

Aplicação de um modelo ARJI-GARCH ao mercado de petróleo WTI

Max Cardoso de Resende - PPGECO/UFSC*

Dinorá Baldo de Faveri - UDESC/ Ceavi[†]

ÁREA DE SUBMISSÃO: ÁREA 8: ECONOMETRIA

Resumo

Este artigo estuda a dinâmica comportamental na série de retornos do petróleo à vista (*spot*) do tipo *light* (WTI) entre janeiro de 2010 e setembro de 2014. Foram encontradas fortes evidências de um processo GARCH assim como de um comportamento condicional de salto. Para a análise econométrica da série, utilizamos os modelos GARCH e os de saltos auto-regressivo ARJI-GARCH proposto por [Chan & Maheu \(2002\)](#). Os resultados sugerem que as variações nos retornos do petróleo *spot* podem: (i) ser modelados por processos que permitam que a intensidade do salto seja variante no tempo; (ii) o modelo ARJI-GARCH apresentou um melhor desempenho que os GARCH convencional; e (iii) o efeito dos saltos são de curto prazo. Além disso, encontrou-se evidências de que em uma janela temporal inferior a um mês, a intensidade do segundo salto é maior que a do primeiro.

Palavras-chave: Petróleo WTI, Modelos ARJI - GARCH, Saltos condicionais.

Abstract

This research analyzes the behavioral dynamics in light oil returns (WTI) from January 2010 to September 2014. For the econometric analysis of the series, we use GARCH models and ARJI-GARCH jump model proposed by [Chan & Maheu \(2002\)](#). The results suggest that variations in oil returns may be: (i) be modeled by processes that allow the jump intensity to be time variant; (ii) the ARJI-GARCH model presented a better performance than the conventional GARCH; and (iii) the effect of the jumps is short-term. In addition, evidence has been found that in a time window of less than one month, the intensity of the second jump is greater than that of the first.

Keywords: Crude Oil WTI, ARJI-GARCH Models, Conditional jumps.

JEL: C58, G13, G15.

*Email: max.resende@ufsc.br

[†]Email: dinora.faveri@udesc.br

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 de investidores, produtores e formuladores de política sobre o comportamento do seu nível de preço, o que justifica a importância do tratamento do preço do mesmo para a formação de política econômica e estratégias de *trading*.

Desde o final dos anos 1990, os preços do petróleo elevaram-se em mais de 700%, assim como a sua volatilidade¹, mudando de trajetória e comportamento de acordo com a situação econômica mundial. Segundo Harris & Sollis (2003), esse aumento de preço gerou 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 heterocedasticidade 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 introduzir incerteza e risco ao mercado financeiro. Assim, tanto o governo quanto os investidores estão interessados na extensão da volatilidade do preço do petróleo para tomar decisões de política/investimento.

Independentemente dos fatos que promovem oscilações no nível de preço do petróleo, a análise e compreensão da reação e da persistência desses efeitos sobre o preço da *commodity* é importante para os mais variados agentes econômicos (produtores, investidores, formuladores de políticas econômicas, etc.). Nesse contexto, os trabalhos que procuram evidenciar o comportamento dinâmico do preço desse bem, tornaram-se fundamentais para as mais diversas estratégias de âmbito econômico.

A literatura destaca que a ferramenta amplamente utilizada para analisar a volatilidade do preço do petróleo consiste em modelos do tipo GARCH (Harris & Sollis, 2003; Larsson & Nossman, 2011) Esses trabalhos procuram especificar os modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), lineares ou não-lineares, que reproduzem adequadamente os fatos estilizados da volatilidade do preço do petróleo e assim, ter a melhor capacidade preditiva. Todavia, segundo Ely (2013) ao se trabalhar com tempo discreto, a técnica GARCH explica somente mudanças sutis e persistentes na volatilidade e não mudanças bruscas na série de retornos.

Diante da relevância do petróleo nos diferentes cenários econômicos, este artigo aplica o modelo de saltos discretos auto-regressivos (ARJI-GARCH), proposto por Chan & Maheu (2002), para retornos diários do petróleo do tipo leve WTI (*West Texas Intermediate*), de janeiro de 2010 a setembro de 2014, obtidos junto à *New York Mercantile Exchange (NYMEX)*, com o intuito de melhor entender a dinâmica desta série financeira.

Os modelos de salto são uma ferramenta útil para se capturar eventos bruscos, como notícias e movimentos repentinos de preços oriundos de problemas relacionados à produção da *commodity*, além de permitirem que os saltos ocorram em diferentes tamanhos e frequência. Com base nesse instrumental, esta pesquisa tem como objetivo responder as seguintes perguntas: i) qual a intensidade dos saltos condicionais na série de retornos do petróleo ao longo do período analisado? ii) os saltos aparecem de maneira persistente ou se comportam como ruído branco? iii) qual o efeito do tamanho médio dos saltos na variação das taxas de retorno do petróleo? Ao responder estes questionamentos, este artigo busca fornecer evidências sobre como a chegada de novos eventos influenciam a dinâmica do mercado de petróleo.

¹Para 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.

O artigo está organizado em 6 seções. Além desta introdução, a Seção 2 traz uma revisão teórica da literatura que investiga o comportamento dos preços do petróleo, a Seção 3 descreve o modelo dinâmico de saltos condicionais ARJI-GARCH, a Seção 4 apresenta as estatísticas descritivas dos dados utilizados no trabalho, a Seção 5 os resultados das estimações para o modelo constante de intensidade e para o modelo ARJI-GARCH, segundo a metodologia proposta por [Chan & Maheu \(2002\)](#), assim como a interpretação dos parâmetros estimados e, por último, a Seção 6 apresenta as conclusões.

2 Revisão da literatura

Segundo [Hamilton \(2008\)](#) e [Gronwald \(2009\)](#), a literatura atual apresenta três abordagens principais para explicar o comportamento dos preços do petróleo. A primeira abordagem refere-se à investigação estatística das correlações da série histórica de preços, que mostra que as mudanças no preço real da *commoditie* têm a tendência histórica de serem permanentes, difíceis de prever e influenciadas por diferentes regimes de preços ao longo do tempo. A segunda abordagem, abrange as previsões da teoria econômica sobre como os preços devem se comportar ao longo do tempo, onde o primeiro modelo apresentado com esta finalidade foi desenvolvido por [Hotelling \(1931\)](#), em que afirmava que preço do óleo, por ser um produto exaurível, deveria crescer a mesma taxa dos *FED Funds* e sempre que possível ter seu preço superior ao custo marginal de produção, a que se seguiu vários outros trabalhos que passaram a incorporar questões de arbitragem de estoque, derivativos financeiros e escassez. E, por fim, a terceira abordagem examina os determinantes da oferta e da procura neste mercado. Em termos de determinantes da demanda, a elasticidade preço da demanda é baixa e tem decrescido ao longo dos últimos 20 anos, enquanto que a elasticidade renda é próxima a 1 em países com desenvolvimento tardio e bem abaixo de 1 em países como Estados Unidos e Inglaterra, enquanto que a interpretação da oferta é distorcida devido às intervenções da OPEP².

O debate acerca do comportamento do preço do petróleo chamou a atenção de estatísticos e econométricos, os quais 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 por exemplo, em períodos de guerra (Guerra do Golfo, Invasão do Iraque em 2003), crises políticas (Primavera Árabe) e crises financeiras, como as ocorridas ao final da década de 1990 (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 últimos anos, uma série de 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 que a distribuição incondicional é leptocúrtica.

²Organização dos Países Exportadores de Petróleo.

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, através da parametrização da estrutura autorregressiva da variância condicional e que fora feito para capturar mudanças suaves e persistentes na volatilidade mas, que não tem a capacidade de tratar grandes mudanças discretas que ocorrem nos retornos dos ativos.

Diante desta problemática, vários trabalhos analisaram a importância de mudanças bruscas nas séries de retornos (Sadorsky (1999), Kim & Mei (2001), Jorion (1988), Lobo (1999), Fortune *et al.* (1999) Larsson & Nossman (2011)), sendo que o modelo base para a análise de saltos foi proposto inicialmente por Press (1967), onde o comportamento dos mesmos era governado por uma distribuição de *Poisson*³. Após isso, vários estudos empíricos testaram a viabilidade desses modelos. Especificamente para o caso do petróleo, Andersen *et al.* (2007), Chiou & Lee (2009) e Gronwald (2012) concluíram que tais modelos geram estatísticas satisfatórias e corroboram com a interpretação do comportamento dos retornos diários do óleo.

Chan & Maheu (2002) partiram da premissa que os saltos são utilizados para modelar eventos aleatórios e, por isto, 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 do salto futuro depender da dinâmica histórica de saltos.

A especificação de Chan & Maheu (2002), ao dar ao salto uma tendência dinâmica, tem várias implicações. Primeiro, dado que a intensidade do salto segue uma forma funcional ARMA que é governada por uma distribuição de *Poisson* serialmente correlacionada, o torna capaz de capturar várias formas de autocorrelação. Segundo, o modelo é fácil de ser estimado e tanto a técnica de máxima verossimilhança quanto a inferência assintótica podem ser utilizadas. Terceiro, obtêm-se um produto derivado da estimação, o filtro, que fornece inferências *ex post* da dinâmicas de alto. E por último, 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 um modelo ARJI-GARCH, a 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. Isto implica que a heterocedasticidade 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 *commoditie* é muito sensível às notícias e, em consequência, não se acomoda em uma tendência de longo prazo.

Horan *et al.* (2004), também analisaram a volatilidade dos preços do petróleo dos tipos WTI, a partir de modelos do tipo GARCH. Os autores concluíram que a volatilidade implícita aumenta com a aproximação das reuniões da OPEP (Organização dos Países Exportadores de Petróleo), 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 suma, os trabalhos apresentados mostram como a chegada de novas informações ou eventos bruscos influenciam a dinâmica do mercado de petróleo através do surgimento de saltos discretos, além de contribuir para a previsão e modelagem da volatilidade nesse mercado.

³Distribuição probabilística, normalmente, utilizada para modelar a frequência de ocorrências de um evento em um intervalo de tempo ou espaço.

3 O modelo dinâmico de saltos condicionais

A ideia central dos modelos dinâmicos de saltos condicionais é de agregar um componente a uma série que possibilite modelar a ocorrência de variações bruscas na mesma. Essas variações ocorrem em função da chegada de novos eventos informacionais, intervenções políticas, choques de tecnologia, etc.

Para interpretar a ocorrência desses saltos, [Chan & Maheu \(2002\)](#) propuseram um modelo dinâmico condicional de salto em tempo discreto para retornos de ativos financeiros em que utiliza a parametrização GARCH(p,q) da volatilidade, devido a presença de heteroscedasticidade condicional na série.

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

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

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

em que $z_t \sim NID(0, 1)$ é um ruído branco; $Y_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2)$ o tamanho do salto condicional ao histórico de retornos do período anterior (Φ_{t-1}) que se distribui normalmente, com média θ_t e variância Σ_t^2 ; μ é a média condicional do processo; Φ_i são os parâmetros autorregressivos do modelo, h_t é a variância condicional (volatilidade) que segue um processo GARCH (p,q), em que $\varepsilon_t = R_t - \mu + \sum_{i=1}^l \phi_i R_{t-1} - \lambda_t \theta_t$. Perceba que esta especificação do erro ε_t contém o componente dos saltos esperado e sua expectativa condicional, e é esta estrutura que permite com que os saltos afetem a volatilidade através do fator de variância GARCH (h_t)

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

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

λ_t representa tanto a média quanto a variância do processo, sendo conhecido como a intensidade dos saltos. Sendo n_t . Para o modelo em estudo, denotado ARJI(r,s) permitiremos que λ varie com o tempo segundo um processo autorregressivo de médias móveis (ARMA) definido por:

$$\lambda_t = \gamma_0 + \gamma_1 \lambda_{t-1} + \gamma_2 \xi_{t-1}, \quad (4)$$

tenha em mente 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 e para garantir que λ_t seja sempre positivo, se estabelece como condições suficientes que $\gamma_0 > 0$, $\gamma_1 \geq \gamma_2$ e $\gamma_2 > 0$. O erro *ex post* ξ_{t-1} captura o número de saltos não previstos para o período anterior. Este choque ou imprevisibilidade que afeta a média condicional do processo n_{t-1} é:

$$\xi_{t-1} = E(n_{t-1} | \Phi_{t-1}) - \lambda_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} j P(n_{t-1} = j | \Phi_{t-1}) - \lambda_{t-1}, \quad (5)$$

em que, o primeiro termo da equação (5) do lado direito reporta o número médio de saltos em $t - i$ de acordo com a informação em $t - i$, enquanto o segundo é a nossa expectativa sobre o número de saltos baseado em informações disponíveis em $t - i - 1$.

Diante da probabilidade de ocorrência 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:

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

onde, o termo do denominador representa a função de densidade condicional dos retornos e o número máximo de saltos que pode ocorrer em um dia foi truncado em 20, dado que na prática a probabilidade de ocorrência de um número de saltos maior que 20 é quase nula, $P(n_t = j | \Phi_{t-1})$ é originário de (3). O filtro é um componente importante do modelo de saltos dinâmicos, uma vez que ele é inserido no cálculo da intensidade do salto residual (ξ_{t-1}) e por motivos de inferência.

A implementação do modelo GARCH implica na construção de uma função de verossimilhança (Enders (2008)) e que foi construída a partir das interações entre funções (4) e (6) das suposições implícitas em (1):

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

Como 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:

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

em que $E(\xi_t) = 0$ e $\text{cov}(\xi_t, \xi_{t-i}) = 0$, $i > 0$, podemos 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:

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

O valor para a média incondicional de λ_t irá existir se ARMA(r,s) for um processo estacionário ($|\rho_1| < 1$) e então a previsão da intensidade dos saltos futuros no caso em que $r = s = 1$, teremos:

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

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

Para estimar o modelo ARJI devemos definir os valores iniciais para λ_i e ξ_i e $i \leq 1$. Para a atividade empírica em curso foi estabelecido que λ_0 será igual a sua média incondicional definida em (9) e $\xi_0 = 0$.

Tem-se que a média condicional e a variância condicional dos retornos para o modelo ARJI-GARCH são:

$$E [R_t | \Phi_{t-1}] = \mu + \sum_{i=1}^l \phi_i R_{t-i} + \theta_t \lambda_t \quad (12)$$

e

$$\text{var} [R_t | \Phi_{t-1}] = h_t + (\delta_t^2 + \theta_t^2) \lambda_t \quad (13)$$

onde θ_t se δ_t representam respectivamente a média e a variância condicional do tamanho do salto no modelo estimado.

4 Dados

Os dados consistem em 1195 registros diários de preço de fechamento do petróleo *spot* WTI no período de janeiro de 2010 e setembro de 2014, obtidos junto à NYMEX e representados na unidade monetária de Dólar. As taxas de retorno foram calculadas como $R_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) * 100$, onde P_t é o valor do ativo na data t e \ln o logaritmo natural. A escolha por se trabalhar com o retorno ao invés da série dos preços é justificada pelo fato dos retornos serem adimensionais e atenderem as propriedades estatísticas desejadas para o manuseio de séries temporais.

A Figura (1) abaixo, apresenta a série histórica dos retornos no período supracitado, onde percebe-se uma evolução estocástica no tempo, ou seja, a volatilidade não é tempo invariante (nota-se um comportamento intermitente, com a presença de períodos distintos de alta e baixa volatilidade).

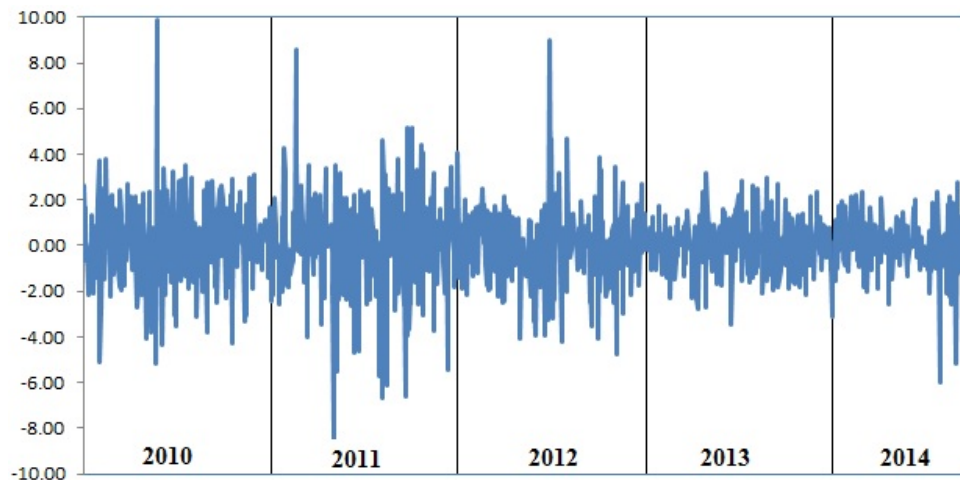


Figura 1: Retorno diário Petróleo *Spot* WTI
Fonte: NYMEX. Formatação própria.

A Tabela (1) expõe as estatísticas descritivas para a série de retornos diários do petróleo *spot* WTI.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Estatísticas	Ret. Spot WTI
Número de observações	1195
Média	0.0091
Desvio Padrão	1.6538
Assimetria	-0.0209
Curtose	6.5874
Jaque Beta	p=0.0000
ADF	p=0.0000
Ljung Box - Teste Q	p=0.9128
Ljung Box - Teste Q^2	p=0.0000

Fonte: Formatação própria

A análise dos valores da Tabela (1) mostra que a média dos retornos diários é próxima de zero, porém com elevado desvio-padrão. Nota-se também que os valores de assimetria e curtose apontam para uma curva do tipo leptocúrtica assimétrica à esquerda, características que permitem que se rejeite a curva normal como sendo representativa da distribuição de frequência da série de retornos. O teste *ADF* indica que a série dos retornos é estacionária enquanto que o teste *Lyung Box - Teste Q* indica a presença de autocorrelação na série, bem como no quadrado das variações da mesma, dando sugestão a presença de heteroscedasticidade condicional. Tais resultados mostram que a estimação de um modelo ARCH é o mais indicado para a descrição do comportamento da série em estudo.

5 Análise das estimações

Esta seção aplica a metodologia de [Chan & Maheu \(2002\)](#) na série de retornos diários do petróleo à vista (*West Texas Intermediate*) para o período de 04/01/2010 a 30/09/2014, totalizando 1195 observações. Utilizou-se o *software* RATS para a estimação dos parâmetros de ambos os modelos. A Tabela (2) mostra as estimativas para os modelo constante de intensidade de salto (GARCH) e para o ARJI-GARCH (intensidade do salto dinâmica):

Tabela 2: Resultados dos modelos ARJI

Parâmetros	Constante	ARJI
μ	0.0609 (0.0461)	0.0803 (0.0466)
ϕ_1	-0.0087 (0.0286)	-0.0241 (0.0298)
ϕ_2	-0.0192 (0.0284)	-0.0183 (0.0281)
ω	0.0272 (0.0181)	0.0148 (0.0089)
α	0.0350 (0.0131)	0.0182 (0.0078)
β	0.9409 (0.0238)	0.9645 (0.0133)
ζ_0	3.1127 (0.6638)	2.4210 (0.4275)
η_0	-0.9936 (0.5408)	-0.6073 (0.3139)
λ_0	0.0604 (0.0302)	0.0828 (0.0381)
ρ		0.4137 (0.1773)
γ		0.9210 (0.3247)
<i>Log - max. Verossimilhanas</i>	-2192.1687	-2184.6822

Nota: Desvio padrão está em parênteses

Fonte: formatação própria

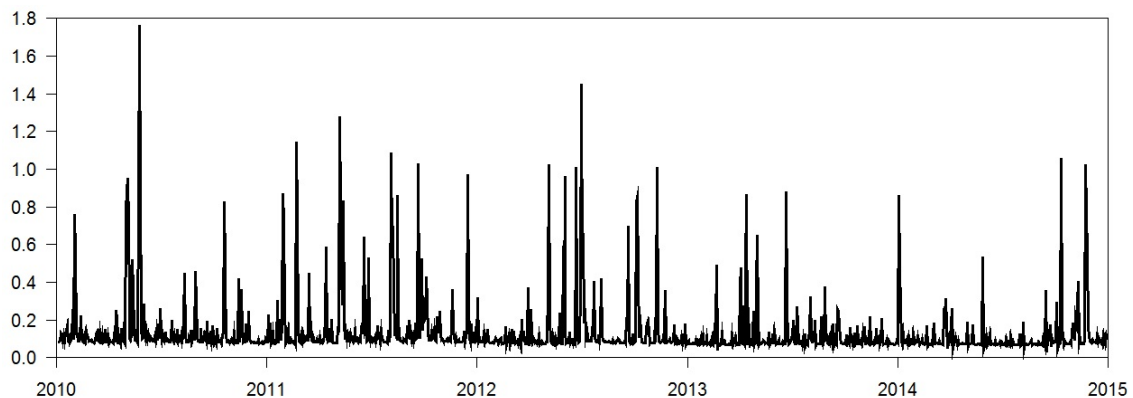
A tabela anterior reporta que valor da log-verossimilhança para a parametrização ARJI, a qual permite que a intensidade do salto varie no tempo, apresenta uma melhora em relação ao modelo de saltos constantes. Os parâmetros GARCH ω, α, β são todos significantes, indicando persistência e heterocedasticidade condicional nas variações do preço do petróleo.

Para ambos os modelos, a análise dos parâmetro λ_0 e η_0 expressam a necessidade da especificação de saltos para descrever a dinâmica do mercado de petróleo. O valor estimado de λ_0 indica que a média do número de saltos no primeiro modelo é de 0,0604 e de 0,0828 no segundo. Por sua vez, η_0 demonstra que a média estocástica do tamanho dos saltos é negativa, o que significa que saltos negativos são mais comuns do que saltos positivos para o mercado em análise, porém com um valor maior para o segundo modelo.

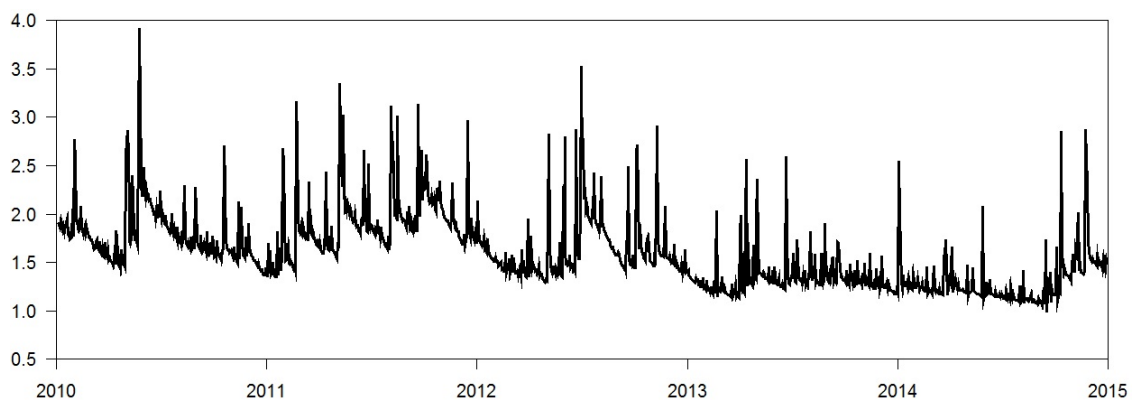
Em relação ao modelo ARJI, a intensidade dos saltos segue uma especificação autorregressiva de médias móveis, em que o número de saltos de um dado período depende tanto de sua intensidade no período anterior quanto da ocorrência de saltos não previstos. Assim, o valor do coeficiente estimado para γ superior ao ρ indica que os saltos não previstos no período anterior têm forte influência na probabilidade de ocorrência de novos saltos. Por fim, o valor estimado para o parâmetro $\rho = 0,4137$ sugere que a intensidade do salto é pouco persistente ao longo do tempo.

A Figura (2) apresenta a intensidade condicional da intensidade do salto e a variância condicional para a especificação ARJI-GARCH ao longo do período amostral. A série λ_t tem uma amplitude em torno de 1,4, apresentando baixa persistência, porém uma certa regularidade no número médio de saltos.

Figura 2: Resultados modelo ARJI-GARCH



(a) Intensidade condicional do salto

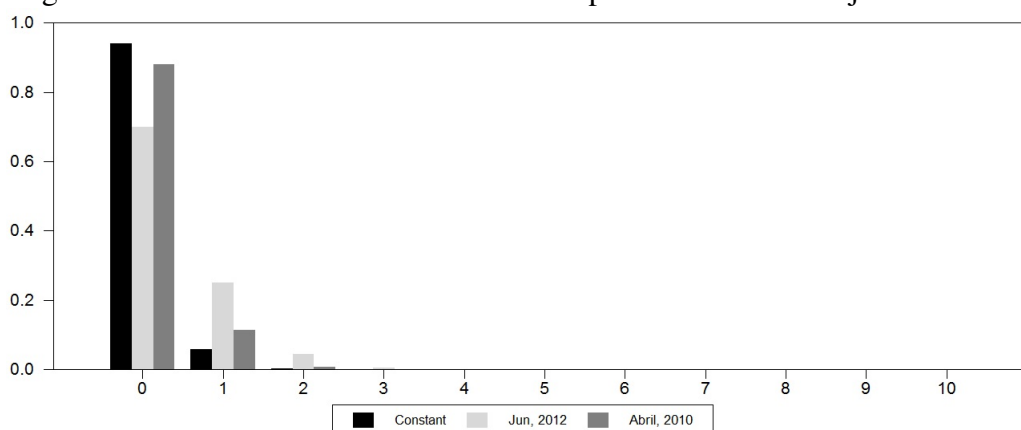


(b) Desvio padrão para a especificação ARJI-GARCH

A maior intensidade do salto foi vista durante os desdobramentos do desastre ambiental da plataforma da *British Petroleum (BP)*, em abril de 2010, no Golfo do México, enquanto o segundo maior salto, deu-se pelo rebaixamento das notas de títulos de crédito das maiores instituições financeiras globais (*Barclays, HSBC, Lloyds, Credit Suisse, Bank of America*). Já a sequência de saltos ocorrida entre o final de 2010 e junho de 2012 foi motivada pela Primavera Árabe.

Com o intuito de evidenciar a capacidade do modelo em analisar saltos nas variações nas taxas de retorno do petróleo spot WTI selecionamos duas datas em que a *commoditie* sofreu bruscas oscilações: abril de 2010 (vazamento de petróleo no Golfo do México) e junho de 2012 (rebaixamento dos títulos dos bancos). A Figura (3) apresenta a probabilidade de ocorrência do número de saltos para o modelo de $\lambda_t = \lambda$ constante e para a especificação ARJI.

Figura 3: Probabilidade de número de saltos para abril de 2010 e junho de 2012

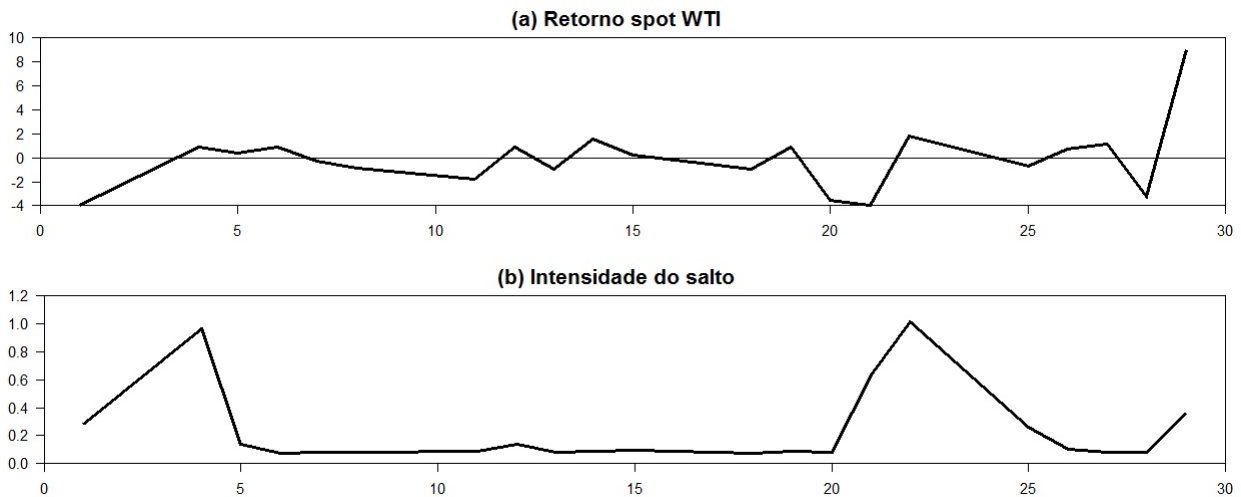


Percebe-se que a mudança de tratamento dado a λ afeta a previsão para o número de saltos nas datas sugeridas e, que o risco associado com as realizações de saltos no modelo de intensidade constante é menor do que aqueles dos modelos ARJI. O modelo de saltos condicionais estimou uma probabilidade de cerca de 25% de que ao menos um salto iria ocorrer em junho de 2012, enquanto que no de saltos constantes, essa probabilidade foi inferior a 5%. Todavia, a probabilidade estimada para a ocorrência de dois saltos em ambos os modelos é próxima de zero.

A Figura (4) apresenta o conteúdo preditivo de λ , ao fazer previsões sobre volatilidade para o período do 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. Também, verifica-se que a persistência dos saltos é curta, uma vez que λ cai rapidamente, refletindo a diminuição na volatilidade da série.

Identifica-se também, que no momento em que ocorreu o rebaixamento dos títulos de créditos de diversos bancos, observou-se um aumento da intensidade média dos saltos, de 0,933, quando da realização do primeiro salto, para 1,071, quando do acontecimento do segundo salto, isto é, um aumento de aproximadamente 8% na força do salto. Isso indica que, quanto maior o número de saltos dentro de um intervalo de tempo, relativamente curto, a intensidade do efeito provocada pelo salto subsequente será maior que a ocasionado pelo anterior.

Figura 4: Efeitos do rebaixamento dos títulos dos bancos na intensidade dos saltos



6 Conclusão

O artigo examinou a dinâmica dos saltos nos retornos do preço do petróleo *spot WTI* para o período de janeiro de 2010 a setembro de 2014. Para tal fim, utilizamos um modelo de saltos condicionais constante e a especificação ARJI-GARCH proposta por [Chan & Maheu \(2002\)](#), onde a intensidade dos saltos segue um modelo autorregressivo de médias móveis. De forma sintética, os principais resultados são pontuados da seguinte forma:

- A análise aponta que o modelo ARJI-GARCH é superior ao constante;
- Para o período estudado, os saltos apresenta um caráter de persistência de curtíssimo prazo (1 ou 2 dias);
- A análise da redução da nota de títulos de crédito de grandes bancos em junho de 2012 mostrou que:
 - A probabilidade de ocorrência de saltos ocorre com o aumento da volatilidade no mercado;
 - Em um intervalo de tempo inferior a um mês, a intensidade média de saltos subsequentes é maior que de seus antecessores.
- A dinâmica descrita pela intensidade dos saltos no modelo ARJI-GARCH é capaz de capturar mudanças bruscas e sistemáticas na quantidade média de saltos, ocasionadas por momentos críticos do contexto econômico mundial.

Este artigo examinou a importância dos saltos na parametrização da dinâmica dos retornos do petróleo *spot WTI*, entretanto existem outras situações que podem ser exploradas em trabalhos futuros, como por exemplo, o uso de uma *proxy* para a volatilidade do período anterior e da previsão de volatilidade contemporânea como variáveis explicativas para variância da distribuição do tamanho dos saltos.

Referências

- ANDERSEN, TORBEN G, BOLLERSLEV, TIM, & DIEBOLD, FRANCIS 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.
- ASKARI, HOSSEIN, & KRICHENE, NOUREDDINE. 2008. Oil price dynamics (2002–2006). *Energy Economics*, **30**(5), 2134–2153.
- BOLLERSLEV, TIM. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, **31**(3), 307–327.
- CHAN, WING H, & MAHEU, JOHN M. 2002. Conditional jump dynamics in stock market returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, **20**(3), 377–389.
- CHIOU, JER-SHIOU, & LEE, YEN-HSIEN. 2009. Jump dynamics and volatility: Oil and the stock markets. *Energy*, **34**(6), 788–796.
- ELY, REGIS AUGUSTO. 2013. Dinâmica dos saltos condicionais na taxa de câmbio brasileira. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, **13**(1), 59.
- ENDERS, WALTER. 2008. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- FORTUNE, PETER, *et al.* 1999. Are stock returns different over weekends? A jump diffusion analysis of the weekend effect. *New England Economic Review*, **10**, 3–19.
- GRONWALD, MARC. 2009. *Jumps in Oil Prices-Evidence and Implications*. Tech. rept. Ifo Working Paper.
- GRONWALD, MARC. 2012. A characterization of oil price behavior? Evidence from jump models. *Energy Economics*, **34**(5), 1310–1317.
- HAMILTON, JAMES D. 2008. *Understanding crude oil prices*. Tech. rept. National Bureau of Economic Research.
- HARRIS, RICHARD, & SOLLIS, ROBERT. 2003. *Applied time series modelling and forecasting*. Wiley.
- HORAN, STEPHEN M, PETERSON, JEFFREY H, & MAHAR, JAMES. 2004. Implied volatility of oil futures options surrounding OPEC meetings. *The Energy Journal*, 103–125.
- HOTELLING, HAROLD. 1931. The economics of exhaustible resources. *The journal of political economy*, 137–175.
- JORION, PHILIPPE. 1988. On jump processes in the foreign exchange and stock markets. *Review of Financial Studies*, **1**(4), 427–445.
- KIM, HAROLD Y, & MEI, JIANPING 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.
- LARSSON, KARL, & NOSSMAN, MARCUS. 2011. Jumps and stochastic volatility in oil prices: Time series evidence. *Energy Economics*, **33**(3), 504–514.

- LOBO, BENTO J. 1999. Jump risk in the US stock market: Evidence using political information. *Review of Financial Economics*, **8**(2), 149–163.
- PINDYCK, ROBERT S. 1999. The long-run evolution of energy prices. *The Energy Journal*, 1–27.
- PINDYCK, ROBERT S. 2001. The dynamics of commodity spot and futures markets: a primer. *The Energy Journal*, 1–29.
- PRESS, S JAMES. 1967. A compound events model for security prices. *Journal of business*, 317–335.
- SADORSKY, PERRY. 1999. Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, **21**(5), 449–469.
- SINN, HANS-WERNER. 2008. Public policies against global warming: a supply side approach. *International Tax and Public Finance*, **15**(4), 360–394.