



**A dinâmica dos instrumentos de precificação de carbono: uma análise para o mercado  
*cap-and-trade***  
*The dynamics of carbon pricing instruments: an analysis for the cap-and-trade market*

**Sinézio Fernandes Maia**

UFPB – [sineziomaia@yahoo.com.br](mailto:sineziomaia@yahoo.com.br)  
Departamento de Economia

**Elizabeth Farias de Melo e Sousa**

UFPB – [elizabeth.fms@outlook.com](mailto:elizabeth.fms@outlook.com)  
Departamento de Economia

**Marilza Pereira Valentini**

UFPB – [marilza@dcx.ufpb.br](mailto:marilza@dcx.ufpb.br)  
Departamento de Ciências Exatas

**Grupo 4 – Questão ambiental, agroecologia e sustentabilidade**

**Resumo**

Existe um crescente impulso para avanços de políticas climáticas que incentivem mecanismos de precificação de carbono que fornecem reduções significativas de emissões de  $CO_2$ . Dada a inexistência de um mercado de carbono brasileiro, o presente trabalho objetiva identificar a dinâmica dos instrumentos de precificação (mercado *cap-and-trade*) de carbono em andamento, e estudar o possível enquadramento dos modelos de precificação na Lei 13.576/17 (RenovaBio). Com esta finalidade, é feita a modelagem da dinâmica das permissões de emissões de  $CO_2$  para os principais Sistemas de Comércio de Emissões estrangeiros a partir de três variantes das classes de modelos com heterocedasticidade condicional autorregressiva, os modelos GARCH, EGARCH e TARCH. Os resultados, indicam que os preços apresentam comportamentos dinâmicos, efeitos assimétricos e persistência. Em seguida, estima-se um modelo de transmissão de preços do mercado futuro para o *spot* por meio da razão de hedge de variância mínima, os resultados confirmam a importância da formação de instrumentos de mercado que auxiliem no gerenciamento de riscos, e monitoramento dos custos de emissões de  $CO_2$  nos processos de produção das empresas.

**Palavras-chave:** Sistemas de Comércio de Emissões. Crédito de Carbono. Mercado Futuro. Cross-Hedge .

**Abstract**

There is an increasing momentum for advances in climate policies that encourage carbon pricing mechanisms that provide significant emission reductions of  $CO_2$ . Given the inexistence of a Brazilian carbon market, the present work aims to identify the dynamics of carbon pricing instruments (*cap-and-trade* market) in progress, and to study the possible framing of pricing models in Law 13.576 / 17 (RenovaBio). For this purpose, the dynamics of  $CO_2$  emission allowances for the main foreign Emissions Trading Schemes is modeled based on three variants of the model classes with autoregressive conditional heteroscedasticity, namely, the GARCH, EGARCH and TARCH models. The results indicate that prices show dynamic behavior, asymmetric effects and persistence. Then, a model of price transmission from the future market to the spot is estimated through the minimum variance text hedge ratio, the results corroborate the idea of the importance of forming market instruments that assist in risk management, and monitoring emission costs of  $CO_2$  in companies production processes.

**Key words:** Emissions Trading Schemes. Carbon Credit. Future Model. Cross-Hedge



## 1. Introdução

Iniciativas de precificação de carbono bem planejadas podem desempenhar um papel essencial na entrega de um resiliente e futuro de baixo carbono. Conforme Nicolletti e Lefèvre (2016), a adoção de instrumentos capazes de lidar com as variadas fontes de emissões e setores econômicos, tenderia a ser a escolha mais custo-efetiva para garantir a mitigação de Gases do Efeito Estufa (GEE). Ainda que, instrumentos econômicos, em particular, os que visam à precificação de carbono, devem ser considerados na estratégia aplicada as políticas climáticas de países e regiões (KOSSOY et al., 2015). Na busca de tornar este processo uma realidade, o tema vem sendo constantemente debatido pela Organização das Nações Unidas (ONU), em conferências internacionais. Mas foi a partir do Protocolo de Quioto, em 1997, que se ficou evidente a importância do mercado (criação de um valor transacionável para essas reduções) no processo de redução de emissões. Dentro desse princípio, foram propostos mecanismos de flexibilização, entre eles o Comércio de Emissões (*Emissions Trade*), a Implementação Conjunta (JI) e o Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL), como forma de auxiliar os países industrializados a reduzirem suas emissões de GEE.

O Sistema de Comércio de Emissões (Emissions Trading Scheme - ETS) é o mecanismo objeto de estudo deste trabalho. A precificação de carbono por meio de um ETS (ou mercado *cap-and-trade*), consiste no estabelecimento de um limite de emissões (*cap*), que determina o nível de ambição do programa, enquanto o componente comercial (*trade*) pretende fazer com que esse limite seja alcançado da maneira mais eficaz em termos de custo-benefício para as empresas participantes. Além do estabelecimento do limite, a distribuição de permissões e o monitoramento do cumprimento das metas de redução determinam a eficácia do sistema em atingir o objetivo para o qual foi estipulado. Uma vez definido o limite, deve-se decidir como distribuir as permissões.

De acordo com o Banco Mundial, atualmente, 31 países e 29 jurisdições subnacionais precificam as emissões de GEE por meio de ETSs, cobrindo cerca de 9 GtCO<sub>2</sub> (gigatoneladas de dióxido de carbono equivalente), que representam 17% das emissões globais de GEE em 2020. As iniciativas de precificação de carbono estão se expandindo em linhas nacionais e subnacionais, com a criação de mercados na; Alemanha, África do Sul, Cingapura, Indonésia, New Brunswick, Montenegro, México, Canadá e diversos estados dos Estados Unidos.

Estabelecer um comércio de emissões no Brasil parte de uma prática inovadora e exploratória; o mercado de emissões não é somente uma solução importante para o controle das mudanças climáticas, mas também, uma importante escolha para empresas e investidores que desejam estabelecer estratégias operacionais de mitigação de GEEs. Considerado isto, o conhecimento estatístico da incerteza e assimetria dos "preços de carbono", permite que formuladores de políticas públicas e participantes do mercado examinem a complexidade e os benefícios desse instrumento de mercado, de modo a auxiliar os agentes a realizarem estratégias de negociações eficientes e gerenciamento de riscos.

Dada a precariedade de diálogos sobre um mercado de carbono brasileiro, o presente trabalho tem como objetivo geral identificar a dinâmica dos instrumentos de precificação (mercado *cap-and-trade*) de carbono em andamento, e estudar o possível enquadramento dos modelos de precificação na Lei 13.576/17 (RenovaBio). Especificamente objetiva-se: observar os modelos de precificação com base na negociação de permissões de emissões de CO<sub>2</sub>, para os principais Sistemas de Comércio de Emissões estrangeiros, sendo o principal deles, o European Union Emissions Trading Scheme (EU ETS); avaliar a dinâmica da volatilidade dos preços das licenças de emissões a partir de três variantes das classes de modelos com heterocedasticidade condicional autorregressiva, a saber, os modelos GARCH, EGARCH e TARARCH; estimar um modelo de transmissão de preços do mercado futuro para o *spot*, que auxilia no entendimento da importância da gestão de riscos e do monitoramento dos custos de emissões de CO<sub>2</sub> nos processos de produção das empresas.

Para isto, o trabalho está dividido em cinco seções, incluindo a presente introdução. A segunda



seção apresenta alguns dos principais estudos sobre os mecanismos de precificação de carbono, modelagem da dinâmica dos preços, ainda que uma contextualização da Contribuição Nacionalmente Determinada do Brasil, e da Lei 3.576/17 (RenovaBio). A metodologia é definida na terceira seção. Por fim, a quarta seção apresenta os resultados e, as considerações finais extraídas são expostas na quinta seção.

## 2. Discussão Teórica

Estudos empíricos frequentemente apontam a precificação do carbono como a ferramenta mais econômica para reduzir as emissões de gases de efeito estufa. Em seu estudo sobre a viabilidade de implementação de um esquema de comércio de emissões, Stavins (2008) afirma que o mercado *cap-and-trade* consiste na melhor estratégia para minimizar os custos da redução de emissões, assim como a melhor forma para se alcançar reduções significativas a curto e médio prazos. Para o autor, este sistema proporciona maior segurança quanto aos níveis de emissões; oferece uma alternativa acessível de compensar os encargos inevitavelmente desiguais inerentes a política climática; facilita o intermédio com as políticas climáticas de outros países; evita a aversão política condicionada a adesão de impostos; e tem um histórico de implementação bem-sucedido.

Para Baranzini et al. (2017), a principal razão para utilização da precificação do carbono é a sua eficácia ambiental a um custo relativamente baixo, o que por sua vez contribui para aumentar a aceitabilidade social e política da estratégia climática. Baranzini et al. (2017) também discorre sobre a complementaridade de outros instrumentos no sistema precificação de carbono e, argumenta que “entre todos os instrumentos, a precificação do carbono merece a mais séria atenção de pesquisadores, políticos e cidadãos”.

O mercado *cap-and-trade* fundamenta-se na comercialização de permissões de emissões – expressas em uma unidade monetária por tonelada de dióxido de carbono equivalente ( $tCO_2$ ) – onde se exerce o direito de emitir uma quantidade definida de  $CO_2$  em um determinado tempo. A partir do *cap-and-trade* o governo (ou órgão regulador) designa um limite total para emissões durante um período determinado e fornece um número fixo de permissões aos agentes poluidores. Cada entidade poluidora deve promover reduções internas de GEE de modo a emitir quantidades de GEE compatíveis com as permissões recebidas, ficando dentro do limite total pré-estabelecido. Se um poluidor não usa todas as suas permissões, pode comercializá-la com outra entidade que não tenha capacidade de emitir apenas aquilo que lhe foi permitido e necessita de mais licenças (GUSMÃO et al., 2015).

Para Bloch (2010) o sistema de comércio de emissões (ou mercado *cap-and-trade*) é um mecanismo quantitativo que estabelece e fixa as metas gerais de emissões e, como tal, permite com que os preços variem, forçando os poluidores a se protegerem contra incertezas futuras. Com o propósito de analisar melhor o comportamento dos preços de permissões de emissões de  $CO_2$  deve-se identificar os principais determinantes. De acordo com Benz e Trück (2006), o preço de provisão do  $CO_2$  é determinado diretamente pelo mercado esperado de escassez induzida pela demanda e oferta no mercado de carbono. Benz e Trück (2009) afirma que a dinâmica dos preços pode apresentar fases de comportamento específico em função dos níveis de produção de  $CO_2$ . Em suma, a produção de  $CO_2$  se relaciona a fatores como; dados meteorológicos, preços de combustíveis, e crescimento econômico. Dessa forma, eventos ambientais inesperados e mudanças nos *spreads* de combustível representam choques no lado da demanda e oferta de permissões de  $CO_2$ , e por conseguinte, afetarão o valor dos preços de mercado.

O preço da energia, a atividade econômica, as mudanças de temperatura, e os eventos de mercado são componentes que influenciam nas mudanças de preços das permissões de emissões de  $CO_2$  (ALBEROLA; CHEVALLIER; CHÈZE, 2008). Entretanto, Koch et al. (2014) afirma que os fundamentos de mercado podem explicar em parte a queda de preços no *European Union Emissions Trading System* (EU ETS), porém é necessária a realização de uma análise mais aprofundada para



identificar o impacto de fatores que envolvam eventos políticos e fraquezas estruturais (baixa credibilidade).

A política e questões regulatórias são variáveis de baixa previsibilidade e quando sujeitas a mudanças podem impactar o comportamento dos preços de curto prazo das permissões de emissões. Chevallier (2011), reconhece que os eventos de conformidade anual e as crescentes incertezas nos acordos internacionais pós-Quito podem definir as instabilidades de volatilidade nos preços das permissões de emissões da União Europeia (UE). Ainda assim, esses fatores são resultado de um longo processo de discussão cuja consequência deve ser estudada com antecedência, sendo os investidores propícios a protegerem-se contra esses riscos de preços no longo prazo (BENZ; TRÜCK, 2009).

Estudos que investigam empiricamente a dinâmica e os componentes que afetam os preços de licenças de emissões para o sistema de comércio de emissões da União Europeia assumem que os preços possuem uma dinâmica e um comportamento volátil em diferentes fases do retorno. Daskalakis, Psychoyios e Markellos (2006), nortearam o primeiro estudo empírico sobre a modelagem de preços *spot* e futuros de permissões de emissões da Bolsa Europeia de Energia na Alemanha, os resultados propuseram que os preços à vista de licenças de emissões demonstram comportamento de passeio aleatório volátil interrompido por mudanças descontínuas, podendo ser bem aproximadas por um modelo de difusão em salto.

Os mercados mundiais de energia e gás têm uma relação natural com os mercados de licenças de carbono globais comercializáveis. As concessionárias de energia elétrica operam suas usinas baseadas tanto no preço da energia, quanto no custo relativo do carvão e do gás natural. Sendo assim, as restrições de carbono impostas em uma economia impactam diretamente na estrutura operacional destas empresas. O conhecimento da distribuição estatística do comércio de licenças de emissões, e sua previsibilidade, torna-se crucial na construção de estratégias ideais de compra e *hedge* no mercado de carbono. Em sua análise aprofundada dos preços de  $CO_2$ , aborda-se o comportamento de cauda incondicional e a dinâmica heteroscedástica inerente nos retornos das permissões de emissões ((PAOLELLA; TASCHINI, 2006)).

A análise de um modelo de preço *spot* de  $CO_2$  adequado, faz-se necessária para que as entidades poluidoras possam avaliar melhor seus custos de produção e assumir decisões de investimento relacionadas às emissões. Mesmo diante um histórico de preços insuficiente, Seifert, Uhrig-Homburg e Wagner (2008) apresentaram um modelo de equilíbrio estocástico tratável refletindo as características estilizadas do EU ETS, e analisando a dinâmica do preço *spot* de  $CO_2$  resultante. Os principais resultados consideram que os preços do  $CO_2$  não necessitam seguir nenhum padrão sazonal. Ainda que, os preços com desconto devem possuir a propriedade martingale e um processo de preços de  $CO_2$  adequado deve exibir uma estrutura de volatilidade em função do tempo e do preço (SEIFERT; UHRIG-HOMBURG; WAGNER, 2008).

## 2.1 - Contribuição Nacionalmente Determinada do Brasil e Lei 13.576/17

O crescimento significativo de iniciativas (jurisdições nacionais e subnacionais) que buscam adotar instrumentos de precificação de carbono como componentes de suas políticas climáticas, torna-se um incentivo para que o Brasil também inclua tais mecanismos no seu rol aplicado a políticas e instrumentos que visam a mitigação de GEE. No referente ao contexto, as justificativas para a implantação de um mecanismo de precificação de carbono (ETS) ancoram-se nos compromissos de redução de emissões definidos na Contribuição Nacional Determinada e, em especial, na Lei 13.576/17. Nas contribuições nacionais (NDCs) devem constar medidas que abrangem a mitigação das mudanças climáticas, a promoção de medidas de adaptação e, a geração de oportunidades econômicas. A NDC brasileira se compromete em chegar em 2025 com níveis de emissões de  $1,3 GtCO_2e$ , assumindo o compromisso de redução das emissões em 37% até 2025 e em 43% até 2030, em comparação com os



níveis de 2005. As linhas de ações traçadas se segmentam em seis; quatro no setor de energia, um no setor florestal e uso da terra, e uma no setor agrícola.

A elevação da participação do setor energético nas emissões de GEE é um dos fatores que corroboram para o enfoque que é dado a tal setor. Além disso, a adesão de uma Política Nacional de Biocombustíveis (RenovaBio), dimensionada pelo Ministério de Minas e Energia (2018) como “uma política de Estado que objetiva traçar um plano conjunto para reconhecer o papel estratégico de todos os tipos de biocombustíveis na matriz energética brasileira, tanto para a segurança energética quanto para mitigação das emissões de GEE”, põe em evidência o compromisso do governo em reduzir a intensidade de GEE no setor de transporte e expandir a produção de biocombustíveis.

O RenovaBio foi estabelecido pela Lei 13.576/17, e embora muitos dos seus recortes estejam ainda em fase de detalhamento, é previsto a introdução de mecanismos de mercado para o alcance do que se propõem a ser um projeto de “descarbonização” na transformação de um bem público (externalidade positiva) em um incentivo para o desenvolvimento sustentável. São instituídas metas individuais e compulsórias para todos os distribuidores de combustíveis em função da sua participação no mercado em relação ao ano anterior. Os mecanismos previstos têm como base a Certificação da Produção de Biocombustíveis, isto é, por meio dos certificados emitidos por firmas inspetoras, o Crédito de Descarbonização (CBio), funciona como uma ferramenta que possui a finalidade de comprovar a meta individual dos distribuidores.

O programa baseia-se na obrigação, por parte do Estado, aos comercializadores de combustíveis fósseis em comprar os Certificados de Produção Eficiente de Biocombustíveis (CBios) que serão emitidos pelos produtores de biocombustíveis de acordo com sua intensidade de carbono (MME, 2018). É por meio do equilíbrio de mercado entre oferta, por parte dos produtores de biocombustíveis e demanda, realizada pelos comercializadores de combustíveis fósseis, que se adquire condições para o aparecimento de um mercado futuro de carbono no Brasil, posto que seria possível reduzir os riscos de “preços de carbono”, tendo em vista a padronização dos projetos para a formação dos CBios.

### 3. Metodologia

A dinâmica de preços das permissões de emissões de  $CO_2$  serão estudados a partir de modelos que usam a base de dados, que são não lineares, e sobretudo, possuem um processo de transmissão de preços no mercado secundário por meio de um modelo de *hedge* estático. Para séries financeiras, como a abordada neste estudo e, para identificação da dinâmica, utiliza-se de modelos não lineares que admitem a heterocedasticidade, como é o caso da classe de modelos ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*). Neste estudo serão estimadas três extensões muito utilizadas do modelo original, a saber, os modelos GARCH, EGARCH e TARARCH testando a hipótese de que a variância condicional fornecida pelos modelos sirvam de *proxies* para a volatilidade do retorno das permissões de emissões de  $CO_2$ .

#### 3 - Modelos da família ARCH

Enquanto os modelos tradicionais lineares assumem homoscedasticidade, ou seja, termo de erro com variância constante ao longo do tempo, o modelo proposto por Engle (1982) de séries temporais autorregressivas com heterocedasticidade condicional (ARCH( $p$ )), foi o primeiro modelo formal que conseguiu abordar o problema da heterocedasticidade (BENZ; TRÜCK, 2009). Engle (1982) introduziu este modelo, caracterizando-o por um processo estocástico único, com variância condicional evoluindo no tempo. Ao estimar a variância da inflação norte-americana, no estudo de Engle (1982), foi possível verificar a existência de aglomerações (*clusters*) alternadas entre períodos de pequenas e grandes variações em torno da média.

Para a pesquisa, a estrutura base do modelo consiste da ideia de que o retorno  $r_t$  é não



correlacionado serialmente, mas a variância condicional depende dos termos de erro passados por meio de uma função quadrática<sup>2</sup>. No modelo, a dependência do comportamento da variância de sua trajetória passada dá origem ao termo "condicional". Para Morais e Portugal (1999), a definição de volatilidade parte dessas características, isto é, consiste na variância condicional dos retornos, sendo uma variável não observada modelada a partir de informações passadas.

Um modelo ARCH pode ser descrito em termos da distribuição dos erros (inovações) de um modelo autorregressivo linear dinâmico. Partindo dessa lógica, os retornos gerados podem ser representados pelo seguinte processo autorregressivo de ordem  $k$ :

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t.$$

O modelo original proposto por Engle (1982), em que  $p$  denota a ordem do modelo, expressa a variância condicional do modelo anterior para a média condicional como uma função dos resíduos passados por meio de uma função quadrática, dada a formalização do modelo:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2,$$

onde  $h_t$  é a variância condicional. Os coeficientes  $\alpha_i$ , com  $i = 1, \dots, p - 1$ , satisfazem algumas restrições para que a volatilidade não apresente valores negativos, considera-se então  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_1 \geq 0$ ,  $\alpha_p > 0$ , condições que diferem o modelo de um AR( $p$ ) puro. Admita-se também que,  $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ , onde as raízes da equação polinomial  $(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i)$  precisam estar fora do círculo de raio unitário para que a série seja estacionária. Na prática, supõem-se que  $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$ ,  $\varepsilon_t \sim 0$  ou uma distribuição que melhor descreva as caudas pesadas das séries financeiras.

Conforme apresentado em Morettin (2017), uma importante característica dos modelos ARCH é que valores grandes de  $r_t$  são seguidos por outros valores grandes da série, uma vez que tal comportamento é o que vai caracterizar a ocorrência dos *clusters*.

Morettin e Tolo (2006) colocam que na primeira etapa para a construção de modelos ARCH, faz-se necessário identificar o padrão ARMA ( $p, q$ ) associado a série de retornos, com intenção de remover a correlação serial na série, caso exista. No processo de identificação é sugerido a adoção da metodologia Box-Jenkins, efetuada a partir da observação das Funções de Autocorrelação (FAC) e Funções de Autocorrelação Parcial (FACP).

A estimação dos modelos ARCH ( $p, q$ ) é realizada por meio do método de máxima verossimilhança, como documentado por Brooks, Burke e Persaud (2001). Uma hipótese geralmente utilizada é a de que o termo de erro assume uma distribuição normal. Esta é uma hipótese justificável, posto que Bollerslev e Wooldridge (1992) mostraram que os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros de uma modelo ARCH, quando assumem distribuição normal, são consistentes ainda que a verdadeira distribuição não seja gaussiana. Para atingir tal consistência, necessita-se utilizar a matriz de variância-covariância corrigida, proposta por Bollerslev e Wooldridge (1992).

A função de verossimilhança condicional derivada da normal pode ser escrita como:

$$\ln(L(\theta; \cdot)) = \sum_{t=1}^T f(r_t | r_{t-1}, \dots, r_{t-k}; \theta) = \frac{-T}{2} \ln(2\pi) \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2}.$$

A função anterior é maximizada por métodos numéricos, sujeita às restrições de negatividade necessárias. Ademais, deve-se fornecer valores iniciais para o vetor de parâmetros  $\theta$  e para as séries  $\varepsilon^2$  e  $\sigma^2$ . Em modelos ARCH, com  $\varepsilon_t$  normal ou  $t$ -Student, os resíduos (padronizados) são variáveis aleatórias i.i.d. com distribuição normal padrão ou  $t$ -Student. Isto posto, uma forma de verificar o ajuste do modelo é calcular a estatística  $Q$  de Ljung-Box para os resíduos. Para mais, pode-se calcular os coeficientes de assimetria e curtose estimados, ainda que um gráfico  $Q \times Q$  para avaliar a suposta normalidade (ou  $t_v$ ). Com intenção de testar a presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva utiliza-se o teste do tipo multiplicador de Lagrange proposto por Engle (1982); a estatística de teste possui distribuição qui-quadrado. Assim, comparando-se o valor calculado desta estatística com a entrada apropriada de uma distribuição qui-quadrado, pode-se testar a hipótese nula



de não haver evidência de heterocedasticidade condicional.

### 3.2 - Modelos GARCH, TARARCH e EGARCH

Benz e Trück (2009) em suas aplicações práticas para dados de séries temporais financeiras, observam que a ordem  $p$  do modelo estimado é bastante grande. No entanto, quando a variância condicional depende não apenas de valores passados da série, mas também de uma média móvel de variâncias condicionais, o modelo resultante permite uma maior representação parcimoniosa dos dados.

Este modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH( $p,q$ )) sugerido por Bollerslev (1986), em que  $p$  representa a ordem do componente de médias móveis ARCH e  $q$  a ordem do componente autorregressivo GARCH, é definido como:

$$r_t = \varepsilon_t \sqrt{h_t}$$
$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}$$

em que  $\varepsilon_t$  são variáveis aleatórias i.i.d., com média zero,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $i = 1, \dots, p-1$ ,  $\beta_j \geq$

$0$ ,  $j = 1, \dots, q-1$ ,  $\alpha_p > 0$ ,  $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_i) > 0$ ,  $< 1$ ,  $q = \max(p, q)$ . Parâmetros positivos fornecem uma condição suficiente, mas não necessária, para que  $h_t > 0$ .

Swaray et al. (2002) aborda que o modelo em GARCH ( $p,q$ ) define a variância condicional de uma série de retornos como dependendo de uma constante, de informações defasadas da volatilidade (i.e, os termos  $\varepsilon^2$ ) e de variâncias previstas passadas (os termos  $h_{t-j}$ ). Para o autor, a incorporação de variâncias condicionais defasadas pode capturar o efeito de "aprendizagem adaptativa" que caracteriza o processo. Em geral, tal como nos modelos ARCH, supõem-se que os  $\varepsilon_t$  são normais, seguem uma distribuição *t-student*, ou uma distribuição de erro generalizada. Bollerslev (1986) indica que uma forma parcimoniosa e simples verificada nas aplicações é a do modelo GARCH (1,1):

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

em que  $\alpha_1$  capta a reação da volatilidade aos choques nos retornos e,  $\beta_1$  indica a persistência dos choques na volatilidade. Para Swaray et al. (2002), o benefício desta especificação é que ela inclui poucas restrições nos parâmetros. As condições para a variância do processo ser positiva e fracamente estacionária são,  $\alpha_0, \alpha_1 > 0$ ;  $\beta_1 > 0$  e  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ . A soma de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  mede a dinâmica (memória) gerada por choques na volatilidade da série de retornos. Em situações práticas, quando mais próxima da unidade a soma ( $\alpha_1 + \beta_1$ ), maior o tempo que um choque na série levará para dissipar-se.

Os modelos anteriores (ARCH e GARCH) tratam que os choques na volatilidade são simétricos, pois a volatilidade é uma função quadrática dos mesmos. Porém, nos mercados financeiros, verifica-se as variantes dos modelos seminais em que, variações negativas nos preços são comumente seguidas por períodos de maior volatilidade, enquanto que em movimentos de alta nos preços da mesma magnitude, a volatilidade não é tão intensa. Essa assimetria é determinada como "efeito alavancagem", sendo que, em geral choques positivos e negativos tendem a ter impactos diferentes sobre a volatilidade. Tal propriedade pode ser capturada por duas extensões do modelo GARCH, o modelo EGARCH de Nelson (1991), e o modelo TARARCH de Zakoian (1994).

No modelo proposto por Nelson (1991), denominado EGARCH ( $p,q$ ) (*Exponential GARCH*), o efeito de choques é exponencial, em vez de quadrático. A especificação da variância condicional para o modelo EGARCH (1,1) segue a forma funcional:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

com a ressalva de que não há assimetria na volatilidade quando  $\gamma_1 = 0$ . Conforme Issler (1999), isto



constitui um processo de teste para o efeito de assimetria. Se  $\gamma_1 \neq 0$ , institui-se um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se  $\gamma_1 < 0$ , suporta-se evidências do "efeito alavancagem", em que choques negativos têm maior impacto na volatilidade. A persistência de choques na volatilidade é medida pelo parâmetro  $\beta_1$ . E note que, na equação de Nelson(1991), usa-se o logaritmo de  $h_t$ , o que implica que os coeficientes do modelo não precisam ser negativos.

O modelo TAR(1,1) (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) é um caso particular do modelo ARCH não linear, e pode ser formalizado por:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2,$$

Com

$$d_{\{t\}} = \begin{cases} 1, & \text{se } \varepsilon_t < 0 \text{ ("bad news")} \\ 0, & \text{se } \varepsilon_t \geq 0 \text{ ("god news")} \end{cases}$$

ou seja,  $d(\cdot)$  é uma variável binária que assume valor igual a 1 quando o termo de erro atende à restrição  $\varepsilon_{t-1} \leq 0$ , e  $\gamma_1$  é o parâmetro que indicará se a assimetria é positiva ou negativa. A variável binária assume o valor  $d_{t-1} = 1$ , se  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , e  $d_{t-1} = 0$  caso contrário. Não há assimetria na variância se  $\gamma_1 = 0$ . Condições adversas do mercado e informações negativas (i.e,  $\varepsilon_t < 0$ ), como instabilidades regulatórias, têm um impacto de  $\alpha_1 + \gamma_1$ . Informações positivas (i.e,  $\varepsilon_t \geq 0$ ), como boas condições de demanda por exemplo, têm impacto  $\alpha_1$ . Se  $\gamma_1 > 0$ , há evidências do efeito alavancagem.

### 3.3 - Razão de *Hedge* de Variância Mínima

A razão de *hedge*, como estabelecido por Hull (2016), apresenta a razão entre o tamanho da posição assumida nos contratos futuros e o tamanho do risco. Neste sentido, a razão de *hedge* de variância mínima depende da relação entre as mudanças nos preços à vista e futuro de determinado ativo, o qual pode ser apresentado pela equação:

$$h^* = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F}$$

em que  $h^*$  é a razão de *hedge* de variância mínima,  $\sigma_S$  é o desvio padrão de  $\delta S$  e  $\sigma_F$  é o desvio padrão de  $\delta F$ . Vale ressaltar que  $\delta S$  e  $\delta F$  representam as mudanças no preço à vista e futuro, respectivamente. Suponha  $h^* = 1$ , isto significa que o preço futuro dos contratos de permissões de emissões de  $CO_2$  correspondem exatamente aos preços à vista. Se  $h^* = 0,5$ , a mudança no preço futuro corresponde ao dobro da variação no preço à vista.

Hull (2016) ainda destaca que  $h^*$  é a inclinação da linha de melhor ajuste de uma regressão linear de  $\delta S$  em função de  $\delta F$ . Sendo assim, como proposto por Ederington (1979), pode-se estimar um modelo a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários, no qual o coeficiente  $\beta_1$  será a própria razão ótima de *hedge* e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) a efetividade do *hedge*, ou seja, a proporção da variância (risco) eliminada pela diversificação. A padronização do modelo é dada pela equação:

$$\delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \delta F_t + \mu_t$$

Quanto maior o coeficiente de determinação, mais eficiente será a operação de *hedge*, visto que as variações nos preços futuros em relação aos preços *spot* estarão melhor explicadas.

Para Myers e Thompson (1989), essa é a abordagem mais simplificada para o cálculo da razão ótima de *hedge*, pois não considera a autocorrelação residual, e a premissa de heterocedasticidade condicional inerente a modelagem de séries financeiras. Logo, caso exista correlação serial nos



resíduos, a estimação via MQO pode gerar uma regressão espúria. A outra falha induzida pelo método, leva à estimativa de que o risco no mercado físico e futuro são constantes ao longo do tempo, ou seja, a estimação da razão ótima de *hedge* que minimiza o risco independe de variações no tempo.

Dada essas restrições, no intuito de atenuar os problemas apresentados pelo modelo convencional, Myers e Thompson (1989) propõem um Modelo Regressivo Generalizado para estimação da razão ótima de *hedge*, que pode ser observada na equação:

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 \delta F_t + \sum_{i=1}^q \alpha_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{q+i} F_{t-i} + \mu_t$$

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{q+i} \Delta F_{t-i} + \mu_t$$

onde  $S_t$  denota o preço *spot*, bem como  $\Delta S$  e  $\Delta F$  equivalem as variações dos preços *spot* e futuro, respectivamente. A primeira equação representa a estimação com as variáveis em nível. No entanto, caso verificada a ausência de estacionária na série, esta é tratada em primeira diferença, como na segunda equação. A razão ótima de *hedge* é simbolizada pelo coeficiente angular  $\delta$ , e sua efetividade é calculada por meio do coeficiente de determinação do modelo ( $R^2$ ).

### 3.4- Base de Dados

Para observar a viabilidade da implementação de um comércio de emissões no Brasil, a hipótese dessa pesquisa admite a forte correlação entre os mercados desenvolvidos; assim, deve-se observar os cenários deste mercado no contexto internacional. Para isto, são analisadas as séries históricas dos preços *spot* e futuro em EUR/tCO<sub>2</sub> dos contratos de licenças de emissões de CO<sub>2</sub> da Europa (EUA). A fim de obter uma série representativa considera-se contratos futuros com vencimento em dezembro, dado o maior número de contratos negociados neste mês. Os dados de preço de contrato *spot* são fornecidos pela European Energy Exchange (EEX), e os preços de contrato futuro são oferecidos pela ICE Futures Europe, ambas representam as principais plataformas de negociação do EU ETS.

A fim de obter uma análise comparativa, são utilizadas a série histórica de preços *spot* em CNY/tCO<sub>2</sub> dos contratos de licenças de emissões na China (China Emissions Allowances (CEAs)) do mercado-piloto de Xangai – um dos mercados-piloto regionais com maior volume de negociações – e a série histórica de preços *futuro* em USD/tCO<sub>2</sub> dos contratos de permissões de emissões na Califórnia (Californian Carbon Allowances (CCAs)). Ambas as séries de preços são disponibilizadas pelo *International Carbon Action Partnership*.

O período considerado foi do dia 01 de janeiro de 2014 a 10 de outubro de 2020 para a série de licenças de emissões do ETS da União Europeia (EU ETS). A escolha do período de análise desta série concilia-se ao fato de que no ano de 2013 iniciou-se a fase III do sistema de comércio europeu, e um fluxo extenso da literatura dedica-se a analisar somente os preços das EUAs na fase I e II do EU ETS, enquanto as evidências para a fase III permanecem escassas. Para as demais séries, utilizadas em termos comparativos, utiliza-se o período do dia 03 de janeiro de 2014 a 30 de novembro de 2020 para o ETS regional da China, e do dia 07 de janeiro de 2013 a 29 de março de 2018 para o ETS da Califórnia. Essas diferenças temporais são decorrentes da disponibilidade dos dados obtidos.

As séries foram transformadas em taxas de retornos instantâneos compostos continuamente por  $r_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$ , em que  $p_t$  e  $p_{t-1}$  são os preços das permissões de emissões de CO<sub>2</sub> na data  $t$  e na data anterior  $t - 1$ .



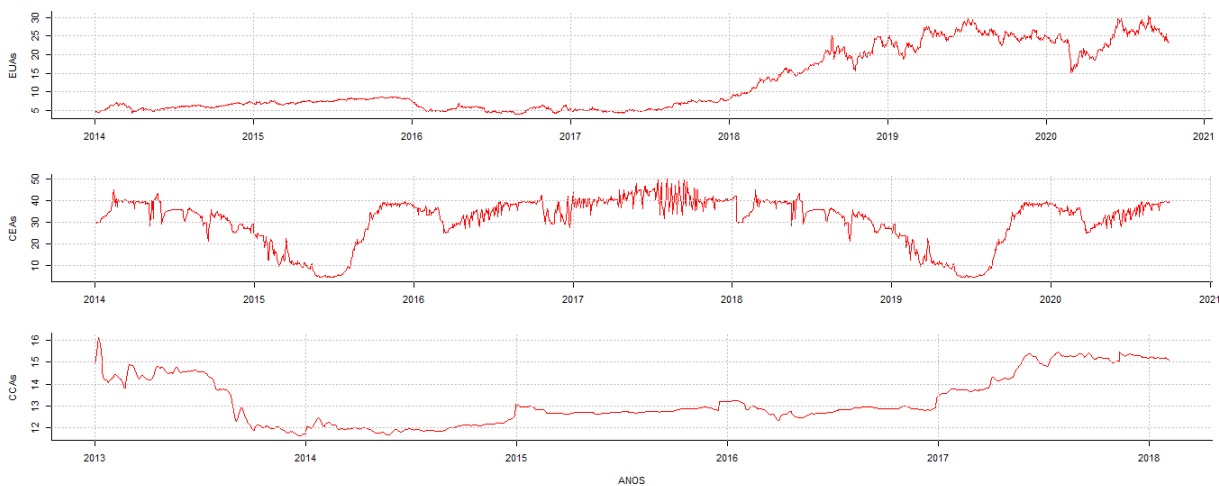
#### 4. Análise dos Resultados

Para a estimação dos modelos, *a priori*, deve-se observar os gráficos das séries temporais como uma primeira evidência da disposição dos dados. A Figura 1 ilustra o comportamento da série de preços de EUAs, CEAs e CCAs. Como observado na referida Figura, após alguns anos de contrações na demanda e subsequentes quedas nos preços, estabeleceu-se em 2018, a Reserva de Estabilidade de Mercado (REM) do EU ETS, com o objetivo de absorver o excesso de licenças de emissões do mercado e tornar o sistema mais resiliente no que diz respeito aos desequilíbrios entre oferta e procura. Nesse sentido, o mercado voltou a subir em 2018, com os preços variando em torno de 25 EUR/tCO<sub>2</sub>. No início de 2020, a pandemia de coronavírus (Covid-19) e a desaceleração econômica que se seguiu, foram os fatores que mais influenciaram a queda dos preços, sendo a Reserva de Estabilidade de Mercado insuficiente para amenizar esses choques inesperados. Em geral, por meio da Figura 1 é possível observar que a partir de 2014, a maior parte das flutuações nos preços estão relacionadas a choques negativos na demanda estimulados por variáveis associadas a teoria do custo marginal de abatimento.

Para o mercado-piloto de Xangai, usado para representar o mercado *cap-and-trade* da Chin, verifica-se uma queda nos primeiros anos (2014-2015). Apesar de períodos de instabilidade, os preços se estabilizam em torno de uma média de 38 CNY/tCO<sub>2</sub>, em função principalmente das expectativas dos agentes, que segundo Slater et al. (2019) esperam que o comércio de emissões de carbono afete cada vez mais as decisões de investimento da China nos próximos anos. A recente queda nos preços pode ser atribuída à pandemia de Covid-19, e em parte à relativa falta de clareza quanto à base jurídica subjacente a proposta entregue para a formalização do ETS nacional.

Anteriormente a análise dos preços das permissões de emissões da Califórnia, é válido destacar a sua entrada em vigor em 2012, e posterior vinculação ao sistema *cap-and-trade* do Québec. No ano de 2013, o momento de instabilidade e consecutiva queda nos preços das licenças de emissões, liga-se a um excesso de oferta relacionado ao crescimento de políticas públicas destinadas a acelerar o investimento em tecnologias de energias renováveis e a lenta recuperação econômica, ambos fatores reduziram as emissões de CO<sub>2</sub> no estado. Após um período de estabilidade, os preços das licenças voltaram a um patamar de 15 USD/tCO<sub>2</sub> em 2017, refletindo o aumento da confiança, familiaridade e participação no mercado de carbono da Califórnia.

**Figura 1** – Série de preços das permissões de emissões de CO<sub>2</sub> da Europa (EUAs), China (CEAs), e da Califórnia (CCAs).

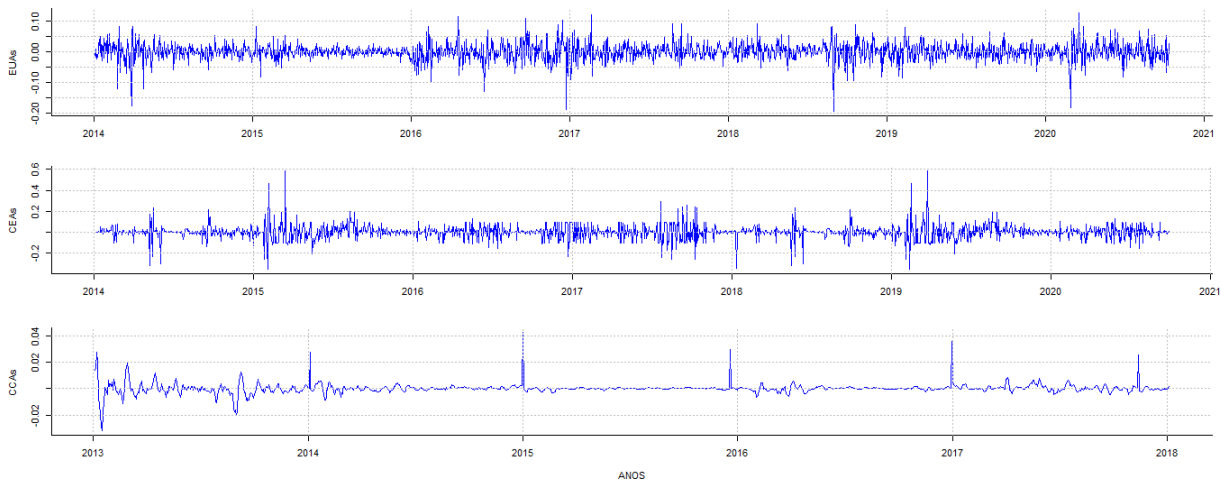




A Figura 2 refere-se as séries de retornos das EUAs, CEAs e CCAs. A referida Figura revela que as séries diárias de retornos possuem *clusters* de volatilidade, ou melhor, valores grandes de log-retorno são seguidos por outros valores grandes da série. Os *clusters*, em sua maioria, são provenientes de momentos de queda na cotação dos preços, corroborando para a hipótese de que o comportamento dos preços de permissões de emissões confirma a motivação deste estudo em trabalhar com modelos que lidam com processos voláteis induzidos por fatores de longo prazo.

Os gráficos dos retornos das séries também permitem inferir que os log-retornos se concentram em torno de uma média zero ao longo do tempo, observando-se a existência de picos em que o log-retorno assumiu valores muito altos ou baixos. Adicionalmente, verifica-se, a partir dos picos, que a variação do log-retorno não aparenta ser constante, o que acusa a existência de um possível comportamento heterocedástico da variância.

**Figura 2** – Série de retornos das permissões de emissões de  $CO_2$  da Europa (EUAs), China (CEAs), e da Califórnia (CCAs).



Para compreender melhor as séries de log-retornos trabalhadas, foram calculadas as estatísticas descritivas para as permissões de emissões da Europa (EUAs), da China (CEAs) e da Califórnia (CCAs), como indicado na Tabela 1. Por meio da avaliação dos resultados é possível destacar alguns fatores relevantes: a média dos retornos gira em torno de zero; o excesso de curtose (curtose maior que 3) para todas as séries confirma que a função de probabilidade dessa distribuição é leptocúrtica, ou que a distribuição tem caudas longas, o que sugere que a distribuição normal não se encaixa muito bem aos dados; os valores de assimetria são diferentes de zero e varia entre valores positivos e negativos, a assimetria é negativa para as EUAs, indicando que a distribuição tem a cauda direcionada para a esquerda (maior concentração de valores negativos), e para as CEAs e CCAs a assimetria é positiva, indicando que os valores estão concentrados à direita.

Devido a assimetria, o excesso de curtose e caudas longas, a escolha de modelos alternativos que permitem mudanças na estrutura de volatilidade, assimetria e curtose devem fornecer melhor ajuste à série temporal. Para formalização dessas características e diagnóstico da normalidade das distribuições é efetuado o teste de Jarque & Bera. O valor  $p$  observado da estatística desse teste na Tabela 1 confirma a rejeição da hipótese nula de distribuição normal para os retornos das séries.

Como indicado na metodologia, antes de estimar o modelo para a variância condicional, avaliou-se a existência de correlação serial e heterocedasticidade condicional nas séries de log-retornos. Dessa forma, foram aplicados o teste Q de Ljung-Box com intenção de verificar a presença, ou não, de correlação serial, e o teste de multiplicadores de Lagrange (ML) de Engle para confirmar a existência



de heterocedasticidade nos resíduos, ambos os testes para equação da média condicional.

**Tabela 1** – Estatísticas descritivas das séries de log-retornos ( $r_t$ ) diários.

	<b>EUAs</b>	<b>CEAs</b>	<b>CCAs</b>
<b>Número de observações</b>	1762	1014	1284
<b>Mínimo</b>	-0,1944	-0,3590	-0,0323
<b>Máximo</b>	0,1280	0,5877	0,0428
<b>Média</b>	0,0009	0,0003	0,0000
<b>Desvio-padrão incondicional</b>	0,0292	0,0688	0,0038
<b>Assimetria</b>	-0,5539	0,6021	1,9655
<b>Curtose</b>	4,9214	9,7783	35,5380
<b>Jarque-Bera</b>	1874,9566	4122,0882	68625,5023
<b>(p-valor)</b>	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração Própria.

Como indicado na metodologia, antes de estimar o modelo para a variância condicional, avaliou-se a existência de correlação serial e heterocedasticidade condicional nas séries de log-retornos. Dessa forma, foram aplicados o teste Q de Ljung-Box com intenção de verificar a presença, ou não, de correlação serial, e o teste de multiplicadores de Lagrange (ML) de Engle para confirmar a existência de heterocedasticidade nos resíduos, ambos os testes para equação da média condicional.

A Tabela 2 apresenta a especificação do modelo ARMA ( $p,q$ ) para a equação na média, bem como as estatística  $Q(k)$  de Ljung-Box, para verificar a existência de correlação serial nos resíduos gerados pelo ARMA. Após a definição do modelo ARMA, os resíduos são gerados, e utilizados para estimação dos modelos ARCH e para testar presença do efeito ARCH (heterocedasticidade), respectivamente, como visto na Tabela 2.

**Tabela 2** – Modelo ARMA( $p,q$ ), estatística  $Q(k)$  e o Teste ML de Engle.

	<b>Modelo</b>	<b>Q(12)*</b>	<b>Teste ARCH de Engle*</b>
<b>EUAs</b>	ARMA(1,1)	10,226 (0,5961)	35,368 (0,0000)
<b>CEAs</b>	ARMA(2,2)	14,96 (0,2436)	12,197 (0,0004)
<b>CCAs</b>	ARMA(2,2)	17,796 (0,122)	78,502 (0,0000)

\*Os valores entre parênteses indicam o  $p$ -valor.

Fonte: Elaboração Própria.

Para o trabalho em questão, na equação da média utiliza-se a especificação ARMA(1,1) para séries de retornos das EUAs, enquanto as séries de CEAs e CCAs ajustam-se ao modelo ARMA(2,2). Como apresentado na Tabela 2, em todas as séries, as estatísticas  $Q(12)$  para os resíduos do ARMA( $p,q$ ) têm valor  $p$  superior a 0,20, sustentando estatisticamente que os modelos selecionados foram capazes de eliminar a correlação serial, gerando, desse modo, resíduos i.i.d.

A partir das inovações (resíduos) desse modelo é realizada a modelagem da equação da variância condicional. Frente a esse diagnóstico, na etapa posterior, os resíduos da equação da média são usados para testar a existência de heterocedasticidade. Conforme reportado na Tabela 2, o teste ARCH realizado apresenta um  $p$ -valor inferior a 0,05 para todas as séries, ou seja, tem-se a rejeição da hipótese nula de que não há heterocedasticidade ao nível de significância de 5%. Portanto, comprova-se a existência do efeito ARCH e, a consequente, necessidade de utilização de modelos da família ARCH para as amostras selecionadas.

Na etapa consecutiva, modela-se a volatilidade dos retornos condicionais, levando em consideração o padrão heterocedástico da volatilidade. A Tabela 3 dispõe somente dos resultados finais das especificações dos modelos ARCH, obtidos após diversas simulações, selecionadas por meio dos critérios de AIC e SBC. Conforme análise prévia da Tabela 3 os coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são



estatisticamente significantes em quase todos os modelos analisados, salvo pelos valores de  $\alpha_1$  estimados pelos modelos EGARCH(2,2) e EGARCH(2,1) para as séries de CEAs e CCAs, respectivamente. Nesse sentido, verifica-se a importância dos choques de um a dois períodos anteriores para a estimação da volatilidade. Os parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$  foram estatisticamente significativos para todos os modelos, denotando também a importância da variância condicional defasada para a estimação da volatilidade.

**Tabela 3** – Estimativas dos modelos GARCH, EGARCH e TARARCH para as séries.

Coeficiente de variância condicional para os modelos ARCH							
Modelo	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\gamma_1$	$\gamma_2$
<b>EUAs</b>							
GARCH(1,1)	0,0000 <sup>(NS)</sup> (0,1214)	0,0764 (0,0000)		0,9213 (0,0000)			
EGARCH(1,1)	-0,1349 (0,0000)	-0,0273 (0,0685)		0,9813 (0,0000)		0,1808 (0,0000)	
TARCH(2,1)	0,0008 (0,0402)	0,0688 (0,0000)	0,0712 (0,0094)	0,8954 (0,0000)		0,2827 (0,0902)	-0,6308 (0,0020)
<b>CEAs</b>							
GARCH(1,2)	0,0001 (0,0013)	0,5085 (0,0000)		0,2783 (0,0039)	0,2120 (0,0056)		
EGARCH(2,1)	-0,1142 (0,0067)	-0,0325 <sup>(NS)</sup> (0,8411)	0,3045 (0,0025)	0,9630 (0,0000)		2,0740 (0,0050)	-0,8070 (0,0000)
TARCH(1,2)	0,0046 (0,0022)	1,0000 (0,0000)		0,2970 (0,0018)	0,2418 (0,0029)	0,0417 <sup>(NS)</sup> (0,5239)	
<b>CCAs</b>							
GARCH(1,2)	0,0000 <sup>(NS)</sup> (0,8958)	0,3248 (0,0000)	0,1534 (0,0155)	0,5207 (0,0039)			
EGARCH(2,1)	-0,149 (0,0000)	-0,0240 <sup>(NS)</sup> (0,6483)	-0,1644 (0,0018)	0,5463 (0,0000)	0,4429 (0,0000)	0,2620 (0,0000)	-0,0381 <sup>(NS)</sup> (0,4687)
TARCH(2,2)	0,0000 <sup>(NS)</sup> (0,5262)	0,6552 (0,0034)		0,0936 (0,0000)	0,5351 (0,0557)	-0,0375 <sup>(NS)</sup> (0,3674)	

Notas:

- Os parâmetros não significativos estão sobrescritos com <sup>(NS)</sup>. Os valores entre parênteses indicam o *p*-valor. Fonte: Elaboração Própria.

Para a série de retornos das permissões de emissões de  $CO_2$  da União Europeia (EUAs), no GARCH(1,1) o  $\alpha_1$  tem o valor de 0,0764, o que equivale dizer que a amplitude das variações de preços reagem com um movimento menor. O parâmetro  $\beta_1$  assume um valor de 0,9213, dessa maneira admita-se que 92,13% da volatilidade do dia anterior é transmitida para o dia seguinte. Para o modelo EGARCH(1,1), o parâmetro  $\gamma_1$  diferente de 0 fornece evidência de assimetria na série, ou seja, choques positivos e negativos têm impacto distinto sobre a volatilidade, entretanto, não há evidências do efeito alavancagem. A persistência de choques na volatilidade dos retornos, captada pelo termo  $\ln(h_{t-1})$  foi de 0,9782, próxima da estimada pelo modelo GARCH(1,1), que indica uma elevada persistência dos choques. O TARCH(2,1) reafirma o padrão de persistência dos choques na série, dado que o coeficiente estimado apresentou similaridade ao dos modelos anteriores. O parâmetro  $\gamma_1$  foi estatisticamente significativo, confirmando a presença de assimetria e a ausência de efeito alavancagem, sendo os retornos positivos os de maior impacto na volatilidade.

Os coeficientes estimados para os retornos das permissões de  $CO_2$  da China (CEAs) são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5% para quase todos os modelos. No modelo



GARCH(1,2), tem-se um valor de  $\alpha_1$  igual a 0,5085, o que sugere que a série possui um maior nível de variações dos preços médios ao longo do tempo. O  $\beta_1$  e  $\beta_2$  assumem valores inferiores a 0,30, cabe sinalizar então que, 27,83% e 21,20% de choques gerados na série no tempo  $t - 1$  e  $t - 2$ , respectivamente, persistirão no tempo  $t$ . O parâmetro  $\gamma_1$  fornecido pelo EGARCH(2,1) indica a existência de efeito assimetria, porém ignora a presença de efeito alavancagem. Nesta especificação, o  $\beta_1$  assume um valor de 0,9630, diferente do padrão de persistência obtido pelo modelo GARCH. O modelo TARARCH(1,2), indica a não significância estatística do efeito alavancagem  $\gamma_1$ , apontando que quedas e subidas nos preços tendem a ter o mesmo efeito sobre a volatilidade. Em suma, os modelos captam padrões de volatilidade que se divergem entre si, indo de contramão ao que se espera, e corroborando para a proposição de incompatibilidade analítica desses modelos na série de CEAs.

Na série de retornos de permissões de emissões de  $CO_2$  da Califórnia (CCAs), para o GARCH(1,2) os parâmetros  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  e  $\beta_1$  são estatisticamente diferentes de zero, tanto os parâmetros de reação quanto os de persistência. Os resultados observados se assemelham aos calculados para a série de CEAs no que diz respeito ao alto nível de reação da volatilidade a choques na série, bem como pelo baixo grau de persistência, em que a volatilidade observada de um período anterior tende a influenciar pouco na volatilidade dos retornos do dia seguinte. A assimetria de choques na volatilidade e confirmada pelo modelo EGARCH(2,1), posto que o parâmetro  $\gamma_1$  mostrou-se significativo, mas é dispensada pelo TARARCH(2,2), dada a não significância estatística do  $\gamma_1$  nesta especificação. Para o TARARCH(2,2)  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são significativos, sendo  $\beta_2$  (0,0936) maior que  $\beta_1$  (0,5351),  $\beta_2$  incorpora informações relevantes aos modelos, diminuindo o impacto de  $\beta_1$  na estimação da volatilidade.

De modo geral, tem-se que a soma dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  indicam quão voláteis são as séries. Com base nos parâmetros observados na Tabela 3 a soma dos coeficientes de reação e persistência são superiores a 0,68, mostrando que, após um choque, o processo de reversão da variância condicional para o seu valor médio tende a acontecer lentamente.

Dada a alta volatilidade nos preços das licenças de emissões, admite-se a importância da gestão de risco de preços, ou melhor, a necessidade de que instrumentos financeiros como futuros, opções, entre outros, sejam vistos como alternativas para diminuir a exposição à volatilidade verificada nos preços das permissões de emissões analisadas. Na tentativa de comprovar essa proposição, estima-se o *hedge* de variância mínima para as licenças da Europa (onde foi obtido um padrão de volatilidade mais bem definido).

Em primeiro plano, para verificar o processo de causalidade e transmissão de preços efetua-se o teste de Causalidade de Granger. Os resultados do teste, apresentados na Tabela 4, indicam que não há causalidade dos preços futuros pelos preços *spot* no sentido de Granger, tal indicativa também foi verificada no sentido inverso. Portanto, evidencia-se que não há repasse de informações dos preços futuros aos preços *spot*, e vice-versa.

**Tabela 4** – Teste de Causalidade de Granger para a série de preços *spot* e futuro de EUAs.

Hipótese-nula	F	Pr(>F)
Futuro não causa <i>Spot</i>	0.591	0.4421
<i>Spot</i> não causa Futuro	0.4579	0.4987

Fonte: Elaboração Própria.

Apesar de não ser observado a causalidade por meio do teste de Granger, foram-se estimados os modelos de razão ótima e efetividade para o mercado. Antes disso, realizam-se os testes de raiz unitária para as séries de preços e log-retornos, reportados na Tabela 5, onde observa-se que as variáveis em nível (preços) são não estacionárias, recusando a hipótese de estabilidade em suas trajetórias. Quanto à série de log-retornos, todos os testes indicaram a ausência de raiz unitária. Posto a estabilidade verificada nos log-retornos, aplica-se o modelo de *hedge* estático, formalizado a seguir:



**Tabela 5** – Testes de Raiz Unitária para as séries de retornos e preços *spot* e futuro de EUAs.

Variáveis	ADF		PP		KPSS	
	p	p-valor	t-ajustado	p-valor	LM-t	p-valor
Preço <i>Spot</i>	-2,1429	0,08206	-8,3803	0,6423	15,529	0,0000
Preço Futuro	0,3285	0,482	-7,8188	0,6736	14,871	0,0000
Retorno <i>Spot</i>	-29,7764	0,0000	-1847,5	0,0000	0,09894	0,1000
Retorno Futuro	-29,4497	0,0000	-1853,7	0,0000	0,12589	0,1000

Fonte: Elaboração Própria.

$$EUASpot_t = 0,0001 + 1,0190EUAFuturo_t \quad R^2 \quad ARCH \quad Jarque-Bera(0,123) \\ 0,982 \quad (0,0000) \quad (0,0000)$$

Os dados obtidos revelam que o agente atuante no mercado *cap-and-trade* teria que negociar cerca de 1,02 contratos em sua posição no mercado futuro, comprando ou vendendo contratos de permissões de emissões de  $CO_2$  no mercado secundário da EU ETS, para buscar minimizar aproximados 98% da variância da receita, o que denota em uma operação com alta efetividade.

É válido enfatizar que, as estimativas não estão isentas de heterocedasticidade, autocorrelação, e não normalidade dos resíduos, apesar do parâmetro observado ser estatisticamente significativo. Além disso, o modelo estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários admite que a variância e covariância das séries sejam constantes ao longo do tempo, o que não é verificado de modo empírico. Entretanto, de acordo com Fan, Roca e Akimov (2014), no EU ETS, a razão ótima e efetividade de *hedge* invariantes no tempo, calculadas por meio de modelos mais simples, superam os índices de *hedge* variantes no tempo, estimados por modelos mais sofisticados.

## 5. Considerações Finais

O emprego de instrumentos de precificação de carbono vem crescendo rapidamente na literatura e das discussões técnicas nos órgãos supremos ao redor do mundo, consolidando-se como alternativa central de políticas climáticas pautadas na redução de emissões de  $CO_2$ . No contexto nacional, o objetivo de mitigação de emissões de GEE está dado pela Contribuição Nacional Determinada do Brasil, e programas como o da Lei 13.576/17 (RenovaBio), reforçam a necessidade da adoção de instrumentos de precificação de carbono como uma opção com custo-efetividade para reduzir o gasto total de cumprimento das metas estabelecidas.

Existem motivações, derivadas tanto do contexto nacional quanto internacional, para que o Brasil analise o potencial de adoção de um instrumento de precificação de carbono. O presente estudo tem como objetivo identificar a dinâmica dos instrumentos de precificação de carbono em andamento, e estudar o possível enquadramento dos modelos de precificação na Lei 13.576/17 (RenovaBio).

Neste estudo, as atenções estão voltada nos Sistemas de Comércio de Emissões da União Europeia, da China, e da Califórnia para avaliação da dinâmica da volatilidade dos preços de permissões de emissões de  $CO_2$ . Para identificação desta dinâmica busca-se analisar os agrupamentos, a persistência e a assimetria da volatilidade das permissões de emissões, partir dos modelos GARCH, EGARCH e TARCH, modelos estocásticos apropriados para captar o padrão de retornos das séries.

A posteriori, estima-se um modelo de transmissão de preços do mercado futuro para o *spot*, no intuito de verificar a razão ótima e efetividade do *hedge* para um modelo estático. Por meio do estudo da dinâmica de preços e modelos de transmissões de preços os agentes adquirem condições para otimizar suas estratégias de investimento contra flutuações inesperadas nos preços das licenças.

Na avaliação da variância condicional dos retornos, o comportamento da volatilidade mostra resultados diferentes para os mercados explorados. Para a série de retornos das permissões de emissões de  $CO_2$  da União Europeia foi constatada a alta transmissão da volatilidade de um dia para outro, além



da alta persistência de choques na volatilidade dos retornos. De maneira contrária, para a série da China e Califórnia, observou-se que a volatilidade do dia anterior possui uma baixa influência na volatilidade dos retornos do dia seguinte, assim como um baixo grau de persistência dos choques.

As séries de permissões de emissões da China e da Califórnia se assemelham no relativo ao padrão de volatilidade estimado. Os resultados de falta de assimetria revelados pelos parâmetros  $\gamma$  nas especificações TARCH de ambas as séries, de imediato, parecem incoerentes, visto que o efeito alavancagem em séries financeiras é fato estilizado. Entretanto, não foram encontrados estudos utilizando modelagens que captam o efeito assimétrico em outra janela temporal para estas séries, o que permitiria comparar os resultados alcançados com o presente estudo.

Posteriormente, a soma dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  indicam quão voláteis são as séries, os parâmetros observados mostram que, após um choque, o processo de reversão da variância condicional para o seu valor médio tende a acontecer lentamente, ratificando o comportamento dinâmico das séries. Em linhas gerais, os padrões de variância condicional estimados pelos coeficientes de reação e persistência corroboram com a análise gráfica para explicar as aglomerações de volatilidade no que diz respeito suas permanências e magnitudes ao longo do tempo. As descobertas feitas por esse estudo, apoiam fortemente a adequação a modelos que capturam características como assimetria, excesso de curtose, e, como sugestão para a melhoria da exploração da dinâmica da volatilidade, tem-se como desafio a utilização de modelos que possam capturar as diferentes fases de comportamento da volatilidade, e incorporar componentes como a atividade econômica, as variações climáticas, os aspectos políticos e regulatórios, na volatilidade dos retornos futuro para o *spot*, no intuito de verificar a razão ótima e efetividade do *hedge* para um modelo estático. Por meio do estudo da dinâmica de preços e modelos de transmissões de preços os agentes adquirem condições para otimizar suas estratégias de investimento contra flutuações inesperadas nos preços das licenças.

Em relação ao modelo de razão ótima de *hedge* e sua efetividade, apesar de não verificada a causalidade no sentido de Granger entre os preços futuro e *spot*, a razão ótima do modelo (coeficiente angular da regressão) indica que cerca de 1,02 contratos devem estar comprometidos em cada operação de *hedge* com contratos futuros. Efetivamente, essa operação deve cobrir 98% do risco em que agentes comercializadores de contratos de EUAs estariam expostos. Sendo assim, os resultados sugerem que a criação e desenvolvimento de instrumentos de *hedge* baseados no mercado, podem ser ferramentas adequadas frente a persistência dos choques sobre a volatilidade verificada para os retornos.

Em meio ao cenário de incertezas e recuperações econômicas, uma crescente atenção está sendo dada à promessa dos mercados de carbono de atingir eficientemente as metas climáticas e, ao mesmo tempo, apoiar outros objetivos econômicos, como já destacado neste estudo. De qualquer maneira, para que os compromissos brasileiros assumidos sejam alcançados por meio de uma trajetória custo-efetiva, é fundamental que mecanismos de precificação de carbono sejam estabelecidos. Os mercados "maduros" de hoje possuem anos de experiência. Nesse sentido, a análise prévia destes mercados, com a intenção de entender os seus modelos e dinâmicas, é fundamental para a compreensão das perspectivas de enquadramento da Lei 13.576/17 (RenovaBio) na formação de um futuro mercado de carbono no Brasil.

## 6 – Referências Bibliográficas

- ALBEROLA, E.; CHEVALLIER, J.; CHÈZE, B. Price drivers and structural breaks in european carbon prices 2005–2007. **Energy policy**, Elsevier, v. 36, n. 2, p. 787–797, 2008.
- BARANZINI, A. et al. Carbon pricing in climate policy: seven reasons, complementary instruments, and political economy considerations. **Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change**, Wiley Online Library, v. 8, n. 4, p. e462, 2017.
- BENZ, E.; TRÜCK, S. Co2 emission allowances trading in europe—specifying a new class of assets. **Problems and Perspectives in Management**, Citeseer, v. 4, n. 3, p. 30–40, 2006.



- BENZ, E.; TRÜCK, S. Modeling the price dynamics of co2 emission allowances. **Energy Economics**, Elsevier, v. 31, n. 1, p. 4–15, 2009.
- BLOCH, D. A. A note on emissions trading: The pricing of carbon derivatives. **Available at SSRN 1701619**, 2010.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, North-Holland, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986.
- BOLLERSLEV, T.; WOOLDRIDGE, J. M. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. **Econometric reviews**, Taylor & Francis, v. 11, n. 2, p. 143–172, 1992.
- BROOKS, C.; BURKE, S. P.; PERSAND, G. **Benchmarks and the accuracy of GARCH model estimation**. [S.l.]: Elsevier, 2001.
- CHEVALLIER, J. A model of carbon price interactions with macroeconomic and energy dynamics. **Energy Economics**, Elsevier, v. 33, n. 6, p. 1295–1312, 2011.
- DASKALAKIS, G.; PSYCHOYIOS, D.; MARKELLOS, R. N. Modeling co2 emission allowance prices and derivatives: Evidence from the eex. **June [online]**, **Available from <http://ssrn.com/abstract>**, Citeseer, v. 912420, 2006.
- EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **The journal of finance**, JSTOR, v. 34, n. 1, p. 157–170, 1979.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 987–1007, 1982.
- FAN, J. H.; ROCA, E.; AKIMOV, A. Estimation and performance evaluation of optimal hedge ratios in the carbon market of the european union emissions trading scheme. **Australian Journal of Management**, Sage Publications Sage UK: London, England, v. 39, n. 1, p. 73–91, 2014.
- GUSMÃO, F. et al. Estudos sobre mercado de carbono no brasil: Análise da alocação de permissões. **Banco Interamericano de Desenvolvimento**, Washington DC., n. Monografia No. 309, 2015.
- HULL, J. C. **Opções, futuros e outros derivativos**. [S.l.]: Bookman Editora, 2016.
- ISSLER, J. V. Estimating and forecasting the volatility of brazilian finance series using arch models. Sociedade Brasileira de Econometria, 1999.
- KOCH, N. et al. Causes of the eu ets price drop: Recession, cdm, renewable policies or a bit of everything?—new evidence. **Energy Policy**, Elsevier, v. 73, p. 676–685, 2014.
- KOSSOY, A. et al. **State and trends of carbon pricing 2015**. [S.l.]: Washington, DC: World Bank, 2015.
- MME. Ministério de minas e energia. **“RenovaBio: Objetivos”**, 2018.
- MORAIS, I. A. D.; PORTUGAL, M. S. Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do ibovespa. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 29, n. 3, p. 303–341, 1999.
- MORETTIN, P. A. **Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras**. [S.l.]: Editora Blucher, 2017.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. Análise de séries temporais. In: **Análise de séries temporais**. [S.l.: s.n.], 2006. p. 538–538.
- MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, Wiley Online Library, v. 71, n. 4, p. 858–868, 1989.
- NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 347–370, 1991.
- NICOLLETTI, M.; LEFÉVRE, G. B. Precificação de carbono no brasil: perspectivas e aprendizados a partir de uma simulação de mercado cap-and-trade. Cadernos Adenauer, 2016.
- PAOLELLA, M. S.; TASCHINI, L. **An econometric analysis of emission trading allowances**. [S.l.]: Swiss Finance Inst., 2006.
- SEIFERT, J.; UHRIG-HOMBURG, M.; WAGNER, M. Dynamic behavior of co2 spot prices. **Journal of Economics Dynamics and control**, Elsevier, v.18, n.5, p.931-955.



61º Congresso da  
**SOBER**  
Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

**AGROPECUÁRIA  
DO FUTURO**  
Tecnologia, Sustentabilidade e  
a Segurança Alimentar