

NEGOCIAÇÃO DE OPÇÕES E IMPACTO NA VOLATILIDADE DOS PREÇOS A VISTA: UMA ANÁLISE DAS AÇÕES DA VALE S.A.

BRUNA DE CASTRO MELO

Universidade Estadual de Campinas - UNICAMP
bc_melo@hotmail.com

RODRIGO LANNA FRANCO DA SILVEIRA

Unicamp
rodrigolanna@eco.unicamp.br

NEGOCIAÇÃO DE OPÇÕES E IMPACTO NA VOLATILIDADE DOS PREÇOS A VISTA: UMA ANÁLISE DAS AÇÕES DA VALE S.A.

1. INTRODUÇÃO

Os contratos de derivativos consistem em instrumentos financeiros que viabilizam operações para liquidação futura. Os seus preços derivam do ativo objeto subjacente ao contrato, podendo este ser uma ação, título de renda fixa, moeda, commodity, entre outros. Abarcam uma série de contratos, tais como o termo, futuro, opção e swaps. A função econômica principal destes se baseia no gerenciamento de risco de preço em operações conhecidas como *hedge*. Porém, também são amplamente utilizados para especulação e arbitragem.

Nos últimos anos, para os diferentes tipos de contratos negociados nos mercados financeiros globais, o volume de negociação apresentou significativo crescimento, tanto no segmento de bolsas de mercadorias, quanto nos mercados de balcão. Neste primeiro mercado, conforme dados da FIA (*Futures Industry Association*) (2013), para o período de 1999 a 2012, a quantidade de contratos negociados aumentou em mais de oito vezes – de, aproximadamente 2,4 bilhões para 21,2 bilhões. Neste mesmo período, no mercado de balcão organizado (OTC – *over-the-counter*), segundo estatísticas do BIS (*Bank of International Settlement*) (2012), o valor *notional* dos papéis passaram de US\$80,32 trilhões para US\$639 trilhões. No Brasil, o mercado de derivativos acompanhou a tendência global. No segmento mercadorias e futuros, a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA) obteve 688 milhões de contratos transacionados em 2012, frente a 83 milhões em 2000 – crescimento anual próximo a 20%. Já no segmento de ações, tanto o mercado a termo quanto o de opções sobre ações individuais apresentaram um significativo aumento no volume financeiro transacionado entre 2001 e 2012 – neste primeiro mercado, a evolução foi de R\$6,4 bilhões para R\$25,4 bilhões e, neste segundo, de R\$8,4 bilhões para cerca de R\$68,9 bilhões.

A literatura de finanças tem avaliado a influência da introdução e do crescimento dos mercados de derivativos sobre os preços dos ativos subjacentes. Como menciona Maciel et al. (2012), o tema é controverso, existindo três diferentes linhas de pensamento. A primeira defende que a introdução dos derivativos aumenta a volatilidade dos preços a vista, dado que os futuros e de opções viabilizam a chegada de uma maior quantidade de informações ao mercado *spot*. Outros autores, por sua vez, mencionam que o mercado de derivativos, por ser muito alavancado e de custos relativamente baixos, atrai muitos especuladores dotados de poucas informações, o que contribui na desestabilização das cotações a vista. Por outro lado, uma terceira corrente aponta que os derivativos elevam a eficiência do mercado ao tornar possível um aumento no fluxo de informações, o que contribuiria para uma queda na volatilidade dos preços *spot*.

Ao concentrar análise no mercado de opções sobre ações, um aspecto interessante está na possível existência, na proximidade da data do vencimento dos contratos, do que se denomina de “guerra” entre comprados e vendidos. Considerando o mercado de opções de compra, de um lado, agentes realizam operações com objetivo de elevar os preços *spot* de forma a superar o preço de exercício das opções, o que ocasionaria o exercício dessas últimas. Por outro lado, lançadores buscam realizar transações que leve à queda das cotações a fim de não haver exercício. Essa diferença de perspectivas tende a criar uma “queda de braços” entre comprados e vendidos, de forma que *players* dotados de grandes posições no mercado *spot* podem vir a manipular os preços de mercado, levando ao exercício ou não destes derivativos. A partir do momento que as cotações não correspondem ao seu valor justo, em razão do

evento vencimento das opções (conhecido na literatura por *expiration day effect*), a hipótese de eficiência de mercado é violada (BIAGE, COSTA & GOULART, 2010).

Neste contexto, o presente estudo tem por objetivo analisar o impacto das negociações de contratos de opções de compra da VALE S.A. sobre a volatilidade dos preços no mercado *spot*, no período de 2010 a 2013, avaliando também a existência do efeito do vencimento. De forma a atingir o objetivo acima citado, o presente artigo está dividido em quatro partes, além desta introdução. A seguir, apresenta-se uma revisão de literatura sobre a temática em questão. Na sequência, os métodos são abordados e os resultados analisados. Por fim, conclusões são apresentadas.

2. Revisão de literatura

O aumento da negociação de derivativos no mercado mundial tem levado a uma série de estudos que avaliam o impacto da introdução e/ou crescimento destas transações sobre a volatilidade dos preços a vista dos ativos subjacentes a tais papéis. Mayhew (1999) realiza uma ampla revisão de literatura de tais pesquisas até a década de 1990, dimensionando as correntes teóricas de análise, bem como os resultados empíricos encontrados em diversos estudos. Segundo o autor, os trabalhos empíricos apontam, em geral, para a manutenção ou queda da volatilidade do preço *spot* com a introdução dos derivativos, dado que estes tendem a aumentar a liquidez e o fluxo de informações ao mercado a vista.

Focando a revisão de literatura no mercado de opções e seu impacto sobre a volatilidade dos preços *spot*, verifica-se uma maior atenção no tema em questão a partir do final da década de 1970 e início dos anos de 1980. Isso se deve ao fato das negociações com opções padronizadas sobre ações ter início em 1973, com a criação da Chicago Board Options Exchange¹. As primeiras análises ocorreram com Trennepohl e Dukes (1979), Klemkosky e Maness (1980), Whiteside, Dukes e Dunne (1981 e 1983). Os resultados, nestes primeiros trabalhos, apontaram, em geral, para a queda ou manutenção da volatilidade das ações a partir da introdução de opções sobre tais ativos. Pesquisas posteriores, realizadas nas décadas de 1990 e 2000, confirmaram estas conclusões. Long (1994), Bollen (1998), Mazouz (2007) e Mazouz e Bowe (2009) não encontraram evidências de aumento do risco nestes papéis, existindo ainda outras análises que observaram queda da volatilidade – Bansal et al. (1989), Conrad (1989), Skinner (1989), Detemple e Jorion (1990), Damodran e Lim (1991) e Chaudhury e Elfakhani (1997). Poucos trabalhos verificaram um aumento do risco em tais ativos após o início da negociação das opções sobre ações individuais – exemplos de tal evidência são os trabalhos de Ma e Rao (1988) e Wei, Poon e Zee (1997).

Vale observar que, nestes últimos anos, as pesquisas avançaram com estudos baseados, entre outros tópicos, no impacto do crescimento das negociações com opções na dinâmica de processamento das informações (FEDENIA & GRAMMATIKOS, 1992; KUMAR, SARIN & SHASTRI, 1995; WEI, POON & ZEE, 1997) e da introdução de derivativos de índices de ações sobre a volatilidade dos papéis componentes da carteira teórica do indicador (BECCHETTI & CAGGESE, 2000; RAHMAN, 2001; DRIMBETAS, SARIANNIDIS & PORFIRIS, 2007; LIU, 2009).

Adicionalmente, outro tema que vem sendo recorrentemente pesquisado é a existência ou não da denominada “guerra” entre comprados e vendidos no mercado a vista de ações nos

¹ A partir de tal evento, outras três bolsas (American Stock Exchange, Philadelphia Stock Exchange e Pacific Exchange) passaram a disponibilizar, entre 1975 e 1976, a negociação de opções sobre ações. Na década seguinte, opções sobre índices de ações, taxas de câmbio e contratos futuros passaram a ser negociados nas bolsas norte-americanas (HULL, 2005).

períodos de vencimento das opções. Klemkosky (1978), analisando ações negociadas na Bolsa de Nova York (NYSE), concluiu que, na semana anterior ao vencimento das opções, os retornos extraordinários eram negativos; todavia, na semana seguinte, esses mesmos preços foram parcialmente revertidos, mostrando uma influência no mercado *spot*. Officer e Trennepohl (1981) observaram retornos negativos (não significativos) nas quintas e sextas-feiras imediatamente anteriores ao vencimento, assim como para a segunda-feira após o vencimento. No entanto, para terça-feira pós-vencimento, foi obtido um retorno positivo significativo, constatando o *expiration day effect*.

Em período posterior, os trabalhos de Stoll e Whaley (1987, 1991), constataram, nos mercados de índices de ações norte-americanos, um aumento das transações no período de vencimento das opções e uma queda da volatilidade no mercado *spot*. Estes mesmos autores avaliaram os mercados da Austrália, obtendo resultados que não apontam para aumento da volatilidade nas datas em questão (STOLL & WHALEY, 1997), assim como Bollen e Whaley (1999) concluíram o mesmo para o mercado acionário de Hong Kong. Por outro lado, outras pesquisas tiveram conclusões distintas ao constatarem efeito/impacto do vencimento das opções sobre a volatilidade no mercado a vista de ações. Exemplos disso são as pesquisas de Cham e Wei (2001) e Jindal e Bodla (2007) para os mercados de Hong Kong e da Índia, respectivamente.

Para o caso do mercado brasileiro, Sanvicente e Kerr (1989) analisaram o efeito dia de vencimento, avaliando o comportamento de 15 ações no mercado a vista da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA). O período de análise compreendeu semanas em torno de datas de vencimento dos contratos para o ano de 1985. Os resultados provaram que não houve comportamento anômalo dos preços *spot*, o que negou a existência do efeito dia de vencimento. Estudos posteriores de Sanvicente (1996) e Körbes e Costa Júnior (2001) obtiveram resultados similares aos acima destacados. No entanto, Sanvicente e Monteiro (2005), ao utilizar um sistema de equações formado por funções inversas da oferta e da demanda das ações da Telemar PN, com dados intradiários, constataram indícios do efeito pressão sobre as cotações para o evento em questão, o que significou que a formação de preços nessa ocasião não foi inteiramente eficiente. O estudo de Biage, Costa e Goulart (2010) seguiram na linha da pesquisa anterior, apontando que o mercado brasileiro oscila entre períodos de eficiência e não eficiência.

3. METODOLOGIA

3.1 Dados do trabalho

Os dados utilizados nesse trabalho compreendem nos preços diários de fechamento das ações preferenciais da VALE, disponíveis no software ECONOMATICA, e no volume negociado de *calls* desta mesma companhia, obtido na base de dados da BM&FBOVESPA, no período entre janeiro de 2010 e março de 2013. O estudo se inicia no ano de 2010 de forma a eliminar qualquer influência da crise *subprime*. Vale ainda observar que a seleção da ação da VALE se justifica pela alta liquidez de suas opções de compra na bolsa brasileira, sendo responsável por mais de 40% das negociações no mercado de opções sobre ações individuais da BM&FBOVESPA no período do estudo.

3.2. Métodos de análise

Com a finalidade de analisar o impacto das negociações e do vencimento da série de opções (*expiration day effect*) sobre o mercado a vista de ações, o presente estudo utilizará dois

métodos de análise. Em primeiro lugar, será conduzida a estimação da volatilidade a partir de um modelo TARCh (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Em segundo lugar, será feito um teste de causalidade de Granger entre o volume negociado de contratos de opções e volatilidade dos preços a vista das ações. Os itens a seguir detalham os métodos de análise.

3.2.1. Estimação da volatilidade

Como mencionado anteriormente, a volatilidade dos retornos da ação será mensurada a partir de um modelo TARCh – equação (1). A razão do uso deste modelo consiste no fato deste captar a assimetria na volatilidade dos preços, levando em conta que os mercados reagem distintamente às boas e más notícias, existindo maior intensidade neste último caso (ENGLE, 2004).

$$h_t = \delta + \alpha r_{t-1}^2 + \varphi r_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (1)$$

Em que, d_{t-1} representa uma variável *dummy* que assume valor igual a um se $r_{t-1}^2 < 0$ e zero se $r_{t-1}^2 > 0$, sendo r_t igual ao retorno diário dos preços, P , da ação na data t , obtidos mediante equação (2). Caso φ seja estatisticamente diferente de zero, é possível concluir pela existência de um efeito da informação assimétrica (*threshold effect*) nos preços. Sendo o coeficiente positivo, como é esperado, as notícias ruins mostram impacto maior sobre a volatilidade.

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (2)$$

Vale ainda observar que variáveis *dummy* serão inseridas no modelo de forma a captar dois tipos de choques externos. O primeiro deles se refere aos dias da semana, estando as *dummies* presentes na equação da média e da variância. Isso se justifica pelo fato de existirem evidências empíricas que o retorno das ações é maior no início e no final da semana (CAMARGOS & BARBOSA, 2003). O segundo corresponde ao dia de vencimento das opções (terceira segunda-feira do mês) a fim de captar a denominada “guerra” entre comprados e vendidos – equações (3) e (4). De forma alternativa, a fim de avaliar se existe aumento da volatilidade nos dias imediatamente anteriores à maturidade da *call*, esta última *dummy* assumirá, em um segundo modelo, valores iguais a um na quinta e na sexta-feira que precedem o vencimento, além da segunda-feira, quando ocorre o exercício ou não da opção.

$$r_t = \delta_0 + \sum_{s=1}^n \delta_s r_{t-s} + \delta_{11} h_t + \delta_{12} D_{terça} + \delta_{13} D_{quarta} + \delta_{14} D_{quinta} + \delta_{15} D_{sexta} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$h_t = \delta + \alpha r_{t-1}^2 + \varphi r_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1} + \delta_1 D_{terça} + \delta_2 D_{quarta} + \delta_3 D_{quinta} + \delta_4 D_{sexta} + \theta_1 D_{opt} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Vale observar que termos defasados da variável dependente serão inseridos na equação da média de forma a corrigir eventuais problemas de autocorrelação.

3.2.2. Análise da causalidade de Granger e decomposição do erro de previsão

Nesta etapa do trabalho, analisar-se-á a causalidade de Granger entre a volatilidade dos preços *spot* da ação (estimado pelo modelo TARCh) e a quantidade de *calls* da ação preferencial da

VALE negociada na BM&FBOVESPA. Cabe observar, no entanto, que, conforme Bessembinder, Chan e Seguin (1996), para avaliar o impacto da negociação de derivativos sobre a volatilidade dos preços a vista, somente o componente não esperado dos contratos negociados (CNE_{opt}), equação (5), deve ser considerado, dado que somente este último que pode vir a ter influência na variabilidade dos preços².

$$CNE_{opt_t} = Neg_{opt_t} - \overline{Neg_{opt}} \quad (5)$$

Sendo Neg_{opt_t} igual ao número de *calls* negociadas no dia t e $\overline{Neg_{opt}}$ igual à média móvel dos contratos de opções de compra transacionados nos últimos três meses (63 dias úteis).

Sendo as variáveis estacionárias³, realizar-se-á o teste de Granger, estimando-se as equações (6) e (7).

$$Vol_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i Vol_{t-i} + \sum_{i=1}^q b_i CNE_{opt_{t-i}} + u_t \quad (6)$$

$$CNE_{opt_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p c_i CNE_{opt_{t-i}} + \sum_{i=1}^q d_i Vol_{t-i} + v_t \quad (7)$$

Em que, Vol_t e CNE_{opt_t} representam, respectivamente, volatilidade das cotações a vista e componente não esperado da quantidade de contratos negociados. Já u_t e v_t são termos aleatórios não correlacionados. Considerar-se-ão até cinco defasagens no modelo (uma semana), sendo tal limite explicado pelo fato das observações serem diárias e em dias úteis. O objetivo é observar se mudanças em Vol_t (CNE_{opt_t}) precedem alterações em CNE_{opt_t} (Vol_t) ou se tais mudanças ocorrem de forma simultânea (existência de bi-causalidade).

A partir das estimações das equações (6) e (7), serão testadas as seguintes hipóteses nulas mediante o teste de Wald com restrição de coeficientes:

- $h_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_j = 0$; onde se conclui que CNE_{opt_t} não Granger causa Vol_t . A rejeição desta hipótese indica causalidade unidirecional de contratos negociados para volatilidade dos preços a vista.
- $h_0 : d_1 = d_2 = \dots = d_j = 0$; onde se conclui que Vol_t não Granger causa CNE_{opt_t} . No caso de rejeição, conclui-se a existência de causalidade unidirecional da volatilidade para contratos negociados.
- $h_0 : d_1 = d_2 = \dots = d_j = 0$ e $b_1 = b_2 = \dots = b_j = 0$. Nesta última hipótese, em caso de rejeição, têm-se bi causalidade entre as variáveis.

Em seguida, após o teste de causalidade, avaliar-se-á a decomposição da variância do erro de previsão. O objetivo, desta etapa, é dimensionar a intensidade da relação causal entre as variáveis, como realizado em Yang et al. (2005). Como mencionam Mayorga et al. (2007, p. 685), tal procedimento:

“permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual

² Por hipótese, seguindo a teoria das expectativas racionais, as informações contidas no componente esperado da quantidade de contratos negociados já estariam refletidas nos preços a vista.

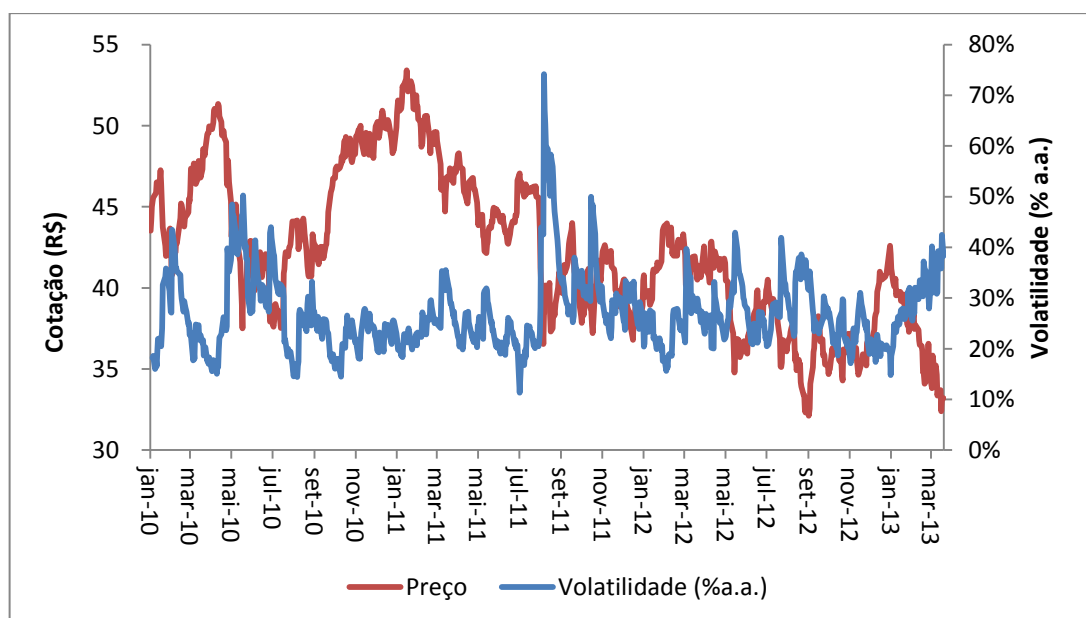
³ O estudo da ordem de integração das variáveis será realizado mediante teste de raiz unitária de Phillips e Perron (1988). Tais autores propuseram um método não paramétrico de controle da correlação serial em teste de raiz unitária partindo da equação do teste Dickey-Fuller e promovendo modificações de forma que a correlação serial não afetasse a distribuição assintótica do teste estatístico.

o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema.”

Com o objetivo de realizar tal procedimento, um modelo de vetores auto-regressivos VAR(p) será estimado.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A Figura 1 ilustra as cotações de fechamento das ações da VALE e a evolução da volatilidade anual, mensurada a partir de um modelo TARCH(1,1). Observa-se que a média da volatilidade esteve em torno de 30% a.a., porém, durante o período de análise, verificam-se pontos de volatilidade próximos a 80% a.a. – no segundo semestre de 2011, as cotações oscilaram bruscamente de níveis próximos a R\$47,00 para patamares de R\$37,00. Essa mudança na trajetória dos preços afeta a expectativa dos agentes e suas previsões em relação aos preços futuros, ocasionando, dessa forma, um aumento na volatilidade, até que as expectativas se recomponham e retornem ao patamar normal.



Fonte: ECONOMATICA.

Figura 1 – Evolução dos preços de fechamento e da volatilidade anual das ações da VALE no período entre janeiro de 2010 e março de 2013.

Ao considerar os dados entre 2010 e 2013, observa-se que as médias do retorno, em módulo, e da volatilidade foram maiores na terceira segunda-feira do mês quando da ocorrência de vencimento nos mercados de opções – Tabela 1. Porém, tal comportamento não é observado quando se incluem as quintas e sextas-feiras que precedem o vencimento.

Tabela 1. Média dos retornos e da volatilidade das ações da VALE, distinguindo os dias (e períodos) com e sem vencimento de opções de compra, entre janeiro de 2010 e março de 2013.

	n	$ \overline{R_s} $	$ \overline{R_s^2} $
Amostra total	797	1,3038%	0,0314%
Dias de vencimento*	39	1,3990%	0,0353%
Demais dias	758	1,2989%	0,0312%
Amostra total	797	1,3038%	0,0314%
Dias anteriores e dia de vencimento**	117	1,2785%	0,0291%
Demais dias	680	1,3081%	0,0318%

* Somente as segundas-feiras da terceira semana do mês, quando ocorre o vencimento das *calls*.

** Quintas e sextas-feiras anteriores ao dia do vencimento e segundas-feiras de vencimento das *calls*.

A Tabela 2 apresenta os resultados das estimações referentes aos modelos de volatilidade. As *dummies*, que buscaram captar o efeito dia-da-semana, não tiveram significância estatística na equação da média e na variância. Em relação ao efeito dos dias de vencimento das *calls*, observou-se que a *dummy* (D_{opt}) dos dois modelos se apresentou estatisticamente significativa. Assim sendo, observa-se que, tanto no dia de vencimento das opções de compra, quanto no período que precede tal evento, ocorre um aumento da volatilidade, levando a evidências da existência da queda de braços entre comprados e vendidos.

Cabe notar que, nos dois modelos, a variável associada à existência de informação assimétrica apresentou-se positiva e estatisticamente significativa, ou seja, as notícias ruins exerceram maior impacto sobre a volatilidade.

Tabela 2. Resultados das estimações do modelo TARCh, considerando dados entre janeiro de 2010 e março de 2013.

Variável	Modelo 1		Modelo 2	
	Coefficientes	Prob.	Coefficientes	Prob.
Equação da média				
<i>C</i>	0,0011	0,3833	0,0010	0,4098
<i>R1(-1)</i>	0,0830	0,0202 **	0,0829	0,0213 **
<i>D(terça)</i>	-0,0001	0,5763	-0,0023	0,6077
<i>D(quarta)</i>	-0,0023	0,2028	-0,0012	0,2004
<i>D(quinta)</i>	-0,0013	0,4532	-0,0027	0,4822
<i>D(sexta)</i>	-0,0029	0,1189	-0,0024	0,1684
Equação da Variância				
<i>C</i>	0,0000	0,2918	0,0000	0,4850
ε_{t-1}^2	-0,0408	0,0001 ***	-0,0330	0,0004 ***
$\varepsilon_{t-1}^2 I_{\varepsilon_{t-1,0}}$	0,2078	0,0000 ***	0,1728	0,0000 ***
<i>Garch(-1)</i>	0,8817	0,0000 ***	0,9081	0,0000 ***
<i>D(terça)</i>	0,0001	0,1257	0,0001	0,2320
<i>D(quarta)</i>	0,0000	0,3086	0,0000	0,5550
<i>D(quinta)</i>	0,0001	0,1980	0,0001	0,2609
<i>D(sexta)</i>	0,0001	0,1875	0,0001	0,2969
<i>D_{opt}</i>	0,0001	0,0006 ***	0,0000	0,0179 **
R-squared		0,0068		0,0067
S.E. of regression		0,0177		0,0177
Sum squared resid		0,2459		0,2482
Log likelihood		2.136,05		2.133,62
Durbin-Watson stat		2,04		2,04

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Após a estimação e análise do modelo de volatilidade, realizaram-se os testes de causalidade entre a volatilidade da ação (*Vol*) no mercado *spot* (estimada pelo modelo TARCh) e o componente não esperado do volume negociado com *calls* ($CNE_{opt,t}$). Algumas considerações, no entanto, valem ser feitas sobre esta última variável. A Tabela 3 apresenta as médias dos contratos negociados com *calls* (Neg_{opt}) e com as ações no mercado a vista (Neg_{spot}), bem como as respectivas médias dos componentes não esperados, em módulo, em cada um dos mercados (CNE_{opt} e CNE_{spot}). As médias dos *CNE* no mercado de opções e *spot* foram, em geral, superiores na data e período do vencimento que nos demais dias, sendo tal fato também observado na quantidade média de ações negociadas no mercado *spot*. Estes resultados sugerem a existência de: i) um padrão na movimentação do *CNE* nos dois mercados, sendo que bruscas reversões de tendência na quantidade negociada ocorreram nos períodos de vencimento das *calls*; ii) uma tendência de aumento na quantidade de ações transacionadas no pregão nos dias e nos períodos antecedentes ao vencimento das opções de compra⁴.

⁴ O Anexo 1 apresenta a evolução das séries citadas acima.

Tabela 3. Média das quantidades negociadas de *calls* e de ações da VALE e do componente não esperado da negociação destes papéis, distinguindo os dias e períodos com e sem vencimento de opções da companhia, entre janeiro de 2010 e março de 2013.

	<i>N</i>	$\overline{Neg_{opt}}$ das <i>calls</i> (em mil)	$ \overline{CNE_{opt}} $ (em mil)	$\overline{Neg_{spot}}$ com ações (em mil)	$ \overline{CNE_{spot}} $ (em mil)
Amostra total	797	157.114	44.715	16.771	4.624
Dias de vencimento*	39	109.561	53.807	18.264	4.418
Demais dias	758	159.564	44.248	17.291	4.656
Amostra total	797	157.114	44.715	16.772	4.624
Dias anteriores e dia de vencimento**	117	155.417	47.847	18.567	5.399
Demais dias	680	157.406	44.177	17.560	4.537

* Somente as segundas-feiras da terceira semana do mês, quando ocorre o vencimento das *calls*.

** Quintas e sextas-feiras anteriores ao dia do vencimento e segundas-feiras de vencimento das *calls*.

A fim de realizar o teste de causalidade de Granger, testes de PP (Phillips e Perron) foram executados. O resultado indicou a estacionariedade das séries analisadas (*Vol* e CNE_{opt}), o que permitiu a aplicação do teste de causalidade de Granger. Os resultados provenientes do teste de causalidade de Granger, para diferentes defasagens estão indicados na Tabela 4. Foi rejeitada somente a hipótese nula CNE_{opt} não Granger causa *VolSpot*. Dessa forma, observou-se causalidade unidirecional entre as duas séries, em que o componente não esperado precede temporalmente a volatilidade.

Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger entre as variáveis *Vol* e CNE_{opt}

Hipótese Nula	Estatística F considerando o modelo com número de defasagens igual a:				
	1	2	3	4	5
<i>Vol</i> não Granger Causa CNE_{opt}	0,52	0,53	0,33	0,96	0,15
CNE_{opt} não Granger Causa <i>Vol</i>	4,34 **	3,64 **	2,17 *	2,08 *	1,78

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%

A fim de avaliar a intensidade da relação causal, realizou-se a decomposição da variância do erro de previsão. Para tanto, um VAR com nove defasagens foi estimado⁵, utilizando-se o par de variáveis *Vol* e CNE_{opt} . Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão são apresentados na Tabela 5.

⁵ Houve convergência para esta defasagem pelos critérios de informação AIC (Akaike Information Criterion) e FPE (Prediction Error criterion).

Tabela 5 – Decomposição da variância do erro de previsão, considerando as variáveis volatilidade e componente não esperado das negociações com *calls* da VALE.

Dia	Vol explicada por		CNE _{Opt} explicada por	
	CNE _{Opt}	Vol	CNE _{Opt}	Vol
1	0,000000	100,0000	98,94850	1,051501
2	0,095289	99,90471	99,11463	0,885370
3	0,531667	99,46833	99,14521	0,854789
4	0,714171	99,28583	99,16673	0,833269
5	1,114065	98,88594	99,15270	0,847302
6	1,701536	98,29846	98,90673	1,093273
7	2,430725	97,56928	98,88512	1,114877
8	3,048053	96,95195	98,88157	1,118431
9	3,451542	96,54846	98,85338	1,146618
10	4,014249	95,98575	98,83704	1,162961
11	4,528883	95,47112	98,83627	1,163729
12	5,029790	94,97021	98,83252	1,167482
13	5,455885	94,54411	98,81473	1,185266
14	5,857256	94,14274	98,79958	1,200419
15	6,231374	93,76863	98,77321	1,226791

Observa-se que os erros de previsão da variável *Vol* foram atribuídos à própria variável e ao CNE_{opt}, mostrando que a intensidade da causalidade de CNE_{opt} para *Vol* não é marginal. Já os erros de previsão do componente não esperado são explicados majoritariamente pela própria variável, confirmando os testes de causalidade.

Neste sentido, verifica-se que o mercado de opções cooperou para um aumento da desestabilização das cotações *spot*. Além disso, dado que a relação de causalidade (no sentido de Granger) de CNE_{opt} para *Vol* é significativa e que CNE_{opt} tende a ser maior nos dias e no período que precede o vencimento das *calls*, é possível dar maior suporte à ideia da existência do efeito dia do vencimento neste mercado, o que vai de encontro com os resultados das últimas pesquisas realizadas no Brasil nesta temática – Sanvicente e Monteiro (2005) e Biage, Costa e Goulart (2010).

5. CONCLUSÕES

Nas últimas décadas, a negociação de contratos de derivativos apresentou expressivo crescimento. O mercado brasileiro também vem apresentando tal tendência nos mercados de bolsa e de balcão. Em vista deste cenário, a literatura econômica financeira tem avaliado o impacto da introdução e crescimento dos contratos de derivativos sobre a volatilidade dos preços *spot* dos ativos subjacentes a estes contratos. No caso das opções, incluem-se estudos que avaliam a existência do efeito dia do vencimento de tais derivativos. Esse efeito está relacionado à possibilidade de que negócios feitos para encerrar posições em opções aumentem a volatilidade do mercado do ativo-objeto, afastando o preço no mercado a vista daquele que seria considerado o preço justo.

A partir desse panorama, esse trabalho teve por objetivo avaliar se as negociações de *calls* da VALE, transacionadas na BM&FBOVESPA, impactaram a volatilidade das cotações a vista

dessa mesma ação durante o período compreendido entre janeiro de 2010 e março de 2013. Neste contexto, buscou-se também verificar a existência de queda de braço entre compradores e vendedores no mercado a vista nas datas e períodos de exercício das *calls*.

A partir da estimação de um modelo de volatilidade condicional TARARCH, observou-se um aumento estatisticamente significativo da volatilidade na data e no período que antecede a maturidade das *calls*. Tal evidência aponta para a existência do *expiration day effect* neste mercado no período de estudo. Adicionalmente, os testes de causalidade de Granger entre o componente não esperado do volume negociado de *calls* e a volatilidade dos preços a vista das ações mostraram que a primeira Granger causa a segunda variável, não sendo marginal a intensidade de tal relação. Neste sentido, é possível concluir que a negociação das *calls* desestabilizou as cotações *spot* no período de análise.

Estudos futuros podem incluir opções sobre outras ações negociadas na BM&FBOVESPA, bem como utilizar dados intradiários.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANSAL, V.; PRUITT, S.; WEI, K. An empirical reexamination of the impact of CBOE option initiation on the volatility and trading volume of the underlying equities: 1973- 1986. **Financial Review**, v. 24, n. 1, p. 19-29, 1989.

BECCHETTI, L.; CAGGESE, A. Effects of index option introduction on stock index volatility: a procedure for empirical testing based on SSC-GARCH models. **Applied Financial Economics**, v. 10, n. 3, p. 323-341, 2000.

BESSEMBINDER, H.; CHAN, H.; SEGUIN, P. An empirical examination of information, differences of opinion, and trading activity. **Journal of Financial Economics**, v. 40, n. 1, p. 105-134, 1996.

BIAGE, M.; COSTA, N.; GOULART, M. O efeito dia de vencimento no mercado de opções da Bovespa revisitado. **Revista Economia**, v.11, n.1, p.53-96, 2010.

BIS - BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. Statistical release: OTC derivatives statistics at end-June 2012. Monetary and Economic Department, 2012. Disponível em: <http://www.bis.org/publ/otc_hy1211.pdf> , acesso em 20/03/2013.

BOLLEN, N. P. B. A note on the impact of options on stock return volatility. **Journal of Banking & Finance**, v. 22, n. 9, p. 1181-1191, 1998.

BOLLEN, N. P. B.; WHALEY, R. E. Do expirations of Hang Seng Index derivatives affect stock market volatility? **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 7, n.5, p. 453-470, 1999.

CAMARGOS, M. A., BARBOSA, F. V. Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. **Caderno de Pesquisas em Administração**, v. 10, p. 41-55, 2003.

CHAN, Y.; WEI, K. C. J. Price and volume effects associated with derivative warrant issuance on the Stock Exchange of Hong Kong. **Journal of Banking & Finance**, v. 25, n. 8, p. 1401-1426.

CHAUDHURY, M.; ELFAKHAMI, S. Listing of put options: is there any volatility effect? **Review of Financial Economics**, v. 6, n. 1, p. 57-75, 1997.

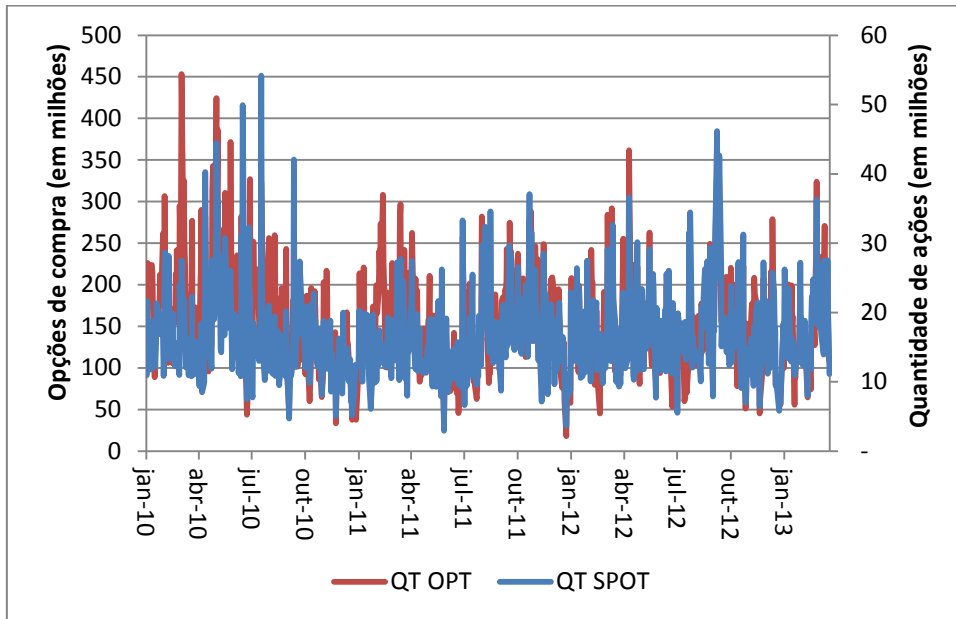
CONRAD, J. The price effect of options introduction. **Journal of Finance**, v. 44, n. 2, p. 487-498, 1989.

- CUNHA, J.; COSTA JR, N. C. A. Influência e causalidade entre o mercado de ações e o mercado de opções: revisão de literatura e novos resultados. **Revista de Administração Contemporânea (RAC)**, v. 10, n. 1, p. 31-54, 2006.
- DAMODRAN, A.; LIM, J. The effects of options listing on the underlying stocks' return processes. **Journal of Banking and Finance**, v. 15, n. 3, p. 647-664, 1991.
- DETEMPLE, J.; JORION, P. Option listing and stock returns: an empirical analysis. **Journal of Banking and Finance**, v. 14, n. 4, p. 781-801, 1990.
- DRIMBETAS, E.; SARIANNIDIS, N.; PORFIRIS, N. The effect of derivatives trading on volatility of the underlying asset: evidence from the Greek stock market. **Applied Financial Economics**, v. 17, n. 2, p. 139-148, 2007.
- FEDENIA, M.; GRAMMATIKOS, T. Options trading and the bid-ask spread of the underlying stocks. **The Journal of Business**, v. 65, n. 3, p. 335-351, 1992.
- FIA – FUTURES INDUSTRY ASSOCIATION. FIA Volume Report: Global Futures and Options Volume Fell 15.3% in 2012. FIA, 2012. Disponível em <<http://www.futuresindustry.org/downloads/FIA-2012-volume-press-release.pdf>>, acesso em 20/03/2013.
- HULL, J. C. **Fundamentos dos mercados futuros e de opções**. BM&F, São Paulo, 2005.
- JINDAL, K.; BODLA, B. S. Expiration day effect of stock derivatives on the volatility, return and trading volume of underlying stocks. **ICFAI Journal of Derivatives Markets**, v. 4, n. 2, p. 46-57, 2007.
- KLEMKOSKY, R. C. MANESS, T. S. The impact of options on the underlying securities. **The Journal of Portfolio Management**, v. 6, n. 2, p. 12-18, 1980.
- KLEMKOSKY, R. C. The impact of option expiration on stock prices. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 12, n. 3, p. 507-517, 1978.
- KUMAR, R.; SARIN, A.; SHASTRI, K. The impact of index options on the underlying stocks: The evidence from the listing of Nikkei Stock Average options. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 3, n. 2-3, p. 303-317, 1995.
- LIU, S. The impacts of index options on the underlying stocks: the case of the S&P 100. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 49, n. 3, p. 1034-1046, 2009.
- LONG, M. L.; SCHINSKI, M. D.; OFFICER, D. T. The impact of option listing on the price volatility and trading volume of underlying OTC stocks. **Journal of Economics and Finance**, v. 18, n. 1, p. 89-100, 1994.
- MA, C.; RAO, R. Information asymmetry and option trading. **The Financial Review**, v. 23, n. 1, p. 39-51, 1988.
- MACIEL, L.; SILVEIRA, R. L. F.; LUNA, I.; BALLINI, R. Impacto dos contratos futuros do Ibovespa na volatilidade dos índices de ações no Brasil: uma análise na crise do subprime. **Estudos Econômicos**, v. 42, n. 4, 2012 .
- MAYHEW, S. The impact of derivatives on cash markets: what have we learned? Working paper, Department of Banking and Finance, Terry College of Business, University of Georgia, 2000.
- MAYORGA, R. O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D.; LIMA, P. V. P. S.; MARGARIDO, M. A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.

- MAZOUZ, K. New evidence on the effect of CBOE options listing on the volatility of New York listed stocks. **The International Journal of Banking and Finance**, v. 5, n. 1, p. 59-82, 2007.
- MAZOUZ, K.; BOWE, M. Does options listing impact on the time-varying risk characteristics of the underlying stocks? Evidence from NYSE stocks listed on the CBOE. **Applied Financial Economics**, v. 19, n. 3, p. 203- 212, 2009.
- OFFICER, D.; TRENNEPOHL, G. L. Price behavior of corporate equities near option expiration dates. **Financial Management**, v. 10, n. 2, p. 75-80, 1981.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, p. 335-346, 1988.
- RAHMAN, S. The introduction of derivatives on the Dow Jones Industrial Average and their impact on the volatility of component stocks. **The Journal of Futures Markets**, v. 21, n. 7, p. 633–653, 2001.
- SANVICENTE, A. Z. Interação do mercado de opções com o mercado a vista de ações. Inspere Working Paper, São Paulo, 1996.
- SANVICENTE, A. Z.; KERR, R. B. O mercado de ações e o vencimento de opções de compra. **Revista de Administração (RAUSP)**, v. 24, n. 1, p. 23-32, 1989.
- SANVICENTE, A. Z.; MONTEIRO, R. C. A guerra entre comprados e vendidos no mercado de opções de compra da Bolsa de Valores de São Paulo. **Revista de Administração (RAUSP)**, v. 40, n. 1, p. 34–43, 2005.
- SKINNER, D. Options markets and stock return volatility. **Journal of Financial Economics**, v. 23, p. 61-78, 1989.
- STOLL, H. R., WHALEY, R. E. Expiration-day effects of the All Ordinaries Share Price index futures: empirical evidence and alternative settlement procedures. **Australian Journal of Management**, v. 22, n. 2, p. 139-174, 1997.
- STOLL, H. R., WHALEY, R. E. Expiration-day effects: what has changed? **Financial Analysts Journal**, v. 47, n. 1, p. 58-72, 1991.
- STOLL, H. R., WHALEY, R. E. Program trading and expiration day effects. **Financial Analysts Journal**, v. 43, n. 2, p. 16-28, 1987.
- TRENNEPOHL, G. L.; DUKES, W. P. CBOE options and stock volatility. **Review of** v. 84, n. 6, p. 1215-1237, 1976.
- WEI, P.; POON, P.; ZEE, S. The effect of option listing on bid-ask spreads, price volatility, and trading activity of the underlying OTC stocks. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 9, n. 2, p. 165-180, 1997.
- WHITESIDE, M.; DUKES, W. P.; DUNNE, P. Announcement impact on securities of future option trading. **Nebraska Journal of Economics & Business**, v. 20, n. 2, p. 63-72, 1981.
- WHITESIDE, M.; DUKES, W. P.; DUNNE, P. Short term impact of option trading on underlying securities. **Journal of Financial Research**, v. 6, n. 4, p. 313-321, 1983.
- YANG, J.; BALYEAT, R. B.; LEATHAM, D. J. Futures trading activity and commodity cash price volatility. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 32, n. 1-2, p. 297-323, 2005.

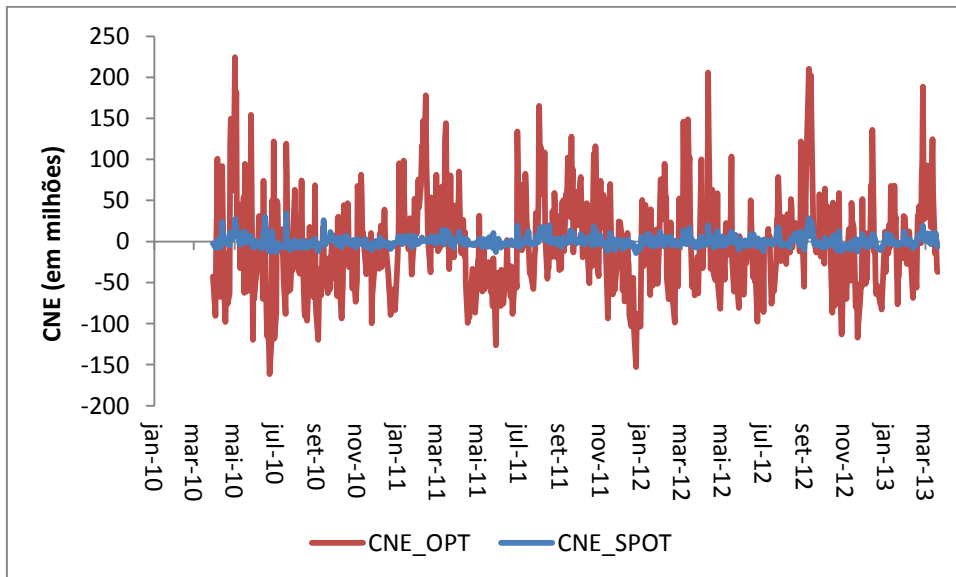
7. ANEXOS

Anexo 1. Evolução das negociações com *calls* e ações da VALE entre janeiro de 2010 e março de 2013.



Fonte: BM&FBOVESPA

Anexo 2. Evolução do componente não esperado das negociações com *calls* e ações da VALE entre janeiro de 2010 e março de 2013.



Fonte: BM&FBOVESPA