,24, para o consumo em horas de ponta, e entre 0,21 e 0,31, para o consumo em horas fora de ponta. Significa portanto que, por exemplo nas horas de maior consumo elétrico, uma variação no preço do carbono de 1% tem associada uma variação no preço da eletricidade, tanto em Espanha como em Portugal, de 0,24%. Tal como a análise de regressão, também a Análise da Função de Resposta a Impulsos nos permite concluir que o preço da eletricidade reage significativamente e de forma persistente a um choque no preço do carbono. Na realidade,

o impacto de um choque do preço do carbono no preço da eletricidade, levando em linha de conta todos os possíveis efeitos cruzados e efeitos de *feed-back*, quando completamente incorporado, aproxima-se bastante das conclusões permitidas pela análise marginal instantânea (PPTR).

A leitura das estimativas obtidas para a PPTR nos dois regimes de consumo, no caso espanhol, não confirmam a hipótese de a magnitude da PPTR poder ser influenciada pelo nível de consumo elétrico. Já no caso português, aparentemente, os produtores elétricos revelam maior capacidade para fazer refletir no preço o custo adicional com o carbono nos períodos de menor consumo. Este resultado poderá eventualmente estar associado a um funcionamento menos eficiente do mercado de eletricidade nesses períodos, traduzido por uma menor pressão competitiva. Os resultados mostram também que as diferenças entre os dois segmentos do MIBEL apenas são significativas nas horas de menor consumo, com os produtores do lado português a revelarem maior capacidade para fazerem refletir no preço da eletricidade o custo do carbono.

A inclusão no ajustamento econométrico de variáveis que refletem as condições de funcionamento particulares dos sistemas elétricos Ibéricos permitiu-nos confirmar a hipótese de trabalho relativa à influência da intensidade com que as energias renováveis contribuem para o abastecimento elétrico na relação entre o preço da eletricidade e o preço do carbono. Na realidade, além dos parâmetros associados à intensidade das energias hídrica e eólica serem estatisticamente significativos na equação de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade, as estimativas obtidas para a PPTR nos ajustamentos com e sem estas variáveis apresentam diferenças substanciais.

Uma última questão de investigação enunciada pretendia averiguar se a extensão em que os produtores elétricos Ibéricos refletem no preço da eletricidade as variações do preço do carbono tem evoluído ao longo do tempo. A resposta a esta questão levou-nos a alargar a análise ao primeiro ano de funcionamento da Fase III do CELE por forma a captarmos a forte turbulência que caracterizou os mercados de carbono no período correspondente ao fim da Fase II e início da Fase III. Quando estendemos a análise à Fase III do CELE, estimando o nosso modelo para períodos com diferentes extensões temporais, concluimos que, à medida que o preço do CO<sub>2</sub> tem vindo a cair, de um máximo de 30€/ton. para níveis próximos de 5€/ton., a sensibilidade do preço da eletricidade ao custo do

carbono também vem sendo cada vez menor. Quando estimada no período de jan./2008 a dez./2013, no caso espanhol (regime base), a elasticidade do preço da eletricidade ao preço do carbono é cerca de metade do que quando estimada para o período de janeiro de 2008 a junho de 2011 (quando o preço do carbono se manteve acima dos 15€/ton.),  $\beta_{carb} = 0,19$  contra  $\beta_{carb} = 0,36$ . No caso português, também para o período de consumo elétrico que inclui as 24 horas, o impacto do preço do carbono no preço da eletricidade cai de um máximo de  $\beta_{carb} = 0,56$  (jan./2008 a jun./2011) para  $\beta_{carb} = 0,17$ , quando estendemos a estimação ao início da Fase III (jan./2008 a dez./2013). A prevalência de níveis bastante reduzidos do preço do CO<sub>2</sub> pode explicar o facto de as elétricas estarem a internalizar em menor grau o custo de oportunidade associado à utilização das licenças de emissão de CO<sub>2</sub>.

Subsidiariamente às conclusões relacionadas com o problema e as questões de investigação, os resultados dos ajustamentos econométricos a que procedemos revelam um conjunto de informações relativas ao funcionamento dos dois segmentos do MIBEL com algum interesse. Mostramos que embora o preço dos três *inputs* (carbono, gás natural e carvão) seja revelante para a formação do nível de equilíbrio de longo prazo ao qual o preço da eletricidade está ancorado, quando o sistema entra em desequilíbrio apenas o preço da eletricidade ajusta. Concluímos como tal que os preços das três *commodities* são exógenos em relação ao nível de equilíbrio de longo prazo do preço da eletricidade, refletindo provavelmente o facto de se tratar de ativos transacionados a nível internacional sujeitos à evolução de fatores que extravasam a natureza regional (Ibérica) do preço da eletricidade. Na explicação das dinâmicas de curto prazo do preço da eletricidade, além desta componente de ajustamento ao nível de equilíbrio de longo prazo e da componente autorregressiva, não encontramos evidência estatística da influência das variações do preço dos *inputs* no comportamento de curto prazo do preço da eletricidade. Significa portanto que, no curto prazo, o mercado de eletricidade Ibérico não revela características de mercado cujo preço reflete o custo marginal dos fatores de produção. Naturalmente que este resultado deixa ainda muito em aberto no que respeita à explicação das dinâmicas de curto prazo do preço da eletricidade. Note-se contudo que o objetivo do nosso trabalho não consiste em encontrar um modelo que explique integralmente essas dinâmicas. O nosso objetivo consiste tão só na procura de evidência estatística que suporte a presença do preço do carbono nessa explicação.

Os resultados da investigação, interpretados de forma prudente, podem ser úteis no que concerne às implicações políticas para o mecanismo de transação de licenças de emissão nomeadamente no que respeita às regras de alocação das licenças ao setor elétrico. Não sendo possível rejeitar a hipótese de que os produtores elétricos têm vindo a repassar para o preço da eletricidade o custo de oportunidade do carbono, e tendo as licenças de emissão sido alocadas gratuitamente ao setor elétrico durante a Fase II, devemos concluir que durante esse período os produtores elétricos dispuseram de condições para acumular rendas económicas ou lucros extraordinários (*windfall profits*). Os resultados da nossa investigação sugerem que para os setores elétricos Ibéricos, tal como também vem sendo demonstrado para outros Estados-Membro, carecem de fundamento os receios de perda de competitividade decorrente da restrição associada ao carbono. Na verdade, estes resultados incitaram a Comissão Europeia a introduzir uma transformação profunda nas regras de alocação das licenças de emissão ao setor elétrico na entrada para a Fase III do CELE, passando de alocação gratuita à obrigatoriedade das empresas adquirirem em leilão as respetivas licenças. Nesse caso, a mudança na regra de alocação das licenças tem apenas como efeito uma redistribuição de rendimento entre produtores e consumidores (contribuintes) na medida em que o produto da venda das licenças de emissão constitui uma receita do Estado, ou seja, o acréscimo de preço pago pelos consumidores de energia elétrica, resultado da incorporação do custo do carbono, reverte a favor do Estado e não dos produtores elétricos. A demonstração de que os produtores de eletricidade já vinham refletindo no preço final os custos associados ao carbono mesmo antes de terem de pagar pelas licenças de emissão, significa que não são de esperar efeitos inflacionistas pelo facto de estes passarem a ser obrigados a adquirir as licenças. A utilidade destas conclusões extravasa o âmbito do próprio CELE na medida em que pode servir como efeito de demonstração para outros países/regiões onde se equaciona a introdução de sistemas do tipo *cap-and-trade*, contribuindo para reduzir as resistências, pelo menos ao nível do setor elétrico, derivadas dos receios de impactos negativos na competitividade das empresas.

O nosso estudo, sendo provavelmente o primeiro a mostrar evidência empírica sobre o impacto do preço do carbono no preço da eletricidade para a Fase III do CELE, mostra claramente que o colapso do preço do CO<sub>2</sub> a que temos vindo a assistir nos últimos anos pode estar a quebrar o vínculo entre o mercado do carbono e o mercado da eletricidade o que, a confirmar-se, pode pôr em causa o mecanismo de transmissão do

custo do carbono ao preço da eletricidade. Nesse caso, desaparecerão os incentivos para que os produtores de eletricidade reduzam as suas emissões e os estímulos (via preço da eletricidade) para que os consumidores (domésticos ou industriais) reduzam no médio e longo prazo o seu consumo, incrementando a eficiência energética. Vários autores têm vindo a demonstrar que esta queda pronunciada do preço do carbono é resultado do claro excesso de licenças de emissão detidas pelos agentes económicos em resultado de uma redução da procura, motivada quer pela quebra do nível de atividade económica quer pelo aumento da penetração das renováveis e pelo reforço dos investimentos em eficiência energética. As conclusões da nossa investigação confirmam o risco de *carbon lock-in* que o CELE enfrenta e a conseqüente necessidade dos reguladores implementarem políticas que evitem períodos prolongados de preços do carbono demasiado baixos. Um exemplo desta atuação foi a proposta da Comissão Europeia relativa ao CELE, aprovada pelo Parlamento Europeu em dezembro de 2013, que adiou temporariamente o leilão de licenças de emissão (*backloading*) em relação à dotação que estava prevista para cada um dos anos da Fase III (2013-2020). Contudo, para garantir a eficácia do sistema no alcance dos seus objetivos ambientais serão provavelmente necessárias políticas de mais longo prazo que garantam a reforma estrutural do sistema. Enquadram-se neste âmbito, por exemplo: i) os designados mecanismos de gestão discricionária do preço do carbono, nomeadamente a possibilidade de definição pelo gestor do sistema de um preço mínimo para o carbono (*price floor*); ii) a introdução de um mecanismo de ajuste automático entre a quantidade de licenças de emissão a alocar ao sistema e as variações no nível de atividade económica ou na potência instalada de energia renovável que vai sendo adicionada aos sistemas elétricos.

A demonstração de que o preço da eletricidade reage ao preço do carbono deverá manter as autoridades responsáveis pelo funcionamento do sistema alerta para o risco “*carbon leakage*” indireto. Sabendo-se que alguns setores de atividade, nomeadamente os mais expostos à concorrência internacional, não têm capacidade para repercutir no preço de venda a totalidade dos custos inerentes à participação no CELE, sob pena de comprometerem a sua competitividade, o risco de as empresas deslocalizarem as suas atividades para geografias menos exigentes em termos ambientais (*carbon leakage*) poderá manter-se mesmo que as licenças de emissão continuem a ser atribuídas gratuitamente a esses setores. Será neste caso, especialmente nos setores mais intensivos em energia, o preço da eletricidade a poder condicionar as decisões de deslocalização das empresas.

Naturalmente que a leitura dos resultados que apresentamos deve merecer alguns cuidados por parte do leitor, devendo desde logo ter presente que os resultados a que chegamos estão condicionados a um conjunto de fatores que nos modelos econométricos que suportam a análise são assumidos como constantes mas cuja variação pode alterar o sentido das conclusões a que chegamos. Incluem-se nesse conjunto de fatores por exemplo: os custos associados à produção elétrica além dos que dependem dos preços dos combustíveis e do preço do carbono, nomeadamente os custos de operação e manutenção e os custos de capital; os fatores de eficiência térmica e de emissão de CO<sub>2</sub>, que também condicionam aqueles custos; as condições de procura e oferta no mercado de eletricidade, nomeadamente a elasticidade da procura, o grau de concentração na produção e a escassez/excedente de capacidade instalada de geração elétrica.

O tratamento explícito na modelização econométrica de algum ou de alguns daqueles fatores poderá enriquecer o trabalho que apresentamos, conferindo uma natureza mais estrutural aos modelos econométricos que suportam a análise. Da mesma forma, o alargamento da análise ao estudo da ligação entre os mercados do carbono e da eletricidade não com base nos preços, tal como o fizemos, mas com base nos custos marginais, o que exige desde logo ultrapassar as dificuldades associadas à identificação do produtor marginal, poderá constituir um desenvolvimento interessante para investigação que conduzimos. A capacidade para associar a variação do preço da eletricidade, motivada pela inclusão do carbono na estrutura de custos da produção elétrica, à tecnologia marginal responsável pela sua formação permitiria compreender se o aumento do preço da eletricidade é de facto reflexo do incremento real dos custos de produção ou se poderá também resultar de ineficiências e falta de competitividade no funcionamento dos mercados elétricos.

A aplicação da metodologia de análise que desenvolvemos para o caso concreto do setor elétrico ao estudo do impacto do CELE noutros setores de atividade poderá também constituir um desenvolvimento útil do nosso trabalho. Igualmente interessante será caminhar para jusante na aferição dos impactos do CELE sobre a competitividade das empresas, procurando avaliar o impacto que a variação que demonstramos ocorrer nos preços da eletricidade poderá estar a ter nos setores de atividade mais intensivos em energia elétrica.

*Página intencionalmente deixada em branco.*

**Referências Bibliográficas**

- Aatola, P., Ollikainen, M. & Toppinen, A., 2013. Impact of the carbon price on the integrating European electricity market. *Energy Policy*, Volume 61, pp. 1236-1251.
- Adkins, L., 2013. *Using gretl for Principles of Econometrics, 4th Edition*. 4th Edition ed. s.l.:<http://www.LearnEconometrics.com/gretl.html>.
- Ahamada, I. & Kirat, D., 2012. *The impact of phase II of the EU ETS on the electricity-generation sector*, Paris: Documents de Travail (ISSN : 1 955-61 1 X), Centre d'Économie de la Sorbonne, Paris School of Economics, University Paris.
- Akaike, H., 1974. A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Volume AC-19, N° 6, pp. 716-723.
- Alberola, E. & Chevallier, J., 2009. European Carbon Prices and Banking Restrictions: Evidence from Phase I (2005-2007). *The Energy Journal*, Volume 30, No 3, pp. 51-80.
- Alberola, E., Chevallier, J. & Chèze, B., 2007. *European Carbon Price Fundamentals in 2005-2007: the Effects of Energy Markets, Temperatures and Sectorial Production*, Nanterre: Economix - Document de Travail No 2007-33. Université Paris X-Nanterre.
- Alberola, E., Chevallier, J. & Chèze, B., 2008. Price Drivers and Structural Breaks in European Carbon Prices: 2005-2007. *Energy Policy*, Volume 36, No 2, pp. 787-797.
- Alexeeva-Talebi, V., 2011. Cost pass-through of the EU emissions allowances: Examining the European petroleum markets. *Energy Economics*, Volume 33, pp. 75-83.
- Amorim, F., Martins, M. & Silva, P., 2010. *A new perspective to account for renewables impacts in Portugal*. Madrid, in: Proceedings of the 7th International Conference on the European Energy Market (EEM) - IEEE, pp. 1-6.
- Amorim, F. et al., 2013. How much room for a competitive electricity generation market in Portugal?. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Volume 18, pp. 103-118.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. & Hendry, D., 1993. *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. New York: Oxford University Press.

- Banerjee, A., Dolado, J., Hendry, D. & Smith, G., 1986. Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 48, No. 3, pp. 253-277.
- Bauer, C. & Zink, J., 2005. Korrelation zwischen Strompreisen und CO<sub>2</sub>-Zertifikatepreisen. *Energiewirtschaftliche Tagesfragen*, Volume 55, No 8, pp. 574-577.
- Bello, A. & Reneses, J., 2013. *Electricity price forecasting in the Spanish market using cointegration techniques*. Seoul, South Korea, 33rd Annual International Symposium on Forecasting - ISF 2013, 23-26 June 2013.
- Benz, E. & Truck, S., 2009. Modeling the price dynamics of CO<sub>2</sub> emission allowances. *Energy Economics*, Volume 31, No 1, pp. 4-15.
- Bertrand, V., 2012. *The European Union Emission Trading Scheme and Energy Markets: Economic and Financial Analysis*, Besançon, France: UFR des Sciences Juridiques, Économiques, Politiques et de Gestion, Université de Franche-Comté.
- Bertrand, V., 2014. Tradable emission allowances, Fuel switching, EU ETS, Efficiency of power plants, Partial equilibrium modeling. *Resource and Energy Economics*, Volume 38, C, pp. 198-220.
- Blazquez, L., Boogen, N. & Filippini, M., 2013. Residential electricity demand in Spain: New empirical evidence using aggregate data. *Energy Economics*, Volume 36, pp. 648-657.
- Boersen, A. & Scholtens, B., 2014. The relationship between European electricity markets and emission allowance futures prices in phase II of the EU (European Union) emission trading scheme. *Energy*, Volume 74, pp. 585-594.
- Bonacina, M., Creti, A. & Cozialpi, S., 2009. *The European Carbon Market in the Financial Turmoil: some empirics in early Phase II*, Bocconi: IEFÉ - Istituto di Economia e Politica dell'Energia e dell'Ambiente, Working Paper n. 20, Bocconi University.
- Bonacina, M. & Gulli, F., 2007. Electricity Pricing Under “Carbon Emissions Trading”: A Dominant Firm With Competitive Fringe Model. *Energy Policy*, Volume 35, No 8, pp. 4200-4220.

- Bosco, B., Parisio, L., Pelagatti, M. & Baldi, F., 2010. Long-Run Relations in European Electricity Prices. *Journal of Applied Econometrics*, Volume 25, No 5, pp. 805-832.
- Branger, F., Lecuyer, O. & Quirion, P., 2013. *The European Union Emissions Trading System : should we throw the flagship out with the bathwater?*, France: Centre International de Recherche sur l'Environnement et le Développement, CIRED Working Papers n°2013-48.
- Bréchet, T. & Jouvet, P., 2008. Environmental innovation and the cost of pollution abatement revisited. *Ecological Economics*, Volume 65, No 2, pp. 262-265.
- Bréchet, T. & Jouvet, P., 2009. Why environmental management may yield no-regret pollution abatement options. *Ecological Economics*, Volume 68, No 6, pp. 1770-1777.
- Bredin, D. & Muckley, C., 2011. An emerging equilibrium in the EU emissions trading scheme. *Energy Economics*, Volume 33, No 2, p. 353–362.
- Brunner, S., Flachsland, C. & Marschinski, R., 2012. Credible commitment in carbon policy. *Climate Policy*, Volume 12, No 2, pp. 255-271.
- Bruyn, S., Markowska, A., Jong, F. & Bles, M., 2010. *Does the energy intensive industry obtain windfall profits through the EU ETS? An econometric analysis for products from the refineries, iron and steel and chemical sectors*, s.l.: CE Delft.
- Bunn, D. & Fezzi, C., 2008. A vector error correction model of the interactions among gas, electricity and carbon prices: an application of the cases of Germany and the United Kingdom. Em: F. Gullì, ed. *Markets for Carbon and Power Pricing in Europe: Theoretical Issues and Empirical Analyses*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Limited, pp. 145-159.
- Burtraw, D., Palmer, K. & Kahn, D., 2005. *Allocation of CO2 Emissions Allowances in the Regional Greenhouse Gas Cap-and-Trade Program*, Washington: Resources for the Future.
- Burtraw, D. et al., 2013. *Linking by Degrees: Incremental Alignment of Cap-and-Trade Markets*, Washington,: Resources for the Future, Discussion Paper 13-04.

- Burtraw, D., Palmer, K., Paul, A. & Bharvirkar, R., 2002. The Effect on Asset Values of the Allocation of Carbon Dioxide Emission Allowances. *The Electricity Journal*, Volume 15, No 5, pp. 51-62.
- Carbon Trust, 2004. *The European Emissions Trading Scheme: Implications for Industrial Competitiveness*, United Kingdom: Carbon Trust.
- Cartaxo, R., 2010. *Os novos desafios do MIBEL Perspectiva dos Operadores*. [Online] Available at: [http://www.erse.pt/pt/imprensa/noticias/2010/Documents/Apresenta%C3%A7%C3%B5es%20MIBEL/Painel%202/Rui%20Cartaxo\\_REN.pdf](http://www.erse.pt/pt/imprensa/noticias/2010/Documents/Apresenta%C3%A7%C3%B5es%20MIBEL/Painel%202/Rui%20Cartaxo_REN.pdf) [Acedido em 15 12 2015].
- Castagneto-Gissey, G., 2014. How competitive are E U electricity markets? An assessment of ETS Phase II. *Energy Policy*, Volume 73, pp. 278-297.
- Chemarin, S., Heinen, A. & Strobl, E., 2008. *Electricity, Carbon and Weather in France: Where Do We Stand?*, France: Centre National de la Recherche Scientifique, Cahier n° 2008-04. Département D`Economie, Ecole Polytechnique.
- Chen, Y., Sijm, J., Hobbs, B. & Wietze, L., 2008. Implications of CO2 Emissions Trading for Short-run Electricity Market Outcomes in Northwest Europe. *Journal of Regulatory Economics*, Volume 34, No 3, pp. 251-281.
- Chernyavs'ka, L. & Gulli, F., 2008. Marginal CO2 Cost Pass-Through Under Imperfect Competition in Power Markets. *Ecological Economics*, Volume 68, No 1-2, pp. 408-421.
- Chernyavs'ka, L. & Gulli, F., 2008. The impact of the European Emissions Trading Scheme on power prices in Italy: the 'load duration curve approach'. In: F. Gulli, ed. *Markets for Carbon and Power Pricing in Europe: Theoretical Issues and Empirical Analyses*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Limited, pp. 193-212.
- Chevallier, J., 2009. Carbon futures and macroeconomic risk factors: A view from the EU ETS. *Energy Economics*, Volume 31, No 4, pp. 614-625.
- Chevallier, J., 2010a. A Note on Cointegrating and Vector Autoregressive Relationships between CO2 allowances spot and futures prices. *Economics Bulletin*, Volume 30, No 2, pp. 1564-1584.

Chevallier, J., 2010b. EUAs and CERs: Vector Autoregression, Impulse Response Function and Cointegration Analysis. *Economics Bulletin*, Volume 30, No 1, pp. 558-576.

Chevallier, J., 2010c. Modelling risk premia in CO2 allowances spot and futures prices. *Economic Modelling*, Volume 27, No 3, pp. 717-729.

Chevallier, J., 2010d. The Impact of Australian ETS News on Wholesale Spot Electricity Prices: An Exploratory Analysis. *Energy Policy*, Volume 38, No. 8, pp. 3910-3921.

Chevallier, J., 2011. A model of carbon price interactions with macroeconomic and energy dynamics. *Energy Economics*, Volume 33, No 6, p. 1295–1312.

Chevallier, J., 2012. *Econometric Analysis of Carbon Markets: The European Union Emissions Trading Scheme and the Clean Development Mechanism*. Paris: Springer.

Chevallier, J., Pen, Y. & Sevi, B., 2009. *Options introduction and volatility in the EU ETS*, Paris: EconomiX-CNRS, Working Paper 2009-33, Université Paris X Nanterre.

Chevallier, J. & Sevi, B., 2009. *On the realized volatility of the ECX CO2 emissions 2008 futures contract: distribution, dynamics and forecasting*, Paris: EconomiX-CNRS, Working Paper 2009-24, Université Paris X Nanterre.

Christiansen, A., Arvanitakis, A., Tangen, K. & Hasselknippe, H., 2005. Price determinants in the EU emission trading scheme. *Climate Policy*, Volume 5, No 1, pp. 15-30.

Clo, S., Battles, S. & Zoppoli, P., 2013. Policy options to improve the effectiveness of the EU emissions trading system: A multi-criteria analysis. *Energy Policy*, Volume 57, pp. 477-490.

Coase, R., 1960. The Problem of Social Cost. *Journal of Law and Economics*, Volume 3, pp. 1-44.

Comissão Europeia, 2003. *Diretiva 2003/87/CE do Parlamento Europeu e do Conselho de 13 de Outubro de 2003 relativa à criação de um regime de comércio de licenças de emissão de gases com efeito de estufa na Comunidade e que altera a Directiva 96/61/CE do Conselho*. Bruxelas: Jornal Oficial da União Europeia, L 275/32, 25.10.2003.

Comissão Europeia, 2004. *Diretiva 2004/101/CE do Parlamento Europeu e do Conselho de 17 de Outubro de 2004, que altera a Directiva 2003/87/CE relativa à criação de um*

*regime de comércio de licenças de emissão de gases com efeito de estufa na Comunidade.* Bruxelas: Jornal Oficial da União Europeia, L338/18, 13.11.2004.

Comissão Europeia, 2008. *Diretiva 2008/101/CE do Parlamento Europeu e do Conselho de 19 de Novembro de 2008 que altera a Directiva 2003/87/CE de modo a incluir as actividades da aviação no regime de comércio de licenças de emissão de gases com efeito de estufa na Comunidade.* Bruxelas: Jornal Oficial da União Europeia, 8/3, 13.1.2009.

Comissão Europeia, 2009. *Diretiva 2009/29/CE do Parlamento Europeu e do Conselho de 23 de Abril de 2009, que altera a Directiva 2003/87/CE a fim de melhorar e alargar o regime comunitário de comércio de licenças de emissão de gases com efeito de estufa.* Bruxelas: Jornal Oficial da União Europeia, L 140/63, 5.6.2009.

Comissão Europeia, 2010. *Decisão da Comissão Europeia de 22 de Outubro de 2010 que ajusta a quantidade de licenças de emissão a nível da União a conceder no âmbito do regime da União para 2013, e revoga a Decisão 2010/384/UE.* Bruxelas: Jornal Oficial da União Europeia L 279/34, 23.10.2010.

Comissão Europeia, 2014. *Comunicação da Comissão ao Parlamento Europeu, ao Conselho, ao Comité Económico e Social Europeu e ao Comité das Regiões - Um quadro político para o clima e a energia no período 2020 a 2030.* Bruxelas: COM(2014) 15 final.

Conrad, C., Rittler, D. & Rotfuß, W., 2012. Modeling and explaining the dynamics of European Union Allowance prices at high-frequency. *Energy Economics*, Volume 34, No 1, pp. 316-326.

Considine, T., 2000. The impacts of weather variations on energy demand and carbon emissions. *Resource and Energy Economics*, Volume 22, No 4, pp. 295-314.

Cotton, D. & Mello, L., 2014. Econometric analysis of Australian emissions markets and electricity prices. *Energy Policy*, Volume 74, pp. 475-485.

Cotton, D. & Truck, S., 2011. Interaction between Australian carbon prices and energy prices. *Australasian Journal of Environmental Management*, Volume 18, No 4, pp. 208-222.

Cottrell, A. & Lucchetti, R., 2011. *Gretl User's Guide*.  
s.l.:<http://ricardo.ecn.wfu.edu/pub//gretl/manual/PDF/gretl-guide.pdf>.

- Creti, A., Jouvét, P. & Mignon, V., 2012. Carbon price drivers: Phase I versus Phase II equilibrium?. *Energy Economics*, Volume 34, pp. 327-334.
- Dana, S. & Moreno, M., 2011. *ETS Markets and Electricity Futures Prices*, London: Social Science Research Network. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1808124> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1808124>.
- Daskalakis, G. & Markellos, R., 2009. Are Electricity Risk Premia Affected by Emission Allowance Prices? Evidence from the EEX, Nord Pool and Powernext. *Energy Policy*, Volume 37, No 7, pp. 2594-2604.
- Daskalakis, G., Psychoyios, D. & Markellos, R., 2009. Modeling CO2 emission allowance prices and derivatives: Evidence from the European trading scheme. *Journal of Banking & Finance*, Volume 33, No 7, p. 1230–1241.
- Davidson, J., Hendry, D., Srba, F. & Yeo, J., 1978. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, Volume 88, No. 352, pp. 661-692.
- Davidson, R. & Mackinnon, J., 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.
- Davidson, R. & Mackinnon, J., 2004. *Econometric Theory and Methods*. New York: Oxford University Press.
- De Jonghe, C., Delarue, E., Belmans, R. & D'haeseleer, W., 2009. Interactions between measures for the support of electricity from renewable energy sources and CO2 mitigation. *Energy Policy*, Volume 37, pp. 4743-4752.
- Delarue, E. & D'haeseleer, W., 2008. Greenhouse gas emission reduction by means of fuel switching in electricity generation: Addressing the potentials. *Energy Conversion and Management*, Volume 49, No 4, pp. 843-853.
- Delarue, E., Ellerman, A. & D'haeseleer, W., 2008. *Short-term CO2 abatement in the european power sector*, Massachusetts: CEEPR - Center for Energy and Environmental Policy Research, WP No 08-008, MIT Energy Initiative, and Sloan School of Management.

- Demailly, D. & Quirion, P., 2006. *Would (will) climate policies in IEA countries harm the competitiveness of the cement industry?*, Paris: C.R.E.D. - Centre International De Recherche sur L'Environnement et Le Développement.
- Demailly, D. & Quirion, P., 2008. European Emission Trading Scheme and Competitiveness: A case study on the iron and steel industry. *Energy Economics*, Volume 30, No 4, pp. 2009-2027.
- Dickey, D. & Fuller, W., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 74, No. 366, pp. 427-431.
- Doornik, J., 1998. Approximations to the Asymptotic Distribution of Cointegration Tests. *Journal of Economic Survey*, Volume 12, No. 5, pp. 573-593.
- Doornik, J., 1999. Erratum | Approximations to the asymptotic distribution of cointegration tests. *Journal of Economic Surveys*, Volume 13, No. 2, p. i.
- Doornik, J., 2003. *Asymptotic Tables for Cointegration Tests Based on the Gamma-distribution Approximation*. s.l.:s.n.
- Doornik, J., Hendry, D. & Nielsen, B., 1998. Inference in cointegrating models: UK M1 revisited. *Journal of Economic Surveys*, Volume 12, p. 533-572.
- Ecofys, 2011. *Allocation in phase 3 of EU ETS - Presentation of allocation rules*, London: Ecofys Consultancy.
- Ellerman, A. & Buchner, B., 2007. The European Union Emissions Trading Scheme: Origins, Allocation, and Early Results. *Review of Environmental Economics and Policy*, Volume 1, No 1, pp. 66-87.
- Ellerman, A., Convery, F. & De Perthuis, C., 2010. *Pricing Carbon: The European Union Emissions Trading Scheme*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ellerman, A., Marcantonini, C. & Zaklan, A., 2014. *The EU ETS: Eight Years and Counting*, Italy: Robert Schuman Centre for Advanced Studies, European University Institute, Working Paper RSCAS 2014/04.

- Engle, R., Granger, C., Rice, J. & Weiss, A., 1986. Semiparametric Estimates of the Relation Between Weather and Electricity Sales. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 81, pp. 310-320.
- Engle, R. & Granger, W., 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Volume 55, No. 2, pp. 251-276.
- European Commission, 2011. *Accompanying document to the Communication from the Commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions – A roadmap for moving to a competitive low carbon economy in 2030*. Brussels: COM(2011) 112 final, SEC(2011) 288 final.
- European Commission, 2012. *Quartely Report on European Electricity Markets*, Bruxelles: European Commission (DG Energy).
- European Commission, 2012. *Report from the Commission to the European Parliament and the Council - The state of the European carbon market in 2012*. Brussels: COM (2012) 652 final.
- European Commission, 2013. *The EU Emissions Trading System (EU ETS) - Climate Action*. Brussels: Available at [http://ec.europa.eu/clima/publications/docs/factsheet\\_ets\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/clima/publications/docs/factsheet_ets_en.pdf).
- European Energy Exchange, 2013. *Auctions by the transitional common auction platform: the world's largest auctioning of emissions allowances. 10th Report, December 2013*, Leipzig: European Energy Exchange (EEX) - Auction platform.
- Fabra, N. & Reguant, M., 2014. Pass-Through of Emissions Costs in Electricity Markets. *American Economic Review*, Volume 104, No 9, pp. 2872-99.
- Fagiani, R., Richstein, J., Hakvoort, R. & De Vries, L., 2014. The dynamic impact of carbon reduction and renewable support policies on the electricity sector. *Utilities Policy*, Volume 28, pp. 28-41.
- Faure, M. & Peeters, M., 2008. *Climate Change and European Emissions Trading: Lessons for Theory and Practice*. Cheltenham: New Horizons in Environmental Law, Edward Elgar.

- Fehr, M. & Hinz, J., 2006. *A quantitative approach to carbon price risk modeling*, Zürich: Institute for Operations Research Working Paper, ETH Zentrum.
- Fell, H., 2010. EU-ETS and Nordic Electricity: A CVAR Analysis. *The Energy Journal*, Volume 31, No 2, pp. 1-25.
- Fell, H., Hintermann, B. & Herman, V., 2013. *Carbon Content of Electricity Futures in Phase II of the EU ETS*, Munich: CESifo Working Paper, N° 4367, Center for Economic Studies & Ifo Institute.
- Feng, Z. et al., 2016. The optimal hedge for carbon market: an empirical analysis of EU ETS. *International Journal of Global Energy Issues*, Volume 39, No 1/2, pp. 129-140.
- Ferkingstad, E., Løland, A. & Wilhelmsen, M., 2011. Causal Modeling and Inference for Electricity Markets. *Energy Economics*, pp. 404-412.
- Fezzi, C. & Bunn, D., 2006. *Structural analysis of high-frequency electricity demand and supply interactions*, London: Social Science Research Network. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1241703> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1241703>.
- Fezzi, C. & Bunn, D., 2009. Structural Interactions of European Carbon Trading and Energy Prices. *The Journal of Energy Markets*, Volume 2, No 4, pp. 53-69.
- Fezzi, C. & Bunn, D., 2010. Structural Analysis of Electricity Demand and Supply Interactions. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 72, No 6, pp. 827-856.
- Figueiredo, N., Silva, P. & Cerqueira, P., 2015. Evaluating the market splitting determinants: evidence from the Iberian spot electricity prices. *Energy Policy*, Volume 85, p. 218–234.
- Freitas, C. & Silva, P., 2012a. *Evaluation of dynamic pass-through of carbon prices into electricity prices – a cointegrated VECM analysis*. Coimbra, Portugal, 14th Annual Conference of the International Network for Economic Research (INFER).
- Freitas, C. & Silva, P., 2012b. *Phase II CO2 cost pass-through in MIBEL: a cointegrated VECM approach*. A Toxa, Spain, 5th Atlantic Workshop on Energy and Environmental Economics, Economics for Energy and REDE.

- Freitas, C. & Silva, P., 2012c. *EU ETS impact on the Iberian Electricity Market (Portugal) – a cointegrated VECM analysis*. Aveiro, Portugal, 7th Portuguese Finance Network (PFN 2012 Conference).
- Freitas, C. & Silva, P., 2013a. Evaluation of Dynamic Pass-through of Carbon Prices into Electricity Prices – a Cointegrated VECM analysis. *International Journal of Public Policy*, Volume 9, Nos. 1-2, pp. 65-85.
- Freitas, C. & Silva, P., 2013b. *The Impact of EU ETS on the Spanish Electricity Prices*. Porto, Portugal, ICEE Energy & Environment: bringing together Economics and Engineering 2013.
- Freitas, C. & Silva, P., 2015. European Union emissions trading scheme impact on the Spanish electricity price during phase II and phase III implementation. *Utilities Policy*, Volume 33, pp. 54-62.
- Fritz, A., 2012. *European Electricity and Interrelated Futures Markets: A Cointegrated Vector Autoregressive Analysis*, Essen: EWL Working Paper No (05/12), University of Duisburg-Essen.
- Frondel, M., Schmidt, C. & Vance, C., 2008. *Emissions Trading: Impact on Electricity Prices and Energy Intensive Industries*, Germany: Ruhr Economic Papers.
- Frontier Economics, 2006. *CO2 trading and its influence on electricity markets. Final report to Dte*, London: Frontier Economics Ltd.
- Frontier Economics, 2009. *Impacts of Climate Change Policies on Electricity Retailers. A Report Prepared for the Australian Energy Market*, Melbourne: Frontier Economics Ltd.
- Fuller, W., 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Garcia-Martos, C., Rodriguez, L. & Sánchez, M., 2013. Modelling and forecasting fossil fuels, CO2 and electricity prices and their volatilities. *Applied Energy*, Volume 101, pp. 363-375.
- Gelabert, L., Labandeira, X. & Linares, P., 2011. An ex-post analysis of the effect of renewables and cogeneration on Spanish electricity prices. *Energy Economics*, Volume 33, No s1, pp. S59-S65.

- Gloaguen, O. & Alberola, E., 2013. *Assessing the factors behind CO2 emissions changes over the phases 1 and 2 of the EU ETS: an econometric analysis*, Paris: CDC Climat Research, Working Paper No 2013-15.
- Gonzalo, J., 1994. Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships. *Journal of Econometrics*, Volume 60, No.1, pp. 203-233.
- Granger, C., 1981. Some Properties of Time Series Data and Their use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, Volume 16, pp. 121-130.
- Granger, C. & Newbold, P., 1974. Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics*, Volume 2, pp. 111-120.
- Granger, C. & Newbold, P., 1986. *Forecasting Economic Time Series (Second Edition)*. Second Edition ed. New York: Academic Press.
- Gujarati, D., 2004. *Basic Econometrics*. 4th ed. s.l.:The MacGraw-Hill Companies.
- Gullì, F., 2008. Modelling the Short-run Impact of 'Carbon Trading' on the Electricity Sector. In: F. Gullì, ed. *Markets for Carbon and Power Pricing in Europe: Theoretical Issues and Empirical Analyses*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Limited, pp. 36-79.
- Hamilton, J., 1994. *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hannan, E. & Quinn, B., 1979. The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society B*, Volume 41, N° 2, pp. 190-195.
- Hansen, B., 1992. Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends. *Journal of Econometrics*, Volume 53, No 1-3, pp. 87-121.
- Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B. & Rahbek, A., 1998. Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems. *Journal of Business Economics and Statistics*, Volume 16, pp. 388-399.
- Harrison, D., Klevnas, P., Radov, D. & Foss, A., 2007. *Complexities of Allocation Choices in a Greenhouse Gas Emissions Trading Program*, Boston, Massachusetts: NERA Economic Consulting.

- Harris, R., 1995. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. London: Prentice Hall.
- Hayashi, F., 2000. *Econometrics*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hendry, D., 1993. *Econometrics: Alchemy or Science?*. New York: Oxford University Press Inc..
- Hendry, D. & Anderson, G., 1977. Testing dynamic specification in small simultaneous systems: An application to a model of building society behaviour in the United Kingdom. In: M. Intriligator, ed. *Frontiers in Quantitative Economics, Volume III*. Amsterdam: North Holland Publishing Company [Reprinted in Hendry, D. (1993), "Econometrics: Alchemy or Science?", Oxford: Blackwell Publishers], pp. 361-383.
- Hendry, D. & Juselius, K., 2000. Explaining Cointegration Analysis: Part I. *The Energy Journal*, Volume 21, No 1, pp. 1-42.
- Hendry, D. & Juselius, K., 2001. Explaining cointegration analysis: Part II. *The Energy Journal*, Volume 22, No 1, pp. 75-120.
- Hendry, D. & Mizon, G., 1993. Evaluating dynamic models by encompassing the VAR. In: P. C. B. Phillips, ed. *Models, Methods, and Applications of Econometrics*. Oxford: Blackwell, pp. 272-300.
- Hendry, D., Pagan, A. & Sargan, J., 1984. Dynamic Specification. In: Z. Griliches & M. Intriligator, eds. *Handbook of Econometrics, Volume II (chapter 18)*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, pp. 1023-1100.
- Hintermann, B., 2010. Allowance Price Drivers in the First Phase of the EU ETS. *Journal of Environmental Economics and Management*, Volume 59, No 1, pp. 43-56.
- Hintermann, B., 2014. *Pass-through of CO2 emission costs to hourly electricity prices in Germany*, Munich: CESifo Area Conferences, Center for Economic Studies & Ifo Institute.
- Honkatukia, J., Malkonen, V. & Perrels, A., 2006. *Impacts of the European Emissions Trade System on Finnish Wholesale Electricity Prices*, Helsinki: VATT Discussion Paper 405, Government Institute for Economic Research.
- Honkatukia, J., Malkonen, V. & Perrels, A., 2008. Impacts of the European Emissions Trade System on Finnish wholesale electricity prices. In: F. Gulli, ed. *Markets for Carbon*

*and Power Pricing in Europe: Theoretical Issues and Empirical Analyses*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Limited, pp. 160-192.

Huisman, R. & Kilic, M., 2014. *Time variation in European carbon pass-through rates in electricity futures prices*, s.l.: Social Science Research Network. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2500135> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2500135>.

IEA - International Energy Agency, 2009. *World Energy Outlook 2009*, Paris: International Energy Agency.

ILEX Energy Consulting, 2004. *Impact of the EU ETS on European Electricity Prices - A Report to DTI*, Oxford, England: ILEX Energy Consulting Limited.

IPA Energy Consulting, 2005. *Implications of the EU Emissions Trading Scheme for the UK Power Generation Sector. Final Report to Department of Trade and Industry (DTI)*, Edinburgh, Scotland: IPA Energy Consulting.

Johansen, S., 1988. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 12, No. 2-3, pp. 231-254.

Johansen, S., 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, Volume 59, pp. 1551-1580.

Johansen, S., 1992. Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 54, pp. 383-397.

Johansen, S., 1994. The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables. *Econometric Reviews*, Volume 13, pp. 205-229.

Johansen, S., 1995a. Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. *Journal of Econometrics*, Volume 69, No 1, pp. 111-132.

Johansen, S., 1995b. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, UK: Oxford University Press.

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*, Volume 52, No 2, pp. 169-210.

- Johansen, S. & Juselius, K., 1992. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, Volume 53, No 1-3, pp. 211-244.
- Johnston, J. & DiNardo, J., 1997. *Econometric Methods*. 4th ed. s.l.:McGraw-Hill.
- Jouvet, P. & Solier, B., 2013. An overview of CO2 cost pass-through to electricity prices in Europe. *Energy Policy*, Volume 61, pp. 1370-1376.
- Juselius, K., 2006. *The Cointegrated VAR Model*. s.l.:Oxford University Press.
- Kanen, J., 2006. *Carbon Trading and Pricing*. London: Environmental Finance Publications.
- Kara, M. et al., 2008. The Impacts of EU CO2 Emissions Trading on Electricity Markets and Electricity Consumers in Finland. *Energy Economics*, Volume 30, No. 2, pp. 193-211.
- Keppler, J., 2010. The interaction between the EU ETS and European electricity markets. In: A. Ellerman, F. Convery & C. Perthuis, eds. *Pricing carbon: The European Union Emissions*. s.l.:Cambridge University Press.
- Keppler, J. & Mansanet-Bataller, M., 2010. Causalities Between CO2, Electricity, and Other Energy Variables During Phase I and PhaseII of the EU ETS. *Energy Policy*, Volume 38, No 7, pp. 3329-3341.
- Kirat, D. & Ahamada, I., 2011. The impact of the European Union emission trading scheme on the electricity-generation sector. *Energy Economics*, Volume 33, No 5, pp. 995-1003.
- Knopf, B. et al., 2014. *The European Emission Trading System (EU ETS): ex-post analysis, the market stability reserve and options for a comprehensive reform*, Milano: Fondazione Eni Enrico Mattei, Nota di Lavoro 79.2014.
- Koch, N., Fuss, S., Grosjean, G. & Edenhofer, O., 2014. Causes of the EU ETS price drop: Recession, CDM, renewable policies or a bit of everything? New evidence. *Energy Policy*, Volume 73, p. 676–685.
- Kruger, J. & Pizer, W., 2004. Greenhouse Gas Trading in Europe - The New Grand Policy Experiment. *Environment*, Volume 46, No 8, pp. 8-23.

- 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*, Volume 54, pp. 159-178.
- Labandeira, X., Labeaga, J. & López-Otero, X., 2012. Estimation of Elasticity Price of Electricity with Incomplete Information. *Energy Economics*, Volume 34, No. 3, pp. 627-633.
- Lecuyer, O. & Quirion, P., 2013. Can uncertainty justify overlapping policy instruments to mitigate emissions?. *Ecological Economics*, Volume 93, pp. 177-191.
- Linares, P. et al., 2006. Impacts of the European Emissions Trading Scheme Directive and Permit Assignment Methods on the Spanish Electricity Sector. *The Energy Journal*, Volume 27, No 1, pp. 79-98.
- Lise, W., 2005. *The European Electricity Market - What are the Effects of Market Power on Prices and the Environment?*. Istanbul: s.n.
- Lise, W., Sijm, J. & Hobbs, F., 2010. The Impact of the EU ETS on Prices, Profits and Emissions in the Power Sector: Simulation Results with the COMPETES EU20 Model. *Environmental and Resource Economics*, Volume 47, No 1, pp. 23-44.
- Lo Prete, C. & Norman, C., 2013. Rockets and feathers in power futures markets? Evidence from the second phase of the EU ETS. *Energy Economics*, Volume 36, pp. 312-321.
- Lutkepohl, H., 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Lutkepohl, H. & Kratzig, M., 2004. *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Crambridge University Press.
- Mackinnon, J., 1991. Critical Values for Cointegration Tests - Chapter 13. In: R. E. a. C. W. J. Granger, ed. *Long-Run Economic Relationships*. New York: Oxford University Press.
- MacKinnon, J., 1996. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, Volume 11, No 6, p. 601–618.

- Mackinnon, J., Haug, A. & Michelis, L., 1999. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, Volume 14, No. 5, pp. 563-577.
- Madaleno, M., Pinho, C. & Ribeiro, C., 2014. Commodity Price Interaction: CO2 Allowances, Fuel Sources and Electricity. In: S. Ramos & H. Veiga, eds. *The Interrelationship Between Financial and Energy Markets*. Berlin: Springer-Verlag, pp. 185-213.
- Mansanet-Bataller, M. & Pardo, A., 2008. What You Should Know About Carbon Markets. *Energies*, Volume 1, No 3, pp. 120-153.
- Mansanet-Bataller, M., Pardo, A. & Valor, E., 2007. CO2 Prices, Energy and Weather. *The Energy Journal*, Volume 28, No 3, pp. 73-92.
- Marques, V., 2010. *Fundamentos do Mercado Ibérico de Energia Elétrica - Uma análise do mercado grossista espanhol desde a sua criação até de Junho 2007*. Coimbra: Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.
- Marques, V., Fortunato, A. & Soares, I., 2011. *Application of a structural model to a wholesale electricity market: The Spanish market from January 1999 to June 2007*, Coimbra: Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF), Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.
- Martin, R., Muûls, M. & Wagner, U., 2013. *The Impact of the EU ETS on Regulated Firms: What is the Evidence After Nine Years?*, London: Social Science Research Network. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2344376> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2344376>.
- Mattauch, L., Creutzig, F. & Edenhofer, O., 2012. *Avoiding Carbon Lock-In: Policy Options for Advancing Structural Change*, Berlin: Climatecon Working Paper Series, No. 1-2012, Department of Climate Change Economics - Technische Universität.
- Mizrach, B., 2012. Integration of the global carbon markets. *Energy Economics*, Volume 34, No 1, pp. 335-349.
- Mjelde, J. & Bessler, D., 2009. Market Integration Among Electricity Markets and Their Major Fuel Source Markets. *Energy Economics*, Volume 31, No 3, pp. 482-491.

- Mohammadi, H., 2009. Electricity Prices and Fuel Costs: Long-run Relations and Short-run Dynamics. *Energy Economics*, pp. 503-509.
- Montgomery, W., 1972. Markets in Licenses and Efficient Pollution Control Programs. *Journal of Economic Theory*, Volume 5, pp. 395-418.
- Moreno, B. & Silva, P., 2016. How do Spanish polluting sectors' stock market returns react to European Union allowances prices? A panel data approach.. *Energy*, Volume In Press.
- Moutinho, V., Vieira, J. & Moreira, A., 2011. The Crucial Relationship Among Energy Commodity Prices: Evidence From the Spanish Electricity Market. *Energy Policy*, Volume 39, No 10, pp. 5898-5908.
- Nazifi, F., 2015. The pass-through rates of carbon costs on to electricity prices within the Australian National Electricity Market. *Environmental Economics and Policy Studies*, Volume March 2015, pp. 1-22.
- Nazifi, F. & Milunovich, G., 2010. Measuring the Impact of Carbon Allowance Trading on Energy Prices. *Energy & Environment*, Volume 21, No 5, pp. 367-383.
- Neuhoff, K. et al., 2005. *Allocation matters - so what can we do about it? Strategies for the electricity sector 2008-2012*, London: Commissioned by Climate Strategies and The Carbon Trust.
- Neuhoff, K., Martinez, K. & Sato, M., 2006. Allocation, Incentives and Distortions: the Impact of EU ETS Emissions Allowance Allocations to the Electricity Sector. *Climate Policy*, Volume 6, No 1, pp. 73-91.
- Neumayer, E., 2001. Pollution Havens: An Analysis of Policy Options for Dealing With an Elusive Phenomenon. *Journal of Environment & Development*, Volume 10, No 2, pp. 147-177.
- Newbery, D., 2005. *Emission Trading and the Impact on Electricity Prices*. s.l.:Mimeo, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Newey, W. & West, K., 1994. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economic Studies*, Volume 61, pp. 631-653.

- Ng, S. & Perron, P., 1995. Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, Issue 90, No. 429, pp. 268-281.
- Nordhaus, W., 2011. Designing a friendly space for technological change to slow global warming. *Energy Economics*, Volume 33, No 4, pp. 665-673.
- Oderndorfer, U., 2009. EU Emission Allowances and the stock market: Evidence from the electricity industry. *Ecological Economics*, Volume 68, No 4, pp. 1116-1126.
- Oranen, A., 2006. *The Impact of Emissions Trading on the Price of Electricity in Nord Pool - Market Power and Price Determination in the Nordic Electricity Market*. University of Helsinki: s.n.
- Osterwald-Lenum, M., 1992. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 54, No. 3, pp. 461-471.
- Pacheco, R., 2010. *Econometric Study of the Spanish Electricity Spot Market and Primary Energy Markets using VAR/VECM methodology (cointegration and nonstationary time series)*. Lisbon: ISCTE Business School, Department of Quantitative Methods.
- Paoletta, M. & Taschini, L., 2008. An econometric analysis of emission-allowance prices. *Journal of Banking & Finance*, Volume 32, No 10, pp. 2022-2032.
- Pardo, A., Meneu, V. & Valor, E., 2002. Temperature and seasonality influences on Spanish electricity load. *Energy Economics*, Volume 24, No 1, pp. 55-70.
- Pereira, A. & Saraiva, J., 2013. Long term impact of wind power generation in the Iberian day-ahead electricity market price. *Energy*, Volume 55, p. 1159–1171.
- Perron, P., 1988. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 12, pp. 297-332.
- Perthuis, C. & Trotignon, R., 2014. Governance of CO2 markets: Lessons from the EU ETS. *Energy Policy*, Volume 75, pp. 100-106.
- Pesaran, M. & Shin, Y., 1998. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, Volume 58, No 1, pp. 17-29.

- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R., 1997. *Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables*, University of Cambridge: D.A.E. Working Paper No. 9706.
- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R., 2000. Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables. *Journal of Econometrics*, Volume 97, No 2, pp. 293-343.
- Phillips, A., 1954. Stabilization policy in a closed economy. *Economic Journal*, Volume 64, No. 254, pp. 290-323.
- Phillips, A., 1957. Stabilization policy and the time form of lagged responses. *Economic Journal*, Volume 67, pp. 265-277.
- Phillips, P. & Ouliaris, S., 1990. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica*, Volume 58, pp. 165-193.
- Phillips, P. & Perron, P., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Volume 75, pp. 335-346.
- Pigou, A., 1932. *The Economics of Welfare*. 4th edition ed. London: Macmillan and Co.
- Pinho, C. & Madaleno, M., 2010a. *CO2 spot and futures price analysis for EEX and ECX*, Aveiro: Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial. Working Papers in Economics, nº54/2010. Universidade de Aveiro.
- Pinho, C. & Madaleno, M., 2010b. *Hedging with CO2 allowances: the ECX market*, Aveiro: Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial. Working Papers in Economics, nº55/2010. Universidade de Aveiro.
- Pinho, C. & Madaleno, M., 2011. CO2 emission allowances and other fuel markets interaction. *Environmental Economic Policy Studies*, Volume 13, No 3, pp. 259-281.
- Radov, D. & Klevnas, P., 2007. CO2 Cost Pass Through: German Competition Regulators. *Energy Regulation Insights*, Volume 31, pp. 1-7.
- Rahbek, A., Kongsted, H. & Jorgensen, C., 1999. Trend stationarity in the I(2) cointegration model. *Journal of Econometrics*, Volume 90, No 2, pp. 265-289.
- Rahbek, A. & Mosconi, R., 1999. Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models. *Econometrics Journal*, Volume 2, pp. 76-91.

- REE, 2012. *REE - El Sistema Eléctrico Español 2012*, Madrid: Red Eléctrica de España.
- Reinaud, J., 2003. *Emissions Trading and its Possible Impacts on Investment Decisions in the Power Sector*, Paris: IEA Information Paper, International Energy Agency.
- Reinaud, J., 2005. *Industrial Competitiveness under the European Union Emissions Trading Scheme*, Paris: IEA - International Energy Agency.
- Reinaud, J., 2007. *CO2 Allowance and Electricity Price Interaction - Impact on industry's electricity purchasing strategies in Europe*, Paris: IEA Information Paper, International Energy Agency.
- Reinaud, J., 2008a. *Climate policy and Carbon leakage - Impacts of the European Emissions Trading Scheme on Aluminium*, Paris: International Energy Agency (IEA) and Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD).
- Reinaud, J., 2008b. *Issues Behind Competitiveness and Carbon Leakage - Focus on Heavy Industry*, Paris: International Energy Agency (IEA) and Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD).
- Reinaud, J. & Philibert, C., 2007. *Emissions Trading: Trends and Prospects*, Paris: International Energy Agency (IEA) and Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD).
- REN, 2008. *REN Informação Mensal - Sistema Electroprodutor Dezembro 2008*, Lisboa: REN - Redes Energéticas Nacionais.
- REN, 2012. *REN Informação Mensal - Sistema Electroprodutor Dezembro 2012*, Lisboa: REN - Redes Energéticas Nacionais.
- Rickels, W., Duscha, V., Keller, A. & Peterson, S., 2007. *The Determinants of Allowance Prices in the European Emission Trading Scheme - Can we expect an efficient allowance market 2008*, Kiel: Kiel Working Papers N°1387. Kiel Institute for the World Economy..
- Rickels, W., Görlich, D. & Oberst, G., 2010. *Explaining European Emission Allowance Price Dynamics: Evidence from Phase II*, Kiel: Kiel Working Papers N°1650. Kiel Institute for the World Economy..
- Rosenblad, A., 2008. gretl 1.7.3. *Journal of Statistical Software*, Volume 25, No 1, pp. 1-14.

- Saikkonen, P., 1991. Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, Volume 7, No 1, pp. 1-21.
- Saikkonen, P., 1992. Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric Theory*, Volume 8, pp. 1-27.
- Saikkonen, P. & Lutkepohl, H., 2000. Trend Adjustment Prior to Testing for the Cointegrating Rank of a Vector Autoregressive Process. *Journal of Time Series Analysis*, Volume 21, No 4, pp. 435-456.
- Saikkonen, P. & Luukkonen, R., 1997. Testing Cointegration in Infinite Order Vector Autoregressive Processes. *Journal of Econometrics*, Volume 81, No 1, pp. 93-126.
- Sargan, J., 1964. Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology. In: P. E. Hart, G. Mills & J. K. Whitaker, eds. *Econometric Analysis for National Economic Planning*. London: Butterworths, pp. 25-54.
- Schwarz, G., 1978. Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, Volume 6, N° 2, pp. 461-464.
- Schwert, G., 1989. Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, Volume 7, No. 2, pp. 147-159.
- Seifert, J., Uhrig-Homburg, M. & Wagner, M., 2008. Dynamic behavior of CO2 spot prices. *Journal of Environmental Economics and Management*, Volume 56, No 2, pp. 180-194.
- Sijm, J. et al., 2005. *CO2 Price Dynamics: The Implications of EU Emissions Trading for the Price of Electricity*, Amsterdam: ECN - Energy Research Centre of the Netherlands.
- Sijm, J. et al., 2006. *CO2 Price Dynamics: A Follow-up Analysis of the Implications of EU Emissions Trading for the price of Electricity*, Amsterdam: ECN - Energy Research Centre of the Netherlands.
- Sijm, J., Chen, Y. & Hobbs, B., 2009. *The Impact of Power Market Structure on the Pass-Through of CO2 Emissions Trading Costs to Electricity Prices – A Theoretical Approach*. Amsterdam: s.n.

- Sijm, J., Hers, S., Lise, W. & Wetzelaer, B., 2008. *The impact of the EU ETS on electricity prices - Final report to DG Environment of the European Commission*, Amsterdam: ECN - Energy Research Centre of the Netherlands.
- Sijm, J., Neuhoff, K. & Chen, Y., 2006. CO2 Cost Pass Through and Windfall Profits in the Power Sector. *Climate Policy*, Volume 6, No 1, pp. 49-72.
- Silva, P., 2007. *O Sector da Energia Eléctrica na União Europeia: Evolução e Perspectivas*, Coimbra: Coimbra University Press.
- Silva, P., Moreno, B. & Figueiredo, N., 2016. Firm-specific impacts of CO2 prices on the stock market value of the Spanish power industry. *Energy Policy*, Volume In Press (doi:10.1016/j.enpol.2016.01.005).
- Silva, P. & Soares, I., 2008. EU spot prices and industry structure: assessing electricity market integration. *International Journal of Energy Sector Management*, Volume 2, No. 3, pp. 340-350.
- Sims, C., 1980. Macro-Economics and Reality. *Econometrica*, Volume 48, No 1, pp. 1-48.
- Sousa, R., 2014. *Dynamic analysis of European and Californian markets*, Lisboa: Universidade Nova de Lisboa (Faculdade de Ciências e Tecnologia).
- Sousa, R., Aguiar-Conraria, L. & Soares, M., 2014. Carbon financial markets: A time-frequency analysis of CO2 prices. *Physica A*, Volume 414, pp. 118-127.
- Stock, J., 1987. Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, Volume 55, No 5, pp. 1035-1056.
- Stock, J. & Watson, M., 1988. Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 83, No. 404, pp. 1097-1107.
- Stock, J. & Watson, M., 1993. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, Volume 61, No 4, pp. 783-820.
- Stock, J. & Watson, M., 2007. *Introduction to Econometrics*. 2nd ed. New York: Pearson, Addison-Wesley.
- Thoenes, S., 2011. *Understanding the Determinants of Electricity Prices and the Impact of the German Nuclear Moratorium in 2011*, Cologne: EWI Working Paper No. 11/06, Institute of Energy Economics at the University of Cologne.

- Tomás, R. et al., 2010. Assessment of the impact of the European CO2 emissions trading scheme on the Portuguese chemical industry. *Energy Policy*, Volume 38, No 1, pp. 626-632.
- UNFCCC, 1998. *Adoption of the Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change*. United Nations: FCCC/CP/1997/7/Add.1.
- Valor, E., Meneu, V. & Caselles, V., 2001. Daily Air Temperature and Electricity Load in Spain. *Journal of Applied Meteorology*, Volume 40, No 8, pp. 1413-1421.
- Van den Bergh, K., Delarue, E. & D'haeseleer, W., 2013. Impact of renewables deployment on the CO2 price and the CO2 emissions in the European electricity sector. *Energy Policy*, Volume 63, p. 1021 –1031.
- Verbeek, M., 2004. *A Guide to Modern Econometrics*. 2nd ed. West Sussex: John Wiley & Sons, Ltd.
- Vondrusková, B., Nemcová, I. & Horák, J., 2010. *Carbon Trading Under the EU ETS and Energy Prices: a Case of the Czech Republic*, Prague: Department of World Economy, Faculty of International Relations, University of Economics in Prague.
- Wals, A. & Rijkers, F., 2003. *How Will a CO2 Price Affect the Playing Field in the Northwest European Power Sector?*, Amsterdam: ECN - Energy Research Centre of the Netherlands.
- Wickens, M. & Breusch, T., 1988. Dynamic Specification, the Long Run and the Estimation of Transformed Regression Models. *The Economic Journal*, Volume 98 (Conference 1988), pp. 189-205.
- Wooldridge, J., 2003. *Introductory Econometrics - A Modern Approach (2nd Edition)*. 2nd ed. USA: South-Western.
- Zachmann, G. & von Hirschhausen, C., 2008. First Evidence Of Asymmetric Cost Pass-Through of EU Emissions Allowances: Examining Wholesale Electricity Prices in Germany. *Economics Letters*, Volume 99, No. 3, pp. 465-469.
- Zanotti, G. & Gabbi, G., 2009. *Emission Trading Scheme and the Price of Energy*, London: Social Science Research Network. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1473233> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1473233>.

Zellner, A., 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions, and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 57, No 298, pp. 348-368.

Zetterberg, L. et al., 2014. *Europe's choice – Facts and function of the EU emissions trading system*, Gothenburg: Mistra Indigo Policy Paper 5.

Zhu, B., Ma, S., Chevallier, J. & Wei, Y., 2012. *Examining the structural changes of European carbon futures price 2005-2012*, Paris: IPAG Business School, Working Paper 2014-422.