



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Faculdade de Ciências Econômicas

Programa de Pós-Graduação em Ciências

Econômicas

Daniel Ryba Zanardini de Oliveira

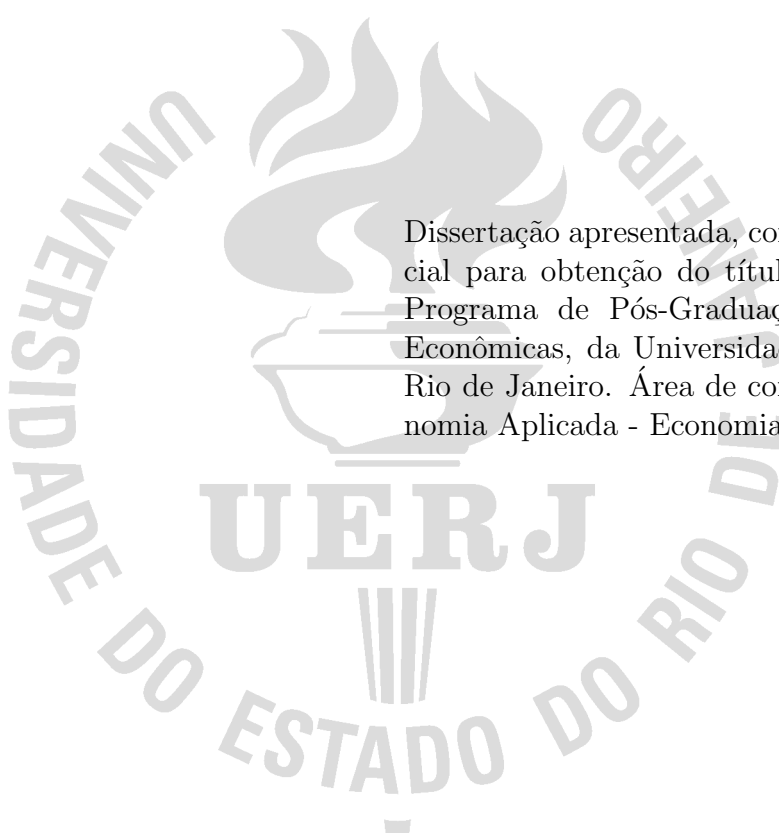
**Avaliação da transmissão de volatilidade entre preços spot de
energia elétrica na União Europeia**

Rio de Janeiro

2019

Daniel Ryba Zanardini de Oliveira

Avaliação da transmissão de volatilidade entre preços spot de energia elétrica na União Europeia



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Aplicada - Economia Quantitativa.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Antônio de Lucena Aiube

Coorientador: Prof. Dr. Andrea Ugolini

Rio de Janeiro

2019

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

O48 Oliveira, Daniel Ryba Zanardini de.
Avaliação da transmissão de volatilidade entre preços spot de energia elétrica na União Europeia / Daniel Ryba Zanardini de Oliveira.– 2019.
52 f.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Antônio de Lucena Aiube.
Coorientador: Prof. Dr. Andrea Ugolini.
Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f.45-48.

1. Economia – União Europeia – Teses. 2. Preços – Teses. 3. União Europeia – Energia elétrica – Teses. 4. Concorrência – Teses. I. Aiube, Fernando Antônio de Lucena. II. Ugolini, Andrea. III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. IV. Título.

CDU 33:621.3(4)

Bibliotecária: Luciana Zöhrer CRB7/5643

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

Assinatura

Data

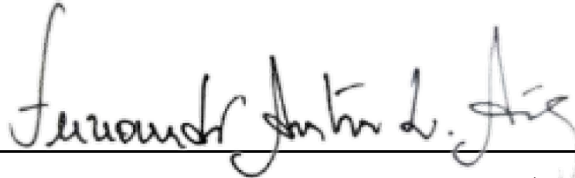
Daniel Ryba Zanardini de Oliveira

Avaliação da transmissão de volatilidade entre preços spot de energia elétrica na União Europeia

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Aplicada - Economia Quantitativa.

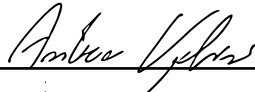
Aprovada em 05 de dezembro de 2019.

Banca Examinadora:



Prof. Dr. Fernando Antônio de Lucena Aiube (Orientador)

Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas – UERJ



Prof. Dr. Andrea Ugolini (Coorientador)

Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas – UERJ



Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva

CEFET - RJ

Rio de Janeiro

2019

DEDICATÓRIA

Aos meus pais Alceu Zanardini de Oliveira e Bernardete Ryba, minha avó Leocadia Dajko (*in memoriam*), à mulher da minha vida Fernanda Hernani, e à nossa pequena Liz.

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao Prof. Dr. Fernando Antônio de Lucena Aiube pela aplicação, generosidade, inteligência e disponibilidade na minha condução e orientação.

Agradeço ao Prof. Dr. Andrea Ugolini pelas ideias, atenção, interesse e disponibilidade durante todo o processo da dissertação.

À Universidade do Estado do Rio de Janeiro por ter me escolhido como aluno do mestrado.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) - (Código de Financiamento 001) pelo apoio financeiro para o presente trabalho.

Agradeço a todas as pessoas presentes em minha vida, todas são muito importantes.

Faça o que for necessário para ser feliz.
Mas não se esqueça que a felicidade é um sentimento simples,
você pode encontrá-la e deixá-la ir embora
por não perceber sua simplicidade.

Mario Quintana

RESUMO

RYBA ZANARDINI DE OLIVEIRA, D. R. Z. O. *Avaliação da transmissão de volatilidade entre preços spot de energia elétrica na União Europeia*. 2019. 52 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

Através da modelagem DCC-MGARCH, buscamos investigar os contágios de volatilidades apresentados em nove mercados de energia elétrica da União Europeia. Com dados diários de preço spot day-ahead de energia compreendidos de janeiro de 2010 à julho de 2018 dos mercados da Bélgica, Alemanha, França, Holanda, Finlândia, Espanha, Portugal, Itália e Inglaterra, constatamos correlação condicional dinâmica média positiva entre todos os mercados. O verão apresenta influência positiva nos preços e o inverno, influência negativa, para alguns mercados analisados. Há maiores tendências a alterações nos preços com a inserção de fontes renováveis na matriz energética, falhas ou erros de previsão.

Palavras-chave: Volatilidade. GARCH. DCC-MGARCH. Energia.

ABSTRACT

RYBA ZANARDINI DE OLIVEIRA, D. R. Z. O. *Analysis of the volatility transmission between electricity spot prices in the European Union*. 2019. 52 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

With a DCC-MGARCH model we investigated the volatility spillover presented in nine electricity markets of the European Union. With daily spot day-ahead energy price data from January 2010 to July 2018 from markets in Belgium, Germany, France, Netherlands, Finland, Spain, Portugal, Italy and England, we found average dynamic conditional correlation positive among all markets. Summer has a positive influence on prices and winter negative influence for some markets analyzed. There are further changes in prices with the insertion of renewable sources in the energy matrix, failures or forecast errors.

Keywords: Volatility. GARCH. DCC-MGARCH. Energy.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Sistema Energético.	18
Figura 2 - Fontes de geração de Energia.	19
Figura 3 - Séries de preços.	30
Figura 4 - Correlações 1.	40
Figura 5 - Correlações 2.	41

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Fontes de produção energéticas	20
Tabela 2 - Estatística descritiva dos preços	29
Tabela 3 - Estatística descritiva dos retornos.	29
Tabela 4 - Preços negativos.	31
Tabela 5 - Resultados da estimação DCC-MGARCH.	34
Tabela 6 - Parâmetros DCC-MGARCH	36
Tabela 7 - Volatilidade média anualizada.	37
Tabela 8 - Correlações	39
Tabela 9 - Seleção dos modelos.	52

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIE	Agência Internacional da Energia
ALE	Alemanha
APARCH	Exponential Generalized Autorregressive Conditional Heterocedasticity
AR	Auto Regressivo
ARCH	Autoregressive Conditional Heterocedasticity
BEL	Bélgica
BEKK	Baba, Engle, Kraft e Kroner model
CCC	Constant Conditional Correlation
DCC	Dynamic Conditional Correlation
EGARCH	Exponential Generalized Autorregressive Conditional Heterocedasticity
ESP	Espanha
FIN	Finlândia
FRA	França
GARCH	Generalized Autorregressive Conditional Heterocedasticity
HOL	Holanda
ITA	Itália
MA	Média Móvel
MGARCH	Multivariate Generalized Autorregressive Conditional Heterocedasticity
POR	Portugal
SStd	Distribuição de probabilidade skew student
UK	Inglaterra
VAR	Vetor Auto Regressivo
UE	União Europeia

LISTA DE SÍMBOLOS

y_t	Retorno logarítmico do preço
μ	Parâmetro de média
ϕ_i	Parâmetro auto regressivo "lag" i
θ_i	Parâmetro média móvel "lag" i
ω	Parâmetro de volatilidade média
α_1	Parâmetro ARCH
β_1	Parâmetro GARCH
γ_1	Parâmetro de alavancagem
x_i	Parâmetro exógeno
σ^2	Parâmetro de volatilidade
σ	Parâmetro de desvio padrão
ϵ	Parâmetro de erros
ξ	Parâmetro de assimetria
ν	Parâmetro de distribuição SStd
p	Número de "lags" AR
q	Número de "lag" MA
$H(\cdot)$	Função
Γ	Função Gamma
M	Momento
R	Matriz de correlação condicional
Q	Matriz de aproximação
LL	Estimação de máxima verossimilhança
€	Moeda - euro
£	Moeda - libra
MWh	Mega Watts hora

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	13
1	MERCADO DE ENERGIA EUROPEU	16
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	21
3	METODOLOGIA	24
3.1	DCC-MGARCH	26
4	DADOS	28
5	RESULTADOS	33
	CONCLUSÃO	42
	REFERÊNCIAS	45
	APÊNDICE A – Apêndice	49

INTRODUÇÃO

Os estudos sobre commodities atraem muito o interesse dos pesquisadores, seja pela complexidade nas determinações de modelos de apreçamento e inúmeros tipos de derivativos ou devido ao seu recente processo de financialização, uma vez que tais ativos vêm, cada vez mais, compondo portfólios em carteiras de ativos de investidores do mercado financeiro. Um ponto relevante é que devemos considerar que eventos econômicos e/ou políticos surtem grandes efeitos nas séries históricas de preços das *commodities*, aumentando o desafio aos pesquisadores dessa área. Uma *commodity* apresenta características similares a uma ação que paga dividendo; por outro lado, possui características que a diferenciam de ativos financeiros, como por exemplo: é um ativo de consumo, há entrega física, influências sazonais sobre o preço, além de outros riscos inerentes ao consumo e processos regulatórios. Dentro da imensa gama de *commodities*, a energia elétrica é a que mais chama a atenção por ser um dos insumos mais básicos para a sociedade e por possuir, além das características já citadas, a de que, na maioria das vezes, não é estocável em grandes volumes. Sendo assim, tal ativo sofre maiores influências sazonais e maiores pressões sobre alterações em sua oferta e sua demanda, uma vez que, o armazenamento serve, de certa maneira, como um “suavizador” entre o consumo e a produção.

Como se não bastassem as particularidades que observamos no ativo energia elétrica propriamente dito, podemos destacar que, nas últimas décadas, passamos por transformações importantes no mercado energético, o qual vem se tornando cada vez mais competitivo, eficiente e descarbonetizado. Tais fatos provocam alterações no comportamento dos preços e uma maior necessidade de estudos e avaliações mais apurados para auxiliar nas tomadas de decisão. As fontes de geração da energia, que geralmente são outras commodities, podem fazer com que os efeitos das sazonalidades temporais, observadas no decorrer de um ano ou até um período maior de tempo, sejam ainda mais elevados. Além disso, há um aumento da produção de energia renovável nas matrizes energéticas, impactando as tradicionais formas de produção de energia. Não podemos deixar de considerar que a implementação de sistemas energéticos são extremamente dispendiosos. Assim, a energia elétrica não deixa de ser um dos ativos mais intrigantes da atualidade, e, segundo a Agência Internacional de Energia (AIE), o setor elétrico passa pela transformação mais drástica desde a sua criação há mais de 100 anos.

Muitos estudos avaliam o funcionamento institucional e competitivo dos mercados de energia elétrica; podemos verificar em Nagayama (2009), Asane-Otoo (2016), entre outros, que não chegam a uma simples conclusão devido à alta complexidade em avaliar tais casos, sejam pelos seus sistemas regulatórios, incentivos políticos adotados, diferentes prioridades ou outros temas. Nesse caso, deixaremos as questões institucionais para outros estudos não menos importantes e levaremos em consideração aspectos mais mer-

cadológicos. Observamos que uma das maiores referências na questão (mercadológica) é o mercado de energia europeu, devido ao fato de apresentar aumento substancial na integração entre os entes, uma forte competitividade no mercado de energia e um certo pioneirismo na implementação de passos marcantes em relação à matriz energética, como por exemplo, a imposição de práticas e metas para a geração de energias renováveis.

Ao estudarmos mercados de eletricidade, a noção de capacidade de interligação é importante, pois refere-se à capacidade física de transferências energéticas em um determinado intervalo de tempo, ou seja, tem relação direta com o preço do ativo. Assim sendo, consideramos que a Europa tem grande importância acadêmica nas avaliações dos mercados de eletricidade, uma vez que vem enfrentando inúmeros desafios para a implementação de medidas destinadas ao alcance de um mercado totalmente integrado, eficiente e sustentável. Os resultados objetivados pela União Europeia vêm conquistando êxito no decorrer do tempo e, dessa maneira, regiões que pretendem seguir uma trajetória que, de alguma maneira, corresponda com alguns dos objetivos europeus, deverão levar em consideração o caminho percorrido pela UE; desse modo, escolhemos alguns países europeus para a investigação desta pesquisa.

Entender os movimentos de volatilidade observados no mercado spot de energia elétrica é de suma importância para todos os participantes do mercado, sejam para consumidores, para os fornecedores, para os agentes reguladores ou mesmo para os agentes financeiros que efetuam operações como mecanismos de proteção (hedge). As ferramentas matemáticas que auxiliam nas devidas avaliações evoluíram de maneira significativa durante as últimas décadas. Podemos observar trabalhos de grande relevância no sentido de buscar compreender as correlações, como Engle e Kroner (1995), Tse e Tsui (2002), Engle (2002), McAleer e Medeiros (2008), McAleer, Hoti e Chan (2009) e Daumas, Aiube e Baidya (2017), dentre outros. Há consolidada literatura relativa à compreensão dos contágios de volatilidade no mercado de energia elétrica. Higgs (2009), através de modelos dinâmicos de correlação condicional MGARCH, analisa o mercado de eletricidade australiano. Kalantzis e Milonas (2013), através do modelo VEC-MGARCH, avaliam as relações entre mercados futuros e spot de eletricidade na Europa. Escribano e Sucarrat (2018) analisam o mercado Nordpool, através de modelagem DCC-MGARCH. Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou (2016) analisam a transmissão de volatilidade de países do Centro Oeste europeu, através de modelos CCC e DCC-MGARCH. A fim de estender a literatura apresentada neste trabalho, buscaremos aumentar o número de países interconectados, tentando obter melhores respostas.

Para nossa avaliação; utilizaremos dados diários de preço spot “day-ahead” de energia elétrica dos mercados da Bélgica, Alemanha, França, Holanda, Finlândia, Espanha, Portugal, Itália e Inglaterra. A principal motivação deste estudo será apresentar uma investigação do processo de correlação dos mercados de energia elétrica da Europa. Contribuiremos para a literatura, na medida em que, com melhores modelos e uma análise

mais abrangente, poderão ser geradas respostas mais precisas durante as avaliações dos mercados energéticos, o que é de suma importância para a gestão dos riscos operacionais deste mercado. A pesquisa pode auxiliar na gestão de carteiras compostas com tais ativos e também busca fornecer informações para os elaboradores de políticas públicas relativas ao suprimento e desenvolvimento energético, sejam na Europa ou em alguma outra região que planeje alcançar objetivos semelhantes.

O trabalho está organizado da seguinte maneira: após a introdução, o primeiro capítulo apresenta um breve resumo relativo ao mercado de energia europeu, o capítulo 2 apresenta uma revisão da literatura e o capítulo 3 apresenta a metodologia. O capítulo 4 descreve os dados amostrados. O capítulo 5 apresenta o resultado da pesquisa.

1 MERCADO DE ENERGIA EUROPEU

Já no início dos anos 80, inúmeros países desenvolvidos e alguns emergentes iniciaram um processo de liberalização dos mercados de infraestrutura. [Karan e Kazdağlı \(2011\)](#) contextualizaram o desenvolvimento dos mercados de energia na Europa, nos quais podemos destacar forte dependência de petróleo e gás até meados da década de 90. Após algumas *crises do petróleo*, observadas durante as décadas de 70 à 90, com elevado impacto nos custos energéticos europeus, o debate de abertura desse mercado ganhou impulso. Nessa época, como consequência de um monopólio natural, os mercados energéticos derivavam de serviços públicos prestados pelos estados, caso em que não há a devida transparência na formulação dos preços. Nesse contexto, iniciou-se a busca por uma maneira eficiente de prover energia, e, conseqüentemente, todos os países europeus envolvidos perceberam a importância de prover energia eficiente na produção, transmissão e distribuição. [Karan e Kazdağlı \(2011\)](#) também destacam a grande importância da Comissão Europeia no processo reformista, com uma perspectiva mais abrangente contribuindo de maneira significativa para a nova formulação e integração mercadológica. Assim se inicia o processo de abertura de mercado energético com o objetivo de melhorar a competitividade e a transparência, sem prejuízo às obrigações dos serviços públicos.

Uma questão importante é a de que a abertura do setor energético à competição altera drasticamente o processo decisório em investimentos pelas empresas, uma vez que o setor necessita de grandes volumes em investimentos com um retorno de longo prazo. Além de complexas, são inúmeras as questões regulatórias envolvidas nos processos de transformação de uma matriz energética, não sendo o objetivo deste trabalho avaliar tais questões; apresentaremos um breve resumo do processo para que o leitor possa sentir-se mais confortável durante a leitura do trabalho e avaliar de maneira mais apurada os mecanismos de correlação apresentados. Os principais pontos foram obtidos em trabalhos como [Jamash e Pollitt \(2005\)](#), na tese apresentada por [Ardian \(2016\)](#), [Karan e Kazdağlı \(2011\)](#) e no sítio eletrônico da Comissão Europeia.

Em 1996, foi estabelecida a diretiva 96/92/CE que forneceu um direcionamento regulatório para a geração, transmissão e distribuição de energia, visando melhorar os serviços prestados, a eficiência econômica e, assim, se inicia o processo de liberdade para que os clientes escolham o fornecedor de energia dentre os estados membros. Destacamos alguns dos pontos mais importantes: (i) separação dos setores em geração, transmissão e distribuição; (ii) regulamentação da transmissão a fim de evitar regras discriminatórias; (iii) prioridade na produção de energia renovável; (iv) abertura do mercado no sentido de aumentar a oferta e de liberar o mercado para escolha dos clientes (grandes consumidores); (v) proteção do mercado concorrencial. Desse modo, inicia-se o processo de criação de um mercado interno de energia elétrica. Não podemos deixar de mencionar as

diferenças existentes entre os membros da UE. A inexistência de um exemplo de mercado energético nos moldes e dimensões planejados gerou consideráveis dificuldades iniciais que constituíram elevados riscos nas mudanças.

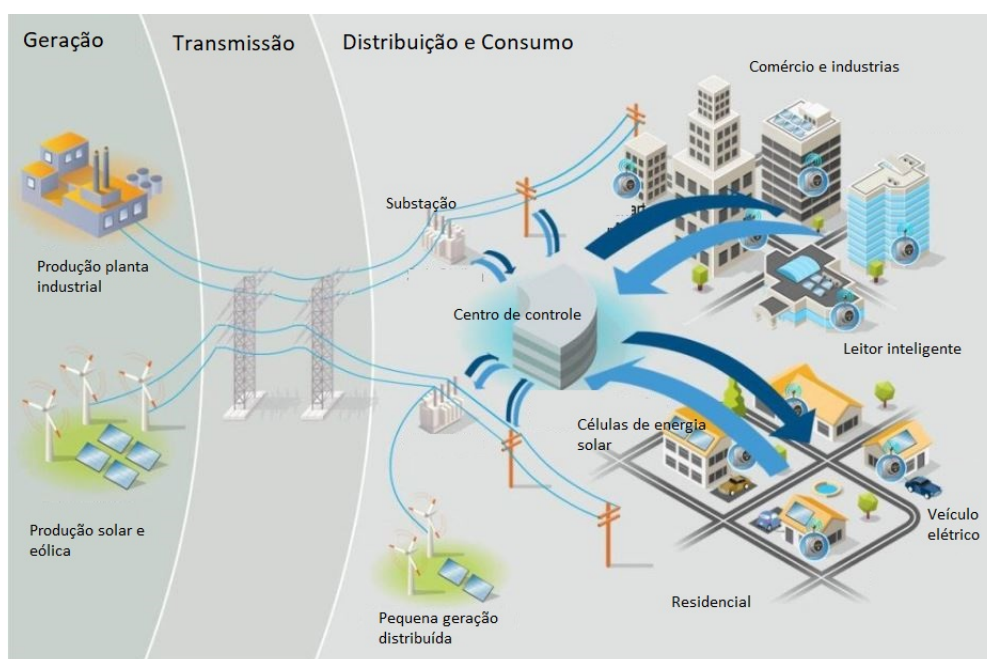
Dadas as condições e as transformações passadas no decorrer do tempo, a Comissão Europeia, buscando um mercado uniformemente competitivo, consegue a aprovação da diretiva da UE número 54, em 2003, a qual acrescentou modificações à diretiva de 1996. Podemos destacar ainda que, além das alterações efetuadas para corrigir os problemas verificados no período, foram acrescentadas modificações de grande relevância como: (i) obrigação de assegurar eletricidade de maneira eficiente a todos os clientes domésticos e também às pequenas empresas; (ii) abertura do mercado para o sistema de transmissão; (iii) o Estado deverá fornecer algum mecanismo de proteção aos consumidores a fim de eliminar os riscos energéticos, ou seja, deverá procurar terceiros para garantir o suprimento energético; (iv) melhoria da eficiência energética. As mudanças destacadas buscaram corrigir algumas falhas antes ocorridas, como, por exemplo, no primeiro item, no qual o primeiro ciclo de mudanças priorizava o grande consumidor, passou a, na segunda etapa, buscar o equilíbrio de um mercado concorrencial, uma vez que, em 1996, mesmo com uma certa regulação, ainda eram mantidas estruturas monopolísticas. Um ponto importante é a questão da eficiência, a qual destaca que os membros devem, de alguma forma, melhorar a capacidade e as interligações. Da mesma maneira, é atribuída maior clareza na separação das contas entre produção, fornecimento e distribuição.

Com as novas questões climáticas globais em destaque, a Comissão Europeia busca uma nova política energética, que resultou na aprovação de uma nova diretiva da UE, a número 28, de 2009. A nova diretiva estabeleceu várias metas, objetivando a redução da emissão de gases de efeito estufa e uma maior introdução de energia renovável nas gerações dos membros. Podemos destacar que, dos pontos apresentados, alguns dos mais importantes são: (i) aperfeiçoamento do sistema de comercialização de emissões de gases de efeito estufa; (ii) metas nacionais para a emissão de gases; (iii) metas nacionais na implementação de energias renováveis; (iv) estabelecimento de normas relativas ao carbono (CO₂); (v) definições de metas de eficiência energética. Tal diretiva altera drasticamente o mercado de energia europeu, uma vez que promove intensamente a geração de energia renovável, a fim de atingir os objetivos de redução de emissões de gases. Com relação à eficiência, há uma alteração em 2011, através do plano de eficiência energética da UE, que também é relacionada à energia renovável.

O mercado de energia elétrica não possui sistema de armazenamento e, por isso, deve ser produzido e transportado em tempo real para os consumidores, consequentemente, é um sistema mais dinâmico e complexo comparado a outras utilidades como o petróleo, por exemplo, para o qual é possível a estocagem. Conforme observado em Böckers, Haucap e Heimeshoff (2013), a eletricidade é um produto homogêneo vinculado à rede; o consumo de energia (demanda) e sua produção (oferta) devem se equilibrar

em todos os tempos. Como podemos observar na Figura 1, uma vez que a eletricidade foi gerada, ela vai para as linhas de transmissão de alta tensão, que carregam grandes quantidades de eletricidade através das longas distâncias às subestações. A partir das subestações, a eletricidade segue para as linhas de distribuição de energia que levam eletricidade para os consumidores residenciais e industriais. Quando analisamos a extensão geográfica do mercado elétrico, a rede passa a ser de suma importância, pois, se não houver conexão física entre regiões, não haverá transferência de energia. A existência de capacidade de transmissão terá relação com a integração e a impossibilidade de um mercado praticar preços acima dos preços competitivos, devido à elasticidade da demanda.

Figura 1 - Sistema Energético.



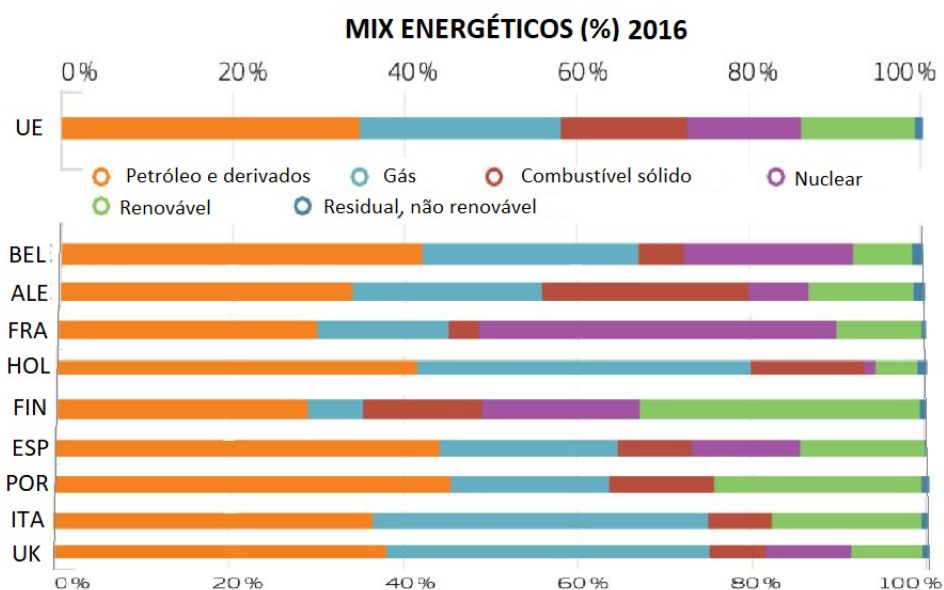
Fonte: www.ecoideaz.com - Modificado pelo autor.

Em se tratando de medidas concorrenciais, o principal auxílio do acoplamento dos mercados para que ocorra a competição é o aumento do número de concorrentes, restringindo assim, o poder de mercado que pode ser exercido e diminuindo a probabilidade de comportamento não concorrencial. Böckers, Haucap e Heimeshoff (2013) destacam que nos mercados de eletricidade, as duas estratégias mais comuns são a fixação de preços excessivos e a retenção de capacidade, com o propósito de aumentar os preços. Assim, a independência do operador do mercado de energia se torna crucial na busca em alcançar a maximização do equilíbrio. Desse modo, a Europa busca uma elevada integração entre os membros, e, através de mecanismos inteligentes e especiais de controle, procura a convergência para um “mercado único”.

Quando levamos em consideração os países que compõem a UE, observamos que há elevada diversificação na produção energética. Podemos verificar, através da Figura

2, que, segundo [Energy \(2018\)](#), aproximadamente 40% da fonte de produção de energia belga deriva de produtos do petróleo. Na Alemanha, grande parte da produção deriva de combustível sólido e de petróleo. A energia francesa deriva em grande parte de fontes nucleares. Os derivados de petróleo e gás são as principais fontes de energia na Holanda, assim como na Espanha e em Portugal. Neste último caso, vale destacar que a energia renovável vem ganhando bastante espaço, com mais de 20% da geração. No mercado finlandês é onde a produção renovável é mais abundante com aproximadamente 35% da produção. Itália e Inglaterra têm, ambas, mais de 70% das suas fontes energéticas oriundas de gás e derivados de petróleo. Vale ressaltar que, atualmente, no contexto de acordos climáticos, a UE tem estabelecido inúmeros esforços para reduzir drasticamente as emissões de CO₂, além de objetivar alcançar uma representação de energias renováveis na ordem de 32% da energia total produzida. Assim, não podemos deixar de dar atenção às alterações na matriz energética europeia, que se torna cada vez mais “limpa”.

Figura 2 - Fontes de geração de Energia.



Fonte: EU energy in figures - Statistical pocketbook 2018

Podemos verificar em [Energy \(2018\)](#), representado na Tabela 1, com dados de 2016, a produção, o consumo e a dependência de importação energéticas dos países que serão avaliados nesta pesquisa. A produção primária ocorre quando as fontes naturais são exploradas, por exemplo: minas de carvão, campos de petróleo bruto, usinas hidrelétricas. A transformação da energia de uma forma para outra não está incluída na produção primária. A importação líquida é calculada pela diferença entre importação e exportação energética. O consumo interno bruto representa a quantidade de energia necessária para satisfazer todo consumo interno. A dependência de importação energética representa o quanto um país depende das importações para satisfazer suas necessidades. Países como

Inglaterra, França, Holanda e Finlândia apresentam uma dependência à importação de energia abaixo de 50%. Já Bélgica, Espanha, Portugal e Itália dependem em mais de 70% de importação energética. Observamos que a Inglaterra possui a menor importação líquida relativa e uma elevada produção primária.

Tabela 1 - Fontes de produção energéticas

	Produção Primária	Importação Líquida	Consumo Interno Bruto	Dependência de Importação
Bélgica	16,24	48,72	57,45	76,0%
Alemanha	119,55	203,21	317,27	63,5%
França	131,43	117,76	248,75	47,1%
Holanda	50,91	41,58	78,53	45,8%
Finlândia	17,85	15,80	34,62	45,3%
Espanha	34,15	93,23	122,18	71,9%
Portugal	6,19	17,57	23,26	73,5%
Itália	33,80	121,71	154,75	77,5%
Inglaterra	119,75	67,82	189,44	35,3%

Nota: Dados em milhões de toneladas de óleo equivalente (Mtoe).

A deliberação por investimento em geração de energia renovável e redução significativa na emissão de gases de efeito estufa é uma das prioridades da UE, acarretando um impacto significativo na indústria da eletricidade. Uma observação importante é que, na prática, a geração renovável ocorre sempre que há condições técnicas para tanto, ou seja, são gerações intermitentes que possuem dependência com condições climáticas, além de que, independem também do preço de mercado, podendo assim, a depender do volume de geração, causar fortes perturbações na dinâmica do preço. Segundo a Comissão Europeia, aproximadamente 23,5% da eletricidade produzida na UE é proveniente de alguma fonte de energia renovável, e o objetivo é que, até 2030, esse valor seja de aproximadamente 30%.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Os modelos para apreçamento de energia elétrica, a partir do aumento da desregulamentação dos mercados, passam a ser mais demandados pelos agentes devido à necessidade de maior gerenciamento dos riscos envolvidos nas transações. Inúmeras classes de modelos têm sido propostas na literatura para modelar a dinâmica dos preços da eletricidade, como por exemplo: modelos de cointegração, modelos estocásticos, modelos de reversão à média, como podemos constatar em [Benth e Koekebakker \(2008\)](#) e [Knittel e Roberts \(2005\)](#). Podemos notar estudos que investigam o impacto dos derivativos nos mercados de eletricidade, como em [Netz \(1995\)](#) e [Kalantzis e Milonas \(2013\)](#) que constata a diminuição da volatilidade no mercado spot de energia elétrica com a introdução de contratos futuros. O objetivo de nosso estudo é a dinâmica da volatilidade dos preços da energia elétrica e suas inter-relações na UE, buscando compreender um pouco mais sobre o impacto dos contágios ocorridos ao longo do tempo.

Para que possamos avaliar os contágios de volatilidade entre determinados mercados, existe uma classe especial de modelos denominados modelos multivariados GARCH (MGARCH). A evolução dessa classe de modelos segue o seminal trabalho de [Engle \(1982\)](#), com o modelo *Autoregressive Conditional Heterocedasticity* ARCH. [Bollerslev \(1986\)](#) estende o modelo para o *Generalized Autorregressive Conditional Heterocedasticity* GARCH, que inclui o efeito da variância em um período anterior; seguiram-se vários modelos e extensões que são considerados como modelos da “família” GARCH. Essa classe de modelos univariados evoluiu para uma classe especial de modelos denominados *Multivariate Autorregressive Conditional Heterocedasticity* MGARCH.

O primeiro modelo multivariado foi proposto por [Engle, Granger e Kraft \(1984\)](#) em uma formulação diagonal. Posteriormente, foi preconizado o modelo BEKK por [Engle e Kroner \(1995\)](#) que, hoje, possui algumas extensões, mas, devido ao elevado número de parâmetros, há dificuldades em sua estimação. O modelo de *Constant Conditional Correlation* CCC-MGARCH foi introduzido por [Bollerslev et al. \(1990\)](#) e hoje possui algumas extensões, como os modelos de *Dynamic Conditional Correlation* (DCC-MGARCH) introduzidos por [Tse e Tsui \(2002\)](#) e por [Engle \(2002\)](#). Na academia, já está consolidada a utilização de tais modelos para analisar correlações entre diversos ativos financeiros. Podemos utilizá-los para investigar o impacto dos contágios ao longo do tempo, a intensidade e por quanto tempo os choques em um mercado poderão ser verificados em outros mercados ou até mesmo como as correlações entre determinados mercados podem ser modificadas com o passar do tempo.

Dentre os estudos que analisam, através de modelos MGARCH, o mercado de energia elétrica, podemos mencionar [Worthington, Kay-Spratley e Higgs \(2005\)](#). Os autores utilizam o modelo BEKK para analisar preços spot de energia elétrica em cinco mercados

da Austrália durante o período de 1998 à 2001. Foi reconhecido que, embora os mercados ainda não fossem completamente integrados, os resultados indicaram a presença de transmissão de volatilidade e que os choques observados persistiram ao longo do período analisado em todos os mercados. Em outra análise, com preços spot “day-ahead” de energia elétrica, durante o período de 1999 à 2007, entre 5 mercados australianos, [Higgs \(2009\)](#) utiliza os modelos CCC-MGARCH e DCCs-MGARCH, constatando contágios pela média condicional e transmissões de volatilidade positivas entre os mercados. Quando os mercados são mais conectados, segundo o estudo, os contágios são maiores. [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#) examinam as relações de preço e volatilidade entre os mercados spot de energia alemão, francês, belga, holandês e nordpoll, através de dados diários “day-ahead” de 2009 à 2012, utilizando um VAR para a relação entre mercados e modelos CCC-MGARCH e DCC-MGARCH, para a análise da transmissão de volatilidade. Os resultados obtidos indicam que todos os mercados são integrados, com a integração mais acentuada na região Centro-Oeste. Os contágios são evidenciados por meio do VAR, quanto alterações em um mercado afetam os outros, e também através da correlação condicional. [Abrokwah \(2018\)](#), através de modelos CCC-MGARCH, DCC-MGARCH e BEKK, examina os contágios de volatilidade no mercado de energia “day-ahead” entre quatro mercados “hubs” dos Estados Unidos, com dados compreendidos entre 2010 e 2013. Constatou através do modelo de correlação condicional a presença acentuada de contágios entre os mercados mais conectados; apenas um dos mercados apresenta baixa correlação relacionada a uma menor interligação.

Em uma análise relacionada com os mercados de carbono, que também fazem parte do contexto energético, [Chemarin, Heinen e Strobl \(2008\)](#) examinam, através dos modelos BEKK, CCC-MGARCH e DCC-MGARCH, a interação entre o mercado de energia elétrica e o mercado de carbono na França, entre o período de 2005 a 2006. Apesar das limitações da pesquisa, concluem que, no curto prazo, não foram encontradas relações significantes entre os mercados. Há evidências empíricas em [Chevallier \(2012\)](#) que, também usando os modelos BEKK, CCC-MGARCH e DCC-MGARCH, avalia as correlações temporais entre petróleo, gás e CO₂, com dados diários de mercados europeus, durante o período de 2005 à 2008, identificando fortes conexões de transmissão de volatilidade em todos os mercados analisados.

Assim, o objetivo desta pesquisa é elaborar uma análise, utilizando uma estrutura semelhante àquela utilizada em [Higgs \(2009\)](#) e [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#). Entretanto, não utilizamos um VAR e procuraremos explorar um número maior de séries, uma vez que a Europa possui elevada inter-relação entre seus membros e tem investido na convergência de um mercado energético cada vez mais integrado. Buscamos avaliar, de maneira mais abrangente, os contágios na região da UE. Assim, a contribuição para a literatura estará associada ao emprego de um maior número de mercados. Consequentemente, buscaremos a compreensão de como ocorrem as inter-relações entre os mercados

energéticos analizados.

3 METODOLOGIA

Os modelos mais utilizados para a avaliação de correlações condicionais são o BEKK e o DCC-MGARCH. [Huang, Su e Li \(2010\)](#) fazem um diagnóstico empírico entre tais modelos, concluindo que o modelo BEKK pode explicar melhor as informações ocultas nos dados históricos e o modelo DCC possui a vantagem de uma melhor previsão por ser mais parcimonioso. Reforçam que, ao modelar, o ideal é equilibrar a flexibilidade e a parcimonia. Assim, diante das dificuldades do modelo BEKK, utilizamos em nossa pesquisa o modelo DCC-MGARCH, proposto por [Engle \(2002\)](#). Nos trabalhos de [Higgs \(2009\)](#) e de [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#) são utilizadas “dummy’s” para captar sazonalidades entre dias da semana e finais de semana. Outros trabalhos verificam a existência de diferentes períodos de volatilidade, como [Hadsell, Marathe e Shawky \(2004\)](#) que, através de um modelo *Threshold ARCH*, pesquisa sazonalidades mensais em mercados de energia dos Estados Unidos. Nesta pesquisa, buscamos avaliar, no mercado de eletricidade europeu, as sazonalidades ocorridas durante as estações do ano, seguindo os passos demonstrados neste capítulo.

Primeiramente, as séries de retorno do ativo i é calculado por

$$y_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad (1)$$

A especificação univariada, calculada para cada série, pode ser especificada como

$$\Phi(L)(y_{it} - \mu_{it}) = \Theta(L)\epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

onde L é o operador lag dos polinômios auto regressivo (AR) $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ e média móvel (MA) $\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$. Assim p e q denotam as ordens dos respectivos $\Phi(L)$ e $\Theta(L)$. A definição de μ_t é dada por

$$\mu_{it} = \mu_i + \sum_{i=1}^3 \delta_i x_{it} \quad (3)$$

acrescentamos um vetor exógeno com x variáveis que representam as estações do ano, primavera ($i = P$), verão ($i = V$), outono ($i = O$) e inverno ($i = I$), introduzidas com o objetivo de captar as alterações relativas às variações ocorridas durante as estações. δ_i corresponde ao coeficiente das estações. Assim, temos que $\mu_{it} = E(y_{it}|x_{it})$ é a média condicional de y_{it} , dadas informações em x_{it} .

O termo da inovação é representado pelas equações

$$\epsilon_{it} = \sigma_{it}\nu_{it} \quad \nu_{it} \sim SStd(0, 1) \quad (4)$$

onde ν_{it} é uma sequência independente e identicamente distribuída, conforme uma distribuição skew-student, SStd, (0,1) e σ_{it} é a volatilidade que será representada por uma das equações dos modelos GARCH de [Bollerslev \(1986\)](#) (Equação 5), EGARCH de [Nelson \(1991\)](#) (Equação 6) ou APARCH de [Ding, Granger e Engle \(1993\)](#) (Equação 7), definidas como

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \sum_{i=1}^q \alpha_{it} \epsilon_{it-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

$$\ln \sigma_{it}^2 = \omega_i + \sum_{j=1}^q (\alpha_{ij} \epsilon_{it-1} + \gamma_{ij} (|\epsilon_{it-1}|) - E(|\epsilon_{it-1}|)) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{it-1}^2 \quad (6)$$

$$\sigma_{it}^{\frac{\delta}{2}} = \omega_i + \sum_{i=1}^q \alpha_{ij} (|\epsilon_{it-i}| - \gamma_i \epsilon_{it-i})^{\delta} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{it-1}^{\frac{\delta}{2}} \quad (7)$$

[Fernández e Steel \(1998\)](#) propuseram uma abordagem bastante geral que permite a introdução de assimetria em qualquer distribuição contínua unimodal e simétrica. Dado o coeficiente de assimetria ξ , a função de densidade de probabilidade da variável aleatória ν variável é dada por

$$f(\nu|\xi) = \frac{2}{\xi + \xi^{-1}} [f(\xi\nu)H(-\nu) + f(\xi^{-1}\nu)H(\nu)] \quad (8)$$

onde $\xi \in \mathfrak{R}^+$ descreve o grau de assimetria. $H(\nu) = (1 + \text{sign}(\nu))/2$ é a função de densidade. A média μ_{ξ} e a variância σ_{ξ}^2 dependem de ξ e podem ser obtidas através das equações

$$\mu_{\xi} = M_1(\xi - \frac{1}{\xi}) \quad (9)$$

$$\sigma_{\xi}^2 = (M_2 - M_1^2)(\xi^2 + \frac{1}{\xi^2}) + 2M_1^2 - M_2 \quad (10)$$

$$M_r = 2 \int_0^\infty x^r f(x) dx \quad (11)$$

onde M_r é o r -th momento absoluto positivo da função $f(x)$; note que se $M_2 = 1$, temos uma distribuição padronizada que formalmente pode ser dada por

$$f(x) = \frac{\Gamma(\frac{\lambda+1}{2})}{\Gamma(\frac{\lambda}{2})\sqrt{\beta\lambda\pi}} \left(\frac{1+(x-\alpha)^2}{\lambda\beta} \right)^{\frac{1-\lambda}{2}} \quad (12)$$

onde α , β e λ são respectivamente a média, o fator de escala e a forma, Γ é a função Gama.

3.1 DCC-MGARCH

A maneira mais tradicional de mensurar a associação entre duas variáveis talvez seja a correlação. Engle (2002) chama a atenção para os problemas gerados pela inconstância da correlação ao longo do tempo, preconizando o modelo de Correlação Condicional Dinâmica como forma de estimar a correlação condicional em cada período de tempo, em vez de uma correlação estática. A implementação do modelo DCC é executada em duas etapas: primeiramente, são selecionadas as volatilidades univariadas de cada série temporal, conforme apresentado anteriormente. Em sequência, estima-se as correlações condicionais. A matriz de covariância condicional $n \times n$, H_t que é definida como

$$H_t = D_t R_t D_t = \rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}} \quad (13)$$

R_t é a matriz de correlação condicional com variação temporal, deve ser inversível e positiva definida e $D_t = \text{diag}(\sigma_{11t}, \dots, \sigma_{nnt})$ é uma matriz diagonal, onde os elementos são os desvios padrão condicionais obtidos conforme as Equações 5, 6 ou 7.

Para que a matriz R_t seja inversível e definida positiva, uma matriz de aproximação $\mathcal{Q}_t$ pode ser modelada como

$$\mathcal{Q}_t = (1 - a - b) \overline{\mathcal{Q}} + a \nu_{t-1} \nu'_{t-1} + b \mathcal{Q}_{t-1} \quad (14)$$

onde a e b devem ser não negativos de forma que $a + b < 1$ para que a estacionaridade seja assim garantida, e $\overline{\mathcal{Q}}$ é a matriz incondicional de erros padronizados de ν_t .

Para isso a matriz de correlação é

$$R_t = \text{diag}(\mathcal{Q}_t)^{-1/2} \mathcal{Q}_t \text{diag}(\mathcal{Q}_t)^{-1/2} \quad (15)$$

Tanto o modelo DCC-MGARCH, como os modelos univariados, são estimados pela estimativa de máxima verossimilhança, cuja função é composta por

$$LL = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T (n \ln(2\pi) + 2 \ln|D_t| + \ln|R_t| + \nu_t R_t^{-1} \nu_t) \quad (16)$$

$$LL = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T (n \ln(2\pi) + 2 \ln|D_t| + \epsilon_t D_t D_t^{-1} \epsilon_t^{-1}) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T (\nu_t' \nu_t + \ln|R_t| + \nu_t' R_t^{-1} \nu_t) \quad (17)$$

$$LL = LL_V(\eta_1) + LL_R(\eta_1, \eta_2) \quad (18)$$

onde $LL_V(\eta_1)$ é o componente de volatilidade composto pelos parâmetros η_1 , referente à primeira parcela do lado direito da Equação 17. $LL_R(\eta_1, \eta_2)$ é o componente de correlação estimada pelos parâmetros η_1 e η_2 , que são expressos na segunda parcela do lado direito da Equação 17.

4 DADOS

Utilizamos, nesta pesquisa, nove mercados de eletricidade europeus, sendo eles Bélgica (EPEX SPOT), Alemanha (EPEX SPOT), França (EPEX SPOT), Holanda (APX SPOT), Finlândia (Nord pool), Espanha (OMIE), Portugal (OMIE), Itália (GME) e Inglaterra (PXE SPOT). As informações consistem em dados diários de preços spot “day-ahead” compreendidos entre 12 de janeiro de 2010 até 30 de julho de 2018, compondo um total de 2230 dias. As informações foram obtidas através da plataforma Bloomberg e através da base de dados fornecida pela empresa Nord Pool. Cada contrato (base load) de energia se refere à carga de 1 MW durante cada hora para um determinado período de entrega e são liquidados aos preços do dia anterior à entrega.

Os preços da eletricidade na Europa são fixados diariamente às 12 horas para as vinte e quatro horas do dia seguinte, naquilo a que nos referimos como o mercado diário. A determinação do preço e do volume é obtida pelo ponto de encontro entre as curvas de oferta, mais relacionada com a eficiência das plantas de produção, e de demanda, mais relacionada com as necessidades humanas. O gerenciamento das capacidades produtivas e alocativas pode influenciar os preços; assim, de acordo com o Regulamento 2015/1222 da UE, foi estabelecido um controle efetuado através de um algoritmo utilizado nos mercados energéticos da UE. Devemos considerar, conforme destacado por [Haldrup e Nielsen \(2006\)](#), que as restrições de transmissão entre as regiões interligadas podem impactar fortemente a dinâmica dos preços spot, uma vez que a energia deve ser produzida o quanto necessário e não pode ser armazenada em grande escala.

Existem inúmeros grupos especializados no mercado energético; falamos aqui um pouco sobre os grupos selecionados para nossa pesquisa. O grupo EEX é especializado no mercado de produtos energéticos e de commodities em todo o mundo, ofertando, entre seus produtos, contratos de energia, metais, produtos agrícolas, entre outros. EEX é um grupo dividido em diversas filiais de negociação como a European Energy Exchange (EEX), EEX Asia, EPEX SPOT, Powernext, Power Exchange Central Europe (PXE), Nodal Exchange, bem como, o provedor de registro de sistemas de energia limpa (ECC). O grupo APX opera os mercados de energia da Holanda, Inglaterra e Bélgica. Desde 2015, o EPEX passou a ser proprietária do grupo APX. Durante o ano de 2018, EPEX SPOT e suas filiais negociaram um volume de 567 TWh. A Nord Pool é um dos principais mercados de energia da Europa e oferece serviços comerciais, de compensação, de liquidação associados aos mercados diurnos e *intraday* em nove países europeus. Durante 2017, um total de 512 TWh foram negociados pelo grupo Nord pool. OMI-POLO ESPANHOL (OMIE) gere os mercados da Península Ibérica, representando aproximadamente 80% dos mercados da Espanha e de Portugal, em valor transacional. Em 2018, OMIE negociou aproximadamente 278 TWh. GME foi criado pela Gestore dei Servizi Energetici (GSE S.p.A.), uma empresa

pertencente ao Ministério da Economia e Finanças italiano. Opera mercados de energia, gás e meio ambiente, com transações que, em 2018, atingiram aproximadamente 295 TWh.

Para que possamos compreender, de maneira mais eficiente, as séries analisadas nesta pesquisa, apresentamos as estatísticas descritivas dos preços e dos retornos de cada mercado.

Tabela 2 - Estatística descritiva dos preços

	Bélgica	Alemanha	França	Holanda	Finlândia	Espanha	Portugal	Itália	Inglaterra
Média	46,49	39,80	44,54	52,22	41,85	46,90	46,96	60,33	44,86
DP	13,48	11,29	15,24	11,45	16,57	12,64	12,74	13,86	7,24
Máximo	207,92	101,92	367,60	129,94	505,68	91,89	91,91	136,67	123,61
Mínimo	8,62	0,01	7,10	18,81	7,38	0,01	0,01	24,99	27,93
Skew	2,27	0,16	4,92	0,48	10,90	-0,78	-0,82	0,42	1,54
Curtose	18,40	0,90	91,80	2,11	277,11	1,99	1,96	0,77	10,22
JB	33500 (0,00)	88 (0,00)	7940 (0,00)	503 (0,00)	7200 (0,00)	603 (0,00)	617 (0,00)	123 (0,00)	2470 (0,00)
Q(10)	5850 (0,00)	6880 (0,00)	6540 (0,00)	1120 (0,00)	5940 (0,00)	9450 (0,00)	1020 (0,00)	1340 (0,00)	1130 (0,00)
ARCH(10)	674 (0,00)	1450 (0,00)	335 (0,00)	152 (0,00)	110 (0,00)	1610 (0,00)	1660 (0,00)	1680 (0,00)	1290 (0,00)
ADF	-6.55 (0,01)	-5.87 (0,01)	-6.73 (0,01)	-5.08 (0,01)	-16,5 (0,01)	-6,1 (0,01)	-5,88 (0,01)	-4.78 (0,01)	-4.17 (0,01)

Notas: JB significa teste de Jarque-Bera. Q (10) denota estatísticas de Ljung-Box com 10 defasagens para os retornos. ARCH é o teste LM-ARCH com 10 defasagens e ADF representa o teste Dickey-Fuller. Entre parênteses apresentam-se os p-valores.

Tabela 3 - Estatística descritiva dos retornos.

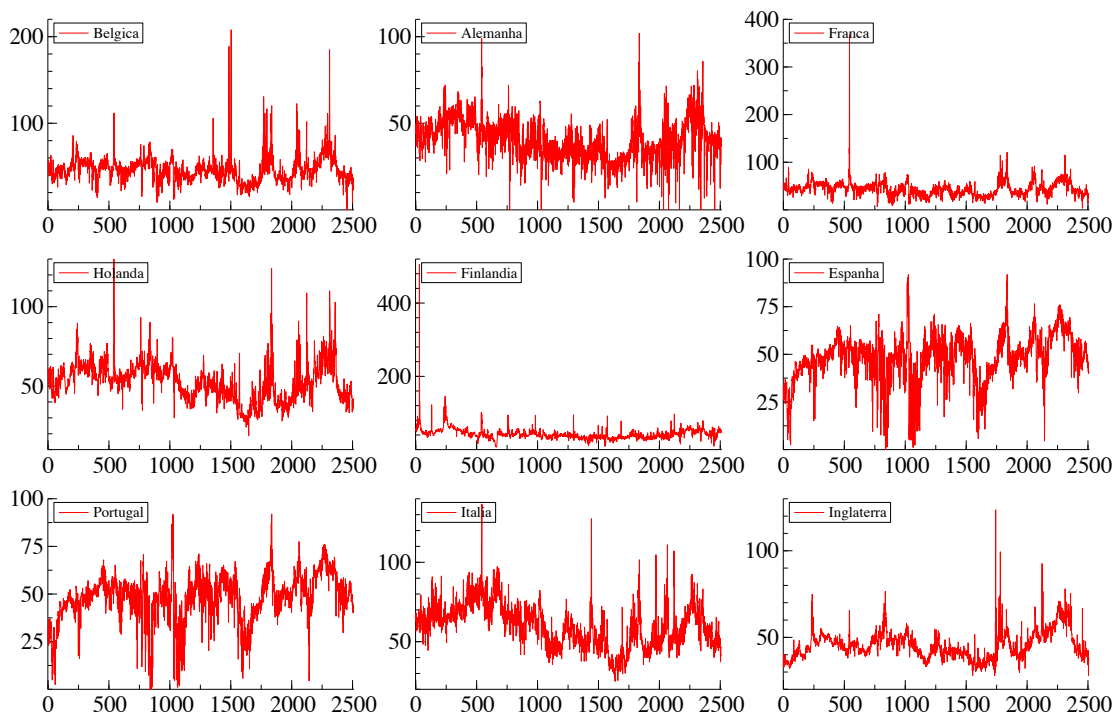
	Bélgica	Alemanha	França	Holanda	Finlândia	Espanha	Portugal	Itália	Inglaterra
Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
DP	0,215	0,589	0,228	0,110	0,163	0,329	0,351	0,114	0,077
Máximo	1,744	8,292	1,360	0,669	1,788	3,433	5,005	0,617	0,871
Mínimo	-1,502	-8,225	-1,596	-0,655	-1,236	-4,805	-4,597	-0,544	-1,277
Skew	0,247	0,446	0,176	0,162	0,874	-0,662	-0,090	0,216	-0,541
Curtose	9,916	144,472	5,781	6,069	15,933	43,277	54,713	2,470	51,512
JB	8067 (0,000)	5968 (0,000)	1940 (0,000)	3443 (0,000)	23933 (0,000)	17460 (0,000)	27880 (0,000)	587 (0,000)	2472 (0,000)
Q(10)	1397 (0,000)	492,201 (0,000)	340 (0,000)	180,90 (0,000)	164,24 (0,000)	246,83 (0,000)	280,49 (0,000)	515,86 (0,000)	325,45 (0,000)
ARCH(10)	474,6 (0,000)	959,03 (0,000)	356 (0,000)	244,76 (0,000)	177,91 (0,000)	518,52 (0,000)	568,60 (0,000)	247,40 (0,000)	325,452 (0,000)
ADF	-18,477 (0,01)	-21,977 (0,01)	-20,029 (0,01)	-17,632 (0,01)	-16,514 (0,01)	-19,373 (0,01)	-17,642 (0,01)	-17,975 (0,01)	-17,475 (0,01)

Notas: JB significa teste de Jarque-Bera. Q (10) denota estatísticas de Ljung-Box com 10 defasagens para os retornos. ARCH é o teste LM-ARCH com 10 defasagens e ADF representa o teste Dickey-Fuller. Entre parênteses apresentam-se os p-valores.

Destacamos que, na Tabela 2, os preços spot “day-ahead” dos mercados estão em €/MWh, com exceção da Inglaterra cujos preços são apresentados em £/MWh. Os preços

observados entre os mercados analisados variam de €0,01/MWh até €505,68/MWh. Evidenciamos os preços mais elevados na Finlândia, seguido da França e os preços mais baixos na Alemanha, Espanha e Portugal. Verificamos que alguns preços médios são muito próximos, como no caso da Espanha (€46,90/MWh), Portugal (€44,96/MWh) e Bélgica (€46,49/MWh). Na Itália, observamos a maior média de preços, €60,33/MWh, e na Alemanha, a menor média, €39,80/MWh. A Figura 3 ilustra os gráficos das séries de preços relativos aos mercados analisados, favorecendo a visualização dos “*spikes*”, frequentes neste tipo de mercado.

Figura 3 - Séries de preços.



Fonte: autor

Examinando os retornos, conforme apresentado em Tabela 3, podemos destacar que, considerando até a casa milésima, todas as médias dos mercados analisados são zero. Observamos que a diferença entre os retornos máximos e os retornos mínimos é elevada, destacando a série alemã, que acarreta, dessa forma, alta volatilidade. A maioria dos mercados apresenta assimetria positiva, com exceção dos mercados espanhol, português e inglês, com assimetria negativa. As curtoses, que informam o quão provável é a ocorrência de valores distantes da porção central da distribuição, guardando assim relação com os pesos das caudas, são todas elevadas, com exceção da série italiana. O teste Jarque-Bera de [Jarque e Bera \(1980\)](#) rejeita a hipótese nula de normalidade para todas as séries, ou seja, os mercados não possuem distribuição aproximadamente normal. A estatística Ljung-Box de [Ljung e Box \(1978\)](#), com 10 defasagens, rejeita a hipótese nula de que

não há autocorrelação nas séries avaliadas. O teste LM-ARCH rejeita a hipótese nula de que não há efeito heterocedástico (ARCH) em todos os mercados analisados. Já o teste Dickey-Fuller de [Dickey e Fuller \(1979\)](#) rejeita a hipótese nula de não estacionariedade para todos os casos, ou seja, todas as séries de retorno analisadas são estacionárias, esses fatos também foram observados em [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#).

Uma situação importante, que não devemos deixar de reportar, é que um aumento substancial na produção de energia renovável produz alguns efeitos distorsivos nos preços. Conforme destaca a Comissão Europeia, quem produz energia renovável recebe uma tarifa fixa por unidade de eletricidade gerada e tem obrigação de manter o fluxo de energia para a rede por um determinado período de tempo. Além de que, alguns países, como a Alemanha, possuem leis que priorizam o uso de energia renovável frente a outras fontes não renováveis, fato que, a depender do nível de produção energética renovável gerada, pode causar preços negativos. Essa situação surge devido à dificuldade em alterar instantaneamente a produção em plantas industriais. Segundo [Brijs et al. \(2015\)](#), preços negativos são resultados de uma discrepância entre a disponibilidade e a necessidade energética em um determinado período, além da inflexibilidade do sistema. Em seu trabalho, concluem que os preços negativos são substancialmente induzidos pela expectativa de produção de energia renovável em períodos de baixa carga, além de que, erros de previsão de cargas e geração de energia renovável geram desequilíbrios que podem resultar em preços negativos. Do ponto de vista estatístico, [Genoese, Genoese e Wietschel \(2010\)](#) analisam o mercado de energia alemão no período de 2008 à 2009, e, apesar da limitação da pesquisa, concluem que o fator mais influente para o desequilíbrio é a geração eólica (energia renovável), assim, uma grande formação de ventos e um baixo consumo já são capazes de gerar preços negativos no mercado alemão.

Tabela 4 - Preços negativos.

	25/12/09	24/12/12	25/12/12	28/03/13	23/12/13	27/10/17	25/12/17	30/04/18
Alemanha	-35,57	-56,87	- 45,77		-6,28	-9,30	-4,59	-5,70
Espanha				zero				
Portugal				zero				

Nota: Valores em €/MWh.

Em nosso estudo, verificamos picos de preços negativos e preços zero, conforme Tabela 4, nos mercados da Alemanha (EPEX SPOT), da Espanha (OMIE SPOT) e de Portugal (OMIE SPOT). Nesses casos, como são eventos espúrios e devido à impossibilidade de modelar a correlação através do DCC-MGARCH com estes valores, decidimos arbitrá-los em €0,01 MW/h. A maior diferença ficou com a série da Alemanha, já para as séries de Portugal e Espanha, as alterações foram quase insignificantes.

Conforme Tabela 2, podemos verificar alguns “picos” de preços muito elevados, como, por exemplo, no dia 08/02/2012, a série francesa apresenta o preço de €367,60

MW/h. Segundo o relatório de energia [Energiewende](#) (2015) é um dos maiores picos de consumo francês registrados, ocorrido durante um rigoroso inverno e culminando com o dia mais frio do ano em questão. Segundo o relatório, no ano de 2012, iniciou-se o desligamento de algumas usinas nucleares na Bélgica e houve grande produção de energia renovável na Alemanha. A Finlândia apresenta o mais elevado “pico” de preço de nosso estudo, atingindo o €505,68 MW/h em 22/02/2010. Segundo o relatório [Regulators](#) (2011), durante este período, as temperaturas foram muito mais baixas do que as médias para a época. O “spike” foi motivado pelo aumento excessivo no consumo de energia, problemas técnicos nas redes de transmissão energética, além de uma redução da produção de energia nuclear Suíça.

5 RESULTADOS

Inicialmente, selecionamos modelos univariados ARMA (p,q) “família GARCH” (1,1) para cada série temporal, seguindo a estratégia: (i) inspecionamos as estatísticas básicas das séries temporais; (ii) para identificar a ordem dos valores p e q , inspecionamos a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP) para inúmeras ordens; (iii) estimamos os parâmetros, com os modelos apresentados e os selecionamos, de acordo com os critérios de [Schwarz et al. \(1978\)](#) *Bayesian Information Criteria* (BIC) e [Akaike \(1974\)](#) *Akaike Information Criteria* (AIC), conforme apresentado em Tabela 9 no Anexo. Para os modelos de volatilidade adotamos a ordem (1,1), por ser um fato usual na literatura.

Podemos observar os resultados dos parâmetros estimados dos modelos selecionados e o DCC-MGARCH para todos os mercados pesquisados conforme Tabela 5. Na primeira parte da estimação, os parâmetros auto regressivos ϕ_i são todos significativos ao nível de 95% para todas as ordens e para todos os mercados analisados, com exceção do ϕ_2 , no mercado da Finlândia. Observamos que, as diferenças até a 4ª ordem, com exceção dos mercados holandês e finlandês, são todos negativos. Para os mercados que possuem até a 5ª ordem, como nos casos da Bélgica, França e Finlândia, o sentido se altera, tanto nos casos positivos, como nos negativos. Quando consideramos as séries univariadas e levamos em consideração a conexão existente no mercado de energia europeu, faz sentido que aumentos no preço spot em €/MW/h gerem impactos negativos em datas futuras, uma vez que há possibilidade de buscar mercados com preços menores. Essa questão da conectividade já é observada em trabalhos como os de [Worthington, Kay-Spratley e Higgs \(2005\)](#) e [Higgs \(2009\)](#). Nos coeficientes da média móvel θ_i , todos os parâmetros, com a exceção do θ_1 do mercado francês, são extremamente significativos.

As sazonalidades analisadas podem refletir em elevação ou redução nas médias. Verificamos que durante a primavera, μ_P são significativas ao nível de 95% para os mercados belga, alemão, espanhol e português. Para os mercados francês, holandês, italiano e inglês, os coeficientes não são significativos. Dos coeficientes significativos, verificamos que são todos negativos, com a exceção da Alemanha (zero), além disso são todos muito baixos, sendo o maior decréscimo observado na série portuguesa (-0,004). Podemos destacar que, no mercado alemão, há pequenos aumentos médios nas estações do verão 0,1% e do outono 0,3%; já no inverno, há uma redução de 0,3%, assim como, no mercado holandês, há também redução de 0,3% no inverno. A média aumenta no verão finlandês em 0,4%, com uma significância de 93%. Na Espanha, há uma redução na média de 0,1% no inverno. Nas demais séries, as estações não são significativas ou não surtem efeito até a casa milesimal após a vírgula. [Solibakke \(2002\)](#), em uma avaliação do mercado de energia Nord Pool, encontra picos de volatilidade no inverno e no verão. Destaca que, como as

Tabela 5 - Resultados da estimação DCC-MGARCH.

	Bélgica	Alemanha	França	Holanda	Finlândia	Espanha	Portugal	Itália	Inglaterra	DCC
μ_P	-0,002* (0,004)	0,000* (0,000)	-0,002 (0,423)	0,001 (0,366)	-0,001 (0,152)	-0,002* (0,000)	-0,004* (0,000)	0,000 (0,666)	0,000 (0,622)	
ϕ_1	-0,442* (0,000)	0,959* (0,000)	-0,466* (0,000)	0,477* (0,000)	0,666* (0,000)	-1,611* (0,000)	-0,709* (0,000)	-0,749* (0,000)	-0,576* (0,000)	
ϕ_2	-0,319* (0,000)		-0,351* (0,000)		0,020 (0,333)	-0,991* (0,000)	-0,364* (0,000)	-0,516* (0,000)		
ϕ_3	-0,280* (0,000)		-0,296* (0,000)		0,073* (0,002)		-0,240* (0,000)	-0,386* (0,000)		
ϕ_4	-0,266* (0,000)		-0,282* (0,000)		0,051* (0,026)		-0,197* (0,000)	-0,277* (0,000)		
ϕ_5	0,241* (0,000)		0,269* (0,000)		0,059* (0,004)					
θ_1		-1,586* (0,000)	0,086 (0,166)	-0,813* (0,000)	-0,984* (0,000)	1,308* (0,000)	0,352* (0,000)	0,241* (0,000)	0,197* (0,000)	
θ_2		0,503* (0,000)	0,056* (0,000)			0,276* (0,000)	-0,044* (0,000)		-0,333* (0,000)	
θ_3		0,083* (0,000)				-0,681* (0,000)			-0,163* (0,000)	
θ_4						-0,260* (0,000)			-0,098* (0,000)	
θ_5						-0,020* (0,000)				
x_V	0,002 (0,390)	0,001* (0,000)	0,000 (0,947)	0,000 (0,677)	0,004* (0,007)	-0,001 (0,285)	0,000* (0,000)	0,000 (0,723)	0,000 (0,252)	
x_O	0,000* (0,009)	0,003* (0,000)	-0,002 (0,568)	0,000 (0,935)	0,000 (0,828)	0,000 (0,636)	0,001 (0,320)	0,001 (0,618)	0,000 (0,352)	
x_I	0,000 (0,857)	-0,003* (0,000)	-0,002* (0,511)	-0,002 (0,074)	0,000* (0,627)	-0,001* (0,000)	0,000 (0,842)	-0,001* (0,516)	0,000 (0,940)	
ω	-0,332* (0,000)	0,030 (0,390)	0,008* (0,035)	0,000* (0,008)	0,001* (0,006)	-0,207* (0,000)	-0,199* (0,000)	0,002* (0,001)	-0,266* (0,000)	
α_1	-0,092* (0,000)	0,227* (0,003)	0,286* (0,000)	0,156* (0,000)	0,315* (0,000)	-0,275* (0,000)	-0,290* (0,000)	0,234* (0,000)	0,041* (0,035)	
β_1	0,912* (0,000)	0,788* (0,000)	0,700* (0,000)	0,842* (0,000)	0,684* (0,000)	0,946* (0,000)	0,950* (0,000)	0,568* (0,000)	0,954* (0,000)	
γ_1	0,408* (0,000)	0,738* (0,000)	0,457* (0,000)			0,332* (0,000)	0,302* (0,000)		0,292* (0,000)	
δ		0,742* (0,000)	1,386* (0,000)							
a										0,027* (0,000)
b										0,959* (0,000)
df	3,720* (0,000)	3,159* (0,000)	3,787* (0,000)	3,231* (0,000)	3,665* (0,000)	3,876* (0,000)	4,236* (0,000)	5,954* (0,000)	4,383* (0,000)	4,953* (0,000)

Notas: μ_P representa a estação da primavera, x_V representa a estação do verão, x_I do inverno e x_O do outono. df indica os graus de liberdade da distribuição skew student. Para o DCC df indica os graus de liberdade para a distribuição multivariada. Entre parênteses estão os p-valores. (*) representa a significância a 95%.

curvas de oferta e de demanda energéticas são inelásticas, os mercados sofrem maiores oscilações relativas quando os preços são menores, ou seja, no verão. [Hadsell, Marathe e Shawky \(2004\)](#), analisando mercados de energia dos Estados Unidos, encontram que os coeficientes sazonais possuem maior magnitude nos meses do verão e do outono. [Higgs \(2009\)](#) verifica que as sazonalidades dos dias de semana são mais significativas que os fins de semana, detectando maior volatilidade e preços durante a semana no mercado de energia australiano.

Para a estimação da variância condicional, os modelos foram assim ajustados: o modelo GARCH para os mercados de eletricidade da Finlândia, da Itália e da Holanda, EGARCH para os mercados belga, espanhol, português e inglês e o modelo APARCH para o mercado francês e alemão. Os resultados são apresentados na Tabela 5, a maioria dos parâmetros estimados são significativos ao nível de 95%, com a exceção do ω do mercado alemão, que é significativo ao nível 61%. α_1 representa o efeito ARCH, ou seja, se positivo, um aumento no preço ontem pode causar um aumento no preço de hoje. Verificamos valores positivos para os mercados da Alemanha, França, Holanda, Finlândia, Itália e Inglaterra. Para os mercados da Bélgica, Espanha e Portugal o coeficiente é negativo. O coeficiente GARCH, representado por β_1 mensura o impacto da volatilidade passada nos preços. Evidenciamos que todos os mercados apresentam valores de β_1 elevados, sendo que o mais baixo é observado no mercado italiano (0,568) e o mais elevado é o do mercado inglês (0,954). Resultados semelhantes são apresentados em [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#).

Nas séries de preço spot de energia que foram estimadas pelos modelos GARCH, sejam elas a Holanda, Finlândia e a Itália, podemos medir o grau de persistência a choques pela soma dos coeficientes $\alpha_1 + \beta_1$. Dentre esses mercados, o menor grau de persistência é observado no mercado italiano com o valor de 0,803, já a Holanda (0,988) e a Finlândia (0,999) apresentam valores muito próximos de 1. Os mercados belga, espanhol, português e inglês, estimados com o modelo EGARCH, possuem, em todos os casos, a assimetria aos choques captadas pelo $\gamma \neq 0$; a presença do efeito “alavanca” que necessita de $\gamma < 0$, não é observada em nenhuma das séries analisadas pelo modelo. Os graus de persistência que são medidos pelos β_1 são elevados em todas as séries, ficando entre 0,912 (Bélgica) e 0,954 (Inglaterra). Para os mercados alemão e francês, que são estimados pelo modelo APARCH, podemos observar que nenhum dos mercados possui o processo de alavanca gerado por $\gamma < 0$. A persistência dos mercados é de 0,923 para a Alemanha e de 0,932 para a França. Todas as séries analisadas apresentam elevado grau de persistência, ou seja, a volatilidade de hoje depende da volatilidade do dia anterior, assim como constatado em trabalhos como [Solibakke \(2002\)](#) que encontra resultados semelhantes para o mercado nórdico e, em [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#) que também comprovam elevada persistência em alguns mercados europeus de energia.

Revelamos, conforme a Tabela 6, os valores estimados para os parâmetros da se-

gunda parte do modelo DCC-MGARCH, assumindo uma distribuição multivariada de erros gaussianos e calculados de acordo com as equações 16, 17 e 18. Podemos verificar a estacionaridade através da soma $(a + b) < 1$. Destacamos que a soma dos parâmetros a e b menores que um implica que a dinâmica de correlação condicional possui reversão à média. Os mesmos resultados também foram apresentados em [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#) para o mercado de energia da UE, e em [Higgs \(2009\)](#) para o mercado de energia australiano. Os parâmetros β_1 , com exceção das séries de mercados alemão, francês, finlandês e italiano são muito próximos da estimação DCC. Já para os coeficientes α_1 estimados, apenas o mercado de energia inglês apresenta proximidade com o DCC. A significância dos graus de liberdade da distribuição (df) implica a captura das caudas pesadas das séries. [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#) encontram parâmetros muito aproximados em uma análise, através de um DCC-MGARCH, entre mercados de energia da Bélgica, França, Holanda, Alemanha e Nordpool.

Tabela 6 - Parâmetros DCC-MGARCH

	a	b	df
Coefficiente	0,027*	0,959*	4,953*
p-valor	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Notas: df indica os graus de liberdade para a distribuição multivariada. Entre parênteses estão os p-valores. (*) representa a significância a 95%.

Apresentamos as volatilidades médias anualizadas através da Tabela 7; assim como esperado, todas são bastante elevadas. O mercado alemão possui a volatilidade média anualizada mais elevada, chegando a 440,36%. [Bierbrauer et al. \(2007\)](#), com dados de preço spot e futuros de energia, datando de 2000 à 2003, encontram volatilidade anualizada de 770% na EEX Alemã. [Ketterer \(2014\)](#) conclui em sua pesquisa que a geração intermitente de energia eólica não só diminui o preço da eletricidade na Alemanha, mas também aumenta sua volatilidade. As séries dos mercados espanhol e português apresentam volatilidades médias anualizadas que ultrapassam 300%. Os mercados da França (278,64%) e da Finlândia (226,99%) também apresentam volatilidades bastante elevadas. [Solibakke \(2002\)](#) apresenta, em seu trabalho, a volatilidade anualizada de até 266% no mercado Nórdico, calculada através de um modelo GARCH. A volatilidade mais baixa em nosso estudo é apresentada pela série inglesa, com 91,10%. O mercado de energia elétrica geralmente possui uma elevada volatilidade. Destacamos que, conforme já apresentado, a introdução de energia renovável e a inflexibilidade do sistema energético têm elevado impacto nos preços, e, conseqüentemente, na volatilidade. Casos como a Itália, Holanda e a Inglaterra, que possuem as menores volatilidades anualizadas, apresentam

o gás e derivados de petróleo como principais fontes geradoras de energia. [Bosco et al. \(2010\)](#) evidenciam uma dinâmica comum de longo prazo entre os preços da eletricidade e os preços do gás nos mercados como o APX (Holanda) e PXE (Inglaterra). [Fânzeres \(2015\)](#), em sua análise da dependência da UE do gás russo, destaca a existência de contratos de longo prazo de gás proveniente da Rússia. Também apresenta que países como a Inglaterra e a Holanda são produtores de gás e petróleo, além do fato de a Itália ser o maior exportador de gás da UE. Assim, tais fatos podem, de alguma maneira, afetar as volatilidades.

Tabela 7 - Volatilidade média anualizada.

Bélgica	Alemanha	França	Holanda	Finlândia	Espanha	Portugal	Itália	Inglaterra
ARMA(5,0)	ARMA(1,3)	ARMA(5,2)	ARMA(1,1)	ARMA(5,1)	ARMA(2,5)	ARMA(4,2)	ARMA (4,1)	ARMA(1,4)
EGARCH(1,1)	APARCH(1,1)	APARCH(1,1)	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	GARCH (1,1)	EGARCH(1,1)
SStd	SStd	SStd	SStd	SStd	SStd	SStd	SStd	SStd
259,54%	440,36%	278,64%	164,78%	226,99%	312,42%	307,20%	155,69%	91,10%

Notas: ARMA(p,q) + família “GARCH”(1,1) representa o modelo de cada série. SStd é a distribuição de probabilidade Skew Student.

As correlações médias são apresentadas na Tabela 8, e, para auxiliar na visualização dos movimentos dinâmicos das correlações, são apresentados os gráficos nas Figuras 3 e 4. Com relação ao mercado de eletricidade belga, durante o período amostrado, verificamos que apresenta elevada correlação com o mercado francês, em média 0,804, e baixa correlação com o mercado finlandês, em média 0,090. Com os mercados da Alemanha, 0,491, e da Holanda, 0,408; a Bélgica também apresenta elevada correlação média. Quando verificamos os gráficos, destacamos as semelhanças dinâmicas para as correlações da Bélgica com Espanha e Portugal; nesses casos, as correlações médias são muito próximas. A Alemanha possui maior correlação com a França, em média 0,521, e baixa correlação com a Finlândia, em média 0,122. Graficamente, podemos verificar que alguns “picos” de correlação se assemelham entre as correlações da Alemanha com a França e com a Holanda. Também, através dos gráficos, podemos verificar muita semelhança na dinâmica entre a série alemã com as séries espanhola e portuguesa. Com exceção do mercado de energia finlandês, o mercado francês possui, com todos os outros mercados, correlações médias elevadas (acima de 0,271) no período amostrado. Através dos gráficos, percebemos que a dinâmica de correlação francesa com a portuguesa e a espanhola são muito semelhantes. O mercado holandês possui correlações médias baixas com os mercados da Finlândia (0,073), da Espanha (0,054) e de Portugal (0,060). Podemos verificar em [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#) resultados bem próximos para os mercados de eletricidade da França, Bélgica e Alemanha.

O mercado de eletricidade finlandês possui baixas correlações médias com todos os mercados analisados, sendo que a média mais elevada é observada com o mercado inglês, 0,124, e a menor com o mercado espanhol, 0,03, que é a correlação média mais baixa

apresentada em nosso estudo. Espanha e Portugal apresentam a média de correlação mais elevada de nosso estudo, 0,93. A correlação, nesse caso, é tão elevada que a mínima observada no período analisado é de 0,745. Esses países também apresentam, de acordo com os gráficos, dinâmicas muito semelhantes com os mercados que são correlacionados. Verificamos que o mercado inglês possui baixas correlações médias com os mercados espanhol (0,072) e português (0,096). A maior correlação média da Inglaterra é com o mercado de energia da Bélgica, 0,367. De acordo com a Tabela 8 e com as Figuras 3 e 4, podemos verificar que a correlação máxima é apresentada entre os mercados espanhol e português, 0,984. Também destacamos que a correlação mínima apresentada em nosso estudo é dada pelos mercados da Finlândia e de Portugal, -0,612. O maior desvio padrão é verificado nas correlações da Bélgica e de Portugal, 0,130, e o menor, nas correlações dos mercados da Alemanha e da Finlândia, 0,078.

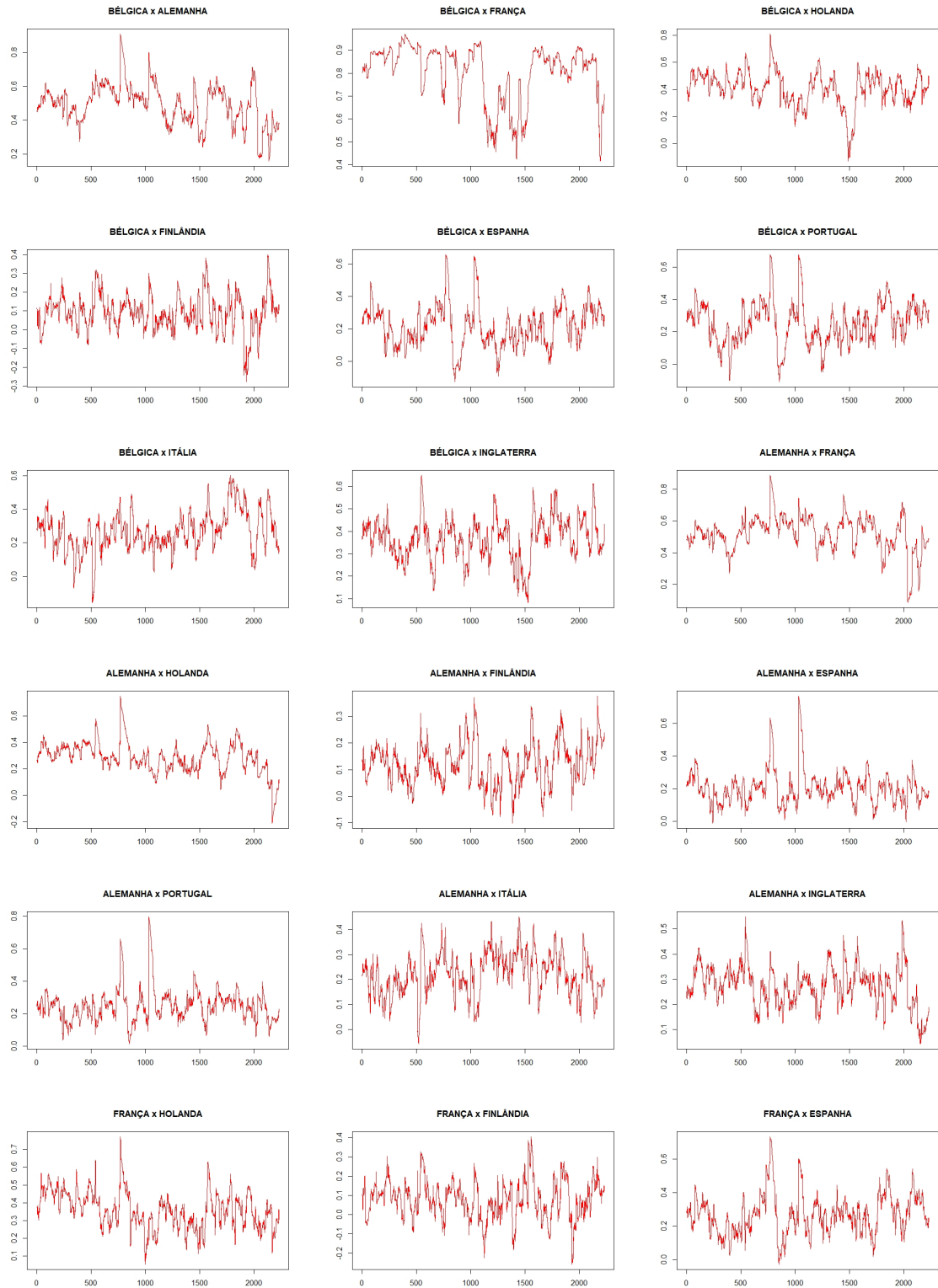
Verificamos uma forte correlação condicional positiva com contágios de volatilidade entre os mercados que são bem conectados, como já destacado em [Higgs \(2009\)](#) e [Worthington, Kay-Spratley e Higgs \(2005\)](#) para o mercado australiano de eletricidade e também em [Sotiriadis, Tsotsos e Kosmidou \(2016\)](#) no mercado da UE. Corroborando com os resultados encontrados, verificamos que, em [Menezes e Houllier \(2016\)](#), através de uma análise de cointegração efetuada no mercado de energia europeu, evidencia elevado grau de cointegração. No estudo, os mercados da França e Alemanha (EPEX) apresentam uma cointegração de 98,5%. A avaliação também apresenta uma cointegração de mais de 90% nos mercados da Bélgica, França, Holanda e Alemanha.

Tabela 8 - Correlações

Mercados	Média	DP	Máximo	Mínimo
Bélgica x Alemanha	0,491	0,118	0,908	0,160
Bélgica x França	0,804	0,122	0,971	0,417
Bélgica x Holanda	0,408	0,123	0,809	-0,127
Bélgica x Finlândia	0,090	0,096	0,399	-0,275
Bélgica x Espanha	0,218	0,128	0,657	-0,124
Bélgica x Portugal	0,252	0,130	0,677	-0,109
Bélgica x Italia	0,267	0,120	0,602	-0,155
Bélgica x Inglaterra	0,367	0,094	0,649	0,083
Alemanha x França	0,521	0,110	0,886	0,088
Alemanha x Holanda	0,286	0,117	0,752	-0,210
Alemanha x Finlândia	0,122	0,078	0,376	-0,100
Alemanha x Espanha	0,204	0,104	0,766	-0,009
Alemanha x Portugal	0,247	0,101	0,795	0,014
Alemanha x Italia	0,221	0,084	0,451	-0,057
Alemanha x Inglaterra	0,273	0,080	0,548	0,044
França x Holanda	0,358	0,102	0,770	0,054
França x Finlândia	0,079	0,100	0,404	-0,258
França x Espanha	0,271	0,120	0,734	-0,027
França x Portugal	0,308	0,123	0,756	-0,102
França x Italia	0,288	0,125	0,649	-0,119
França x Inglaterra	0,323	0,094	0,645	0,031
Holanda x Finlândia	0,073	0,115	0,623	-0,265
Holanda x Espanha	0,054	0,107	0,592	-0,268
Holanda x Portugal	0,060	0,101	0,596	-0,231
Holanda x Italia	0,148	0,105	0,447	-0,115
Holanda x Inglaterra	0,336	0,111	0,666	0,032
Finlândia x Espanha	0,003	0,093	0,324	-0,510
Finlândia x Portugal	0,007	0,101	0,346	-0,612
Finlândia x Italia	0,017	0,099	0,338	-0,265
Finlândia x Inglaterra	0,124	0,112	0,514	-0,280
Espanha x Portugal	0,930	0,041	0,984	0,745
Espanha x Italia	0,219	0,106	0,493	-0,136
Espanha x Inglaterra	0,072	0,102	0,432	-0,249
Portugal x Itália	0,261	0,110	0,551	-0,093
Portugal x Inglaterra	0,096	0,098	0,427	-0,166
Itália x Inglaterra	0,166	0,095	0,577	-0,129

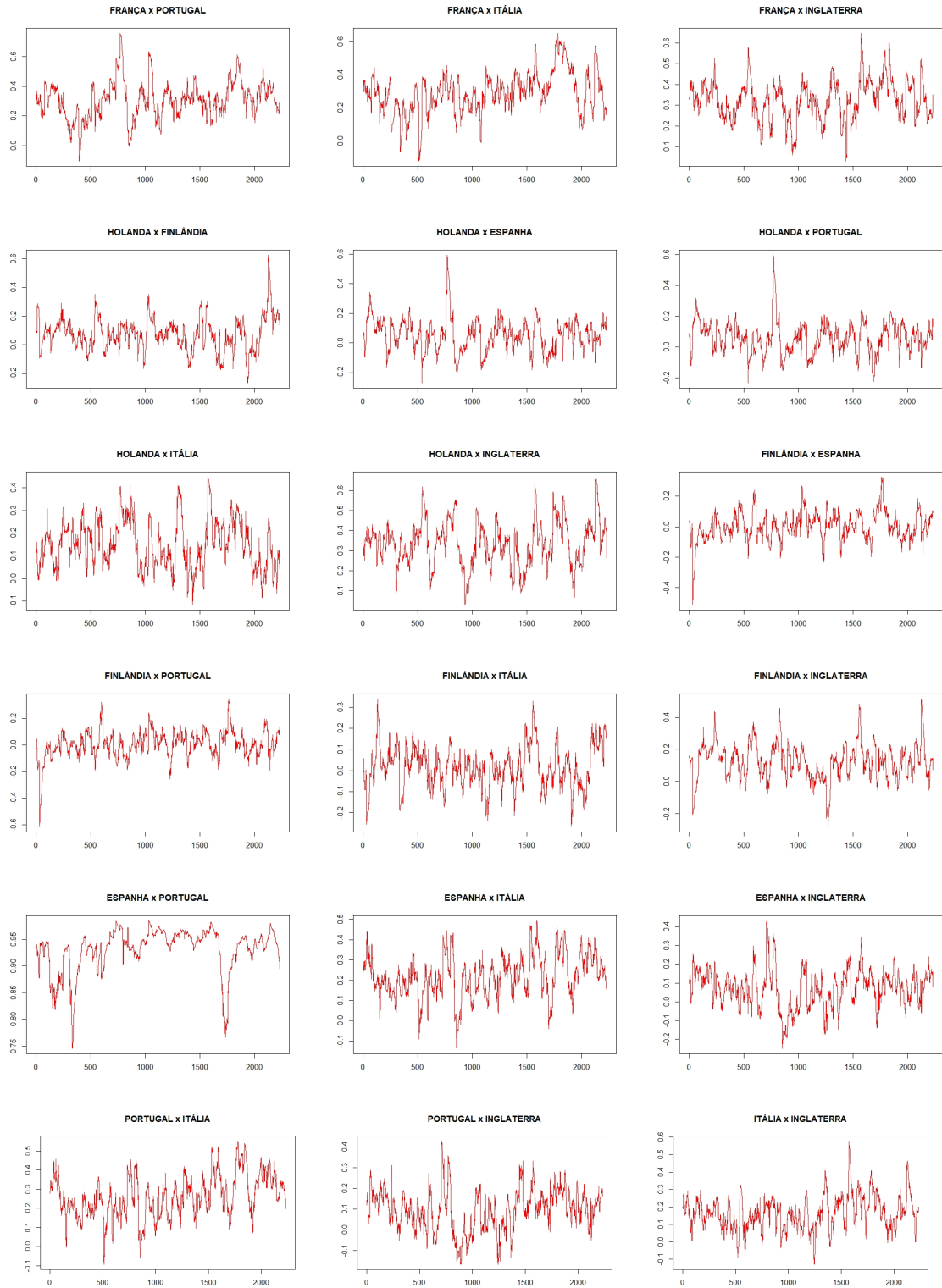
Nota: DP quer dizer desvio padrão.

Figura 4 - Correlações 1.



Fonte: autor

Figura 5 - Correlações 2.



Fonte: autor

CONCLUSÃO

Nesta dissertação, apresentamos a avaliação de nove mercados de eletricidade europeus, sejam eles, Bélgica (EPEX SPOT), Alemanha (EPEX SPOT), França (EPEX SPOT), Holanda (APX SPOT), Finlândia (Nord Pool), Espanha (OMIE), Portugal (OMIE), Itália (GME) e Inglaterra (PXE SPOT). Empregamos, na análise, o modelo DCC-MGARCH para investigar as correlações condicionais entre os mercados. Em um primeiro estágio, aplicamos três modelos para moldar as volatilidades de cada mercado, sejam eles, GARCH, EGARCH e APARCH, todos com distribuição de probabilidade SStd para acomodar as caudas pesadas observadas nas séries. A segunda parte é estimada assumindo uma distribuição de erros gaussianos.

Os propósitos da pesquisa são contribuir para a literatura, uma vez que há pouca pesquisa com um número tão abrangente de mercados de eletricidade que se apresentam cada vez mais conectados; auxiliar os agentes envolvidos em transações nos mercados que necessitam de informações cada vez mais precisas e também os formuladores de políticas públicas que precisam de informações abrangentes para que possam atuar de maneira mais eficiente. Além disso, estudos abrangentes na região europeia são muito relevantes, considerando que a região vem sofrendo rápida transformação energética e pode servir como uma referência para outros países que desejam seguir transformações em suas matrizes energéticas.

Os resultados da primeira parte da estimação buscam avaliar qual seria o reflexo das estações do ano na média dos preços spot de energia elétrica. Chegamos à conclusão que, para o mercado alemão, o verão e o outono possuem um pequeno aumento médio e, o inverno, uma pequena redução na média. No mercado finlandês, o verão gera um pequeno aumento médio nos preços. Também podemos concluir que, para o mercado espanhol, o inverno e a primavera geram uma pequena queda nos preços médios. Em Portugal, observamos uma queda na média durante a primavera, assim como na Bélgica. Tais resultados se devem aos fatos de que o inverno e o verão são períodos de maior volatilidade. Além da ocorrência da inflexibilidade do sistema elétrico, em períodos como o inverno, quando o consumo e os preços são maiores, os desvios na produção são menores (uma vez que há programação para um maior consumo) e conseqüentemente, há uma menor volatilidade relativa, que é refletida nos preços. Períodos de transição também causam pequenas mudanças devido às alterações de temperatura e de consumo. Em outros estudos, verificamos situações semelhantes, mas acreditamos que uma avaliação mensal apresente resultados mais precisos, deixamos aqui como sugestão para um estudo futuro. Ainda, com relação à primeira parte, concluímos que os mercados de energia europeus, aqui analisados, possuem elevado grau de persistência aos choques, dados pelos valores dos efeitos ARCH e GARCH, ou seja, o resultado implica que os choques de

volatilidade perdurem ao longo do tempo.

Na segunda parte da estimação podemos constatar que as correlações condicionais médias, para o período amostrado, são todas positivas. As correlações mais elevadas são apresentadas entre os pares dos mercados de Portugal e da Espanha, da Bélgica e da França e da Alemanha e da França. Podemos, assim, concluir que esses são os mercados mais conectados, e que produzem o mercado competitivo mais eficiente. Apesar de positivas, as correlações entre todos os mercados analisados com o mercado da Finlândia apresentaram as correlações mais baixas. Assim, é possível que o mercado finlandês não apresente suficiente conexão com os mercados pesquisados ao ponto de produzir um mercado competitivo e eficiente. Podemos inferir que, para os mercados com elevada conexão, a dinâmica da correlação condicional, durante o período analisado, é semelhante. Portugal e Espanha possuem uma conexão tão elevada que a dinâmica da correlação condicional com os outros mercados analisados são graficamente muito semelhantes. Diante das dinâmicas de correlação, verificamos elevados “vales” negativos, como, por exemplo, entre os pares dos mercados finlandês e português e espanhol e finlandês.

Consoante com as estatísticas descritivas dos preços das séries analisadas, concluímos que os mercados mais conectados possuem preços médios muito próximos como, por exemplo, os mercados português e espanhol. O mercado alemão possui a energia média mais barata frente a outros mercados analisados. Concluimos também que, falhas na previsão de necessidades energéticas e problemas de conectividade podem causar distúrbios nos preços, como no caso finlandês, no qual, o elevado consumo e problemas de conectividade causaram um “pico” de preço, assim como no caso francês. Frente a isso, complementamos que, a energia renovável possui difícil previsão de fornecimento, o que também causa fortes impactos nos preços. A previsão é importante para produzir a quantidade de energia adequada, dada à inflexibilidade das plantas industriais, além da impossibilidade de estocagem energética. Assim, um excesso de energia renovável pode gerar preços negativos, que não são persistentes durante o tempo, como demonstrado no caso alemão, português e espanhol, aqui analisados.

Séries de preços de energia elétrica, geralmente, possuem elevada volatilidade. Em nosso estudo, comprovamos que todos os mercados analisados possuem volatilidade muito alta. Mercados como o da Alemanha chegam a 440%. Um dos principais fatos para tamanha volatilidade é a geração intermitente de energia eólica. Podemos inferir, de acordo com a pesquisa e os resultados apresentados, que a inserção de energia renovável, geralmente, aumenta a volatilidade das séries. Já os casos que apresentaram volatilidade relativamente mais baixas, possuem maior dependência energética de derivados de petróleo e gás natural. Nesses casos, contratos de longo prazo ou produção da fonte podem reduzir a volatilidade.

Em um mercado da eletricidade, o produtor está interessado em assegurar o seu investimento e cobrir os custos marginais a longo prazo. Os consumidores se interes-

sam por preços de eletricidade mais baixos. Para que o mercado seja o mais eficiente possível, deve haver transparência nos preços, concorrência e liquidez. O mercado financeiro, através das transações efetuadas, de alguma maneira, reduz o risco tanto para os consumidores quanto para os produtores, pois cria mecanismos de “proteção” para o ativo. Assim, apresentamos aqui, informações importantes que contribuem para que os participantes dos mercados de energia observem os movimentos e as transmissões de volatilidades envolvidas entre os entes da União Europeia e possam, dessa maneira, melhorar a eficiência do mercado. Tal compreensão, em conjunto com a dinâmica dos preços, deve ser observada entre os mercados para que as decisões possam ser tomadas de maneira mais realística possível, evitando futuros prejuízos advindos de decisões equivocadas.

Destacamos que, de acordo com os objetivos da UE em aumentar a oferta de energia renovável, e os impactos que fatores climáticos podem causar na geração dessas fontes, um estudo adicionando fatores climáticos seria muito relevante. Também gostaríamos de deixar como sugestão um estudo com um maior número de mercados, além da tentativa da utilização do modelo BEKK para um número mais elevado de séries.

REFERÊNCIAS

- ABROKWAH, Ama Agyeiwaa. Price and volatility spillovers in the electricity reliability council of texas day-ahead electricity market. *International Journal of Energy Economics and Policy*, v. 8, n. 6, p. 322–330, 2018.
- AKAIKE, Hirotugu. A new look at the statistical model identification. In: *Selected Papers of Hirotugu Akaike*. [S.l.]: Springer, 1974. p. 215–222.
- ARDIAN, Faddy. *Empirical analysis of Italian electricity market*. Tese (Doutorado), 2016.
- ASANE-OTOO, Emmanuel. Competition policies and environmental quality: Empirical analysis of the electricity sector in oecd countries. *Energy Policy*, Elsevier, v. 95, p. 212–223, 2016.
- BENTH, Fred Espen; KOEKEBAKKER, Steen. Stochastic modeling of financial electricity contracts. *Energy Economics*, Elsevier, v. 30, n. 3, p. 1116–1157, 2008.
- BIERBRAUER, Michael et al. Spot and derivative pricing in the eex power market. *Journal of banking & finance*, Elsevier, v. 31, n. 11, p. 3462–3485, 2007.
- BÖCKERS, Veit; HAUCAP, Justus; HEIMESHOF, Ulrich. *Benefits of an integrated European electricity market*. [S.l.]: DICE Discussion Paper, 2013.
- BOLLERSLEV. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986.
- BOLLERSLEV, Tim et al. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized arch model. *Review of Economics and statistics*, Cambridge, v. 72, n. 3, p. 498–505, 1990.
- BOSCO, Bruno et al. Long-run relations in european electricity prices. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 25, n. 5, p. 805–832, 2010.
- BRIJS, Tom et al. Statistical analysis of negative prices in european balancing markets. *Renewable Energy*, Elsevier, v. 80, p. 53–60, 2015.
- CHEMARIN, Sophie; HEINEN, Andreas; STROBL, Eric. Electricity, carbon and weather in france: where do we stand? 2008.
- CHEVALLIER, Julien. Time-varying correlations in oil, gas and co2 prices: an application using bekk, ccc and dcc-mgarch models. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 44, n. 32, p. 4257–4274, 2012.
- DAUMAS, Leandro Dias; AIUBE, Fernando Antonio Lucena; BAIDYA, Tara Keshar Nanda. *Hedging Stocks Through Commodity Indexes: A DCC-GARCH Approach*. [S.l.], 2017.
- DICKEY, David A; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, Taylor & Francis, v. 74, n. 366a, p. 427–431, 1979.

- DING, Zhuangxin; GRANGER, Clive WJ; ENGLE, Robert F. A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, Elsevier, v. 1, n. 1, p. 83–106, 1993.
- ENERGIEWENDE, Agora. *Report on the French Power System*. 2015.
- ENERGY, In Figures EU. Statistical pocketbook 2018. *European Union*, 2018.
- ENGLE, Robert. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 3, p. 339–350, 2002.
- ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 987–1007, 1982.
- ENGLE, Robert F; GRANGER, Clive WJ; KRAFT, Dennis. Combining competing forecasts of inflation using a bivariate arch model. *Journal of economic dynamics and control*, Elsevier, v. 8, n. 2, p. 151–165, 1984.
- ENGLE, Robert F; KRONER, Kenneth F. Multivariate simultaneous generalized arch. *Econometric theory*, Cambridge University Press, v. 11, n. 1, p. 122–150, 1995.
- ESCRIBANO, Alvaro; SUCARRAT, Genaro. Equation-by-equation estimation of multivariate periodic electricity price volatility. *Energy Economics*, Elsevier, v. 74, p. 287–298, 2018.
- FÂNZERES, José Manuel Ferreira. *O referencial energético de gás natural euro-russo e a anunciada revolução do Shale Gas*. [S.l.]: Instituto da Defesa Nacional, 2015.
- FERNÁNDEZ, Carmen; STEEL, Mark FJ. On bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis Group, v. 93, n. 441, p. 359–371, 1998.
- GENOESE, Fabio; GENOESE, Massimo; WIETSCHEL, Martin. Occurrence of negative prices on the german spot market for electricity and their influence on balancing power markets. In: IEEE. *2010 7th International Conference on the European Energy Market*. [S.l.], 2010. p. 1–6.
- HADSELL, Lester; MARATHE, Achla; SHAWKY, Hany A. Estimating the volatility of wholesale electricity spot prices in the us. *The Energy Journal*, JSTOR, p. 23–40, 2004.
- HALDRUP, Niels; NIELSEN, Morten Ørregaard. A regime switching long memory model for electricity prices. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 135, n. 1-2, p. 349–376, 2006.
- HIGGS, Helen. Modelling price and volatility inter-relationships in the australian wholesale spot electricity markets. *Energy Economics*, Elsevier, v. 31, n. 5, p. 748–756, 2009.
- HUANG, Yiyu; SU, Wenjing; LI, Xiang. Comparison of bekk garch and dcc garch models: an empirical study. In: SPRINGER. *International Conference on Advanced Data Mining and Applications*. [S.l.], 2010. p. 99–110.

JAMASB, Tooraj; POLLITT, Michael. Electricity market reform in the european union: review of progress toward liberalization & integration. *The Energy Journal*, JSTOR, p. 11–41, 2005.

JARQUE, Carlos M; BERA, Anil K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, Elsevier, v. 6, n. 3, p. 255–259, 1980.

KALANTZIS, Fotis G; MILONAS, Nikolaos T. Analyzing the impact of futures trading on spot price volatility: Evidence from the spot electricity market in france and germany. *Energy Economics*, Elsevier, v. 36, p. 454–463, 2013.

KARAN, Mehmet Baha; KAZDAĞLI, Hasan. The development of energy markets in europe. In: *Financial Aspects in Energy*. [S.l.]: Springer, 2011. p. 11–32.

KETTERER, Janina C. The impact of wind power generation on the electricity price in germany. *Energy Economics*, Elsevier, v. 44, p. 270–280, 2014.

KNITTEL, Christopher R; ROBERTS, Michael R. An empirical examination of restructured electricity prices. *Energy Economics*, Elsevier, v. 27, n. 5, p. 791–817, 2005.

LJUNG, Greta M; BOX, George EP. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 65, n. 2, p. 297–303, 1978.

MCALÉER, Michael; HOTI, Suhejla; CHAN, Felix. Structure and asymptotic theory for multivariate asymmetric conditional volatility. *Econometric Reviews*, Taylor & Francis, v. 28, n. 5, p. 422–440, 2009.

MCALÉER, Michael; MEDEIROS, Marcelo C. Realized volatility: A review. *Econometric Reviews*, Taylor & Francis, v. 27, n. 1-3, p. 10–45, 2008.

MENEZES, Lilian M de; HOULLIER, Melanie A. Reassessing the integration of european electricity markets: A fractional cointegration analysis. *Energy Economics*, Elsevier, v. 53, p. 132–150, 2016.

NAGAYAMA, Hiroaki. Electric power sector reform liberalization models and electric power prices in developing countries: An empirical analysis using international panel data. *Energy Economics*, Elsevier, v. 31, n. 3, p. 463–472, 2009.

NELSON, Daniel B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 347–370, 1991.

NETZ, Janet S. The effect of futures markets and corners on storage and spot price variability. *American Journal of Agricultural Economics*, Oxford University Press, v. 77, n. 1, p. 182–193, 1995.

REGULATORS, Nordic Energy. Nordreg report on the price peaks in the nordic wholesale market during winter 2009-2010. *Nordreg*, Jan, 2011.

SCHWARZ, Gideon et al. Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, Institute of Mathematical Statistics, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978.

SOLIBAKKE, Per Bjarte. Efficiently estimated mean and volatility characteristics for the nordic spot electric power market. *International Journal of Business*, Premier Publishing, Inc., v. 7, n. 2, p. 17–35, 2002.

SOTIRIADIS, Michail S; TSOTSOS, Radamanthis; KOSMIDOU, Kyriaki. Price and volatility interrelationships in the wholesale spot electricity markets of the central-western european and nordic region: a multivariate garch approach. *Energy Systems*, Springer, v. 7, n. 1, p. 5–32, 2016.

TSE, Yiu Kuen; TSUI, Albert K C. A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 3, p. 351–362, 2002.

WORTHINGTON, Andrew; KAY-SPRATLEY, Adam; HIGGS, Helen. Transmission of prices and price volatility in australian electricity spot markets: a multivariate garch analysis. *Energy Economics*, Elsevier, v. 27, n. 2, p. 337–350, 2005.

APÊNDICE A – Apêndice

Os modelos seguem o mesmo padrão inicial, dado por

$$y_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad (19)$$

$$\Phi(L)(y_{it} - \mu_{it}) = \Theta(L)\epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (20)$$

$$\mu_{it} = \mu_i + \sum_{i=1}^q \delta_i x_{it} \quad (21)$$

$$\epsilon_{it} = \sigma_{it}\nu_{it} \quad \nu_{it} \sim SStd(0, 1) \quad (22)$$

Onde y_{it} é o retorno logarítmico dos preços do mercado i . L é o operador lag dos polinômios auto regressivo (AR) $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ e média móvel (MA) $\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$. μ_t é um vetor exógeno com x vareáveis.

Temos que $\nu_{it} \sim SStd(0, 1)$ é uma distribuição, onde $SStd$ é uma função skew student independente e identicamente distribuída e σ é a volatilidade, captada per um dos modelos que seguem:

A.1 Modelo GARCH

O modelo *Generalized Autoregressive Conditional* GARCH proposto por [Bollerslev \(1986\)](#) nada mais é do que a inclusão de uma variância do instante anterior ao modelo ARCH proposto por [ENGLE, 1982](#). O objetivo foi a obtenção de um modelo mais parcimonioso. Seja o modelo

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \sum_{i=1}^q \alpha_{it} \epsilon_{it-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (23)$$

Temos $\omega > 0$, $\alpha > 0$ e $\beta \geq 0$ garantindo assim $\sigma^2 \geq 0$. α é o coeficiente da parcela ARCH enquanto β representa o coeficiente da parcela GARCH.

Uma das principais características financeira do comportamento de dados que os modelos GARCH capturam é o agrupamento de volatilidade que pode ser quantificado no parâmetro de persistência P , calculado como:

$$P = \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j \quad (24)$$

A.2 Modelo EGARCH

O modelo *Exponential GARCH* proposto por Nelson (1991) é dado por

$$\ln \sigma_{it}^2 = \omega_i + \sum_{j=1}^q \alpha_{ij} \epsilon_{it-1} + \gamma_{ij} (|\epsilon_{it-1}| - E(|\epsilon_{it-1}|)) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{it-1}^2 \quad (25)$$

Onde o coeficiente α captura o sinal do efeito e γ o tamanho do efeito. Para ordem unitária, podemos escrever como:

$$\ln \sigma_{it}^2 = \omega_i + g(\epsilon_{it-1}) + \beta \ln \sigma_{it-1}^2 \quad (26)$$

onde α , ω , β e γ são constantes e $g(\epsilon_{it})$ é dado por:

$$g(\epsilon_{it}) = \alpha \epsilon_{it} + \gamma (|\epsilon_{it}| - E(|\epsilon_{it}|)) \quad (27)$$

O logaritmo utilizado no modelo EGARCH flexibiliza a positividade imposta aos parâmetros, podemos ter efeitos para choques positivos e choques negativos em $t-1$, conforme se segue

$$g(\epsilon_{it-1}) = (\alpha + \gamma) \epsilon_{it-1} - \gamma E(|\epsilon_{it-1}|) \quad \text{para } \epsilon_{it-1} > 0 \quad (28)$$

$$g(\epsilon_{it-1}) = (\alpha - \gamma) \epsilon_{it-1} - \gamma E(|\epsilon_{it-1}|) \quad \text{para } \epsilon_{it-1} < 0 \quad (29)$$

A assimetria ocorre quando $\gamma \neq 0$ e a presença do efeito *alavanca* ocorre quando $\gamma < 0$.

A persistência pode ser observada por

$$P = \sum_{j=1}^q \beta_j \quad (30)$$

A.3 Modelo APARCH

O modelo APARCH *Asymmetric power ARCH* proposto por [Ding, Granger e Engle \(1993\)](#) permite a alavancagem e o efeito Taylor, que observou que a autocorrelação dos retornos absolutos geralmente são maiores do que os retornos quadrados. Seja

$$\sigma_{it}^{\frac{\delta}{2}} = \omega_i + \sum_{i=1}^q \alpha_{ij} (|\epsilon_{it-i}| - \gamma_i \epsilon_{it-i})^{\delta} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{it-1}^{\frac{\delta}{2}} \quad (31)$$

onde o intersepto é ω . $\delta \in \mathbb{R}^+$ sendo uma transformação Box-Cox do σ e γ é o parâmetro de alavancagem.

A persistência pode ser observada por

$$P = \sum_{i=1}^p \alpha_i k_i + \sum_{j=1}^q \beta_j \quad (32)$$

onde o k_i é o valor esperado dos resíduos padronizados ν_t a transformação Box-Cox do termo, que inclui o coeficiente de alavancagem γ_i

$$k_i = E(|\nu| - \gamma_i \nu)^{\delta} \quad (33)$$

A.4 Seleção dos Modelos

Apresentamos, conforme Tabela 9, os resultados dos critérios utilizados para a seleção dos modelos “GARCH”.

Tabela 9 - Seleção dos modelos.

	Bélgica	Alemanha	França	Holanda	Finlândia	Espanha	Portugal	Itália	Inglaterra
+	ARMA(5,0)	ARMA(1,3)	ARMA(5,2)	ARMA(1,1)	ARMA(5,1)	ARMA(2,5)	ARMA(4,2)	ARMA(4,1)	ARMA(1,4)
GARCH(1,1)	AIC = -1.146 BIC = -1.110	AIC = -0.555 BIC = -0.522	AIC = -1.024 BIC = -0.983	AIC = -2.115 BIC = -2.087	AIC = -1.429 BIC = -1.399	AIC = -1.401 BIC = -1.357	AIC = -1.368 BIC = -1.330	AIC = -1.912 BIC = -1.876	AIC = -3.173 BIC = -3.137
EGARCH(1,1)	AIC = -1.149 BIC = -1.111	AIC = -0.516 BIC = -0.480	AIC = -1.037 BIC = -0.994	AIC = -2.116 BIC = -2.085	AIC = -1.429 BIC = -1.399	AIC = -1.361 BIC = -1.320	AIC = -1.416 BIC = -1.375	AIC = -1.912 BIC = -1.874	AIC = -3.178 BIC = -3.140
APARCH(1,1)	AIC = -1.150 BIC = -1.109	erro	AIC = -1.041 BIC = -0.995	AIC = -2.116 BIC = -2.086	AIC = -1.438 BIC = -1.394	erro	erro	AIC = -1.911 BIC = -1.870	AIC = -3.174 BIC = -3.133

Notas: NARMA(p,q) + família “GARCH”(1,1) representa o modelo de cada série. BIC representa *Bayesian Information Criteria*. AIC representa *Akaike Information Criteria*.