

EVENTOS EXTREMOS E O MERCADO DE PETRÓLEO: ABORDAGEM DE SALTOS CONDICIONAIS

MAX C. RESENDE¹

 <https://orcid.org/0000-0002-0990-8192>

EVANDRO C. PEDRO²

 <https://orcid.org/0000-0002-0004-042X>

Para citar este artigo: Resende, M. C., & Pedro, E. C. (2020). Eventos extremos e o mercado de petróleo: Abordagem de saltos condicionais. *Revista de Administração Mackenzie*, 21(2), 1–30. doi:10.1590/1678-6971/eRAMF200086

Submissão: 29 abr. 2019. **Aceite:** 22 ago. 2019.

¹ Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Florianópolis, SC, Brasil.

² Pro Educacional, Florianópolis, SC, Brasil.



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

This paper may be copied, distributed, displayed, transmitted or adapted if provided, in a clear and explicit way, the name of the journal, the edition, the year and the pages on which the paper was originally published, but not suggesting that RAM endorses paper reuse. This licensing term should be made explicit in cases of reuse or distribution to third parties. It is not allowed the use for commercial purposes.

Este artigo pode ser copiado, distribuído, exibido, transmitido ou adaptado desde que citados, de forma clara e explícita, o nome da revista, a edição, o ano e as páginas nas quais o artigo foi publicado originalmente, mas sem sugerir que a RAM endosse a reutilização do artigo. Esse termo de licenciamento deve ser explicitado para os casos de reutilização ou distribuição para terceiros. Não é permitido o uso para fins comerciais.

RESUMO

Objetivo: Esta pesquisa tem por objetivo analisar os movimentos de preços estimulados por eventos extremos, como explosão de plataforma e crises geopolíticas e financeiras no mercado de petróleo, e compreender a reação e a persistência desses efeitos sobre o preço da *commodity*.

Originalidade/valor: A posição de destaque do petróleo gera preocupações de investidores, produtores e formuladores de política em razão do comportamento instável de seu nível de preço e padrão de volatilidade, o que justifica a necessidade de investigação de sua dinâmica para fins de formação de política econômica, estratégias de *trading*, estrutura de custos e receitas das empresas do setor e decisões de investimento em outras fontes de energia.

Design/metodologia/abordagem: Para modelar a ocorrência de saltos de volatilidade originada pela ocorrência de eventos extremos, foram utilizadas quatro especificações para a metodologia de saltos condicionais ARJI-GARCH, desenvolvida por Chan e Maheu (2002). Os dados consistem em 2.008 registros diários do preço de fechamento do petróleo do tipo *light* (WTI) no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017, obtidos na NYMEX.

Resultados: Dentre vários resultados, verificou-se que a ocorrência de eventos extremos provoca alterações significativas nos retornos do petróleo, contrariando a hipótese de mercados eficientes. Também se constatou que as variações no preço do petróleo podem ser especificadas por meio de saltos condicionais que são variantes no tempo, porém pouco sensíveis a choques passados e de persistência de curtíssimo prazo.

PALAVRAS-CHAVE

Petróleo. Volatilidade. Eventos extremos. Modelos ARJI-GARCH. Saltos condicionais.

1. INTRODUÇÃO

O petróleo é a principal fonte de energia do mundo, além de constituir a base da economia produtiva. Essa posição de destaque gera preocupações nos investidores, produtores e formuladores de política em razão do comportamento instável de seu nível de preço e padrão de volatilidade, o que justifica a necessidade de investigação de sua dinâmica para fins de formação de política econômica, estratégias de *trading*, estrutura de custos e receitas das empresas do setor e decisões de investimento em outras fontes de energia.

Desde o final dos anos 1990, os níveis de preço do petróleo e sua volatilidade³ elevaram-se consideravelmente, mudando a trajetória e o comportamento de acordo com o cenário político-econômico mundial. Segundo Hamilton (2008), esse aumento de preço gera preocupações tanto no contexto teórico quanto no prático. Em relação ao primeiro, a disponibilidade em alta frequência dos dados do preço do petróleo mostrou que há evidências de correlações estatisticamente significativas entre observações distantes e possibilidade de heteroscedasticidade condicional, ou seja, a volatilidade varia no tempo. Quanto ao segundo, as oscilações no preço provocam instabilidades macroeconômicas tanto nos países exportadores quanto nos dependentes da *commodity*, além de introduzirem incerteza e risco no mercado financeiro. Assim, tanto os governos quanto os investidores estão interessados na extensão da volatilidade do preço do petróleo para tomar as melhores decisões de políticas e de investimento.

Conforme Laurini, Mauad e Aiube (2016) e Oliveira e Pereira (2017), esse aspecto comportamental dos preços da *commodity* implica retornos com características semelhantes a uma série financeira temporal qualquer, conhecidos como fatos estilizados (Enders, 2008), tais como: retorno médio próximo a zero e distribuição levemente assimétrica, aglomerados de volatilidade e curtose elevada, o que torna possível a identificação de eventos extremos⁴ e volatilidade variante no tempo, influenciando na especificação adequada da distribuição dos retornos.

Percebe-se que, independentemente dos fatos que causam oscilações no nível de preço do petróleo, a análise, a compreensão da reação e a persistência

³ Para fins deste trabalho, utiliza-se a definição de volatilidade apresentada por Bollerslev (1986): $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$; $\alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$, em que α e β são os termos ARCH e GARCH, respectivamente.

⁴ Eventos de baixa frequência, com magnitude elevada e que estão concentrados nas caudas da função de distribuição que descreve a série de dados em análise (Rocco, 2014).



desses efeitos sobre o preço da *commodity* são relevantes para os mais variados agentes econômicos. Nesse contexto, a literatura destaca que a técnica comumente utilizada para especificar a volatilidade do preço do petróleo consiste na parametrização GARCH de heteroscedasticidade condicional (Larsson & Nossman, 2011; Laurini et al., 2016). Todavia, segundo Ely (2013), ao trabalhar com tempo discreto, a técnica GARCH explica somente mudanças sutis e persistentes na volatilidade e não mudanças bruscas na série de retornos.

Para modelar a ocorrência de saltos e a presença de uma volatilidade persistente nos preços do petróleo, uma literatura abrangente foi desenvolvida para analisar tais fenômenos. Podemos citar como exemplos recentes dessa literatura Chiou e Lee (2009), Gronwald (2012), Ozdemir, Gokmenoglu e Ekinici (2013), Laurini et al. (2016) e Oliveira e Pereira (2017), os quais, no geral, apresentaram resultados que comprovam que os modelos de saltos condicionais são uma ferramenta útil para capturar movimentos de preços estimulados por eventos extremos e que uma parte considerável da variância pode ser atribuída aos saltos, que os leva a concluir que movimentos extremos de preços estão presentes e a distribuição empírica da mudança do preço do petróleo tem caudas pesadas. Todavia, ressaltam que, diante do aumento recente na volatilidade desse mercado, os movimentos de preço que podem ser explicados pela parcela dos saltos têm se tornado menos frequentes.

Diante da relevância da *commodity* nos diferentes cenários econômicos, este artigo estuda a dinâmica dos retornos do mercado de petróleo do tipo leve WTI (*West Texas Intermediate*), de janeiro de 2010 a dezembro de 2017, com o intuito de entender melhor movimentos extremos e repentinos nos preços desse produto desencadeados por situações como crises financeiras e geopolíticas, desastres ambientais ou notícias de problemas relacionados à sua produção.

Para o estudo empírico, foram utilizadas quatro especificações para a metodologia de saltos autorregressivos ARJI-GARCH, desenvolvida por Chan e Maheu (2002), em que os saltos ocorrem em diferentes tamanhos e frequência. Essa classe de modelos e extensões bivariados foi aplicada com sucesso aos retornos do mercado de ações (Maheu & McCurdy, 2004; Laurini et al., 2016), às taxas de câmbio (Chan, 2004; Ely, 2013) e aos preços do cobre (Chan & Young, 2006). Com base nesse instrumental, esta pesquisa tem como objetivo responder às seguintes perguntas:

- Qual é a intensidade dos saltos condicionais na série de retornos do petróleo ao longo do período analisado?



- Os saltos aparecem de maneira persistente ou se comportam como ruído branco?
- Qual é o efeito do tamanho médio dos saltos na variação das taxas de retorno do petróleo?

Ao responder a esses questionamentos, este artigo busca fornecer evidências sobre como a chegada de novos eventos influencia a dinâmica do mercado de petróleo.

Destarte, este estudo fornece evidências de comportamento GARCH e do surgimento de saltos discretos nos retornos diários do preço do petróleo, o que significa que a distribuição empírica de suas variações tem caudas espessas. Além disso, a persistência dos saltos apresentou um caráter de curtíssimo prazo, e, em consequência, os preços não se acomodam em uma tendência de longo prazo, o que gera efeitos consideráveis nas análises de previsão, volatilidade, gerenciamento de risco e precificação de derivativos.

Desse modo, o artigo está organizado em seis seções. Além deste texto introdutório, a seção 2 traz uma revisão teórica da literatura que investiga o comportamento dos preços do petróleo, a seção 3 descreve a metodologia de saltos condicionais desenvolvida por Chan e Maheu (2002), a seção 4 apresenta as estatísticas descritivas dos dados utilizados no trabalho, a seção 5 expõe os resultados das estimações para os modelos propostos, e, por último, a seção 6 apresenta as conclusões.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Segundo Hamilton (2008) e Gronwald (2009), a literatura contemporânea apresenta três abordagens principais para explicar o comportamento dos preços do petróleo. A primeira refere-se à investigação estatística das correlações da série histórica de preços, que mostra que as mudanças no preço real da *commodity* tendem historicamente a ser permanentes, são difíceis de prever e sofrem a influência de diferentes regimes de preços ao longo do tempo. A segunda abordagem contempla as predições da teoria econômica sobre como os preços devem se comportar ao longo do tempo, e o primeiro modelo apresentado com essa finalidade foi desenvolvido por Hotelling (1931) que afirmava que o preço do óleo, por ser um produto exaurível, deveria crescer na mesma taxa dos *FED Funds* e, sempre que possível, ter seu preço superior ao custo marginal de produção. Na sequência, seguiram vários outros trabalhos que passaram a incorporar questões de arbitragem de estoque, derivativos financeiros e escassez.



Enquanto as duas primeiras interpretações se concentram em aspectos estatísticos dos preços da *commodity*, a terceira abordagem trata de características microeconômicas gerais, a partir da análise da relação entre os determinantes da oferta e da demanda nesse mercado. Em termos de determinantes da demanda, a elasticidade-preço da demanda é baixa e tem decrescido ao longo dos últimos 20 anos, enquanto a elasticidade-renda é próxima a 1 em países com desenvolvimento tardio (por exemplo, Brasil e Rússia) e inferior a 1 em países como Estados Unidos e Inglaterra. Por sua vez, a interpretação da oferta é distorcida por causa das intervenções da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (Opep), o que gera instabilidades e *clusters* de volatilidade nos retornos para o petróleo.

O debate acerca do comportamento do preço do petróleo chamou a atenção de administradores, estatísticos, economistas, entre outros profissionais, que desenvolveram inúmeros trabalhos com o intuito de compreender a dinâmica e a volatilidade do preço do hidrocarboneto (Sadorsky, 1999; Pindyck, 2001; Askari & Krichene, 2008; Gronwald, 2012) a partir das mais variadas técnicas. A evidência real de que os preços do óleo apresentam volatilidade elevada e sofrem mudanças drásticas repentinas, como em períodos de guerra (Guerra do Golfo, em 1991, e invasão do Iraque, em 2003), crises políticas (Primavera Árabe) e crises financeiras, como as ocorridas ao final da década de 1990 (dos Tigres Asiáticos e da Rússia) e, mais recentemente, a crise financeira deflagrada em 2008, são algumas das razões que justificam o uso de ferramentas matemáticas para a melhor análise do mercado de petróleo.

Ao longo dos anos, várias regularidades empíricas têm sido identificadas nos retornos diários de variáveis financeiras, das quais as principais são: os retornos dos ativos são uma sequência de diferenças de martingale; os retornos apresentam pequena autocorrelação, mas não grande o suficiente para gerar operações de arbitragem; a volatilidade dos retornos tende a se agrupar, ou seja, altos retornos tendem a se suceder, por exemplo; a variância condicional é variante no tempo e a distribuição incondicional é leptocúrtica.

Em relação ao uso das técnicas econométricas, a literatura tradicional em dinâmica de volatilidade indica que o modelo GARCH traz uma boa aproximação em relação a esses fatos estilizados, por meio da parametrização da estrutura autorregressiva da variância condicional. Destaca-se que o modelo foi feito para capturar mudanças suaves e persistentes na volatilidade, porém não tem a capacidade de tratar grandes mudanças discretas que ocorrem nos retornos dos ativos (Ely, 2013).

Diante dessa problemática, vários trabalhos analisaram a importância de mudanças bruscas nas séries de retornos (Sadorsky, 1999; Lobo, 1999;



Kim & Mei, 2001; Larsson & Nossman, 2011), e o modelo-base para a análise de saltos foi proposto inicialmente por Press (1967), em que o comportamento dos saltos era governado por uma distribuição de Poisson⁵. Especificamente para o caso do petróleo, Andersen, Bollerslev e Diebold (2007), Chiou e Lee (2009) e Gronwald (2012) concluíram que tais modelos geram estatísticas satisfatórias e corroboram a interpretação do comportamento dos retornos diários do óleo.

Ademais, Chan e Maheu (2002) partiram da premissa que os saltos são utilizados para modelar eventos aleatórios e, por isso, apresentam a capacidade de capturar mudanças suaves ou bruscas na volatilidade da série de preço e sua intensidade pode variar ao longo do tempo, segundo um processo autorregressivo de média móvel (ARMA). Essa parametrização da intensidade do salto (ARJI) fornece um canal para a probabilidade de o salto futuro ser função da dinâmica histórica de saltos. Essa especificação apresenta várias implicações:

- Como a intensidade do salto segue uma forma funcional ARMA, que é governada por uma distribuição de Poisson serialmente correlacionada, isso o torna capaz de capturar várias formas de autocorrelação.
- O modelo é fácil de ser estimado, e tanto a técnica de máxima verossimilhança quanto a inferência assintótica podem ser utilizadas.
- Obtém-se um produto derivado da estimação, o filtro, que fornece inferências *ex post* de altas dinâmicas.
- Não é necessário nenhum método de simulação para a estimação do modelo.

A fim de analisar o comportamento dinâmico da cotação dos preços do petróleo, Gronwald (2012) aplicou o modelo ARJI-GARCH à série de retornos diários do petróleo para o período de março de 1983 a novembro de 2008. Os exercícios econométricos mostraram que existem fortes evidências de um comportamento GARCH, bem como da intensidade do salto condicional nas mudanças diárias nos preços do petróleo. Conclui-se que a heteroscedasticidade condicional está presente, que a distribuição empírica das mudanças nos preços do petróleo tem caudas grossas (*fat tails*), isto é, a frequência de observações muito distantes da média da distribuição é muito maior que a apresentada pela distribuição normal, que o preço da *commodity* é muito sensível à ocorrência de novos eventos e, em consequência, não se

⁵ Distribuição probabilística normalmente utilizada para modelar a frequência de ocorrências de um evento em um intervalo de tempo no espaço.



acomoda em uma tendência de longo prazo. Indo ao encontro de tais resultados, Horan, Peterson e Mahar (2004) verificaram que a volatilidade implícita aumenta com a aproximação das reuniões da Opec, seguida de uma forte queda (4%) após o primeiro dia do encontro e uma mais sutil ao longo de um período de cinco dias.

Em relação à literatura nacional, Laurini et al. (2016) estimaram um modelo multivariado de saltos com o objetivo de investigar a sua presença na média e variância condicional nos retornos dos preços do petróleo dos tipos WTI e Brent e das ações de determinadas empresas do setor, Petrobras, Exxon, Chevron e British Petroleum (BP). A metodologia desenvolvida pelos autores combina a proposta original de Qu e Perron (2013) acerca da estrutura aleatória de saltos no nível de volatilidade e a probabilidade de eventos bruscos comuns apresentada em Laurini e Mauad (2015), a qual realiza uma decomposição da variância condicional de cada ativo como a soma do fator comum mais um fator transitório específico em uma estrutura de volatilidade estocástica multivariada.

Entre as diversas conclusões, destaca-se a existência de correlação entre as séries financeiras tratadas e que ambos os tipos de petróleo, assim como os retornos para as empresas Chevron e Exxon, mostram parâmetros de persistência da volatilidade relativamente baixos quando comparados à Petrobras e à BP. Isso significa que sua reversão para o nível médio de volatilidade é mais rápida, indicando uma dinâmica de volatilidade mais autônoma para a Petrobras e para a BP em relação aos choques nos preços do petróleo.

Outrossim, Oliveira e Pereira (2017) investigaram os choques dos preços do petróleo e a persistência da volatilidade em modelos GARCH tradicionais, GARCH com mudanças de regime (MS-GARCH) e modelo de variância incondicional com mudança de regime markoviano (MSIH). Os resultados sugerem que os retornos do petróleo exibem características comuns aos retornos financeiros e que, em termos de desempenho preditivo nos períodos de baixa volatilidade, o modelo MSIH apresenta resultados melhores, todavia, em momentos de alta volatilidade, os modelos GARCH e MS-GARCH obtiveram melhor *performance*. Por fim, ressaltam que os modelos tradicionais de série financeira apresentam uma aderência limitada aos dados por causa das quebras estruturais, além de descreverem a volatilidade com maior persistência, porém, no modelo MS-GARCH, a volatilidade reduz seu nível mais rapidamente em vez de suavizar o choque por um longo período.

Ademais, sabe-se que flutuações do preço do petróleo e mudanças na volatilidade dependem dos níveis de oferta e demanda, ciclos econômicos, nível de especulação, atividades políticas, como guerras, e crises econômicas



e financeiras. Sob essa ótica, Morales e Andreosso-O'Callaghan (2017) investigaram o comportamento dos preços diários do hidrocarboneto durante as crises financeiras asiática, de 1997, e a mundial, em 2008, a partir de modelos econométricos de assimetria de volatilidade e testes de quebra estrutural. Os autores concluíram que, durante a crise financeira global, a persistência da volatilidade teve um impacto maior nos mercados de petróleo do que durante a crise asiática, sugerindo que não apenas os gatilhos das crises desempenham um papel importante na análise do comportamento dos mercados de petróleo, mas também sua localização geográfica.

Por sua vez, Bagchi (2017) investigou os efeitos na volatilidade do petróleo para o período pós-crise financeira de 2008 nos países que integram o Brics (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), com base nos preços de fechamento semanais de 2009 a 2016. Nesse sentido, corrobora a literatura, ao verificar que alta volatilidade aumenta o nível de incerteza no setor, gerando externalidades significativas na economia e nos mercados financeiros desses países, além da existência de assimetrias entre boas e más notícias no mercado. Isso significa, essencialmente, que os choques negativos criam uma maior volatilidade nos mercados de petróleo do que os choques positivos.

Em suma, os trabalhos apresentados mostram como a chegada de novas informações influencia a dinâmica do mercado de petróleo por meio do surgimento de saltos discretos e a necessidade de compreensão da volatilidade durante esses eventos. Apesar da relevância acentuada do petróleo para a economia brasileira, a literatura nacional ainda carece de estudos em relação ao tema, pois o entendimento das causas de um choque é benéfico para investidores, formuladores de política e administradores.

3. O MODELO DINÂMICO DE SALTOS CONDICIONAIS

A ideia central dos modelos dinâmicos de saltos condicionais é agregar um componente a uma série que possibilite modelar a ocorrência de variações bruscas, de alta magnitude e de baixa probabilidade (eventos extremos). Essas variações ocorrem em função da chegada de novos eventos informacionais, intervenções políticas, choques de tecnologia etc. Para interpretar a ocorrência desses saltos, Chan e Maheu (2002) propuseram um modelo dinâmico condicional de salto em tempo discreto para retornos de ativos financeiros que utiliza a parametrização GARCH (p, q) da volatilidade, por causa da presença de heteroscedasticidade condicional na série.



Define-se o conjunto de informações no tempo t como o histórico de retornos, Φ_t , o modelo de saltos condicionais para o retorno de uma série financeira qualquer pode ser assim escrito:

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^1 \phi_i R_{t-1} + \sqrt{h_t} z_t + \sum_{i=1}^{n_t} Y_{t,k}, \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}, \quad (2)$$

em que $z_t \sim NID(0,1)$ é um ruído branco; $Y_{t,k} \sim N(\theta, \delta^2)$, o tamanho do salto condicional ao histórico de retornos do período anterior (Φ_{t-1}) que se distribui normalmente, com média θ e variância δ^2 ; μ , a média condicional do processo; h_t , a variância condicional (volatilidade) que segue um processo GARCH (p, q), em que $\varepsilon_t = R_t - \mu + \sum_{i=1}^1 \phi_i R_{t-1}$. Note que essa especificação do erro ε_t contém o componente dos saltos esperado e sua expectativa condicional, e essa estrutura permite que os saltos afetem a volatilidade por meio do fator de variância GARCH (h_t).

Permita que n_t seja o número de saltos entre os períodos $t - 1$ e t e que siga uma distribuição de Poisson com parâmetro λ_t :

$$P(n_t = j | \Phi_{t-1}) = \frac{\exp(-\lambda_t) \lambda_t^j}{j!}, j = 0, 1, 2, \dots, \quad (3)$$

em que λ_t representa tanto a média quanto a variância do processo sendo interpretado como a intensidade dos saltos. Para o modelo em estudo, denotado ARJI (r, s), λ segue um processo autorregressivo de médias móveis, ARMA (1,1), definido por:

$$\lambda_t = \gamma_0 + \rho_1 \lambda_{t-1} + \gamma_2 \xi_{t-1}. \quad (4)$$

Assuma que $\lambda_t \equiv E[n_t | \Phi_{t-1}]$ representa a expectativa condicional do número de saltos que ocorrerá no período t dado o conjunto de informações Φ_{t-1} e que é relacionada com r defasagens da intensidade do salto mais as defasagens de ξ_t . Logo, para garantir que λ_t seja sempre positivo, estabelece-se como condições suficientes $\gamma_0 > 0$, $\gamma_1 \geq \gamma_2$ e $\gamma_2 > 0$, tal que a Equação 4 possa identificar mudanças sistemáticas na quantidade média de saltos por período.

O erro *ex post* ξ_{t-1} captura o número de saltos não previstos para o período anterior. Essa imprevisibilidade que afeta a média condicional do processo n_{t-1} é especificada como:

$$\begin{aligned} \xi_{t-1} &= E(n_{t-1} | \Phi_{t-1}) - \lambda_{t-1} \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} jP(n_{t-1} = j | \Phi_{t-1}) - \lambda_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

sendo o primeiro termo, do lado direito da Equação 5, o número médio de saltos em $t - i$, conforme a informação para o mesmo período, enquanto o segundo representa a expectativa sobre o número de saltos baseado em informações disponíveis em $t - i - 1$.

Diante da probabilidade de saltos não observados afetarem os retornos R_t , é necessário um filtro para fazer a inferência probabilística do número de saltos. Usando a regra de Bayes, esse filtro é assim definido:

$$P(n_t = j | \Phi_t) = \frac{P(R_t | n_t = j | \Phi_t)P(n_t = j | \Phi_{t-1})}{\sum_{j=0}^{\infty} f(R_t | n_t = j | \Phi_{t-1})P(n_t = j | \Phi_{t-1})}, \quad j = 0, 1, 2, \dots, \quad (6)$$

em que o denominador representa a função de densidade condicional dos retornos e o número máximo de saltos que pode ocorrer em um dia (valor truncado em 20, dado que na prática a probabilidade de ocorrência de um número de altos superior a 20 é quase nula). O filtro é um componente importante do modelo de saltos dinâmicos por ser inserido no cálculo da intensidade do salto residual (ξ_{t-1}) e por motivos de inferência.

A especificação de um modelo GARCH implica a construção de uma função de verossimilhança (Enders, 2008), que é construída a partir das interações entre as equações 4 e 6 e das suposições implícitas em 1:

$$\begin{aligned} f(R_t | n_t = j | \Phi_{t-1}) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi(h_t + j\delta_t^2)}} \\ &\times \exp\left\{-\frac{\left(R_t - \mu - \sum_{i=1}^l \phi_i R_{t-i} - j\theta_t\right)^2}{2(h_t + j\delta_t^2)}\right\} \end{aligned} \quad (7)$$

Uma vez que a intensidade do salto λ_t é definida por um processo ARMA(r,s) (Equação 4) e que a intensidade residual ξ_t pode ser vista como uma diferença de martingale da forma:

$$E(\xi_t | \Phi_{t-1}) = E(E(n_t | \Phi_{t-1}) | \Phi_{t-1}) - \lambda_t = \lambda_t - \lambda_t = 0 \quad (8)$$

tal que $E(\xi_t) = 0$ e $cov(\xi_t, \xi_{t-1}) = 0, i > 0$. Pode-se derivar o valor da média incondicional de λ_t que será usada como um dos valores iniciais para a definição do valor da função de verossimilhança do modelo GARCH como:

$$E(\lambda_t) = \frac{\lambda_0}{1 - \sum_{i=1}^r \rho_i} \quad (9)$$

Esse valor irá existir caso ARMA(r,s) seja um processo estacionário ($|\rho_i| < 1$), e, assim, a previsão de intensidade dos saltos futuros no caso em que $r = s = 1$ será:

$$E(\lambda_{t+1} | \Phi_{t-1}) = \lambda_t, i = 0, \quad (10)$$

$$E(\lambda_{t+1} | \Phi_{t-1}) = \rho^i \lambda_0 + \lambda_0 \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j, i \geq 1, \quad (11)$$

tal que se $|\rho| < 1$ quando $i \rightarrow \infty$, a previsão tende ao valor incondicional, o que é descrito na Equação 9.

Para garantir $\lambda_t > 0$, assume-se como condições suficientes para qualquer t que $\lambda_0 > 0, \rho_i \geq \gamma_i$ e $\gamma_i \geq 0$. Destarte, para a estimação do modelo ARJI, define-se como valor inicial de λ_t o valor da média incondicional da intensidade dos saltos definida na Equação 9 e $\xi_t = 0$. Intuitivamente, a dinâmica da intensidade condicional do salto sugere que, caso se obtenha $\xi_t > 0$, a intensidade do salto está temporariamente se distanciando de sua média incondicional, portanto o modelo é eficiente em diagnosticar mudanças sistemáticas na probabilidade de salto nesse mercado.

Até aqui é a dinâmica condicional que governa o número de saltos, entretanto a distribuição do tamanho do salto, que é assumida por hipótese como gaussiana, também pode mudar e exibir a dinâmica condicional. Nesse contexto, uma terceira extensão da abordagem de saltos condicionais é proposta, ARJI - R_{t-1}^2 , que, apesar de sugerir o mesmo tratamento para a λ_t , permite que a média condicional e a variância condicional dos saltos sejam uma função dos retornos passados do petróleo, assim:

$$\theta_t = \eta_0 + \eta_1 R_{t-1} D(R_{t-1}) + \eta_1 R_{t-1} (D-1)(R_{t-1}) \quad (12)$$

$$\delta_t^2 = \zeta_0^2 + \zeta_1 R_{t-1}^2 \quad (13)$$

em que $D(x) = 1$ se $x > 0$ e zero caso contrário, enquanto $\eta_0, \eta_1, \eta_2, \zeta_0$ e ζ_1 devem ser estimados. Essa especificação permite a presença de assimetria, isto é, caso, no período imediatamente anterior ao atual, o mercado de petróleo tenha gerado ganhos, então a média condicional do tamanho do salto hoje será $\eta_0 + \eta_1 R_{t-1}$. Nesta pesquisa, caso $\eta_0 < 0$ e $\eta_1 < 0$, então retornos positivos diminuem a média dos saltos na próxima observação, gerando uma tendência de reversão ao retorno médio do mercado. Por fim, essa extensão também investiga se a variação do tamanho do salto é sensível ou não ao nível geral de volatilidade do mercado, tal que δ_t^2 seja uma função de R_{t-1}^2 e que o termo constante da variância condicional é elevado ao quadrado para evitar valores negativos para essa medida (Equação 15).

Por último, tem-se o modelo ARJI- h_t , que assume as mesmas especificações dos modelos anteriores para λ_t e θ_t , contudo a variância do tamanho do salto é em função de uma volatilidade GARCH:

$$\delta_t^2 = \zeta_0^2 + \zeta_1 h_t \quad (14)$$

Note que a diferença entre essas duas últimas especificações se refere à variância condicional do tamanho do salto. Enquanto R_{t-1}^2 é uma *proxy* para a volatilidade do mercado do último período, h_t é uma previsão contemporânea da volatilidade condicional. Destarte, se a variância do tamanho do salto é sensível à volatilidade atual do mercado, então essa especificação final apresentará os melhores resultados, pois h_t contém mais informações que os retornos passados. Contudo, apesar dessa diferença, em ambos os casos, permite-se que uma volatilidade maior no mercado reflita em uma maior variância no tamanho dos saltos, tal que um menor número de saltos expresse a variação nos retornos do petróleo.

Para obter a média e a variância condicional para os quatro modelos propostos, redefine-se a Equação 1, tal que $R_t = B_t + C_t$ em que $C_t = \sum_{i=1}^{n_t} Y_{t,i}$ é o tamanho do salto de volatilidade que apresenta os primeiros momentos estatísticos definidos por:

$$E[C_t | \Phi_{t-1}] = \theta_t \lambda_t, \quad (15)$$

$$\text{var}[C_t | \Phi_{t-1}] = (\delta_t^2 + \theta_t^2) \lambda_t. \quad (16)$$

Logo, a média e a variância condicional dos quatro modelos propostos serão, respectivamente:

$$E[R_t | \Phi_{t-1}] = \mu + \sum_{i=1}^l \phi_i R_{t-1} + \theta_t \lambda_t, \quad (17)$$

$$\text{var}[R_t | \Phi_{t-1}] = h_t + (\theta_t^2 + \delta_t^2) \lambda_t, \quad (18)$$

em que θ_t e δ_t representam respectivamente a média e a variância condicional do tamanho do salto no modelo estimado e que são definidos pela dinâmica de λ_t, θ_t e δ_t . Intuitivamente, em relação aos retornos do petróleo, a sua média condicional poderá ser uma função crescente ou decrescente de θ_t , ser positivo ou negativo, enquanto a variância condicional é uma função crescente da intensidade dos saltos, ou seja, quanto mais grave for considerado o evento que atinge o mercado, maior será o adensamento de volatilidade. Por causa desse aspecto, os modelos de saltos condicionais efetivamente capturam mudanças sistemáticas no risco sistemático.

4. DADOS

Os dados consistem em 2.008 registros diários do preço de fechamento do petróleo *spot* WTI no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017, obtidos junto à NYMEX e representados na unidade monetária de dólar. As taxas de retorno foram calculadas como:

$$R_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \times 100, \quad (19)$$

sendo P_t o valor do ativo na data t e \ln o logaritmo natural. A escolha por se trabalhar com o retorno e não com a série de preços é justificada pelo fato de os retornos serem adimensionais e atenderem às propriedades estatísticas desejadas para o manuseio de séries temporais.

Segundo Hamilton (2011) e Kilian (2014), a dinâmica de curto prazo dos preços do petróleo tem sua evolução marcada, principalmente, pelo dinamismo do setor que convive com questões ambientais de eficiência energética e concorrência com fontes alternativas de energia, eventos geopolíticos – conflitos armados, revoluções sociais nos países produtores que

afetam a capacidade esperada de produção pela incerteza quanto à possibilidade de extração e transporte – e fatores econômicos – acordos de nível de oferta e produção da Opep, crises financeiras etc. –, os quais levam a um comportamento instável dos preços da *commodity*.

Sob esse contexto, para identificar os principais eventos associados a mudanças drásticas nos níveis de retorno diário do petróleo, foram selecionadas as datas em que a taxa de variação do retorno foi superior, em valor absoluto, a 5%, conforme sugerido por King, Deng e Metz (2012). Essa variação ocorreu em 3% dos casos, e desse total 46% foram taxas positivas e 54% negativas. Assim, os principais eventos no período, que foram associados a grandes variações nos níveis de retorno da *commodity* e agrupamentos de instabilidade e estabilidade, são (destacados na Figura 4.1):

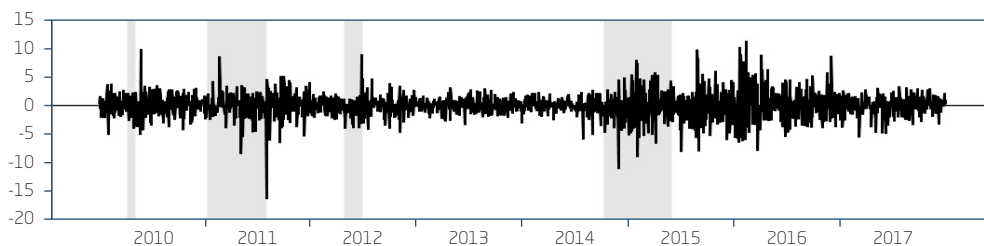
- Abril de 2010: explosão da plataforma Deepwater pertencente à BP e crise financeira da Grécia.
- De dezembro de 2010 a abril de 2011: Primavera Árabe.
- Junho de 2012: rebaixamento das notas de títulos de créditos das maiores instituições financeiras globais (Barclays, HSBC, Lloyds, Credit Suisse, Bank of America).
- Julho de 2015: queda contínua nos preços do petróleo ocasionada por excesso de oferta e associada à negativa de alguns países-membros da Opep (Arábia Saudita e Iraque) em reduzir a produção e também ao acordo nuclear entre Irã e Estados Unidos, que removeu barreiras econômicas do país persa.

A Figura 4.1 ilustra as propriedades estatísticas da série de dados. Percebe-se uma evolução estocástica ao longo do tempo, ou seja, a volatilidade não é constante ao longo do tempo, tal que os retornos para o petróleo apresentam um comportamento intermitente, com a presença de períodos distintos de alta e baixa volatilidade, similar às séries financeiras (Enders, 2008).

A Figura 4.2 expõe as estatísticas descritivas para a série de retornos diários do petróleo *spot* WTI. Os valores mostram que a média dos retornos diários é próxima de zero, porém com elevado desvio padrão. Observa-se também que os valores de assimetria, curtose e do teste de Jarque-Bera apontam para uma curva do tipo leptocúrtica assimétrica à esquerda, características que permitem que se rejeite a curva normal como representativa da distribuição de frequência da série de retornos e que sugerem a presença de saltos e volatilidade variável no tempo. A presença de saltos na média também pode ser observada pelos altos valores máximos e mínimos observados na série.

(Figura 4.1)

RETORNOS DO PETRÓLEO WTI (2010-2017)



Fonte: Elaborada pelos autores.

(Figura 4.2)

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Estatísticas	Valor
Número de observações	2,008
Média	0,026
Desvio padrão	2,1126
Assimetria	-0,0883
Curtose	4,3816
Jarque-Bera	$p = 0,0000$
ADF	$p = 0,0000$
Ljung-Box Teste Q	$p = 0,6215$
Ljung-Box Teste Q^2	$p = 0,0000$
Teste ARCH	$p = 0,0000$

Fonte: Elaborada pelos autores.

O teste ADF indica que a série dos retornos é estacionária, enquanto o teste Ljung-Box Teste Q indica a presença de autocorrelação na série, assim como para o quadrado das variações dela, sugerindo a presença de heteroscedasticidade condicional. Também foi realizado o teste de multiplicador de Lagrange de diagnóstico, proposto por Engle (1982), para verificar a probabilidade da presença de um efeito ARCH na série dos retornos, que indicaram que os resíduos não apresentam variância constante. Todos esses valores mostram que a estimação por meio de modelos de heteroscedasticidade

condicional são mais indicados para a descrição do comportamento da série de retornos do petróleo, o que vai ao encontro de Gronwald (2012), Laurini et al. (2016) e Oliveira e Pereira (2017).

5. RESULTADOS

As figuras 5.1 e 5.2 apresentam os resultados estimados para as quatro especificações do modelo de saltos condicionais proposto por Chan e Maheu (2002), para os retornos do petróleo WTI obtidos pela Equação 19. Os modelos incluem um coeficiente autorregressivo, número definido de acordo com o critério de Akaike, por apresentar maior eficiência e consistência que outros modelos alternativos. De modo geral, o modelo com a intensidade constante dos saltos é o que apresenta a pior aderência aos dados⁶, enquanto o modelo $ARJI - h_t$, que utiliza a previsão de volatilidade contemporânea como variável explicativa para a variância da intensidade dos saltos, é o que melhor descreve o comportamento desse mercado, sobretudo por permitir que os parâmetros da distribuição dos saltos sejam variantes no tempo, além de eliminar a correlação entre as observações.

Os resultados para os modelos de salto de intensidade constante e ARJI-GARCH, que estão dispostos na Figura 5.1, demonstram que os parâmetros GARCH – ω , α e β – são todos significantes ao nível de 5%, indicando persistência e heteroscedasticidade condicional nas variações do preço do petróleo. Essas estatísticas corroboram a Figura 4.1, que descreve o comportamento dos retornos do petróleo WTI de 2010 a 2017. Há severas flutuações de preço no petróleo bruto global, especialmente durante a Primavera Árabe e a crise financeira bancária. Note que a volatilidade nos retornos do petróleo bruto permaneceu em um nível alto durante esses períodos, enquanto permaneceu relativamente baixa em outros. Esse é o chamado agrupamento de volatilidade, e o modelo GARCH é apropriado para descrever esse fenômeno (Gronwald, 2012; Oliveira & Pereira, 2017).

Para ambos os modelos, a análise dos parâmetros λ_0 e η_0 expressa a necessidade da especificação de saltos para descrição da dinâmica do mercado de petróleo. O valor estimado de λ_0 indica que a média do número de saltos no primeiro modelo é de 0,0403 e de 0,0283 no segundo, o que indica que o modelo de saltos autorregressivos capta um número maior de saltos do que o modelo com intensidade constante. Por sua vez, η_0 demonstra que a média

⁶ Menor valor máximo da log-verossimilhança.

estocástica do tamanho dos saltos é negativa, o que significa que desvalorizações abruptas são mais comuns do que variações positivas para o mercado de petróleo, o que é consistente com a assimetria negativa observada nos dados (Figura 4.2). Esses resultados corroboram as evidências apresentadas por Askari e Krichene (2008) e Gronwald (2012).

(Figura 5.1)

RESULTADOS PARA OS MODELOS DE SALTOS CONSTANTES E ARJI-GARCH

Parâmetros	Constante	ARJI-GARCH
μ	0,0358 (0,0369)*	0,0277 (0,0391)*
ϕ_i	-0,0223 (0,0207)*	-0,0274 (0,0221)*
ϖ	0,0203 (0,0089)	0,0161 (0,0069)
α	0,0441 (0,0073)	0,0299 (0,0073)
β	0,9397 (0,0102)	0,9556 (0,0099)
ζ_0	4,2065 (0,8959)	4,1071 (0,73712)
η_0	-1,1590 (0,6001)	-0,6838 (0,5165)
λ_0	0,0403 (0,0190)	0,0283 (0,0126)
ρ		0,5086 (0,2049)
γ		0,5086 (0,2049)
$Q_{\zeta_t}(15)$	21,41 {0,1242}	14,64 {0,4773}
Log-max verossimilhança	-4057,6846	-4054,4405

O desvio padrão está entre parênteses. Entre chaves, estão os *p*-valores do teste Q. O asterisco denota não significância ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Ainda em relação ao modelo ARJI-GARCH, o valor estimado para o parâmetro $\rho = 0,5086$ sugere que a intensidade do salto é pouco persistente ao longo do tempo e sua igualdade em relação ao coeficiente γ – condição necessária para a estimação do modelo – indica que saltos não previstos no período anterior não têm influência na probabilidade de ocorrência de novos saltos.

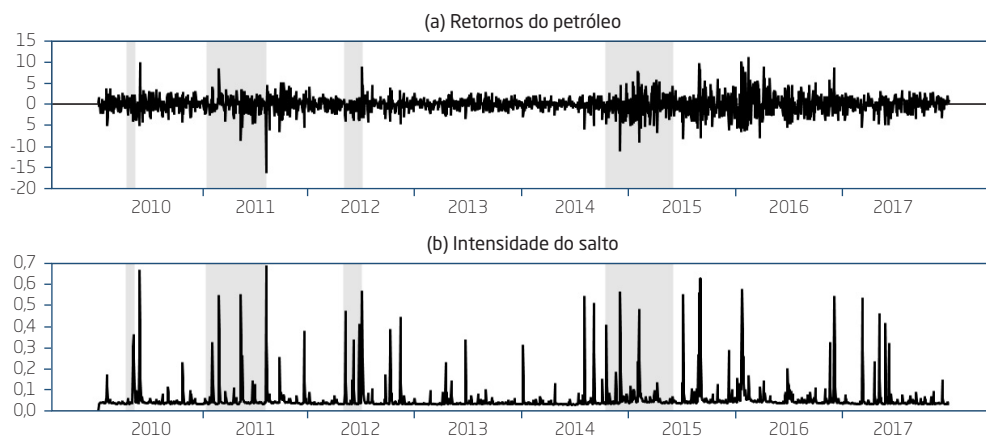
O coeficiente ζ_0 indica que a variação no valor dos saltos é elevada e bastante superior aos valores obtidos para os retornos do mercado acionário (Chan & Maheu, 2002; Qu & Perron, 2013) e cambial (Chan, 2004; Ely, 2013),

corroborando a literatura a respeito da presença de grande volatilidade nesse mercado (Askari & Krichene, 2008; Oliveira & Pereira, 2017). Por fim, a estatística Ljung-Box $Q_{\varepsilon_t}^L(15)$ não rejeita a hipótese nula de resíduos independentes e identicamente (*iid*) distribuídos, isto é, elimina a correlação dos resíduos da equação ARMA (Equação 4) que especifica a intensidade dos saltos.

A Figura 5.2 apresenta os retornos do petróleo e a intensidade condicional do salto para a especificação ARJI-GARCH ao longo do período amostral. Observa-se que λ_t tem uma amplitude em torno de 0,7 salto por dia, apresentando baixa persistência, isto é, há uma reversão rápida à volatilidade média do mercado, além de apresentar uma certa regularidade no número médio de saltos.

(Figura 5.2)

MODELO ARJI-GARCH: INTENSIDADE DOS SALTOS



Fonte: Elaborada pelos autores.

Assim sendo, este artigo complementa a literatura ao permitir que a média condicional e a variância condicional dos saltos sejam função dos retornos passados e da volatilidade GARCH. A Figura 5.3 traz os resultados estimados para as especificações $ARJI - R_{t-1}^2$ e $ARJI - h_t$, respectivamente. Em relação à terceira especificação, nota-se que o coeficiente ζ_0 é estatisticamente significativo, porém ζ_1 não, portanto os retornos do período passado não definem a variância do tamanho dos saltos. Quanto à média condicional do tamanho do salto, as variações passadas do retorno do petróleo não interferem no tamanho do salto, o que pode ser justificado por questões

geopolíticas, como a redução da guerra de preços entre Arábia Saudita e Opep e a menor dependência dos Estados Unidos em relação ao Oriente Médio.

(Figura 5.3)

RESULTADOS PARA OS MODELOS $ARJI - R_{t-1}^2$ E $ARJI - h_t$

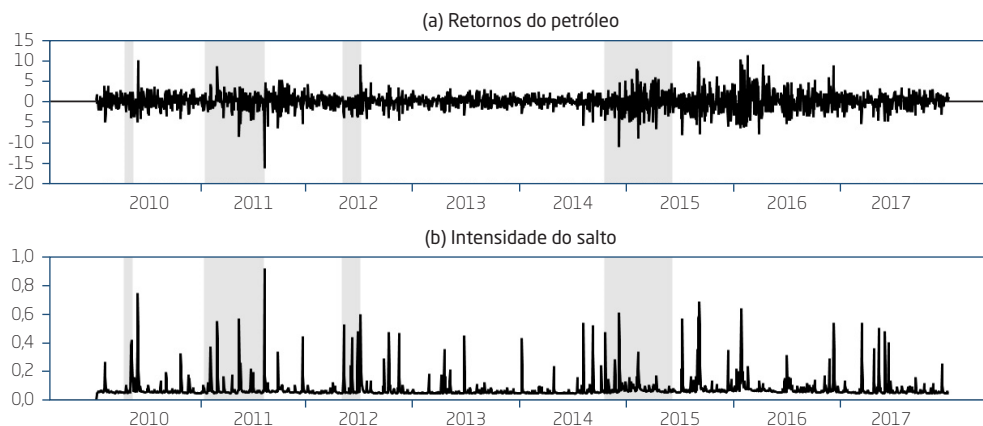
Parâmetros	$ARJI - R_{t-1}^2$	$ARJI - h_t$
μ	0,0523 (0,0427)*	0,09298 (0,0470)*
ϕ_i	-0,0280 (0,0243)*	-0,0326 (0,0220)*
ϖ	0,0144 (0,0059)	0,0118 (0,0059)
α	0,0313 (0,0060)	0,0296 (0,0061)
β	0,9536 (0,0086)	0,9541 (0,0087)
ζ_0	3,2545 (0,7522)	-0,8344 (2,0782)*
ζ_1	0,0485 (0,1458)*	2,8784 (1,8105)*
η_0	-1,8806 (0,6018)	-1,7043 (0,4901)
η_1	0,3949 (0,2161)*	0,3668 (0,1941)*
η_2	-0,4832 (0,2396)	-0,3643 (0,1936)*
λ_0	0,0410 (0,0185)	0,0605 (0,0240)
ρ	0,4816 (0,1480)	0,4522 (0,1403)
γ	0,4816 (0,1480)	0,4522 (0,1403)
$Q_{\hat{\epsilon}_t}(15)$	14,56 {0,374}	15,33 {0,0775}
Log-max verossimilhança	-4050,9211	-4048,3419

O desvio padrão está entre parênteses. Entre chaves, constam os *p-valores* do teste Q. O asterisco denota não significância ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Figura 5.4 mostra a intensidade do salto estimada (λ_t) pelo modelo $ARJI - R_{t-1}^2$, que tem um valor máximo superior em cerca de 22% ao obtido para a especificação ARJI-GARCH, indicando uma maior aderência aos dados e impactos mais significativos de eventos bruscos na volatilidade do petróleo. Todavia, apresenta características semelhantes em relação à baixa persistência e regularidade no aumento do número de saltos, sobretudo nos momentos mais críticos do mercado de petróleo, como a explosão da plataforma Deepwater e a Primavera Árabe (Laurini et al., 2016).

(Figura 5.4)

MODELO $ARJI - R_{t-1}^2$: INTENSIDADE DOS SALTOS

Fonte: Elaborada pelos autores.

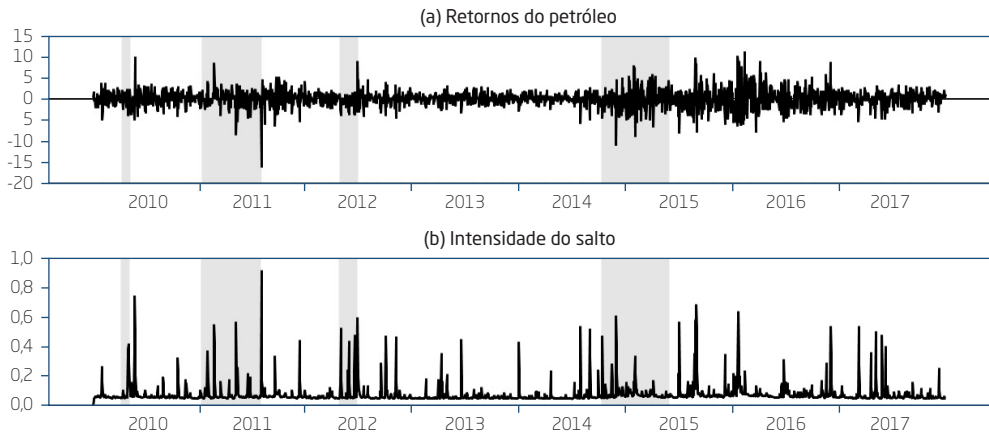
Os valores obtidos para a última especificação, $ARJI - h_t$, indicam que este é o que apresenta melhor aderência aos dados⁷, de modo que a intensidade do salto pode ser descrita por um processo ARMA. A significância estatística para os parâmetros λ_0 e ρ corrobora as demais especificações em relação à baixa persistência das variações bruscas, entretanto permite que a variância da distribuição do tamanho dos saltos seja explicada exclusivamente pela volatilidade estimada (ζ_1).

Novamente, $\eta_0 < 0$, sugerindo que os saltos são responsáveis pela reversão à média da volatilidade do mercado, além de não apresentarem uma dinâmica temporal. Intuitivamente, isso significa que os choques negativos criarão uma maior volatilidade nos mercados de petróleo do tipo *light* do que os choques positivos, o que contraria a hipótese de mercados eficientes. Contudo, esse efeito é rapidamente absorvido pelos preços do produto, o que vai ao encontro das evidências apresentadas em Bagchi (2017) e Oliveira e Pereira (2017).

⁷ Para testar a robustez do modelo $ARJI - h_t$ em relação à persistência estimada dos choques (ρ) e à heteroscedasticidade condicional nos preços do petróleo, foram realizadas estimações para subamostras referentes aos períodos de maior volatilidade, que foram definidas a partir da observação do comportamento da série. Os períodos das subamostras são: de 1º de março a 1º de outubro de 2010; de 1º de janeiro a 31 de dezembro de 2011; de 1º de março a 1º de novembro 2012; de 1º de julho de 2014 a 28 de fevereiro de 2016. Em todas as situações, os parâmetros GARCH foram significativos e os valores para ρ foram semelhantes.

A Figura 5.5 mostra que a intensidade dos saltos nesse modelo é semelhante à descrita pela especificação $ARJI - h_t$, indicando também uma amplitude máxima de cerca de um salto por dia e aumento do número médio de saltos esperados em períodos críticos do mercado, sobretudo em situações de desastre ambiental e guerras, mas com pequenas diferenças em momentos de maior estabilidade em comparação ao modelo anterior.

(Figura 5.5)
MODELO $ARJI - h_t$: INTENSIDADE DOS SALTOS



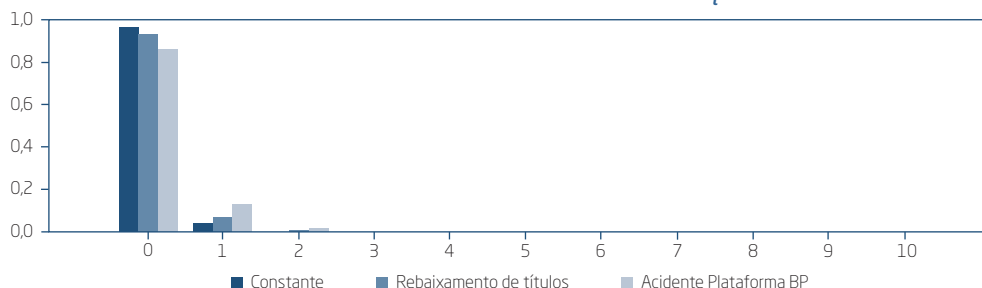
Com o objetivo de mostrar como as variações no valor estimado de λ_t têm importantes desdobramentos sobre a distribuição de Poisson, que governa o número de saltos entre os períodos $t - 1$ e t , a Figura 5.6 ilustra a probabilidade de ocorrência de saltos para o modelo de intensidade constante de saltos e para a especificação $ARJI - h_t$, em duas datas em que a *commodity* sofreu bruscas oscilações: 20 de abril de 2010 (explosão da plataforma Deepwater) e 18 de junho de 2012 (rebaixamento dos títulos dos bancos).

Percebe-se que a mudança de tratamento dado a λ_t afeta a previsão para o número de saltos nas datas sugeridas e que o risco associado às realizações de saltos no modelo de intensidade constante é menor do que aqueles do modelo $ARJI - h_t$. Esse último estimou uma probabilidade de cerca de 15% para a ocorrência de ao menos um salto após o acidente ambiental, e de 7% em virtude dos desdobramentos do rebaixamento das notas de títulos dos bancos. No modelo de saltos de intensidade constante, a probabilidade de ao menos um salto é irrisória em ambos os momentos. Ademais, a probabilidade

de ocorrência de mais de um salto é próxima a zero em ambos os modelos. Tais resultados reforçam as evidências apresentadas em Hamilton (2011), Kilian (2014) e Laurini et al. (2016) sobre a relevância de eventos extremos não vinculados diretamente às estratégias de formação de preço do setor, sobretudo em razão de a demanda de petróleo ser altamente inelástica em curto prazo.

(Figura 5.6)

**PROBABILIDADE DE NÚMERO DE SALTOS:
MODELO CONSTANTE \times $ARJI - h_t$**

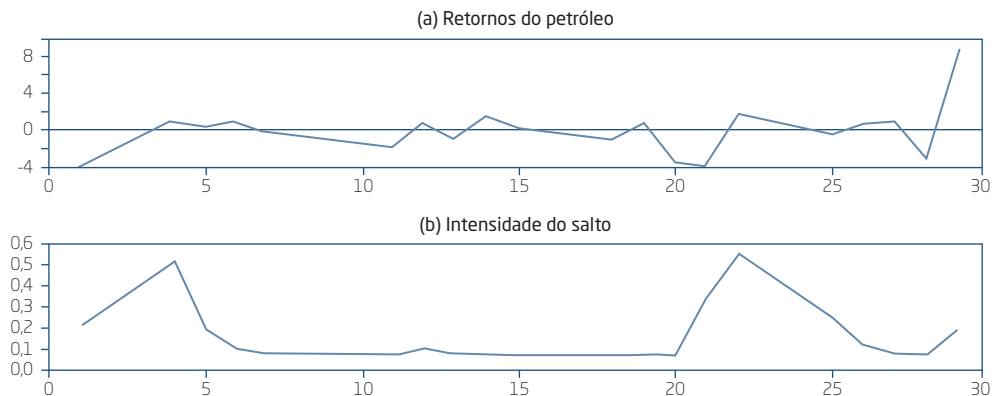


Fonte: Elaborada pelos autores.

A Figura 5.7 apresenta o conteúdo preditivo de λ para todo o mês de junho de 2012. Nota-se que houve um aumento considerável na probabilidade de ocorrência de um salto entre os dias 2 e 5 de junho e 20 e 25 do mesmo mês, porém seus efeitos se dissipam rapidamente, refletindo a reversão à média na volatilidade da série. Verifica-se também que, no momento em que ocorreu o rebaixamento dos títulos de créditos de diversos bancos, houve um aumento da intensidade média dos saltos, de 0,509, quando da realização do primeiro salto, para 0,554, quando do acontecimento do segundo salto, isto é, um aumento de aproximadamente 10% na força do salto. Nesse contexto, os saltos ocorreram no sentido de reversão à média dos retornos, o que foi seguido por um período de certa estabilidade. Portanto, quanto maior for o número de saltos dentro de um intervalo de tempo relativamente curto, a intensidade do efeito provocada pelo salto subsequente será maior que o ocasionado pelo anterior e com um decaimento mais suave.

(Figura 5.7)

EFEITOS DO REBAIXAMENTO DOS TÍTULOS DOS BANCOS NA INTENSIDADE DOS SALTOS



Fonte: Elaborada pelos autores.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Conforme a literatura, os modelos de saltos provaram ser uma ferramenta útil para tratar eventos extremos e mudanças repentinas de preços, além de terem sido aplicados com sucesso a vários tipos de variável do mercado financeiro. Como exposto, este artigo examinou a dinâmica dos saltos nos retornos do preço do petróleo à vista do tipo *light* (WTI), para o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2017, por meio de quatro especificações do modelo de saltos condicionais proposto por Chan e Maheu (2002) e encontrou fortes evidências de comportamento GARCH de intensidade de salto variável no tempo.

Como efeito, a literatura argumenta que o mercado de petróleo é altamente suscetível à chegada de novas informações e à ocorrência de eventos extremos, de modo que as reações dos preços do petróleo tendem a variar com diferentes eventos políticos, econômicos e acidentes ambientais. De acordo com as figuras 5.2, 5.4 e 5.5, a intensidade do salto dos preços globais do petróleo foi máxima no final da Primavera Árabe, em julho de 2011, e outro grande salto ocorreu em abril de 2010, quando da explosão da plataforma Deepwater. Isso mostra que o mercado de petróleo bruto sofreu drásticas elevações e quedas durante o ano e, principalmente, que os choques repentinos negativos criam uma maior volatilidade nos mercados de petróleo do que os choques positivos. Entre 2010 e 2017, os choques provocados por

fatores de produção tiveram menor magnitude, porém foram mais frequentes em relação aos choques dirigidos por fatores geopolíticos e ambientais.

No que se refere aos resultados econométricos, verificou-se que o modelo $ARJI - h_t$ é superior aos demais em termos de aderência aos dados, o que é confirmado pelo valor da log-verossimilhança máxima e pela significância do parâmetro ζ_1 , em um panorama de desastres ambientais, crises geopolíticas e financeiras. Além disso, os coeficientes de intensidade de salto (ρ, γ) indicam que os saltos nos retornos de óleo seguem um processo autorregressivo de primeira ordem e que é razoável utilizar a parametrização ARJI. A estimativa de ρ é próxima de 0,4, implicando um baixo grau de persistência na intensidade do salto, a média do tamanho dos saltos é negativa (η_0), sugerindo que os saltos são responsáveis pela reversão à média da volatilidade do mercado, além de não apresentarem uma dinâmica temporal.

A análise da redução da nota de títulos de créditos de grandes bancos em junho de 2012 (Figura 5.7) confirma que a intensidade dos saltos tem uma relação direta com a volatilidade do mercado. Porém, quando se permite que a variância do tamanho do salto seja função da volatilidade prevista, um menor número de saltos explica a variação nos preços do petróleo. Em um intervalo curto de tempo, a intensidade média de saltos subsequentes é maior que de seus antecessores, além de apresentar um decaimento mais suave.

Intuitivamente, a ocorrência de eventos extremos provoca alterações significativas de curtíssimo prazo. Contudo, esse efeito é rapidamente absorvido pelos preços do produto. Nesse sentido, a contribuição principal deste artigo está em apresentar uma estrutura econométrica que trata a natureza do processo estocástico subjacente aos preços do petróleo e a importância dos componentes que impulsionam esse processo, além de explicar por que os investidores, formuladores de política e produtores podem conscientemente decidir em não realizar *hedges* contra eventos extremos, especialmente se houver custos informacionais para o aprendizado das estruturas que os regem. As limitações desta pesquisa se dão em decorrência de que nenhuma das especificações propostas considera o problema da dependência mútua de volatilidade e a intensidade do evento inesperado (salto). Apesar da constatação de que há assimetrias evidentes entre boas e más notícias no mercado, essa diferença não foi quantificada. Além disso, como os efeitos de eventos extremos são de curto prazo, faz-se necessário o uso de dados *tick by tick* para examinar o seu real impacto sobre a volatilidade dos retornos do petróleo.

Para pesquisas futuras, recomenda-se o estudo da relação de curto e longo prazos no contexto do mercado de petróleo, visto que a omissão de mudanças estruturais no nível de preço pode levar a resultados estatísticos espúrios, erros de previsão e insegurança acerca do modelo especificado.



Também se recomendam estudos futuros sobre a relação, as externalidades e o tempo de resposta dos efeitos abruptos na *commodity* sobre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas no contexto da economia nacional, como inflação, taxa de juros e renda.

EXTREME EVENTS AND THE OIL MARKET: CONDITIONAL JUMP PROCESS

ABSTRACT

Purpose: This research aims to analyse price movements in the oil market stimulated by extreme events such as oil platform explosions, geopolitical events, and financial crises and to understand the reaction and the persistence of these effects on the commodity's price.

Originality/value: The prominent position of oil raises the concerns of investors, producers, and policymakers because of the unstable behaviour of its price level and pattern of volatility. This justifies the need to investigate the dynamics of this behaviour for the purposes of economic policy formation, strategies around trade and costs, and revenue calculations for companies of this sector as well as investment decisions for other sources of energy.

Design/methodology/approach: In order to model the occurrence of volatility jumps caused by extreme events, four specifications were used for the ARJI-GARCH conditional jumping methodology developed by Chan and Maheu (2002). The data consist of 2008 daily records of the closing price of light oil (WTI) from January 2010 to December 2017 obtained from NYMEX.

Findings: Among several results it was verified that the occurrence of extreme events causes significant changes in the oil price, which goes against the efficient market hypothesis, and that a time-varying conditional jump process can be specified, but it has little sensibility to past shocks and very short-term persistence.

KEYWORDS

Crude oil. Volatility. Extreme events. ARJI-GARCH models. Conditional jumps.



REFERÊNCIAS

- Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Diebold, F. X. (2007). Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility. *The Review of Economics and Statistics*, 89(4), 701–720. doi:10.1162/rest.89.4.701
- Askari, H., & Krichene, N. (2008). Oil price dynamics (2002-2006). *Energy Economics*, 30(5), 2134–2153. doi:10.1016/j.eneco.2007.12.004
- Bagchi, B. (2017). Volatility spillovers between crude oil price and stock markets: Evidence from BRIC countries. *International Journal of Emerging Markets*, 12, 352–365. doi:10.1108/IJoEM-04-2015-0077
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. doi:10.1016/0304-4076(86)90063-1
- Chan, W. H. (2004). Conditional correlated jump dynamics in foreign exchange. *Economics Letters*, 83(1), 23–28. doi:10.1016/j.econlet.2003.09.023
- Chan, W. H., & Maheu, J. M. (2002). Conditional jump dynamics in stock market returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 377–389. doi:10.1198/073500102288618513
- Chan, W. H., & Young, D. (2006). Jumping hedges: An examination of movements in copper spot and futures markets. *Journal of Futures Markets*, 26(2), 169–188. doi:10.1002/fut.20190
- Chiou, J., & Lee, Y. (2009). Jump dynamics and volatility: Oil and the stock markets. *Energy*, 34(6), 788–796. doi:10.1016/j.energy.2009.02.011
- Ely, R. A. (2013). Dinâmica dos saltos condicionais na taxa de câmbio brasileira. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 13(1), 59–75. Recuperado de <https://portalrevistas.ucb.br/index.php/rbee/article/view/4251>
- Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons.
- Engle, R. F. (1982). A general approach to Lagrange multiplier model diagnostics. *Journal of Econometrics*, 20(1), 83–104. doi:10.1016/0304-4076(82)90104-X
- Gronwald, M. (2009). Jumps in oil prices – evidence and implications [Working Paper n. 75]. *Ifo Institute, Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich*, Munich. Recuperado de <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/73779/1/IfoWorkingPaper-75.pdf>
- Gronwald, M. (2012). A characterization of oil price behavior? Evidence from jump models. *Energy Economics*, 34(5), 1310–1317. doi:10.1016/j.eneco.2012.06.006



- Hamilton, J. D. (2008). Understanding crude oil prices [Working Paper n. 14492]. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA. doi:10.3386/w14492
- Hamilton, J. D. (2011). Historical oil shocks [Working Paper n. 6790]. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA. Recuperado de <https://www.nber.org/papers/w16790.pdf>
- Horan, S. M., Peterson, J. H., & Mahar, J. (2004). Implied volatility of oil futures options surrounding OPEC meetings. *The Energy Journal*, 25(3), 103–125. doi:10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol25-No3-6
- Hotelling, H. (1931). The economics of exhaustible resources. *The Journal of Political Economy*, 39(2), 137–175. doi:10.1086/254195
- Kilian, L. (2014). Oil price shocks: Causes and consequences. *Annual Review of Resource Economics*, 6(1), 133–154. doi:10.1146/annurev-resource-083013-114701
- Kim, H. Y., & Mei, J. P. (2001). What makes the stock market jump? An analysis of political risk on Hong Kong stock returns. *Journal of International Money and Finance*, 20(7), 1003–1016. doi:10.1016/S0261-5606(01)00035-3
- King, K., Deng, A., & Metz, D. (2012). An econometric analysis of oil price movements: The role of political events and economic news, financial trading, and market fundamentals. Bates White Economic Consulting. Recuperado de <https://www.bateswhite.com/media/pnc/4/media.444.pdf>
- Larsson, K., & Nossman, M. (2011). Jumps and stochastic volatility in oil prices: Time series evidence. *Energy Economics*, 33(3), 504–514. doi:10.1016/j.eneco.2010.12.016
- Laurini, M. P., & Mauad, R. B. (2015). A common jump factor stochastic volatility model. *Finance Research Letters*, 12, 2–10. doi:10.1016/j.frl.2014.12.009
- Laurini, M. P., Mauad, R., & Aiube, F. A. L. (2016). Multivariate stochastic volatility-double jump model: An application for oil assets [Working Paper n. 415]. *Banco Central do Brasil*, Brasília. doi:10.2139/ssrn.3037158
- Lobo, B. J. (1999). Jump risk in the US stock market: Evidence using political information. *Review of Financial Economics*, 8(2), 149–163. doi:10.1016/S1058-3300(00)00011-2
- Maheu, J. M., & McCurdy, T. H. (2004). News arrival, jump dynamics, and volatility components for individual stock returns. *The Journal of Finance*, 59(2), 755–793. doi:10.1111/j.1540-6261.2004.00648.x



- Morales, L., & Andreosso-O'Callaghan, B. (2017). Volatility in agricultural commodity and oil markets during times of crises. *Economics, Management & Financial Markets*, 12(4), 59–82. doi:10.22381/EMFM12420173
- Oliveira, A. B., & Pereira, P. L. V. (2017). Mudança de regime e efeito ARCH em volatilidade: Um estudo dos choques das cotações do Petróleo. *Revista Brasileira de Finanças*, 15(2), 197–225. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/3058/305855642002.pdf>
- Ozdemir, Z. A., Gokmenoglu, K., & Ekinci, C. (2013). Persistence in crude oil spot and futures prices. *Energy*, 59, 29–37. doi:10.1016/j.energy.2013.06.008
- Pindyck, R. S. (2001). The dynamics of commodity spot and futures markets: A primer. *The Energy Journal*, 22(3), 1–29. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/41322920>
- Press, S. J. (1967). A compound events model for security prices. *Journal of Business*, 40(3), 317–335. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2351754>
- Qu, Z., & Perron, P. (2013). A stochastic volatility model with random level shifts and its applications to S&P 500 and NASDAQ return indices. *The Econometrics Journal*, 16(3), 309–339. doi:10.1111/j.1368-423X.2012.00394.x
- Rocco, M. (2014). Extreme value theory in finance: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 28(1), 82–108. doi:10.1111/j.1467-6419.2012.00744.x
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449–469. doi:10.1016/S0140-9883(99)00020-1

NOTAS DOS AUTORES

Max C. Resende, doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGEco), Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC); **Evandro C. Pedro**, doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGEco), Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC).

Max C. Resende é agora pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGEco) da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC); Evandro C. Pedro é agora diretor do Pro Educacional.

Correspondências sobre este artigo devem ser enviadas para Max C. Resende, Rua Engenheiro Agrônomo Andrei Cristian Ferreira, s/n, Centro Socioeconômico – PPGEco, Trindade, Florianópolis, Santa Catarina, Brasil, CEP 88040-970.

E-mail: max.resende@ufsc.br



Max C. Resende, Evandro C. Pedro

CORPO EDITORIAL

Editoras-chefes

Janette Brunstein

Silvia Marcia Russi De Domênico

Editor Associado

Flavio Luiz de Moraes Barboza

Suporte Técnico

Vitória Batista Santos Silva

PRODUÇÃO EDITORIAL

Coordenação Editorial

Jéssica Dametta

Estagiária Editorial

Paula Di Sessa Vavlis

Preparação de originais

Carlos Villarruel

Revisão

Studio Ayres

Diagramação

Emap

Projeto Gráfico

Libro

