

**FUNDAÇÃO INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISAS EM
CONTABILIDADE, ECONOMIA E FINANÇAS – FUCAPE**

LEONARDO LIMA BORTOLINI

**VOLUME DE OPÇÕES VENDIDAS A DESCOBERTO NA
BM&FBOVESPA:** uma análise sobre sua influência nos retornos sobre
os preços de seus ativos-objeto

**VITÓRIA
2011**

LEONARDO LIMA BORTOLINI

**VOLUME DE OPÇÕES VENDIDAS A DESCOBERTO NA
BM&FBOVESPA: uma análise sobre sua influência nos retornos sobre
os preços de seus ativos-objeto**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Fundação Instituto Capixaba de Pesquisa em Contabilidade, Economia e Finanças (FUCAPE), como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis – Nível Profissionalizante, na área de concentração Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Caio Galdi

**VITÓRIA
2011**

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pelo Setor de Processamento Técnico da Biblioteca da FUCAPE

Bortolini, Leonardo Lima.

Volume de opções vendidas a descoberto na BM&FBOVESPA: uma análise sobre sua influência nos retornos sobre os preços de seus ativos-objeto. / Leonardo Lima Bortolini. Vitória: FUCAPE, 2011.

60p.

Dissertação – Mestrado.

Inclui bibliografia.

1. Opções 2. Séries temporais I.Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças II.Título.

CDD – 657

LEONARDO LIMA BORTOLINI

**VOLUME DE OPÇÕES VENDIDAS A DESCOBERTO NA
BM&FBOVESPA: uma análise sobre sua influência nos retornos sobre
os preços de seus ativos-objeto**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças (FUCAPE), como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis na área de concentração Finanças.

Aprovada em 19 de dezembro de 2011.

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof Dr. FERNANDO CAIO GALDI
(Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade,
Economia e Finanças – FUCAPE)

Prof Dr. FABIO AUGUSTO REIS GOMES
(Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade,
Economia e Finanças – FUCAPE)

Prof Dr. BRUNO CÉSAR AURICHIO LEDO
(Universidade de São Paulo - USP)

**Dedico este trabalho a
Deus, a minha esposa
Odimery, a minha filha
Bruna e aos meus pais.**

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Fernando Caio Galdi, meu orientador, agradeço por sua contribuição e por ter sempre se colocado a disposição. Fica registrada a minha admiração por sua competência.

Ao Prof. Dr. Bruno César Aurichio Ledo, meu primeiro orientador, por sua atenção e disposição como professor e como pessoa, me ajudou a dar os meus primeiros passos em direção a econometria.

Ao Prof. Dr. Fabio Moraes da Costa, por sua competência e atenção dispensada aos alunos.

À Prof. Dra. Graziela Fortunato pela forma cativante e professora competente que se mostrou em sala de aula.

À bibliotecária Adriana de Moura Gasparino, que há dez anos trabalhamos juntos, por sua competência, e pela forma sempre vibrante com as conquistas de cada um de nós. Às auxiliares de biblioteca Eliane de L. Silva e Gilda R. dos Reis.

À Anacristina Rolim, Ana Rosa Boueri e Maria do Carmo pessoas que nitidamente torceram para que eu conseguisse passar por essa empreitada.

Aos companheiros de turma, em especial a Juan Manuel Rey, Márcia Cristina Maciel, Mônica Fernanda S. Porto Pires e Renan Barros Littig pelos momentos compartilhados nesses dois anos.

À minha mãe Mara, por reconhecer a importância desse título para mim. E finalmente, agradeço à minha esposa Odimery e à minha filha Bruna, pela paciência nos meus momentos de concentração, pela compreensão por minha ausência, pelo reconhecimento, apoio e força dados nos momentos mais difíceis.

RESUMO

Este estudo se propôs a verificar a influência da variação do volume de opções de compra vendidas a descoberto de Petrobras PN e Vale PNA na BM&FBOVESPA nos retornos sobre os preços de suas ações. Operações com derivativos podem conter informações relevantes a ponto de influenciar nos preços de seus ativos-objeto, então modelos econométricos podem ajudar os participantes do mercado a fazer análises mais fundamentadas sobre o fato. Em se tratando de uma análise de série temporal, foram necessárias três etapas. Na primeira, foi realizado Teste de Durbin-Watson para verificar se entre as variáveis pudesse conter Correlação Serial, para não correr o risco de obter resultado espúrio na regressão final. Na segunda, foi realizada o Teste de Dickey-Fuller para raiz unitária, com teste robusto de KPSS para estacionariedade. E finalmente na terceira etapa, foi realizado o Teste de Causalidade Granger para verificar precedência temporal nas variáveis. A análise considerou 599 dias entre 04 de maio de 2009 a 30 de setembro de 2011. Os resultados indicam haver indícios de que as variações dos volumes de opções vendidas a descoberto tanto de Petrobras PN como de Vale PNA influenciam nos retornos sobre os preços das ações dessas empresas, com coeficientes negativos, conforme esperado.

Palavras-chave: Séries Temporais; Raiz Unitária; Causalidade de Granger; Mercado de Opções.

ABSTRACT

This study aimed to determine the influence of variation in the volume of call options sold short of Petrobras PN and Vale PNA in BM&FBOVESPA in the returns on their stock prices. Derivative transactions may contain relevant information to the point of influencing the prices of their underlying assets, then econometric models can help market participants to do more analysis based on the fact. Dealing with time series analysis required three steps. In the first test was Durbin-Watson to verify that among the variables might contain serial correlation, not to take the risk of obtaining spurious result in the final regression. In the second test was performed the Dickey-Fuller test for unit root, with robust KPSS test for stationarity. And finally at the third step the Granger Causality Test was performed to check temporal precedence in the variables. The analysis included 599 days between May 4th, 2009 to September 30th, 2011. The results indicate that there is evidence that variations in the volumes of call options sold short both of Petrobras PN and Vale PNA influence the returns on stock prices of these companies with negative coefficients, as expected.

Keywords: Time Series; Unit Root; Granger Causality; Options Market.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Preços Petr4 x VacPetr (<i>calls</i> vendidas a descoberto).....	26
Gráfico 2: Ibovespa x Ibovnres (contratos ibovespa futuro posicionados por não-residentes).....	27

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Variáveis da Regressão de Petrobras PN.....	21
Tabela 2: Variáveis da Regressão de Vale PNA.....	21
Tabela 3: Somatório de <i>Calls</i> vendidas a descoberto de Petrobras PN.....	24
Tabela 4: <i>Calls</i> vendidas a descoberto de Petrobras PN.....	25
Tabela 5: Estatística Descritiva.....	29
Tabela 6: Teste de Correlação Serial – r_{Petr_t} e r_{Vale_t}	34
Tabela 7: Seqüência para Teste de Causalidade de Granger.....	36
Tabela 8: Resultado do Teste de Dickey-Fuller para Raiz Unitária.....	42
Tabela 9: Resultado do Teste KPSS para Estacionariedade.....	43
Tabela 10: Resultado do Teste de Causalidade de Granger.....	44
Tabela 11: Resultados das Regressões - r_{Petr_t} e r_{Vale_t}	50
Tabela 12: Resultado Finais.....	53

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	10
1.1	OBJETIVO.....	13
1.2	JUSTIFICATIVA.....	13
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	15
3	METODOLOGIA.....	17
3.1	DADOS DA PESQUISA.....	18
3.2	MODELO ECONOMETRICO.....	20
3.2.1	Definição das Variáveis.....	20
3.2.2	Estatística Descritiva.....	29
3.2.3	Teste de Correlação Serial.....	31
3.2.3.1	Resultado do Teste de Correlação Serial.....	32
3.2.4	Teste de Causalidade de Granger.....	34
3.2.4.1	Resultado do Teste de Dickey-Fuller.....	41
3.2.4.2	Resultado do Teste de Causalidade de Granger.....	43
4	RESULTADOS.....	45
4.1	RESULTADO DA REGRESSÃO - r_{Petr_t} sobre $\Delta vacPetr_t$	45
4.2	RESULTADO DA REGRESSÃO - r_{Vale_t} sobre $\Delta vacVale_t$	50
5	CONCLUSÃO.....	54
	APÊNDICE – DEFINIÇÕES.....	56
	REFERÊNCIAS.....	59

Capítulo 1

1 INTRODUÇÃO

Em um estudo realizado com 50 empresas na CBOE (Chicago Board Options Exchange), Easley *et. al* (1998, pag. 434) buscaram relacionar as informações geradas nos volumes negociados nas operações de opções com seus ativos-objeto.

Uma de suas conclusões foi que:

Ao se agregar uma informação positiva (compra de *call* ou venda de *put*) ou informação negativa (compra de *put* ou venda de *call*), nós podemos rejeitar a hipótese que os volumes de opções não carregam informações sobre variações de preços de seus ativos-objeto.

De acordo com a Consultoria Economatica entre os anos de 2002-2010, o volume operado anualmente no mercado à vista da BM&FBOVESPA (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo), cresceu o equivalente a 19,6 vezes, saltando de US\$ 41 bilhões para US\$ 788 bilhões. Como a própria consultoria diz, “foi um crescimento extraordinário nesses últimos anos”.

Conforme dados publicados pela BM&FBOVESPA, tomando-se como referência os mesmos anos analisados, os volumes negociados de opções de compra (*calls*) subiram de US\$ 2,7 bilhões em 2002 para US\$ 40,5 bilhões em 2010. O aumento da liquidez do mercado a vista, e o aumento das necessidades de realizar operações de *hedge*, contribuíram com este aumento de volume negociado. Os maiores *players* do mercado brasileiro – Instituições Financeiras, Fundos de Pensão, Fundos de Investimento em Renda Variável e os Investidores Estrangeiros – elevaram suas posições de *hedge*, como também suas posições mais especulativas, ou seja, em derivativos (BM&FBOVESPA).

Especulador, de acordo com a BM&FBOVESPA, é:

O investidor que compra ou vende títulos, valores mobiliários, ativos, derivativos ou commodities, atraído pela especulação, aproveitando-se das oscilações nos preços para realizar lucros, sem cometer ato ilegal. Motivado por forte desejo de ser bem sucedido, sua participação em mercados pode ajustar preços mediante arbitragem entre ativos e gerar maior liquidez nesses mercados, tornando-os mais eficientes. O especulador pode ser atraído pelo risco de preço futuro de um ativo, e dar liquidez ao mercado, comparecendo como vendedor da posição desejada pelo não-especulador.

Operações de vendas de *calls* a descoberto são aquelas em que o investidor está vendido numa quantidade maior de opções do que a quantidade que possui de ações, para entregar se for exercido. Está especulando numa estratégia de risco que realizará ganhos quando qualquer uma das seguintes situações ocorrer até o dia do exercício: a) o preço do ativo-objeto no mercado permanecer no mesmo nível de preços, ou b) o preço do ativo-objeto no mercado baixar do atual nível de preços. Desta forma, sua estratégia de ganhar dinheiro com quedas do mercado, será acertada.

Conforme Regulamento de Operações da BM&FBOVESPA, esta estratégia de operação não significa que o investidor está operando sem garantias, nessas operações de vendas de *calls* a descoberto, pois é necessário que ele deposite garantias à CBLC (Companhia Brasileira de Liquidação e Custódia). Portanto, o investidor está descoberto apenas na menor quantidade física de ações que possui do ativo-objeto em relação à quantidade de *calls* vendidas que está posicionado, podendo inclusive não possuir o ativo-objeto dessas *calls* que está vendido.

Anthony (1988, pag. 961) faz referência ao mercado de opções:

A oferta de ações de uma empresa é fixa, enquanto a oferta de opções não é. Se uma nova opção for emitida, mesmo por um motivo aleatório, os investidores poderão negociar com seu estoque de ações para retornar às suas posições de *hedge* desejado. Isto também poderia explicar a liderança nos volumes de opções.

Easley *et. al* (1998) expõem que é devido ao comportamento das operações com opções de operadores bem informados que os volumes negociados de alguns

tipos de opções têm poder preditivo. Nesse trabalho, Easley *et. al*, explicam que os estudos foram direcionados para a investigação das ligações entre os mercados de opções e dos mercados de ativos, buscando se focar muito mais nas informações do mercado de opções que causam variações no mercado do ativo-objeto e concluíram que para determinados volumes de negócios com opções há informação contida nos preços futuros dos ativos-objeto.

Este trabalho se propõe a estudar a influência do volume de opções de compra vendidas a descoberto nos retornos sobre os preços de seus ativos-objeto, portanto, não serão estudadas as operações de *hedge*, já que de acordo com Easley *et. al* (1998, pag. 446 e 447) entendem que:

Por um lado determinados volumes de negócios com opções há informação contida nos preços futuros dos ativos-objeto, por outro lado, se opções fossem utilizadas apenas como ferramenta de *hedging*, os negócios seriam pouco informativos, e não encontraríamos uma ligação entre volume de opção e preço do ativo-objeto.

Buhr, Li e Rose (2010) realizaram uma pesquisa sobre o volume de opções negociadas no mercado australiano de índices de opções e utilizaram a volatilidade implícita como *proxy* da volatilidade dos preços futuros e concluíram que o volume de opções negociados naquele mercado possui um forte e positivo efeito na volatilidade implícita dos preços dos ativos-objeto.

A volatilidade implícita dos preços dos ativos-objeto estudada por Buhr, Li e Rose (2010) está representada nesse trabalho pela variação dos preços dos ativos-objeto, definida como variável dependente do estudo, na qual se busca entender se ela sofre influência do volume de *calls* vendidas a descoberto na BM&FBOVESPA.

Silva e Corrar (2007) realizaram uma pesquisa sobre o conteúdo informacional nas posições de contratos futuros em aberto de Índice Bovespa no período de 2001 a 2006 e concluíram que os resultados indicaram haver conteúdo

informacional nas variáveis independentes utilizadas. Os autores explicam também, que essas posições indicariam as expectativas futuras desses participantes quanto à evolução dos preços e, portanto, a análise da evolução das posições detidas por esses agentes nos mercados futuros teria relação com a direção futura dos preços de seu ativo-objeto no mercado à vista.

1.1 OBJETIVO

O objetivo desta pesquisa é verificar a influência da variação diária do volume de *calls* de Petrobras e de Vale vendidas a descoberto na BM&FBOVESPA nos retornos diários sobre os preços de seus ativos-objeto.

Problema de Pesquisa: **Qual é a influência do volume de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras e de Vale na BM&FBOVESPA nos retornos sobre os preços de suas ações?**

1.2 JUSTIFICATIVA

Easley *et. al* (1998) explicam que as operações com venda de *calls* são consideradas pelos participantes do mercado como informações negativas, fazendo com que os preços do mercado se deprimam. Portanto, havendo aumento das posições vendidas de *calls*, o mercado entenderia que estes participantes que estão utilizando esta estratégia com derivativos, esperam que o mercado se deprima, trazendo influência negativa para o preço de seu ativo-objeto.

Define-se como Hipótese Nula deste trabalho, que a variação do volume de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras e Vale, não influenciam nos retornos sobre os preços de suas ações.

Espera-se como resultado deste estudo que os coeficientes (β 's) das variações do volume de *calls* vendidas a descoberto tanto para Petrobras quanto para Vale sejam negativos, indicando que os retornos sobre os preços desses ativos-objeto sejam negativos sempre que a variação do volume de *calls* vendidas a descoberto se eleva.

Capítulo 2

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Para Fama (1970) a Hipótese de Mercado Eficiente se subdivide em três formas: a) eficiência fraca: não é possível obter resultados significativos com base unicamente nas informações contidas nos retornos históricos dos ativos; b) eficiência semiforte: o fato de que todas as informações públicas, como publicações de resultados, desdobramentos de ações, etc., não significa que os preços dos ativos estarão absorvendo estas informações de maneira a sofrerem variações significativas; c) eficiência forte: acredita-se que todas as informações públicas e relevantes influenciam imediatamente os preços dos ativos impossibilitando obter retornos anormais.

Portanto eficiência de mercado para Fama (1970) é quando os preços dos ativos refletem totalmente as informações disponíveis, e separa esta eficiência do mercado em três condições, primeiro a inexistência de custos de transações, segundo seria toda a informação está disponível a custo zero a todos os participantes, e terceiro todos possuem expectativas homogêneas com relação ao mercado. Condições suficientes, mas não necessárias para o funcionamento do mercado de forma eficiente.

Sobre o aumento da Eficiência do Mercado fomentada pelo aumento dos volumes negociados, Stephan and Whaley (1990, pag. 203) dizem que “O aumento resultante na atividade de negociação, juntamente com a ligação entre a arbitragem dos preços das ações e a opção, implicam um aumento na eficiência do mercado”, e expuseram que se os mercados forem eficientes e o modelo utilizado for

corretamente especificado, todas as informações relevantes estarão presentes no preço das opções.

Anthony (1988) ressalta que um equilíbrio temporário é formado até que a informação chegue ao próximo investidor, espalhando-a e fazendo com que todos a recebam. Esse tipo de cenário faz com que o volume negociado sofra mudanças já que alguns investidores detêm informações que outros não possuem. O autor concluiu, portanto, que nesse estudo empírico há relação entre o volume de opções de compra e o volume de ações negociadas no mercado.

Easley *et. al* (1998), explicam que em sua teoria as opções são negociadas em espaços onde a informação é a base da operação, portanto, negócios de opções de vários tipos transmitem informações sobre as variações dos preços de ações. Nesse trabalho Easley *et. al* (1998, pag. 448) concluíram que:

Em equilíbrio os coeficientes de volume de opções (β 's) serão estatisticamente significantes quando os volumes das opções forem medidos tanto como positivos (quando trazem informações positivas para o mercado) ou negativos (quando trazem informações negativas para o mercado). Isto é consistente com a previsão de que a informação é refletida nos mercados de opções.

Woo, Vicente e Barbedo (2009) fazem um estudo sobre a volatilidade implícita nas diversas séries de opções de dólar *at-the-money* (ATM) negociadas no mercado de balcão brasileiro, apresentam uma matriz de correlações entre estas séries e concluíram que quanto mais próximos estão os vencimentos das opções, mais alta é a correlação das volatilidades implícitas entre as séries.

Easley *et. al* (1998, pag. 432) explicam em sua pesquisa que:

Se o mercado de opções é mais atrativo para investidores bem informados, os negócios com opções devem refletir informações antecipadas, pelo fato de que os modelos de precificação necessitam do preço à vista do ativo-objeto e da volatilidade implícita para determinar o preço da opção.

Capítulo 3

3 METODOLOGIA

Nesse trabalho foi utilizada análise quantitativa e empírica, com uso de modelos econométricos para Séries Temporais, com teste de Durbin-Watson para Correlação Serial, teste de Dickey-Fuller para verificar Raiz Unitária, teste de KPSS para Estacionariedade, e teste de Causalidade de Granger para precedência temporal. Como variável dependente o retorno sobre os preços das ações de Petrobras PN e de Vale PNA e principal variável independente a variação do volume de *calls* vendidas a descoberto dessas ações na BM&FBOVESPA em todos 30 vencimentos de opções ocorridos entre os dias 04 de maio de 2009 e 30 de setembro de 2011.

Portanto, a metodologia descrita para a coleta de dados desta pesquisa foi realizada de acordo com estudos anteriores, os quais se utilizaram de dados coletados em diversos intervalos de tempo. Easley *et. al* (1998) se propuseram a estudar a relação do volume de opções negociadas na CBOE com as variações dos preços de 50 empresas baseados nos preços de fechamento de intervalos ocorridos de 5 em 5 minutos durante o pregão.

Stephan e Whaley (1990) realizaram um estudo na CBOE em 60 dias do ano de 1986, com dados coletados também de intervalos de 5 em 5 minutos, investigando as variações *intraday* das variáveis analisadas. Silva e Corrar (2007) utilizaram o dado diário com análise e coleta realizada entre os anos de 2001 e 2006, e Anthony (1988) desenvolveu um estudo com dados diários com 25

empresas listadas na NYSE (New York Stock and Exchange) ou AMEX (American Stock Exchange) comparando-os com o volume de opções negociadas na CBOE.

3.1 DADOS DA PESQUISA

As equações de regressão, as análises, as correlações, e os resultados foram realizados separadamente para cada empresa analisada, ou seja, Petrobras PN e Vale PNA. Os dados coletados e utilizados na pesquisa foram os preços ou cotações de fechamento dos dias de pregões, volume financeiro ou quantidade de contratos, para todos os ativos, sendo que os preços das ações da Petrobras PN e Vale PNA e suas opções foram ajustadas pelos dividendos provisionados durante o período analisado.

Dados e informações gerais:

- Tipos de opções: do Tipo Americanas e Européias vinculadas aos ativos-objeto.
- Séries das opções: apenas as séries que estejam nos dois vencimentos mais próximos subsequentes ao dia analisado.
- Preço de exercício das opções: todas as opções (in-the-money, at-the-money e out-the-money).
- Vencimento das opções: todos os meses entre 04 de maio de 2009 e 30 de setembro de 2011, de acordo com o calendário do Regulamento de Operações - Segmento Bovespa Mercado de Opções na BM&FBOVESPA ocorre mensalmente na terceira segunda-feira de cada mês;

Dados de Petrobras PN:

- petr_t : preço em reais de Petrobras PN em t ;
- vacpetr_t : volume de *calls* de Petrobras PN vendidas a descoberto em t ;
- negpetr_t : volume financeiro em reais dos negócios de Petrobras PN em t ;
- clf_t : cotação futuro de petróleo em dólar em t , CLF (Crude Light Future) referência (WTI, West Texas Intermediate) na NYMEX, CME (New York Mercantile Exchange, Chicago Mercantile Exchange);
- vclf_t : volume de contratos futuros de petróleo negociados em t , CLF.

Dados de Vale PNA:

- vale_t : preço em reais de Vale PNA em t ;
- vacvale_t : volume de *calls* de Vale PNA vendidas a descoberto em t ;
- negvale_t : volume financeiro em reais dos negócios de Vale PNA em t ;

Dados gerais:

- ibovnr_t : volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionados por não-residentes, na BM&FBOVESPA em t ;
- ibovpf_t : volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionados por pessoas físicas residentes, na BM&FBOVESPA em t ;
- cambio_t : preço do dólar x real em t ;
- difut_t : cotação da taxa juros DI Futuro, na BM&FBOVESPA em t .
- sp500_t : cotação do Índice S&P500 em t ;
- dow_t : cotação do Índice Dow Jones em t ;

Dados obtidos dos Sistemas de Informação CMA Consultoria, CBLC e da BM&FBOVESPA.

Foram descartados da amostra 12 dias em que uma única variável não contivesse informação, exemplo dos feriados ou falta de cotação em qualquer um dos dados coletados, portanto eliminaram-se os demais dados daquele dia, mesmo que o feriado tenha ocorrido em apenas um dos mercados, Brasil ou Estados Unidos da América.

3.2 MODELO ECONOMETRICO

3.2.1 Definição das Variáveis

As variáveis independentes desta pesquisa foram $\Delta vacAtivo_t$ (variação do volume de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras e Vale) com o objetivo de verificar sua influência na variável $rAtivo_t$ (retorno sobre os preços das ações de Petrobras PN e Vale PNA), mantendo inalteradas as demais variáveis independentes (variáveis de controle).

Para que o objetivo desse trabalho fosse alcançado após definir as variáveis a serem estudadas, conforme apresentadas nas Tabelas 1 e 2, definiu-se os modelos de regressão que foram utilizados no estudo. Primeiramente o teste de Durbin-Watson a fim de verificar Correlação Serial, em seguida realizados os testes de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller aumentado com critério de Schwartz para testar se as séries possuíam Raiz Unitária, o KPSS, com a finalidade de testar Estacionariedade, e finalmente o teste de Causalidade de Granger que buscou verificar se houve precedência temporal entre as variáveis analisadas.

Em relação a variável retorno do preço do dólar x real foi utilizada a cotação de fechamento da taxa de câmbio informado diariamente pelo Banco Central do Brasil denominada PTAX. No caso da variação da cotação da taxa de juros DI Futuro no Brasil, foi utilizada a cotação de fechamento na BM&FBOVESPA.

TABELA 1: VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DE PETROBRAS PN

Esta tabela apresenta as variáveis dependentes, independentes e de controle da equação de regressão de Petrobras PN na data t .

Variável Dependente	$rPetr_t$	Retorno sobre o preço das ações de Petrobras PN (em percentual)
Variável Independente	$\Delta vacPetr_t$	Variação do volume de <i>calls</i> de Petrobras PN vendidas a descoberto (em milhões)
	$\Delta vacPetr_{t-1}$	Variação do volume de <i>calls</i> de Petrobras PN vendidas a descoberto (defasada em $t-1$, em milhões)
	$\Delta negpetr_t$	Variação do volume financeiro dos negócios de Petrobras PN (em milhões)
	$\Delta ibovnres_t$	Variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionado por não-residentes (em milhar)
	$\Delta ibovpfis_t$	Variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posição pessoa física residente (em milhar)
Variáveis de Controle	$rCambio_t$	Retorno sobre o preço do dólar x real (em percentual)
	$\Delta difut_t$	Variação da taxa juros DI Futuro (unitário de taxa)
	$rSp500_t$	Retorno sobre o Índice S&P500 (em percentual)
	$rcif_t$	Retorno sobre o preço futuro do petróleo (em percentual)
	$\Delta vclf_t$	Variação do volume de contratos futuros de petróleo (em milhar)
	$dum6dv_t$	Variável <i>dummy</i> (intervalo de 6 pregões anteriores ao vencimento das opções, inclusive o dia do vencimento)

TABELA 2: VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DE VALE PNA

Esta Tabela apresenta as variáveis dependentes, independentes e de controle da equação de regressão de Vale PNA na data t .

Variável Dependente	$rVale_t$	Retorno sobre o preço das ações da Vale PNA (em percentual)
Variável Independente	$\Delta vacVale_t$	Variação do volume de <i>calls</i> de Vale PNA vendidas a descoberto (em milhões)
	$\Delta vacVale_{t-1}$	Variação do volume de <i>calls</i> de Vale PNA vendidas a descoberto (defasada em $t-1$, em milhões)
	$\Delta negvale_t$	Variação do volume financeiro dos negócios de Vale PNA (em milhões)
	$\Delta ibovnres_t$	Variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionados por não-residentes (em milhar)
	$\Delta ibovpfis_t$	Variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posição por pessoa física residente (em milhar)
Variáveis de Controle	$rCambio_t$	Retorno sobre o preço do dólar x real (em percentual)
	$\Delta difut_t$	Variação da taxa juros DI Futuro (unitário de taxa)
	$rSp500_t$	Retorno sobre o Índice S&P500 (em percentual)
	$rDow_t$	Retorno sobre o Índice Dow (em percentual)
	$dum6dv_t$	Variável <i>dummy</i> (intervalo de 6 pregões anteriores ao vencimento das opções, inclusive o dia do vencimento)

Silva e Corrar (2007) utilizam em seu trabalho os logaritmos das séries com objetivo de reduzir a heterocedasticidade, e expõem que este procedimento é usual em séries financeiras como a do índice Bovespa e é adequado para as demais séries que utiliza em seu trabalho, portanto, definindo como serie financeira “o resultado da multiplicação das posições em aberto de contratos futuros de índice Bovespa pela cotação do Índice Bovespa à vista”.

Nessa pesquisa a forma de evitar a heterocedasticidade nos erros, e consequentemente resultado enviesado na equação de regressão, foi utilizar a variação e o retorno como variáveis.

Ficou convencionado que para o cálculo do retorno fosse utilizada a seguinte equação:

$$rAtivo_t = LN(P_t/P_{t-1}) = LN(P_t) - LN(P_{t-1}) \quad (1)$$

Onde, $rAtivo_t$ é o retorno do preço do ativo na data t, $LN(P_t)$ é o logaritmo neperiano, ou seja, na data t, e $LN(P_{t-1})$ logaritmo do preço do ativo na data defasada.

A equação utilizada para determinação de variação diária das variáveis foi a seguinte:

$$\Delta vacAtivo_t = Q_t - Q_{t-1} \quad (2)$$

Onde, $\Delta vacAtivo_t$ é a variação do volume de *calls* vendidas a descoberto do ativo-objeto na data t, Q_t é o volume de *calls* do ativo-objeto na data t, ou seja o dado contemporâneo, e Q_{t-1} é o volume de *calls* do ativo-objeto do dia anterior, dado defasado.

Para que fosse possível definir a variável independente ($\Delta vacPetr_t$ e $\Delta vacVale_t$) variação do volume de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras e Vale

foi necessário delimitar os dados obtidos para assim considerá-los como uma variável para esta pesquisa. Dois tipos diferentes de somatório de dados poderiam ser escolhidos, para definir a variável independente. O primeiro tipo seria o somatório destas *calls*, sem distinção do número de vencimentos com posições abertas. O segundo seria o somatório destas *calls* dos dois primeiros vencimentos. Cada uma das duas empresas analisadas possui em determinado dia *calls* vendidas a descoberto para diversos vencimentos, em diversos preços de exercícios.

Um dos fatores decisivos para a escolha do somatório destas *calls* dos dois primeiros vencimentos como variável independente foi o trabalho de Figueiredo *et. al* (2004) que segundo eles a maior influência no preço de um ativo-objeto seria proveniente daquelas opções que possuem o vencimento mais próximo, portanto, quanto mais próximo o vencimento maior a possibilidade de ser exercido e consequentemente maior a influência nos preços dos ativos-objeto. Outro fator decisivo foi a informação obtida dos dados coletados destas *calls* vendidas a descoberto, sugerindo que mais de 90% delas estavam concentradas nos dois primeiros vencimentos conforme, os dados da Petrobras PN dos dias 04 e 05 de maio de 2009, apresentados na tabela 3.

Os maiores volumes de *calls* vendidas a descoberto no dia 04/05/2009 encontram-se nos primeiros dois vencimentos mais próximos, sendo 38.612.200 vendidas para o primeiro vencimento (18/05/2009) e 11.361.000 para o segundo vencimento (15/06/2009). E conforme o trabalho de Figueiredo *et. al* (2004) onde vencimentos mais próximos são os que possuem maior liquidez, faz com que as operações estejam mais concentradas nesta ordem.

Observando os dados analisados de forma mais detalhada, os volumes de *calls* vendidas a descoberto nos vencimentos com períodos mais longos apresentam

operações também elevadas, mas que não representam qualquer tipo de alteração nos resultados da pesquisa, já que as regressões e análises realizadas nesta pesquisa se abrangeram também aos dados completos, ou seja, com todos os meses e vencimentos. No entanto, a fim de seguir modelos já utilizados em estudos anteriores esta pesquisa manteve a estrutura utilizada por Figueiredo *et. al* (2004).

TABELA 3: SOMATÓRIO DE CALLS VENDIDAS A DESCOBERTO DE PETROBRAS PN.

Esta tabela apresenta o volume de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras PN, totalizado por vencimento na BM&FBOVESPA nos dias 04/05/2009 e 05/05/2009.

Petrobras PN em 04/05/2009		Petrobras PN em 05/05/2009	
Vencimento	Volume de <i>Calls</i> Vendidas a Descoberto	Vencimento	Volume de <i>Calls</i> Vendidas a Descoberto
18/05/2009	38.612.200	18/05/2009	36.487.700
15/06/2009	11.361.000	15/06/2009	12.381.100
20/07/2009	1.523.500	20/07/2009	1.899.400
17/08/2009	261.100	17/08/2009	261.100
21/09/2009	700.000	21/09/2009	700.000
19/10/2009	17.400	19/10/2009	107.400
16/11/2009	552.400	16/11/2009	552.400
21/12/2009	3.861.200	21/12/2009	3.861.200
Total	56.888.800	Total	56.250.300

Portanto, nesse trabalho foram excluídos todos os vencimentos de *calls* que estavam além do intervalo de dois vencimentos. A Tabela 4 apresenta exemplo dos dados analisados dos dia 04 e 05/05/2009 sobre o volume das *calls* vendidas a descoberto de Petrobras PN para dois vencimentos mais próximos a este dia. No dia 04/05/2009, o volume de $vacAtivo_t$ estava concentrado nas opções at-the-money PetrE28, PetrE30, PetrE32 e PetrE34, com 5.282.800, 10.335.800, 10.050.200 e 5.957.500 respectivamente, sendo estas americanas e a PetrE42 uma opção européia com apenas 83.600.

Também na Tabela 4 pode-se notar a redução dos volumes entre o dia 04 e 05, em que investidores vendidos em 10.335.800 na opção PetrE30 (dados de

através de recompras das opções vendidas ou deixando ser exercido, e nesta circunstância tendo que ir ao mercado comprar as ações objeto do exercício.

Algumas variáveis dessa pesquisa foram também utilizadas por Woo, Vicente e Barbedo (2009), e constataram que há um interessante nível de correlação entre as variáveis Ibovespa, Dólar, Juros e Cupom Cambial e para que estas correlações não gerassem inconsistência nos resultados foi necessário realizar teste de correlação serial entre as variáveis.

O Gráfico 1 apresenta a relação entre a variação dos preços das ações de Petrobras PN e a variação dos volumes de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras entre os dias analisados nessa pesquisa 04/05/2009 e 30/09/2011. Nota-se que graficamente, em diversos intervalos os preços de Petrobras caem a medida em que os volumes das *calls* vendidas a descoberto se elevam, uma observação prática que esta pesquisa busca entender se a teoria consegue explicá-la.

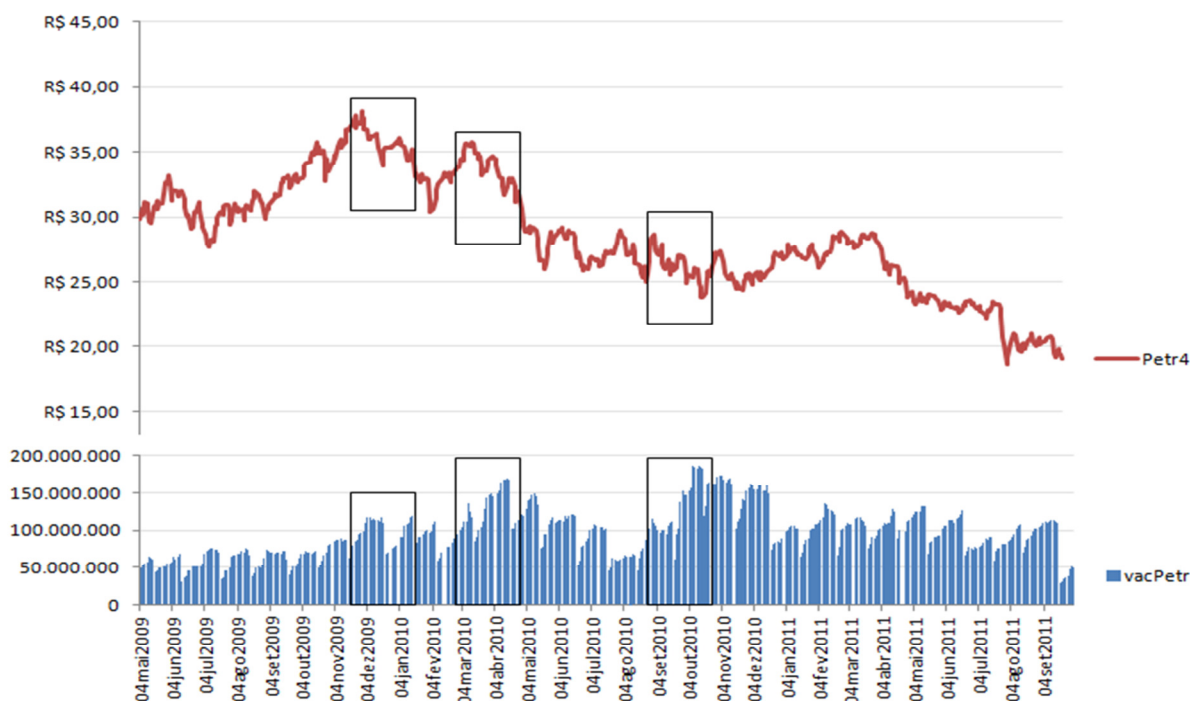


GRÁFICO 1 – PREÇOS PETR4 x VACPETR.

Gráfico diário dos preços de Petrobras PN e do volume de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras PN entre os dias 04/05/2009 e 30/09/2011. Dado: volume das $vacpetr_t$ em 04/05/2009 foi de 49.973.200.

A variável *dummy* de 6 dias do vencimento, a $dum6dv_t$, buscou verificar o comportamento das variáveis $\Delta vacPetr_t$ e $\Delta vacVale_t$ 5 pregões anteriores ao vencimento, incluindo o próprio dia do vencimento, portanto 6 pregões. Na prática percebe-se que, a medida em que o dia de vencimento vai se aproximando os investidores tendem a elevar suas posições de *calls* vendidas a descoberto.

Uma elevação súbita dos preços do ativo-objeto, poderia levar investidores vendidos a descoberto em *calls*, a realizar prejuízos indesejáveis, com a necessidade de recomprar suas posições a preços mais elevados ou obrigados a comprar o ativo-objeto que estarão sendo exercidos pelos compradores dessas *calls*. Em ambos os casos a alta do mercado seria potencializada, fazendo com que os preços ficassem mais pressionados elevando o risco de mais perdas, mas isso somente ocorreria se houvesse excesso de vendas a descoberto, e nessa pesquisa não foi tratado o excesso e sim o efeito das vendas a descoberto.

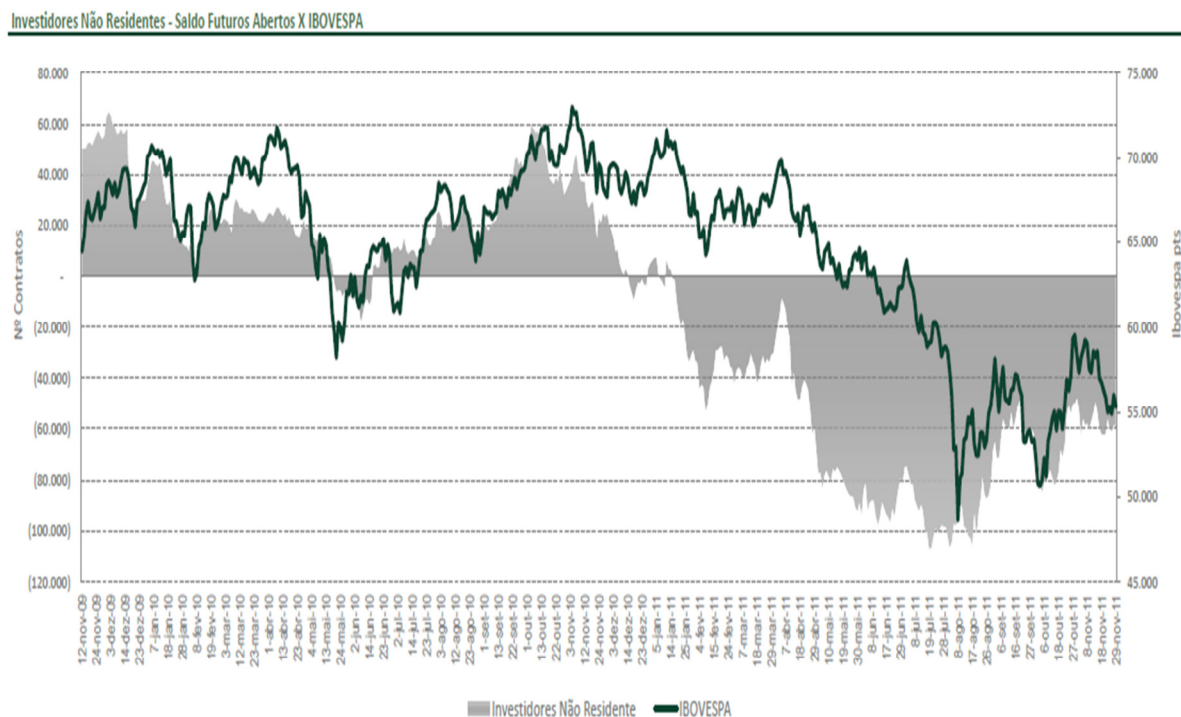


GRÁFICO 2 – IBOVESPA X IBOVNRES.

Gráfico semanal da cotação do Ibovespa em relação ao volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionados por não-residentes entre 2009 e 2011.

Outra variável que na prática é considerada importante para os preços dos ativos-objeto é a variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionado por não-residentes ($\Delta ibovnres_t$). As duas empresas possuíam, no período em análise, peso relevante na composição do índice Ibovespa. Detinham cada uma separadamente mais de 10% de participação, trazendo indícios de que a variável $\Delta ibovnres_t$ poderia ser influente para o índice Ibovespa (Gráfico 2) e consequentemente influente nos retornos sobre os preços das ações de Petrobras PN e de Vale PNA.

Portanto, a primeira equação de regressão a ser utilizada nesta pesquisa foi:

Equação de regressão de Petrobras.

$$rPetr_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta vacPetr_t + \beta_2 \Delta vacPetr_{t-1} + \beta_3 \Delta negPetr_t + \beta_4 \Delta ibovnres_t + \beta_5 \Delta ibovpfis_t + \beta_6 rCambio_t + \beta_7 \Delta difut_t + \beta_8 rSp500_t + \beta_9 rclf_t + \beta_{10} \Delta vclf_t + \beta_{11} dum6dv_t + u_t \quad (3)$$

Equação de regressão de Vale.

$$rVale_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta vacVale_t + \beta_2 \Delta vacVale_{t-1} + \beta_3 \Delta negVale_t + \beta_4 \Delta ibovnres_t + \beta_5 \Delta ibovpfis_t + \beta_6 rCambio_t + \beta_7 \Delta difut_t + \beta_8 rSp500_t + \beta_9 rDow_t + \beta_{10} dum6dv_t + u_t \quad (4)$$

Onde as variáveis dependentes de cada equação foram $rPetr_t$ e $rVale_t$ (retorno sobre preços dos ativos-objeto na data t), e as independentes foram $\Delta vacPetr_t$ e $\Delta vacVale_t$ (variação do volume de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras e Vale na data t) conforme apresentado nas Tabelas 1 e 2.

3.2.2 Estatística Descritiva

TABELA 5 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA.

Esta tabela apresenta a estatística descritiva das variáveis. A variável $\Delta vacVale_t$ teve mínimas e máximas significantes, no entanto, suas médias e medianas foram baixas.

	$valers_t$	$rVale_t$	$vacVale_t$	$\Delta vacVale_t$	$negVale_t$
Média	41,818	0,0486	92,6633	0,0854	686,7131
Máx.	53,41	8,4022	206,9376	30,5785	2165,724
Mín.	26,69	-9,6379	40,4281	-95,055	9,8522
Mediana	42,38	0,1072	88,6921	1,6033	638,5154
D. Padrão	6,088	1,8926	28,8297	11,32	268,6299

	$petrrs_t$	$rPetr_t$	$vacPetr_t$	$\Delta vacPetr_t$	$negPetr_t$
Média	28,52	-0,06296	95,2922	0,0058	585,471
Máx.	38,10	6,8346	187,3027	34,972	2484,231
Mín.	18,65	-7,8845	30,125	-78,811	14,889
Mediana	28,01	0,0371	94,7467	1,9415	548,3281
D. Padrão	4,4094	1,7665	32,9765	11,9329	269,05

	$ibovnres_t$	$\Delta ibovnres_t$	$ibovpfis_t$	$\Delta ibovpfis_t$	$cambio_t$
Média	-1,6873	-0,1312	-0,0064	0,0054	1,7472
Máx.	64,49	13,432	5,795	2,25	2,148
Mín.	-106,841	-24,553	-4,878	-2,994	1,537
Mediana	17,724	-0,100	0,021	0,010	1,741
D. Padrão	45,0761	3,8923	1,9099	0,6729	0,1162

	$rCambio_t$	$difut_t$	$\Delta difut_t$	$sp500_t$	$rSp500_t$
Média	-0,2479	10,20	0,0021	1146,87	0,0425
Máx.	4,1604	12,41	0,498	1359,70	6,9927
Mín.	-4,0799	8,588	-0,499	879,13	-9,3666
Mediana	-0,0568	10,58	10,58	1137,14	0,0836
D. Padrão	0,8452	1,333	1,333	122,06	1,2818

	dow_t	$rDow_t$	$clfus_t$	$rclf_t$	$vclf_t$
Média	10733,75	0,0483	81,9086	0,0734	280,51
Máx.	12811	3,900	113,93	6,5628	649,11
Mín.	8147	-5,701	54,15	-9,0379	0,071
Mediana	10680	0,0727	80,25	0,0696	294,79
D. Padrão	1157,77	1,121	11,8346	2,0941	108,01

A Tabela 5 apresenta a estatística descritiva dos dados e variáveis dessa pesquisa. As variáveis, $\Delta vacPetr_t$ e $\Delta vacVale_t$ sofreram variações elevadas quando se encontravam próximas aos vencimentos das opções, com máximas de 34,9 e

30,5 milhões respectivamente e variações mínimas de $-78,8$ e $-95,0$ milhões respectivamente, com desvio padrão de $11,93$ e $11,32$ milhões respectivamente. Este dado do desvio padrão se mostrou elevado mas no entanto, aproximadamente 560 pregões ficaram com variações abaixo do desvio padrão, altamente concentrado muito próximo de suas médias. E em média as $\Delta vacPetr_t$ variaram 5.800 diariamente e as $\Delta vacVale_t$ variaram 85.400 considerados baixos e pouco relevantes.

Em média a $\Delta ibovnr_{res_t}$ variou positivamente num único dia 13,4 mil contratos e sofreu uma variação negativa de $-24,5$ mil contratos de Ibovespa Futuro posicionados por não-residentes. No entanto, não se deve tomar estes dados como base relevante para o estudo, já que em média estes dados sofreram variações de apenas $-0,13$ mil contratos.

O $cambio_t$ teve média de $1,7472$, mínima de $1,537$ e máxima de $2,148$. O retorno médio diário da variável $rCambio_t$ foi de $-0,24\%$ com retorno mínimo diário de $-4,08\%$ e retorno máximo diário de $+4,16\%$.

A taxa de juros ($difut_t$) esteve em média a $10,20\%$ a.a., com mínima de $8,58\%$ a.a. e máxima de $12,41\%$ a.a., no entanto a variável de controle do estudo foi a variação da taxa de juros ($\Delta difut_t$) e que variou numa média diária em $0,0021\%$, variação negativa mínima de $-0,49\%$ variação positiva máxima de $+0,49\%$.

Os Índices S&P500 e Dow Jones sofreram variações mínimas de $-9,36\%$ e de $-5,70\%$ respectivamente e máximas de $+6,99\%$ e $+3,90\%$ respectivamente.

A variação preço do petróleo $rclft$ foi de mínima de $-9,03\%$ e máxima de $+6,56\%$ num único dia com média de $0,07\%$.

3.2.3 Teste de Correlação Serial

No momento em que passou a ser necessária a análise de fatores que poderiam influenciar a funcionalidade da regressão a ser executada, e considerando que os modelos de regressão múltipla podem carregar em suas variáveis independentes correlações importantes com o termo de erro, foi necessário realizar o Teste de Correlação Serial.

Conforme Wooldridge (2010) o Teste de Correlação Serial é necessário ser realizado a fim de evitar produzir na regressão estimadores enviesados. O autor apresenta as hipóteses de inexistência de viés no método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para séries temporais, abordando a importância da Hipótese de Inexistência de Correlação Serial, que para qualquer valor das variáveis independentes a correlação existente entre o termo de erro contemporâneo e o termo de erro defasado é igual a zero, sendo $\text{Corr}(u_t, u_s|x) = 0$ para todo $t \neq s$.

Wooldridge (2010, pag. 384) expõe que:

Algumas vezes, afirma-se que a correlação serial nos erros de um modelo de regressão de séries temporais invalida as medidas habituais da qualidade de ajuste, R-quadrado e R-quadrado ajustado,... e basta que os dados sejam estacionários e fracamente dependentes para que não ocorra esta invalidez.

Desta forma, o passo seguinte foi realizar um Teste de Correlação Serial nas equações de regressão para a Petrobras e Vale, a fim de verificar se a variável dependente poderia estar sofrendo interferência de variáveis que não estejam no rol de variáveis independentes analisadas, ou que o erro da equação esteja influenciando de forma excessiva o resultado da regressão.

Primeiramente foi estimada a regressão conforme equações (3) e (4), para as duas empresas Petrobras e Vale, e logo em seguida dois testes de Correlação Serial

foram realizados, o teste de Durbin-Watson e o teste de Correlação Serial AR(1) com o principal objetivo de verificar se a variável independente $\Delta vacAtivo_t$ e as variáveis de controle poderiam estar sendo influenciadas por fatores não observados que fazem parte do termo de erro u_t .

Wooldridge (2010) explica que o modelo de teste de Correlação Serial AR (1) é o mais aceito, e que se utiliza da regressão dos resíduos do MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) sobre os resíduos defasados.

Easley *et. al* (1998) dizem em seu estudo que as ofertas de compra e de venda de ações podem causar correlação serial negativa de primeira ordem, e isto poderia representar um sério problema nos resultados do estudo, e que realizar o estudo utilizando os dados puros das variações dos preços das ações poderia reduzir qualquer indício de relação do volume negociado de opções sobre elas.

Em relação à correlação serial entre as variáveis independentes e o termo de erro Easley *et. al* (1998, pag. 456) dizem que:

Correlação Serial negativa de primeira ordem na variação dos preços das ações pode ser considerada um processo de media móvel de primeira ordem MA (1). Há indícios de que o termo de erro deste modelo seja serialmente não correlacionado.

Wooldridge (2010, pag. 383) diz que:

A dinâmica de um modelo tiver sido completamente especificada, os erros não serão serialmente correlacionados. Assim, o teste para se verificar correlação serial pode ser usado para detectar a má especificação dinâmica.

3.2.3.1 Resultado do Teste de Correlação Serial

Os resultados obtidos no teste de Durbin-Watson (DW) foram altamente relevantes para que nenhum ajuste nas variáveis fosse sugerido. Para Petrobras observa-se que o resultado da equação, $DW = 2 \times (1 - \rho)$, foi de 1,995529

demonstrando não haver correlação serial, onde DW é a estatística de Durbin-Watson e ρ é o coeficiente do conjunto das variáveis. Através do cálculo realizado e apresentado no teste DW, pode-se deduzir que o coeficiente é de 0,002236 demonstrando haver baixa correlação positiva entre as variáveis.

O teste de Durbin-Watson (DW) é padronizado com dois intervalos, o primeiro que fica entre 0 (zero) a 2 (dois) para as correlações positivas, e outro que fica acima de 2 (dois) até 4 (quatro) para as correlações negativas.

No caso de $rVale_t$, os resultados obtidos foram ligeiramente abaixo dos índices obtidos na equação da $rPetr_t$, com DW em 1,879761, e consequentemente com um coeficiente de 0,060120 também demonstrando baixa correlação positiva.

Em seguida, para buscar robustez nos resultados, foi realizado o teste de Correlação Serial AR(1) estimando-se uma regressão dos resíduos contemporâneos (u_t) sobre os resíduos da equação defasados em um intervalo (u_{t-1}) buscando verificar se os erros do passado estão correlacionados com os erros do presente. Portanto, foi realizado o teste de correlação serial a fim de verificar se há correlação no termo de erro, que poderia ser um tipo de problema crítico no qual influenciaria no resultado da regressão caso não fosse corrigido.

Nesse teste de correlação serial foi necessário observar o valor do coeficiente de correlação do erro contemporâneo (u_t), função do erro defasado (u_{t-1}).

$$u_t = \rho \cdot u_{t-1} + v_t \quad (5)$$

Onde u_t é o erro na data t , ρ é o coeficiente do erro defasado.

O resultado desse teste de correlação, mostrou que não há indícios de correlação entre os resíduos da equação conforme pode se verificar na Tabela 6, na qual o coeficiente de Petrobras foi de 0,0021831 com p-valor de 0,958 e no caso de Vale foi respectivamente de 0,0595209 e 0,146, indicando haver baixa significância

estatística para correlação entre o resíduo da equação e este mesmo resíduo defasado em um intervalo. Portanto o resíduo defasado não estaria explicando a variação do resíduo contemporâneo.

TABELA 6: TESTE DE CORRELAÇÃO SERIAL – $rPetr_t$ e $rVale_t$

Esta tabela apresenta o resultado dos testes de Correlação Serial utilizando Durbin-Watson e Processo Autorregressivo de Primeira Ordem, AR (1).

Durbin-Watson

$$DW = 2 \times (1 - \rho)$$

	Coeficiente	DW	Resultado
$rPetr_t$	0,002236	1,995529	Sem Correlação
$rVale_t$	0,060120	1,879761	Sem Correlação

Processo AR de Primeira Ordem

$$u_t = \rho \cdot u_{t-1} + v_t$$

	Coeficiente	p-valor	R^2	Resultado
$rPetr_t$	0,0021831	0,958	0,0000	Sem Correlação
$rVale_t$	0,0595209	0,146	0,0035	Sem Correlação

Outro índice analisado foi R^2 de 0,0000 e 0,0035 para $rPetr_t$ e $rVale_t$ respectivamente, demonstrando haver baixo poder explicativo do erro defasado (u_{t-1}) em relação à variação do erro contemporâneo (u_t).

3.2.4 Teste de Causalidade de Granger

O Teste de Causalidade de Granger foi utilizado nesta pesquisa com o objetivo de verificar se uma determinada variável poderia ajudar na previsão do comportamento de outra variável. O teste de Granger (1969) se baseia em precedência temporal, ou antecendência, no qual as variações dos volumes da variável independente $\Delta vacAtivo_t$ poderiam se antecipar aos retornos dos preços da

variável $rAtivo_t$ portanto, o conceito de causalidade de Granger está relacionado a condição de previsibilidade de séries temporais.

Wooldridge (2010) descreve que uma relação linear entre diversas variáveis pode não representar uma relação de causa e efeito, na qual uma causa produz um determinado efeito, e que uma regressão pode apresentar em seu resultado uma correlação elevada entre as variáveis estudadas, no entanto não deve ser o único critério para se determinar uma relação causal, e ainda que elevadas correlações entre variáveis não devem ser consideradas automaticamente o principal motivo para que sejam definidas como variáveis de uma relação de causa e efeito.

Easley *et. al* (1998, pag. 447) utilizaram o teste de causalidade proposto por Granger (1969) e o Modelo de Granger-Newbold para investigar a relação entre o volume de opções e as variações nos preços das ações, e chegaram a conclusão de que teste de causalidade permite determinar se um mercado lidera o outro, e neste caso, por quanto tempo.

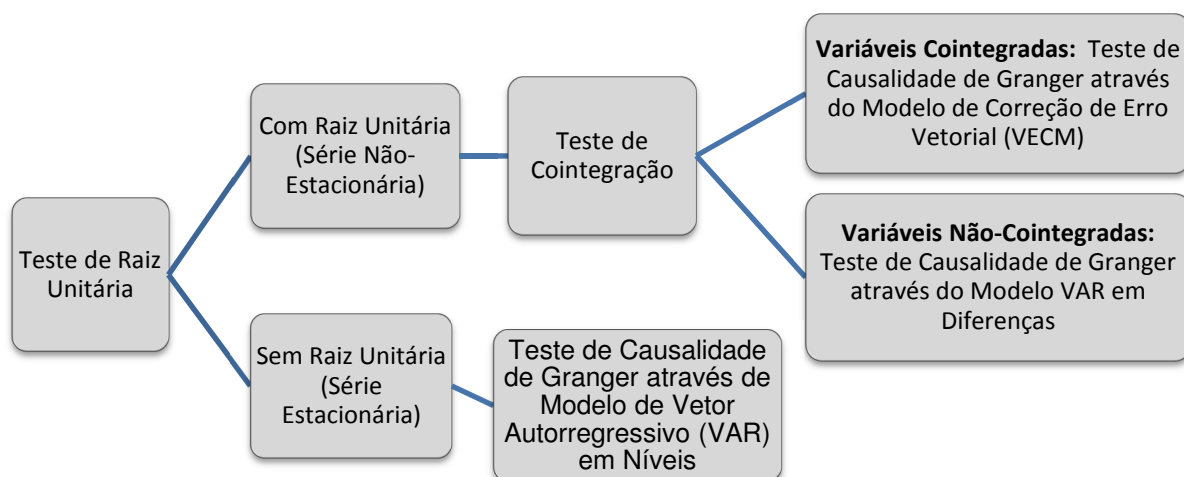
Granger (1969) distingue causalidade em: a) causalidade, b) *feedback*, c) causalidade instantânea e d) intervalo de causalidade, no entanto, sempre supondo que apenas séries estacionárias devem ser utilizadas nas análises das séries. A utilização de séries temporais não estacionárias nas regressões pode trazer um resultado que Granger (1969) denominou de causalidade espúria. Na causalidade de Granger se diz que $X \rightarrow Y$, X Granger Causa Y, quando a variável independente desta pesquisa $\Delta vacAtivo_{t-j}$ está Granger causando $rAtivo_t$. Causando, no sentido de precedência temporal ou antecedência na previsão do comportamento de uma variável, e não no sentido de haver relação de causa e efeito entre as variáveis.

O *feedback* de Granger ocorre quando há uma relação mútua entre as variáveis, onde ambas possuem poder preditivo uma sobre a outra ($X \leftrightarrow Y$),

buscando entender se há previsão do comportamento entre as variáveis em ambos sentidos, mas sem buscar entender qual variável influencia primeiro a outra. No entanto, referente a influência dos valores futuros sobre os valores passados, Granger (1969, pag. 428) explica que sua teoria se baseia inteiramente na suposição de que o futuro não pode causar o passado. Portanto, somente o passado pode causar o futuro, e fazendo uma relação com esta pesquisa, somente as variáveis defasadas ($\Delta \text{vacAtivo}_{t-j}$) podem causar Granger nas variáveis contemporâneas ($r\text{Ativo}_t$).

Silva e Corrar (2007, pag. 6) enfatizam em seu trabalho que quando dois mercados negociam formas diferentes do mesmo ativo, por exemplo: o mercado a vista e o mercado futuro deste ativo, a hipótese de eficiência de mercado implica na existência de cointegração entre eles. Já Granger (1986, pag. 218), explica que neste caso deverá haver causalidade de Granger em pelo menos uma direção ($X \rightarrow Y$), na qual uma variável estará ajudando a prever o comportamento da outra.

TABELA 7: SEQUÊNCIA PARA TESTE CAUSALIDADE DE GRANGER



Fonte: Marquetti, Koshiyama e Alencastro (2009, pag. 375).

Sobre o Teste de Causalidade de Granger Marquetti, Koshiyama e Alencastro (2009, pag. 375) explicam que a maioria dos estudos aplicados recentes adota a estratégia para o teste conforme tabela 7.

Seguindo a sequência sugerida, foi necessário verificar se as séries temporais dessa pesquisa tinham Raiz Unitária e buscou-se através do teste apresentado por Dickey e Fuller (1979), que possui como hipótese nula a raiz unitária e como hipótese alternativa a ausência dela na série, portanto, busca-se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária na série (Série Estacionária). Os autores baseiam seu estudo na seguinte equação de regressão:

$$Y_t = \rho \cdot Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Onde a série temporal Y_t será estacionária se $\rho < 1$ com média zero e variância σ^2 , também denominada como série com ausência de raiz unitária. Esta série será considerada com raiz unitária e não estacionária se $\rho > 1$ e neste caso sua variância crescerá de forma exponencial assim que t comece a subir.

Conforme apresentado na Tabela 7 são duas direções para se chegar ao teste de Causalidade de Granger. A primeira sequência de teste é a verificação da raiz unitária da série analisada. Não possuindo Raiz Unitária (Série Estacionária) o teste de Causalidade de Granger deverá ser realizado através do Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) em Níveis. Possuindo Raiz Unitária a série deverá passar pelo teste de Cointegração, e dependendo do resultado, Cointegrado ou Não-cointegrado passará por diferentes tipos de modelos para testar a Causalidade de Granger.

Engle e Granger (1987) concluem que o resultado positivo no teste de raiz unitária não impede o uso das séries sem alterações nas variáveis, já que a cointegração é estatisticamente confiável.

Easley *et. al* (1998, pag. 446) procuraram entender como o poder preditivo pode ser consistente com o mercado real, sugerindo testar a simples hipótese de que o conhecimento das operações de opções passadas é valioso para prever as mudanças nos preços dos ativos-objeto.

Conforme Wooldridge (2010), em regressões de séries temporais podem ser notadas correlações entre as variáveis estudadas, mesmo que fracas correlações, logo, pode-se presumir certa estacionariedade das séries, no sentido de que os coeficientes da regressão não mudam ao longo do tempo. Portanto, mesmo considerando esta estacionariedade, causalidades podem ocorrer em regressões de séries temporais como desta pesquisa.

Em estudo empírico, realizado por Anthony (1988), sobre a relação entre o volume no mercado de ações e o volume no mercado de opções de compra, utiliza-se o modelo Auto Regressivo de Média Móvel (ARIMA) em conjunto com o Modelo de Granger-Newbold para evitar erros na informação da matriz de correlação, e sugeriu-se que novos trabalhos fossem executados com mudanças na metodologia de coleta dos dados a fim de tentar provar uma relação causal do tema pesquisado.

Anthony (1988) realizou o teste de Causalidade de Granger com variáveis da equação de regressão a fim de determinar a relação entre elas, conforme mostradas a seguir:

$$\begin{array}{ccccc} \textit{Volume} & & \textit{Volume} & & \textit{Volume} \\ \textit{Contemporâneo} & = & \textit{Defasado} & + & \textit{Defasado} \\ \textit{de Ações} & & \textit{de Ações} & & \textit{de Opções} \end{array}$$

e

$$\begin{array}{ccccc} \textit{Volume} & & \textit{Volume} & & \textit{Volume} \\ \textit{Contemporâneo} & = & \textit{Defasado} & + & \textit{Defasado} \\ \textit{de Opções} & & \textit{de Opções} & & \textit{de Ações} \end{array}$$

Portanto, Anthony (1988) utilizou o modelo Auto Regressivo (AR) de várias ordens, também conhecido por defasagens, para determinar a relação com a variável dependente.

De acordo com Granger (1969) o problema é obter definições de causalidade e resposta que permita testar sua existência. Ele expõe que, artigos anteriores se preocupavam com causalidade em sistemas econômicos e particularmente em determinar uma interpretação causal de vários sistemas de forma simultânea e instantânea. Nesse artigo, o autor se concentrou nas formas que os parâmetros das equações deveriam estar a fim de discernir relação causal definitiva.

Duas análises foram realizadas nesta pesquisa utilizando o Teste de Causalidade de Granger. A primeira análise foi realizada para verificar se a variável independente $\Delta vacAtivo_{t-j}$ defasada em alguns períodos, estaria Granger causando nos retornos sobre os preços contemporâneos do ativo-objeto $rAtivo_t$. A segunda foi para verificar se a variável dependente $rAtivo_{t-j}$ defasada em alguns períodos, estaria influenciando nas variações de $\Delta vacAtivo_t$ contemporânea.

Easley *et. al* (1998) definem em seu estudo que o teste de causalidade nos ajuda a determinar se um mercado carrega o outro, e para isso utiliza o Modelo de Granger (1969) denominado Two-Variable Model, representado pelas equações (7) e (8).

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

e

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j X_{t-j} + v_t \quad (8)$$

Na qual X_t e Y_t são as variáveis contemporâneas, X_{t-j} e Y_{t-j} são as variáveis defasadas em m períodos considerados infinitos, e devido à extensão da base de dados disponível Granger (1969) já o define como finito e menor que a série temporal disponibilizada.

Uma condição para que o Teste de Causalidade de Granger, dê causalidade entre as variáveis analisadas, é que os coeficientes das variáveis defasadas sejam todos conjuntamente diferentes de zero, não bastando ter apenas um deles para que se verifique causalidade. Portanto, para que a variável X_{t-j} (defasada) cause Granger a variável Y_t (contemporânea), representado por $X_{t-j} \rightarrow Y_t$, busca-se realizar o teste F da hipótese nula de que Granger Não Causa, na qual os coeficientes sejam conjuntamente $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots \beta_j = 0$. Como resultado busca-se a rejeição desta hipótese nula.

Outra condição do teste é que o futuro não pode causar o passado nem mesmo o presente.

Stephan e Whaley (1990) ressaltam que, “a escolha do número dos intervalos dos regressores foi arbitrário, seis intervalos para cada lado das variações contemporâneas dos preços foi imaginado ser suficiente”.

Easley *et. al* (1998, pag. 456) em seu teste de causalidade analisaram diferentes períodos de defasagens para as variáveis e chegaram a conclusão de que muitos dos efeitos considerados significantes ocorreram no intervalo de 6 dias de defasagens do volume de opções e variação dos preços dos ativos.

Como Easley *et. al* (1998), Anthony (1988) também usou em sua pesquisa um intervalo de 6 dias de defasagem quando rodou teste de causalidade entre o volume

de opções negociadas na CBOE e o volume dos ativos-objeto negociadas na NYSE ou AMEX.

Portanto, ficou definido que nesse estudo seria utilizado o intervalo de 6 (seis) dias como o período máximo (m) para defasar as variáveis na formação da equação de regressão para o teste de Granger conforme equações (9) e (10).

$$rAtivo_t = \sum_{j=1}^m a_j rAtivo_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j \Delta vacAtivo_{t-j} + u_t \quad (9)$$

e

$$\Delta vacAtivo_t = \sum_{j=1}^m c_j \Delta vacAtivo_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j rAtivo_{t-j} + v_t \quad (10)$$

3.2.4.1 Resultado do Teste de Dickey-Fuller

No teste de Dickey-Fuller, realizado na série do retorno sobre os preços de Petrobras ($rPetr_t$), o resultado foi que a série não possui Raiz Unitária. Nesse teste, busca-se rejeitar a hipótese nula de que a série possui Raiz Unitária. Portanto a série é Estacionária, com o valor crítico a 5% de significância em -2.860 sendo que a estatística do teste foi de -23,5380 (já na área de rejeição) e p-valor de MacKinnon de 0,000 confirmando a rejeição da H_0 (Tabela 8).

Para os testes com o retorno sobre os preços de Vale ($rVale_t$), também se confirmou Estacionária com o valor crítico a 5% de significância em -2.860 sendo que a estatística do teste foi de -24,9940 muito mais baixo portanto, já na área de rejeição e p-valor de MacKinnon de 0,000 confirmando a rejeição da H_0 .

TABELA 8: RESULTADO DO TESTE DE DICKEY-FULLER PARA RAIZ UNITÁRIA

Esta tabela apresenta o resultado dos testes de Dickey-Fuller que possui como hipótese nula a raiz unitária da série. Busca-se portanto rejeitar H_0 .

Teste Dickey-Fuller para Raiz Unitária				
Série	Estatística do Teste	Valor Crítico a 5%	MacKinnon p-valor	Resultado
$rPetr_t$	-23,5380	-2.860	0.0000	Sem Raiz Unitária / Série Estacionária
$rVale_t$	-24,9940	-2.860	0.0000	Sem Raiz Unitária / Série Estacionária

Para que o teste de raiz unitária fosse robusto, foi realizado também o teste proposto por Kwiatkowski *et. al* (1992) (KPSS), cuja hipótese nula, diferentemente do teste de Dickey-Fuller, é a estacionariedade da série. Pode-se notar na Tabela 9 que em todas as defasagens (lags = de 0 à 6) propostas para o teste, tanto para $rPetr_t$ quanto para $rVale_t$ a hipótese nula não foi rejeitada, confirmando que a série é Estacionária.

Para os valores testados de $rPetr_t$ todas as defasagens apresentaram valores estatísticos abaixo do nível crítico para rejeição a 5% de nível de significância com 0,463 para o teste em Níveis.

O mesmo resultado foi obtido com os valores testados com $rVale_t$ que mostraram-se também abaixo do nível crítico a 5% de significância portanto não rejeitadas as hipótese nulas de cada equação.

Para os testes de estacionariedade das séries a conclusão foi que tanto $rPetr_t$ quanto $rVale_t$ são Estacionárias, fazendo com que o teste de Causalidade de Granger que foi aplicado em sequência a esta fase se utilizou do modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) em Níveis.

TABELA 9: RESULTADO DO TESTE KPSS PARA ESTACIONARIEDADE

Esta tabela apresenta o resultado dos testes de KPSS que possui como hipótese nula a série ser estacionária. Busca-se portanto não rejeitar H0.

Petrobras - Teste KPSS para Estacionariedade			Vale - Teste KPSS para Estacionariedade		
H0: $rPetr_t$ é Série Estacionária em Nível. Valor Crítico para 5% = 0,463			H0: $rVale_t$ é Série Estacionária em Nível. Valor Crítico para 5% = 0,463		
Lags	Estatística do Teste	Série Estacionária em Nível	Lags	Estatística do Teste	Série Estacionária em Nível
0	0,164	Sim	0	0,204	Sim
1	0,156	Sim	1	0,204	Sim
2	0,148	Sim	2	0,194	Sim
3	0,148	Sim	3	0,200	Sim
4	0,150	Sim	4	0,197	Sim
5	0,154	Sim	5	0,201	Sim
6	0,158	Sim	6	0,207	Sim

3.2.4.2 Resultado do Teste de Causalidade de Granger

No teste, foram aplicadas as duas equações de regressão (9) e (10) para cada uma das empresas, Petrobras e Vale. O teste foi aplicado levando em consideração como hipótese nula a não causalidade de Granger, com nível de significância de 5%. Os resultados apresentados na Tabela 10 foram os seguintes:

- No teste se $\Delta vacPetr_{t-j} \rightarrow rPetr_t$ verificou-se que a $Prob > F = 0,167$ e $Prob > chi2 = 0,5857$, concluindo que não rejeita a hipótese nula de que $\Delta vacPetr_{t-j}$ Granger não causa $rPetr_t$.
- No teste se $rPetr_{t-j} \rightarrow \Delta vacPetr_t$ verificou-se que a $Prob > F = 0,0026$ e $Prob > chi2 = 0,1073$, concluindo que não rejeita a hipótese nula de que $rPetr_{t-j}$ Granger não causa $\Delta vacPetr_t$.
- No teste se $\Delta vacVale_{t-j} \rightarrow \Delta vale_t$ verificou-se que a $Prob > F = 0,123$ e $Prob > chi2 = 0,5245$, concluindo que não rejeita a hipótese nula de que $\Delta vacVale_{t-j}$ Granger não causa $rVale_t$.

- d) No teste se $\Delta \text{vale}_{t-j} \rightarrow \Delta \text{vacVale}_t$ verificou-se que a $\text{Prob} > F = 0,0066$ e $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0,1568$, concluindo que não rejeita hipótese nula de que $r\text{Vale}_{t-j}$ Granger não causa $\Delta \text{vacVale}_t$.

Apesar dos resultados dos testes realizados indicarem que $\Delta \text{vacPetr}_{t-j}$ Granger Não-Causa $r\text{Petr}_t$, houve a manutenção desta variável de controle defasada em um dia ($\Delta \text{vacPetr}_{t-1}$) na equação final de regressão devido a sua importância como variável de controle, e por ela ser derivada da principal variável independente do estudo a $\Delta \text{vacPetr}_t$. Foi testada, inclusive, a inclusão de todas as variáveis defasadas em conjunto com todas as demais variáveis de controle da equação, a fim de verificar se poderiam em conjunto estar influenciando as demais variáveis através de multicolinearidade, mas sem significância estatística não interferindo na variável dependente.

TABELA 10: RESULTADO DO TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Esta tabela apresenta os resultados do Teste de Causalidade de Granger, com nível de significância a 5%. Este Teste possui como Hipótese Nula as Variáveis X_{t-j} (defasadas) NÃO GRANGER CAUSAM as Variáveis Y_t (contemporâneas).

Variáveis X_{t-j}	Variável Y_t					
Defasadas	Contemporânea	F(6, 587)	Prob > F	Chi2 (6)	Prob > chi2	Resultado
$\Delta \text{vacPetr}_{t-j} + r\text{Petr}_{t-j}$	$\rightarrow r\text{Petr}_t$	1,525718	0,167	4,67852	0,5857	Não-Causa
$\Delta \text{vacPetr}_{t-j} + r\text{Petr}_{t-j}$	$\rightarrow \Delta \text{vacPetr}_t$	3,404458	0,0026	10,43956	0,1073	Não-Causa
$\Delta \text{vacVale}_{t-j} + r\text{Vale}_{t-j}$	$\rightarrow r\text{Vale}_t$	1,674448	0,123	5,15146	0,5245	Não-Causa
$\Delta \text{vacVale}_{t-j} + r\text{Vale}_{t-j}$	$\rightarrow \Delta \text{vacVale}_t$	2,367617	0,029	7,26015	0,2975	Não-Causa

No caso de Vale, foi realizado o mesmo teste de incluir todas as 6 variáveis defasadas de Granger $\Delta \text{vacVale}_{t-j}$ na equação de regressão em conjunto com as demais variáveis de controle, concluindo que estas variáveis não influenciaram a variável $r\text{Vale}_t$.

Capítulo 4

4 RESULTADOS

4.1 RESULTADO DA REGRESSÃO - $rPetr_t$ sobre $\Delta vacPetr_t$.

O resultado da regressão de $rPetr_t$ sobre $\Delta vacPetr_t$ está apresentado na Tabela 11, estimada conforme equação 3 e variáveis apresentadas na Tabela 1.

Conforme teste F pode-se notar que todas as variáveis em conjunto são influentes nas variações dos preços de Petrobras com resultado estatisticamente significativo $Prob > F = 0,000$ e com R^2 demonstrando que estas variáveis em conjunto explicam 47,18% da variação diária dos preços das ações da empresa nesse período analisado.

A equação possui um intercepto de -0,0322009 significando que se todas as variáveis tiverem variação igual à zero, o retorno sobre o preço das ações sofrerá uma variação de -0,03%.

O coeficiente β_1 da variável $\Delta vacPetr_t$ com -0,0218416 demonstra que todas as vezes que o volume de *calls* vendidas a descoberto sobe em 1.000.000, o retorno sobre os preços das ações da empresa varia -0,0218416% demonstrando relação linear negativa entre elas. Para uma análise mais profunda da importância deste coeficiente de variação relacionando estas duas variáveis, o desvio padrão do volume de *calls* vendidas a descoberto ($vacPetr_t$) é de 32,98, ou seja, 32.980.000 de *calls* representando que 68,8% do total deste volume estão diariamente entre 62.310.000 e 128.270.000 e com média próxima a 95.290.000, conforme dados apresentados na Tabela 5.

Apesar de na amostra analisada de 599 dados terem ocorrido 64 vezes variações das calls vendidas a descoberto acima de 10.000.000, esta pesquisa optou por utilizar a mediana das variáveis para uma análise mais detalhada sobre o resultado das regressões. No caso da variável $\Delta vacPetr_t$ sua mediana foi de 1.940.000 *calls*, portanto estima-se que esta variação poderia gerar uma variação de $-0,04237\%$ no preço da ação, que teve preço médio de R\$ 28,52 no período analisado. Estes resultados apresentaram elevada significância com p-valor de 0,001 e medem o efeito *ceteris paribus* de $\Delta vacPetr_t$ sobre $rPetr_t$, portanto, o resultado para uma variação de 1.940.000 de *calls* vendidas a descoberto seria de $-R\$ 0,0322$ (intercepto) $-R\$ 0,0121$ (coeficiente) perfazendo um total de $-R\$ 0,0443$ sobre um preço médio de R\$ 28,52 que daria $-0,1553\%$ de variação nos preços.

Esta mesma variável defasada $\Delta vacPetr_{t-1}$ se apresentou com baixíssima significância com p-valor de 0,960 não rejeitando a hipótese nula de que $\beta_2 = 0$, o que faria a variável não ter indícios de relação com os retornos sobre os preços das ações de Petrobras.

A variável $\Delta negpetr_t$ também não se mostrou significativa, apesar de haver uma correlação natural entre o volume financeiro de Petrobras PN e o preço do ativo negociado diariamente, o resultado nesse estudo apresentou-se pouco relevante com p-valor na ordem de 0,450.

Outra variável que teve resultado expressivo foi a $\Delta ibovnres_t$, variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionados por não-residentes, com coeficiente 0,03987 indicando que para cada contrato a mais vendido ou comprado por estrangeiros de Índice Futuro de Ibovespa representaria uma variação no retorno sobre os preço da ação em $+0,03987\%$. A mediana desta variável foi de 100 contratos, fazendo com que o percentual estimado de variação

ficasse em +0,00398% nos preços da Petrobras PN. Os indícios apontam para uma variação positiva nos retornos sobre os preços de Petrobras PN sempre que as variações em $\Delta ibovnr_{t-1}$ forem também positivas. Essa variável de controle teve resultado estatisticamente significativo com p-valor de 0,005, conforme apresentado na Tabela 11.

A variável $\Delta ibovpf_{t-1}$, também foi estatisticamente relevante com p-valor de 0,000, e como era esperado seu coeficiente de regressão foi negativo de -0,4982 comprovando o que o mercado na prática busca entender. Quando estão abrindo posição comprada de futuro de Ibovespa estas operações indicam que os retornos sobre os preços de Petrobras serão negativos, ou seja diferentemente do que ocorreu com os resultados nessa pesquisa com as posições compradas por não-residentes. Considerando uma mediana de 10 contratos, estima-se uma variação em +0,00498% nos preços da Petrobras PN.

Apesar do coeficiente de regressão da variável $\Delta ibovpf_{t-1}$, ser mais relevante que o coeficiente da variável $\Delta ibovnr_{t-1}$, era esperado o inverso, já que na prática nota-se que os volumes negociados pelos investidores não-residentes foram nesse período analisado mais elevados que os operados pelos investidores pessoas físicas residentes. Conforme Tabela 5, os volumes médio, máximos, mínimos e mediana de $\Delta ibovpf_{t-1}$ foram inferiores aos volumes de $\Delta ibovnr_{t-1}$, a mediana de não-residentes de 17.724 contratos comprados contra 21 dos investidores pessoas físicas residentes é o exemplo da diferença.

A variável $rCambio_t$ em todas as regressões estimadas sem as variáveis $rSp500_t$ e $rDow_t$ se mostrou estatisticamente significativa nos retornos sobre os preços das ações da Petrobras. No entanto, quando foram testadas outras equações

incluindo essas variáveis, a $rCambio_t$ se mostrou não significativa com p-valor de 0,734.

A variável Taxa de Juro, $\Delta difut_t$, que na prática indica possuir uma correlação negativa com investimentos de risco, confirmou o que se esperava. Para cada 1% de variação em sua taxa, o retorno sobre os preços das ações de Petrobras PN variaram -1,264% valor que seria considerado expressivo no resultado da regressão, no entanto esta variável se mostrou estatisticamente insignificante ao nível de 5%, definido como nível padrão para a pesquisa, seu p-valor foi de 0,091, não rejeitando a hipótese nula $\beta_7 = 0$. Pode-se dizer que se esta variável fosse estatisticamente significativa, seria a que mais influenciaria nos retornos sobre os preços de Petrobras PN.

Os índices de mercado de capitais estrangeiros que aparentam ter maior influência nos preços das ações do mercado de capitais brasileiro, ainda são o S&P500 e o Dow Jones. Estes índices são formados por empresas que possuem suas ações negociadas em bolsas americanas tanto na NYSE (New York Stock and Exchange) quanto na NASDAQ. O S&P500 captura e pondera os preços das 500 maiores empresas em capitalização e o Dow Jones é formado pelas 30 maiores líderes de mercado nos setores em que atuam. A variável $rSp500_t$ esteve em todas as regressões estimadas nesta pesquisa com resultados melhores do que a variável $rDow_t$.

Para um melhor entendimento da diferença de influência destas variáveis nos retornos sobre os preços de Petrobras PN, a $rSp500_t$ apresentou p-valor de 0,000 se mostrando significativa e influente nas variações dos preços das ações da empresa, sempre de forma robusta ou seja, em todas as equações testadas nesta pesquisa, esta variável manteve seus resultados. Seu coeficiente resultou em +0,3913% de

retorno sobre preços das ações de Petrobras PN, demonstrando que para cada 1% de variação positiva no índice S&P500 as ações da empresa variaram positivamente em 0,39%, influenciando de forma relevante. Mas esta pesquisa buscou relacionar as variáveis com suas medianas e que no caso da $rSp500_t$ temos uma variação de 0,0836% fazendo com que o retorno sobre preços de Petrobras PN se elevasse em 0,0326%.

Por outro lado a variável $rDow_t$ se mostrou pouco significativa com p-valor de 0,556 e sofrendo variações sempre que foi testada com outra variável, indícios de multicolinearidade, portanto foi excluída da pesquisa.

A variável $rclft_t$, variação do preço futuro do petróleo foi determinante na formação dos preços das ações de Petrobras PN, como era de se esperar. A expectativa era de que realmente houvesse uma correlação positiva intensa entre elas. Seu p-valor foi de 0,000, estatisticamente significativa, e seu coeficiente de variação foi de 0,2716 convergindo para uma relação de que a cada 1% de alta nos preços da commodity os preços das ações da empresa sofreram variações de 0,27%. No entanto, conforme padrão da pesquisa caso houvesse uma variação ao redor de sua mediana, que foi de 0,0696%, estima-se que a variação nos preços das ações seriam de +0,0188%.

A variável $\Delta vclft_t$ apesar de possuir uma relação natural com seu ativo-objeto, era de se esperar que também tivesse influência na variável $rPetr_t$, no entanto não houve significância já que seu p-valor foi de 0,287, portanto não se rejeita a hipótese nula de β_{10} ser igual à zero, não havendo indícios de relação entre elas.

A variável *dummy* de 6 dias do vencimento, a $dum6dv_t$, buscou realizar uma análise de comportamento da variável $\Delta vacPetr_t$ em 5 pregões anteriores ao vencimento mais o próprio dia do vencimento, portanto 6 pregões. O resultado

demonstra que a medida em que a variável $\Delta vacPetr_t$ neste período de 6 pregões variava positivamente, elevando o volume de *calls* vendidas a descoberto, os preços da Petrobras entravam em tendência de queda, ou seja, variação negativa nos retornos dos preços $rPetr_t$. O coeficiente de regressão desta variável *dummy* teve sinal negativo conforme a expectativa, mas não foi significativo para 5% de significância, porém seu p-valor foi de 0,086 significativo para 10%.

TABELA 11: RESULTADOS DAS REGRESSÕES - $rPetr_t$ e $rVale_t$

Esta tabela apresenta o resultado da regressão da Petrobras PN ($rPetr_t$ sobre $\Delta vacPetr_t$) e da Vale PNA ($rVale_t$ sobre $\Delta vacVale_t$).

$rPetr_t$ (Variável Dependente)			$rVale_t$ (Variável Dependente)		
Prob > F =	0,0000		Prob > F =	0,0000	
R ² =	0,4718		R ² =	0,5550	
Variáveis	Coeficiente	p-valor	Variáveis	Coeficiente	p-valor
$\Delta vacPetr_t$	- 0,0218416	0,001	$\Delta vacVale_t$	- 0,0211264	0,002
$\Delta vacPetr_{t-1}$	- 0,0002170	0,960	$\Delta vacVale_{t-1}$	0,0026717	0,609
$\Delta negPetr_t$	- 0,0002455	0,450	$\Delta negVale_t$	- 0,0001092	0,660
$\Delta ibovnres_t$	0,0398787	0,005	$\Delta ibovnres_t$	0,0123853	0,394
$\Delta ibovpfis_t$	- 0,4982150	0,000	$\Delta ibovpfis_t$	- 0,7323695	0,000
$rCambio_t$	0,0280185	0,734	$rCambio_t$	- 0,1362759	0,106
$\Delta difut_t$	- 1,2639970	0,091	$\Delta difut_t$	- 0,3840297	0,708
$rSp500_t$	0,3913713	0,000	$rSp500_t$	0,4664248	0,002
$rclf_t$	0,2716799	0,000	$rDow_t$	0,3763385	0,025
$\Delta vclf_t$	- 0,0006474	0,287	$dum6dv_t$	- 0,1020986	0,404
$dum6dv_t$	- 0,2183127	0,086	Cons	0,0382821	0,558
Cons	- 0,0322009	0,641			

4.2 RESULTADO DA REGRESSÃO - $rVale_t$ sobre $\Delta vacVale_t$.

A equação de regressão de $rVale_t$ sobre $\Delta vacVale_t$ está apresentado na Tabela 11, estimada conforme equação 4 e variáveis apresentadas na Tabela 2.

A primeira análise a ser realizada dos resultados da regressão de $rVale_t$ sobre $\Delta vacVale_t$ é o teste F, Prob > F = 0,0000 apresentado na Tabela 11, no qual se mostra significativo indicando haver relação entre todas as variáveis e a variável dependente $rVale_t$. O índice de correlação conjunta R² demonstrou que as variáveis em conjunto foram responsáveis com 55,50% da variação da variável dependente.

Outros fatores e variáveis que estão no termo de erro desta regressão e que são variáveis importantes para esta equação, por exemplo, o preço do minério de ferro no mercado local ou sua cotação futura, não puderam ser incluídos na equação por falta de dados ou pela falta de um mercado de futuros desta commodity. Mesmo assim, este resultado do R^2 demonstra que as variáveis utilizadas na equação de $rVale_t$ foram importantes para o resultado da regressão.

A primeira variável analisada foi $\Delta vacVale_t$ com p-valor de 0,002, estatisticamente significativa indicando haver uma relação linear entre as variáveis. Seu coeficiente de variação $\beta_1 = -0,0211264$ indica que para cada 1.000.000 de *calls* vendidas a descoberto a mais, o retorno sobre preços das ações de Vale sofreu uma variação negativa de 0,0211%, portanto se for considerado volumes maiores de variação, por exemplo 10.000.000 de variação num único dia, a variação negativa nos preços da Vale seria de 0,21%. No entanto, essa pesquisa busca comparar as variações das variáveis com a mediana do período analisado, com isso, para uma variação diária de 1.603.300 (Tabela 5) *calls* vendidas a descoberto de Vale PNA estima-se uma variação de $rVale_t$ de $-0,03387\%$.

As variáveis $\Delta vacVale_{t-1}$ e $\Delta negvale_t$ apresentaram resultados com baixa significância com p-valor de 0,609 e 0,660, não rejeitando a hipótese nula de que os coeficientes $\beta_2 = \beta_3 = 0$, não havendo relação linear com a variável dependente.

A variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionados por investidores não-residentes, $\Delta ibovnres_t$, teve coeficiente positivo de 0,123853, no entanto, pouco significativo com p-valor de 0,394.

Diferentemente dos não-residentes, os investidores pessoas físicas residentes ($\Delta ibovpfis_t$) apesar dos volumes negociados diariamente terem sido muito inferiores aos volumes praticados pelos não-residentes, o resultado dela nos

retornos dos preços da Vale PNA mostra-se influente e estatisticamente significativa com p-valor de 0,000 e coeficiente de $-0,732369$ com sinal negativo mostrando relação inversamente proporcional. Considerando uma mediana de 10 contratos, estima-se uma variação em $+0,00732\%$ nos preços da Vale PNA.

A relação entre a taxa de câmbio dólar x real e a empresa Vale é considerada importante devido a sua condição de grande exportadora de minério de ferro, portanto deve ser considerada uma variável determinante para ocorrência de resultados positivos para a empresa. No entanto, o resultado da regressão entre a variável $rCambio_t$ e a variável dependente $rVale_t$ com p-valor de 0,106, foi não significativa de forma surpreendente, já que o esperado era uma variável altamente influente.

A taxa de juros foi uma variável que pouco influenciou nos retornos dos preços das ações da Vale, sua baixa significância de 0,708 não rejeita a hipótese nula de não haver relação linear entre $\Delta difut_t$ e $rVale_t$.

Diferentemente do que ocorreram com os preços das ações de Petrobras, as ações da Vale foram influenciadas pelas variações de ambos os índices, S&P500 e Dow Jones. Com p-valor de 0,002 e 0,025 para $rSp500_t$ e $rDow_t$ rejeitando a hipótese nula de que $\beta_8 = \beta_9 = 0$, indicando relação linear positiva delas com a variável dependente, com coeficientes a 0,466424 e 0,376338.

No caso da variável $rSp500_t$ sofrer uma variação de 1%, espera-se que a variação nos preços de Vale PNA possa ocorrer na casa dos 0,46%, e estima-se em 0,37% de variação no caso em que ocorrer variação de 1% no índice Dow Jones. Conforme padronizado na pesquisa, caso ocorresse uma variação próxima a mediana da variável $rSp500_t$ que foi de 0,0836% (Tabela 5) poderia haver uma

variação de 0,0385% em $rVale_t$, e em caso de haver uma variação ao redor na mediana de $rDow_t$ (0,0727%) estima-se uma variação de até 0,0269% em $rVale_t$.

A Tabela 12 apresenta o resumo dos resultados das regressões com variações estimadas das variáveis que foram significantes e que influenciaram nos retornos dos preços tanto de Petrobras PN quanto de Vale PNA. Estas variações foram estimadas de acordo com suas medianas, por exemplo, as $\Delta vacPetr_t$ e $\Delta vacVale_t$ tiveram medianas de 1.940.000 e 1.603.300 respectivamente, e se estas medianas viessem a ocorrer como ficaria seu impacto nos retornos dos preços dos ativos-objeto.

TABELA 12: RESULTADOS FINAIS

Tabela demonstra influência estimada de cada uma das variáveis independentes e de controle (variações projetadas = medianas dessas variáveis) sobre a variável dependente $rPetr_t$ e $rVale_t$.

$rPetr_t$ (Variável Dependente)			$rVale_t$ (Variável Dependente)		
Variáveis	Mediana	Influência Estimada no Preço diário	Variáveis	Mediana	Influência Estimada no Preço diário
$\Delta vacPetr_t$	1,940 <i>calls</i>	-0,04237%	$\Delta vacVale_t$	1,603 <i>calls</i>	-0,03387%
$\Delta ibovnres_t$	100 ctrs	+0,00398%	$\Delta ibovpfis_t$	10 ctrs	-0,00732%
$\Delta ibovpfis_t$	10 ctrs	-0,00498%	$rSp500_t$	0,0836 %	+0,03850%
$rSp500_t$	0,0836 %	+0,03263%	$rDow_t$	0,0727 %	+0,02690%
$rclf_t$	0,0696 %	+0,01880%			

Portanto, as maiores influências sobre $rPetr_t$ foram a $\Delta vacPetr_t$ com relação negativa de -0,04237% seguido da relação positiva de $rSp500_t$ com +0,03263%. No caso de $rVale_t$ a maior influência foram de $\Delta vacVale_t$ com relação de -0,03387% seguida por $rSp500_t$ com +0,03850%.

Capítulo 5

5 CONCLUSÃO

Os volumes de negócios com derivativos nas bolsas de valores e nas bolsas de mercadorias e futuros vêm crescendo nas principais bolsas do mundo, inclusive na bolsa brasileira, que sofreu provavelmente a maior transformação da sua história com a fusão e criação da BM&FBOVESPA em maio de 2008.

Apesar do aumento dos negócios na BM&FBOVESPA nos últimos anos, uma das dificuldades para realizar este trabalho foi relacionada à liquidez do mercado. As empresas que possuem maior liquidez no mercado de opções na bolsa paulista são Petrobras e Vale, restringindo de forma importante a análise dos dados e seus resultados. Portanto, uma limitação do presente trabalho é que os resultados obtidos não deveriam servir como *Proxy* para trabalhos similares que tenham como variáveis os preços de outras ações que compõem o Índice Bovespa.

Estudos sobre relação entre volume de derivativos e seus ativos-objeto são realizados há muitos anos, e este estudo buscou também verificar o comportamento das ações de Petrobras e Vale quando os volumes de *calls* vendidas a descoberto se elevam a ponto de influenciar nos preços desses ativos.

Este estudo foi realizado motivado por operações que podem ser observadas no mercado de capitais brasileiro, no qual o aumento da posição de *calls* vendidas a descoberto gerou variação nos preços das ações de Petrobras e de Vale, que em sua maioria das vezes essas variações foram negativas. Fato determinante para que este estudo fosse realizado.

Conforme apresentado na Tabela 11, as variáveis que influenciaram os retornos dos preços das ações de Petrobras PN no período analisado nesse estudo foram: a) $\Delta vacPetr_t$ = Variação do volume de *calls* de Petrobras PN vendidas a descoberto; b) $\Delta ibovnres_t$ = Variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionado por não-residentes; c) $\Delta ibovpfis_t$ = Variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionado por pessoas físicas residentes; d) $\Delta sp500_t$ = Variação do Índice S&P500; e) Δclf_t = Variação do preço futuro de petróleo.

E as que influenciaram os retornos dos preços das ações de Vale PNA foram: a) $\Delta vacVale_t$ = Variação do volume de *calls* de Vale PNA vendidas a descoberto; b) $\Delta ibovpfis_t$ = Variação do volume de contratos em aberto de Índice Futuro de Ibovespa posicionado por pessoas físicas residentes; c) $rSp500_t$ = retorno do Índice S&P500 d) $rDow_t$ = retorno do Índice Dow Jones.

Os resultados deste estudo foram significantes, com uso de testes para robustez. Os testes de Correlação Serial deram negativos para ambas séries, $rPetr_t$ e $rVale_t$, o teste de Dickey-Fuller deu negativo para Raiz Unitária, o KPSS positivo para Estacionariedade, e o teste de Granger deu ausência de precedência temporal.

Os resultados apontam evidências de que o aumento da posição de *calls* vendidas a descoberto de Petrobras e Vale, influenciaram de forma importante nos retornos dos preços das ações dessas empresas. De acordo com o esperado os coeficientes foram negativos para ambos os casos. No período analisado quando os volumes de *calls* vendidas a descoberto se elevaram os preços das ações sofreram variações negativas com alta significância, indicando sustentação estatística no resultado da pesquisa.

APÊNDICE - DEFINIÇÕES

Especulação - ato de assumir um risco de negócio considerável, suficiente para afetar a decisão do especulador, a fim de obter um ganho proporcional. (Fonte: BM&FBOVESPA).

Hedge - Estratégia pela qual investidores com intenções definidas procuram cobrir-se do risco de variações de preços desvantajosas para seus propósitos. (Fonte: BM&FBOVESPA).

Opção - Instrumento financeiro que confere a seu titular o direito de comprar ou vender um ativo-objeto a um preço determinado. Para o lançador da opção, ao direito do titular se opõe uma obrigação futura, caso esse direito seja exercido pelo titular. (Fonte: BM&FBOVESPA).

Titular de opção – Conhecido também como comprador, o titular de uma opção paga um prêmio para ter o direito de comprar (opção de compra) ou vender (opção de venda) se exercer seu direito como titular.

Lançador de opção – Conhecido também como vendedor, o lançador de uma opção recebe um prêmio para assumir a obrigação de vender (opção de compra) ou comprar (opção de venda) se exercido pelo titular.

Opção de compra (*call*) - Contrato que confere ao titular o direito de, comprar do lançador o ativo-objeto da opção, a um preço previamente estipulado e até a data de vencimento (ou na data de vencimento) da opção. Além disso, o titular pode, a qualquer tempo, negociar seu direito de compra, por meio da realização de uma operação de natureza oposta. O lançador que vende uma opção de compra, assume perante a Bolsa a obrigação de vender os ativos-objeto, caso sua posição seja designada para o atendimento de uma operação de exercício. Nesse caso, ele

receberá o preço de exercício, entregando os ativos-objeto. (Fonte: BM&FBOVESPA).

Opção de venda (*put*) – Contrato que confere ao titular o direito de, vender ao lançador o ativo-objeto da opção, a um preço previamente estipulado e até a data de vencimento (ou na data de vencimento) da opção. Além disso, o titular pode, a qualquer tempo, negociar seu direito de venda, por meio da realização de uma operação de natureza oposta. O lançador que, vende uma opção de venda, assume perante a Bolsa a obrigação de comprar as ações-objeto, caso sua posição seja designada para o atendimento de uma operação de exercício. Nesse caso, ele pagará o preço de exercício, recebendo os ativos-objeto.

Opção americana – pode ser exercida a qualquer momento até a data do vencimento.

Opção européia – somente pode ser exercida na data específica do vencimento.

Opção a descoberto - Opção em que não há o depósito, em bolsa ou câmara de compensação, do ativo-objeto da opção. (Fonte: BM&FBOVESPA).

Opção coberta - Opção em que há o depósito, em bolsa ou câmara de compensação, do ativo-objeto da opção. (Fonte: BM&FBOVESPA).

Exercício de opção - É a operação pela qual o titular de uma opção de compra exerce seu direito de comprar o lote de ações a que se refere a opção, ao preço de exercício. Da mesma forma, o titular de uma opção de venda exerce o direito de vender o lote de ações a que se refere a opção, ao preço de exercício. (Fonte: BM&FBOVESPA).

Ativo-Objeto - Ativo primário de um derivativo, ou um Instrumento ou ativo designado que pode ser entregue para um contrato de opções. Pode ser referenciado em: ações, commodities, moedas, índices, instrumentos financeiros. (Fonte: BM&FBOVESPA).

CBLC - Companhia Brasileira de Liquidação e Custódia: *Clearing house* responsável pelos serviços de guarda centralizada, compensação e liquidação das operações realizadas nos mercados da BM&FBOVESPA, Segmento Bovespa (à vista, derivativos, balcão organizado, renda fixa privada, etc.). É o depositário central do mercado de ações no Brasil, objetivo alcançado quando assumiu o controle da Câmara de Liquidação e Custódia - CLC em abril de 2000. Participa do sistema de compensação do SPB - Sistema de Pagamentos Brasileiro. As operações da CBLC caracterizam-se por:

- a) entrega contra pagamento;
- b) liquidação garantida;
- c) liquidação em reserva;
- d) movimentação em fundos disponíveis no mesmo dia.

(Fonte: BM&FBOVESPA).

Intraday - Uma forma de dizer "no dia". Movimentos de preços no dia são importantes para investidores de curto prazo, que desejam comprar e vender muitas vezes em curto espaço de tempo. (Fonte: BM&FBOVESPA).

PTAX - Taxa média ponderada dos negócios realizados no mercado interbancário de câmbio com liquidação em dois dias úteis, calculada pelo Banco Central do Brasil, conforme Comunicado N. 6815/99. (Fonte: Banco Central do Brasil).

REFERÊNCIAS

ANTHONY, Joseph H. The Interrelation of Stock and Options Market Trading-Volume Data. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 4, p. 949-964, Sep.1988.

BUHR, Klaus E.; LI, Xiaoming; ROSE, Lawrence C. The Informational Role of Options Trading Volume in the Australian Index Options Markets. **Finance and Corporate Governance Conference 2010 Paper**, Auckland, Jan. 2010.

EASLEY David; O'HARA Maureen; SRINIVAS P. S. Option Volume and Stock Prices: Evidence on Where Informed Traders Trade. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 2, p. 431-465, Apr, 1998.

ENGLE, Robert F. e GRANGER, Clive W.J. Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica, The Econometric Society**, v. 55, n. 1, p. 251-276, Mar. 1987.

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417. Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth **Annual Meeting of the American Finance Association New York**, N.Y. Dec. 28-30, 1970.

FIGUEIREDO, Antônio Carlos; BARBEDO, Cláudio Henrique; LEMGRUBER, Eduardo Facó; ARAÚJO, Gustavo Silva. **Contornando os Pressupostos de Black & Scholes: Aplicação do Modelo de Precificação de opções de Duan no Mercado Brasileiro**, Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão, v. 78, p. 1-30, Brasília, Out, 2003.

GRANGER, Clive W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica, The Econometric Society**, v. 37, n. 3, p. 424-438. 1969.

_____. Development in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48,n. 3, p. 213-228. 1986.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C.B.; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1, p.159-178. Jan, 1992.

MARQUETTI, Adalmir; KOSHIYAMA, Daniel; ALENCASTRO, Denilson. O Aumento da Lucratividade Expande a Acumulação de Capital? Uma Análise de Causalidade de Granger para Países da OCDE. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 367–390. Set-Dez, 2009.

SILVA Jr, D. T.; CORRAR, Luiz João. Avaliação empírica da existência de conteúdo informacional nas posições de contratos futuros em aberto de índice Bovespa a respeito das cotações médias do índice Bovespa a vista. **Encontro Nacional em Pós-Graduação em Administração - ENANPAD - 2007**, Rio de Janeiro. ENANPAD, 2007.

STEPHAN, Jens A.; and WHALEY, Robert E.. Intraday Price Change and Trading Volume Relations in the Stock and Stock Option Markets. **The Journal of Finance**, v. 45, n. 1, p. 191-220, Mar, 1990.

WOO, Ronny Kim; VICENTE, José Valentim Machado e BARBEDO, Claudio Henrique. É Possível Replicar a Volatilidade da Taxa de Câmbio com Instrumentos Transacionados no Mercado? **Revista Brasileira de Finanças**, v. 7, n. 4, p. 485–501, Jul. 2009.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: Uma Abordagem Moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 4ª Edição norte-americana, 2010.

<http://www.bmfbovespa.com.br> acessado em 20/01/2011.

<http://www.enfin.com.br/bolsa/main.php> acessado em 25/07/2011.