

Eficiência do mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo

Jorge Arnaldo Maluf Filho

IOB D.T.V.M. Ltda.

Professor Assistente da Área de Finanças da Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

Resumo

Utilizando dados intradiários, neste trabalho é feito o teste da eficiência do mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo, analisando a ocorrência de violações da Restrição de Fronteira Inferior, concluindo pela rejeição da hipótese de eficiência e determinando situações em que o mercado apresenta maiores e freqüentes desequilíbrios.

Palavras-chave:

- opção de compra
- mercado eficiente
- operações de arbitragem

INTRODUÇÃO

O mercado de opções é, freqüentemente, manchete nos noticiários econômicos em função de boatos e crenças criados pelos participantes quanto a movimentos de manipulação de preços. Esta constante insinuação sobre a ineficiência do mercado, discutida por Kerr (1988), motivou a elaboração deste artigo.

O objetivo do estudo é verificar o nível de eficiência do mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo, no período compreendido entre abril de 1987 e março de 1988. Decorrentes deste objetivo genérico surgem outros mais específicos procurando verificar a existência de situações determinadas, nas quais o mercado apresenta grau de ineficiência mais perceptível do que em outras.

O critério adotado consiste em procurar violações à Restrição de Fronteira Inferior, indicando oportunidades de operações de arbitragem, entendidas como situações de preços que possibilitem a um participante uma operação gerando-lhe fluxo de caixa positivo no instante da execução e apenas resultados não-negativos posteriormente.

A partir de algumas crenças e supostas verdades, difundidas entre os participantes do mercado de opções, foram escolhidas três variáveis consideradas importantes na decisão sobre operações com opções, pois supõe-se ser a atuação dos grandes especuladores, que teriam o poder de manipular os preços, regida por elas. Pretende-se verificar se a partir de tais fatores é possível determinar as condições mais propícias para a execução de operações isentas de risco, analisando a freqüência com que tais oportunidades surgem e suas magnitudes.

A primeira dessas variáveis é o tempo a decorrer até o vencimento da opção, dadas as constantes citações sobre **guerras** entre grandes investidores em posições opostas (lançadores e titulares), as quais ocasionariam movimentos nas cotações em desacordo com os critérios racionais de formação de preços.

A relação entre os preços da ação-objeto e de exercício da opção é outra variável testada. Podem ser verificadas três situações distintas: a ação-objeto negociada a preço inferior ao de exercício (opção *out-of-the-money*); a ação-objeto com preço próximo ao de exercício (opção *at-the-money*); e a ação-objeto cotada a valor superior ao preço de exercício (opção *in-the-money*). A escolha dessa variável deve-se ao fato de que quando o preço da ação-objeto está próximo do de exercício devem-se acirrar as tentativas de manipulação das cotações da opção.

Outro aspecto é o momento do pregão, supondo-se que os manipuladores utilizam-se dos instantes de abertura para induzir a formação artificial de preços, aproveitando a ocasião de maior indefinição, e dos momentos próximos ao fechamento, criando expectativas falsas para a abertura do pregão seguinte.

REVISÃO DA LITERATURA

Mercados eficientes

Um mercado é eficiente quando todos os participantes possuem acesso de forma ampla e livre às informações. Portanto, os preços dos ativos negociados refletem todas as informações disponíveis (Brealey & Myers, 1981). Assim, só é relevante aos participantes o preço mais recente, implicando que as cotações se ajustam instantaneamente de modo a refletir toda nova informação, conforme Taylor (1986). Deste modo, em um mercado eficiente não é possível a um participante obter lucros extraordinários, sistematicamente, considerado o risco assumido, através da utilização de novas informações.

A eficiência dos mercados pode ser medida em três níveis, de acordo com o tipo de informação disponível. O nível de eficiência fraca verifica-se quando o preço atual reflete todas as informações contidas nas séries passadas de preços. Já o semiforte implica, também em ajuste dos preços às informações tornadas públicas, como demonstrativos financeiros publicados e anúncios de distribuição de proventos. Este artigo, tratando com preços, datas, taxas de juros etc., os quais são informações públicas, testa este nível de eficiência. Finalmente, a forma forte verifica-se quando informações relevantes, ainda não tornadas públicas, também estão refletidas nos preços.

Essas três formas seguem um critério de dominância. O grau de eficiência semiforte é alcançado apenas se os requisitos da forma fraca forem satisfeitos, assim como a eficiência forte requer serem atingidas as condições das formas fraca e semiforte.

Restrição de fronteira inferior

Em mercados eficientes não existe a possibilidade de operações de arbitragem, indicando estarem os preços em equilíbrio. Para a definição das condições a serem respeitadas, devem ser formuladas algumas hipóteses a respeito das variáveis envolvidas no processo de formação de preços.

No caso das opções pode-se diferenciar duas abordagens distintas para o estudo das condições de equilíbrio. A primeira delas, objeto deste estudo, parte apenas da hipótese dos agentes econômicos serem racionais em suas operações no mercado e, a partir daí, estipula intervalos de valores que devem ser respeitados pelos preços para impossibilitar operações de arbitragem. A utilização deste enfoque, de caráter genérico, não é restrita a situações específicas, pois pode ser facilmente adaptado a qualquer condição de mercado.

A segunda abordagem, mais específica, procura determinar o preço de equilíbrio da opção através de modelos de formação de preços, requerendo para sua formulação hipóteses mais restritivas, conforme apresentado por Sanvicente (1983), e dificultando assim sua utilização eficaz quando as condições do mercado não condizem com tais restrições. Entre esses modelos, o mais famoso e estu-

dado, tendo em vista sua facilidade de utilização, é o de Black & Scholes (1973).

Para a definição da restrição teórica de arbitragem, objeto deste trabalho, basta a análise de três ativos: a opção de compra, a ação-objeto e um título sem risco de inadimplência.

O valor do prêmio de uma opção de compra pode ser enunciado como:

$$C = F(S, X, T, R_f, \text{Var})$$

Onde:

- C = prêmio da opção de compra
- S = preço da ação-objeto
- X = preço de exercício
- T = prazo até a data de vencimento
- R_f = taxa de juros do título sem risco de inadimplência
- Var = variância da taxa de retorno da ação-objeto

No caso brasileiro as opções são protegidas contra a distribuição de proventos durante o período de exercício, fazendo com que o prêmio não dependa dos dividendos.

Para a determinação do prêmio de uma opção no dia de vencimento basta analisar duas situações:

- Situação I: $S > X$ e $C = S - X$ (1)
- Situação II: $S \leq X$ e $C = 0$ (2)

O valor estabelecido para o prêmio da opção de compra em (1) evita a ocorrência de oportunidade de arbitragem, caso contrário pode-se adotar as estratégias apresentadas nos quadros 1 e 2.

Quadro 1

Situação: $C < S - X$

Operação	Pagamento	Recebimento	Resultado
Compra a opção	C		
Exerce a opção	X		
Vende a ação-objeto		S	
Total	C + X	S	$S - (C + X) > 0$

Quadro 2

Situação: $C > S - X$

Operação	Pagamento	Recebimento	Resultado
Vende a opção		C	
É exercido		X	
Compra a ação-objeto	S		
Total	S	C + X	$C + X - S > 0$

Ocorrendo a situação II, se o prêmio da opção possuir algum valor, basta um investidor lançar a opção para efetuar uma operação de arbitragem. Neste caso, como não haverá

exercício, o lançador receberá o prêmio sem qualquer risco de perda.

Durante o período do exercício outras restrições de arbitragem deverão ser respeitadas, conforme Cox & Rubinstein (1986). A condição de fronteira inferior, a ser respeitada por uma opção de compra protegida contra distribuição de dividendos, é obtida pela relação:

$$C \geq \text{Max} [0, S - X \cdot e^{(-R_f \cdot T)}]$$

O termo $X \cdot e^{(-R_f \cdot T)}$ representa o valor presente do preço de exercício, descontado da taxa de juros do título livre de risco.

Representa-se por S^* o preço da ação-objeto na data de vencimento da opção. A seguir é feita a prova da restrição de fronteira inferior, considerando situações iniciais nas quais ela tenha sido violada. Nos quadros 3 e 4 arbitragem especifica o fluxo financeiro na ocasião da operação (recebimento ou pagamento) e vencimento o fluxo na data de vencimento da opção. Por convenção, os valores referentes a recebimentos por parte do investidor são antecedidos por um sinal positivo e os relativos a pagamentos por um sinal negativo.

Quadro 3

Situação Inicial: $C < 0$

Operação	Arbitragem	Vencimento	
		Situação I	Situação II
Compra opção	+ C		
Vende opção		$S^* - X$	0
Total	+ C	$S^* - X > 0$	0

Quadro 4

Situação Inicial: $C < S - X \cdot e^{(-R_f \cdot T)}$

Operação	Arbitragem	Vencimento	
		Situação I	Situação II
Compra títulos	$- X \cdot e^{(-R_f \cdot T)}$		
Vende ação	+ S		
Compra opção	- C		
Resgata títulos		+ X	+ X
Compra ação		- S^*	- S^*
Vende opção		+ ($S^* - X$)	0
Total	$S - C - X \cdot e^{(-R_f \cdot T)} > 0$	0	$X - S^* > 0$

Trabalhos correlatos

Galai (1975 e 1978) e Becker & Lemgruber (1989) produziram trabalhos relacionados ao tema deste artigo. O primeiro autor desenvolveu testes no mercado americano de opções baseados na restrição de arbitragem, objeto deste estudo, enquanto os outros analisaram a eficiência do mer-

cado brasileiro de opções utilizando outra técnica.

Galai (1978) testou a condição de fronteira para o mercado da *Chicago Board of Options Exchange* efetuando testes *ex-ante*, ou seja, verificada a oportunidade de arbitragem, executa-se a operação pelos preços do momento seguinte. O autor usou preços diários de fechamento do período de abril a novembro de 1973, testando a robustez dos resultados em uma amostra menor com registros negócio a negócio. A hipótese nula afirmou que operações baseadas em violações de restrições de arbitragem não geram lucros extraordinários.

Para o teste ele determinou uma regra operacional explorando a oportunidade de arbitragem, analisando os resultados dessa estratégia pela estatística *t* de Student. Concluiu que não se pode esperar ganhos não-negativos em todas as operações, embora fossem possíveis ganhos positivos na média. Suas conclusões principais mostram ser positiva a média dos retornos, mas muito pequena se comparada à variância dos mesmos, entretanto, se a regra definida limitasse as operações só para violações de maior valor o retorno do investidor melhoraria.

Constatou, ainda, que as opções cuja ação-objeto apresenta cotação próxima ao preço de exercício tendem a ser ligeiramente subavaliadas, enquanto aquelas cuja ação-objeto é cotada muito acima do preço de exercício apresentam violações mais frequentes. Além disto, quanto maior a proximidade do vencimento, maiores são as violações observadas e maior também a variância dos resultados.

Becker & Lemgruber (1989) focalizaram o mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo, verificando o ajuste dos preços ao modelo de Black & Scholes (1973). Foi analisado o período de nove meses subsequente ao Plano Cruzado (28 de fevereiro de 1986), com dados de fechamento.

A metodologia utilizada consistiu de regras de operação a serem observadas quando o preço das opções divergisse do preço teórico do modelo de Black & Scholes, sendo definidas oito estratégias. As conclusões obtidas permitiram inferir que os testes paramétricos revelaram a ocorrência de desvios significativamente diferentes de zero, em relação ao modelo, enquanto os não-paramétricos constataram não haver desvios significativamente diferentes de zero. Quanto maior a proximidade do vencimento, mais o modelo subestima o preço real das opções (maior é a superavaliação).

Quando não são considerados custos de transação, várias alternativas geram resultados positivos. Entretanto, computados tais custos, somente as estratégias induzindo a posições de maior risco geram retornos favoráveis, levando os autores a concluir que o mercado pode ser considerado, em geral, eficiente.

METODOLOGIA

Hipóteses iniciais

A hipótese básica a ser testada, colocada na forma de hipótese nula, pode ser enunciada da seguinte forma:

Hipótese nula

O mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo, para o período de 1987 a 1988, em relação à restrição de fronteira inferior de arbitragem, pode ser classificado como eficiente.

A prova dessa hipótese genérica requer hipóteses operacionais para se concluir, objetivamente, sobre a eficiência, as quais apresentamos a seguir.

Hipótese H1

O mercado de opções é eficiente, de modo global, não ocorrendo violações da restrição de arbitragem analisada.

Caso isso não se comprove, serão testadas as demais hipóteses.

Hipótese H2

O fato do preço da ação-objeto no mercado à vista estar abaixo, acima ou no mesmo nível do preço de exercício da série da opção de compra analisada não é relevante para a determinação:

- A. da magnitude das violações;
- B. da frequência das violações.

Hipótese H3

O momento do pregão não é relevante para a determinação:

- A. da magnitude das violações;
- B. da frequência das violações.

Hipótese H4

A proximidade da data de vencimento da série da opção de compra analisada não é relevante para a determinação:

- A. da magnitude das violações;
- B. da frequência das violações.

Dados utilizados

Preços

Utilizaram-se preços verificados durante o transcorrer dos pregões (abordagem intradia), sendo liquidez o aspecto determinante na escolha das séries de opções analisadas, tomando-se apenas as que permitissem operações a todo momento e em quantidades expressivas, optando-se por séries emitidas sobre ações da Petrobrás.

Os dados são ofertas de compra e venda, relativas à ação e a suas opções, tomados a intervalos de dez minutos diretamente do recinto de negociação, a partir de um sistema de informações no qual um operador, em contato direto por telefone com o centro de registro de dados, transmite as apregoações de compra e venda, a intervalos de dez minutos, alimentando um sistema computadorizado que concentra os arquivos.

O primeiro registro ocorre após dez minutos da abertura do pregão, pois os negócios das ações-objeto tendem a iniciar com atraso em relação aos das opções mais negociadas.

A utilização desses dados apresenta várias vantagens, se comparada ao uso de dados diários de fechamento:

- Garante sincronismo de cotações das opções e da ação.
- Elimina erros de registros atrasados e boletos errados.
- Os preços de fechamento não são, necessariamente, os disponíveis para a realização de uma operação nos últimos momentos do pregão, mesmo sendo referente à última transação efetuada, pois o mercado pode ter se alterado após esse negócio.
- Assegura a possibilidade de execução da operação.
- Fornece a real situação do mercado, explicitando o *spread* entre as apregoações de compra e venda.

No caso da distribuição de proventos relativos à ação-objeto, durante o período estudado, procedeu-se ao ajuste dos preços de exercício no primeiro dia após o anúncio do direito, conforme prática adotada pelas bolsas de valores brasileiras.

Foram estudadas 14 séries de opções negociadas entre 10 de abril de 1987 e 21 de março de 1988, compreendendo 4.236 observações. Na tabela 1 apresentamos as séries utilizadas, seus preços de exercício, data de vencimento e período abrangido neste estudo, número de pregões correspondentes e total de observações feitas.

Taxa de juros

Adotou-se como taxa de juros sem risco de inadimplência a taxa média de financiamento do *overnight* em Letras do Banco Central ou Letras Financeiras do Tesouro, divulgada na CARTA ANDIMA. Como são publicadas taxas nominais mensais praticadas no dia, o cálculo da taxa efetiva mensal de cada dia, considerando que a publicada repetir-se-ia por todos os dias úteis nos trinta dias seguintes, é:

$$R_f = (1 + R_o / 30)^{DU} - 1$$

Onde:

R_f é a taxa efetiva mensal

R_o é a taxa nominal publicada pela ANDIMA

D_u é o número de dias úteis nos 30 dias subsequentes

Tratamento dos dados

As cotações de compra e venda são representadas por:

C_c = apregoação de compra para o prêmio da opção

C_v = apregoação de venda para o prêmio da opção

S_c = apregoação de compra da ação-objeto

S_v = apregoação de venda da ação-objeto

A medida do desvio entre os preços praticados e a restrição racional de arbitragem é dada por:

$$D = C_v - \text{Max} [0, S_c - X \cdot e^{-(R_f \cdot T)}]$$

A oportunidade de arbitragem ocorre quando $D < 0$.

Pela equação acima, se a operação de arbitragem indicar a compra utiliza-se a apregoação de venda e se indicar a venda emprega-se a de compra, representando assim uma situação realista de mercado para a realização de uma ordem.

Calculados os desvios, tomam-se os que representam oportunidades de arbitragem, obtendo-se a variável de teste, o desvio relativo:

$$E = D / C_c$$

Procura-se evitar vieses pelo uso de variáveis absolutas para teste, pois os prêmios das opções estudadas variaram entre valores da ordem de Cr\$ 1,00 a Cr\$ 100,00. Deste modo, um desvio de Cr\$ 5,00 assume significados diferentes, quando em uma situação cujo prêmio é negociado a Cr\$ 5,00, ou quando em outra cujo valor é Cr\$ 50,00.

Testes da hipótese H1

Obtidos os desvios relativos das violações ocorridas,

Tabela 1

Apresentação das Séries Analisadas

Referência	Série	Valor de Exercício	Data de Exercício	Período	Pregões	Observações
Jun700	OPT11	700,00	16/06/87	10/04/87 a 23/04/87	7	147
Ago075	OPT18	75,00	17/08/87	16/06/87 a 25/06/87	8	168
Out080	OPT19	80,00	19/10/87	06/10/87 a 15/10/87	7	165
Out140	OPT14	140,00	19/10/87	18/08/87 a 27/08/87	8	168
Dez070	OPT10	70,00	14/12/87	03/11/87 a 30/11/87	19	399
Dez080	OPT15	80,00	14/12/87	27/10/87 a 02/12/87	25	525
Dez120	OPT11	120,00	14/12/87	20/10/87 a 22/10/87	3	81
Fev120	OPT27	120,00	22/02/88	15/12/87 a 06/01/88	13	273
Fev140	OPT28	140,00	22/02/88	28/12/87 a 12/01/88	10	210
Fev160	OPT29	160,00	22/02/88	14/12/87 a 23/12/87	8	168
				07/01/88 a 19/02/88	28	588
Fev180	OPT30	180,00	22/02/88	13/01/88 a 19/02/88	24	504
Abr230	OPT07	230,00	19/04/88	22/02/88 a 10/03/88	14	294
Abr260	OPT08	260,00	19/04/88	24/02/88 a 21/03/88	19	399
Abr290	OPT09	290,00	19/04/88	11/03/88 a 21/03/88	7	147

procede-se ao teste da primeira hipótese operacional (H1). Esta hipótese, de caráter geral, testará as condições:

$$H_0: M [E] = 0$$

$$H_A: M [E] < 0$$

Como os desvios relativos selecionados já representam situações de violação, o teste apenas determinará se são significativamente menores que zero (teste monocaudal).

Realizaram-se dois tipos de teste. O paramétrico, utilizando a estatística *t* de Student, e um teste de sinal, não-paramétrico. Isto para evitar incorreções decorrentes das probabilidades dos desvios relativos não seguirem uma distribuição normal. Assim, o operador $M[\]$ representa a média dos desvios para o teste paramétrico, ou a mediana dos desvios no teste não-paramétrico.

Teste paramétrico

Consiste em teste de média com desvio padrão da população desconhecido, efetuado sobre uma variável de distribuição de probabilidades *t* de Student, conforme proposto por Costa Neto (1977).

Teste não-paramétrico

Denominado de Teste de Sinal, segundo a metodologia desenvolvida por Groeneveld (1979), consiste em teste sobre a mediana populacional, baseado numa distribuição binominal.

Testes da hipótese H2

Para o teste da hipótese H2 foram definidas três faixas de valores da relação entre o preço à vista da ação-objeto, no momento da violação (S), e o preço de exercício da série da opção (X).

- Faixa 1 = $X < 0,9 \cdot S$
- Faixa 2 = $0,9 \cdot S \leq X \leq 1,1 \cdot S$
- Faixa 3 = $X > 1,1 \cdot S$

Os testes procuraram determinar se as violações apresentavam grandeza ou frequência maior em determinada faixa mais do que em outra.

Teste da grandeza das violações (H2.A)

São testes de diferença de médias (paramétrico) e de medianas (não-paramétrico), comparando as grandezas das violações entre duas faixas. A hipótese em teste é:

$$H_0: M [E]_m - M [E]_n = 0$$

$$H_A; M [E]_m - M [E]_n \neq 0$$

Onde:

- o operador $M[\]$ é a média dos desvios para o caso do teste paramétrico, ou a mediana dos desvios para o não-paramétrico;

- m e n são índices que representam faixas distintas de valores da relação X/S ($m \neq n$ e $m, n = [\text{faixa 1, faixa 2, faixa 3}]$).

O teste paramétrico consiste na comparação de duas médias populacionais com dados não emparelhados e de desvios-padrão desconhecidos. A distribuição da estatística de teste é do tipo *t* de Student, determinando-se o *t* crítico pelo método de Aspin-Welch para o cálculo dos graus de liberdade (Costa Neto, 1977).

O princípio do Teste da Mediana, não-paramétrico, (Costa Neto, 1977) supõe que se as populações são idênticas, a mediana do conjunto formado por elas é uma boa estimativa da mediana da distribuição comum. Para grandes amostras, o problema reduz-se ao teste da igualdade das proporções dos valores abaixo ou acima da mediana conjunta, em cada amostra.

Teste da frequência das violações (H2.B)

Consiste de um teste de igualdade entre proporções populacionais (Costa Neto, 1977) para determinar faixas de valores da variável S/X , na qual os desequilíbrios ocorrem com maior frequência. A hipótese testada pode ser enunciada como:

$$H_0: P [E]_m - P [E]_n = 0$$

$$H_A: P [E]_m - P [E]_n \neq 0$$

Onde:

- o operador $P[\]$ representa a frequência de ocorrência das violações;
- m e n são índices cujos significados já foram descritos no subitem *Teste da grandeza das violações (H2.A)*.

Teste da hipótese H3

Para este teste dividiu-se o pregão em três períodos iguais (1º terço, 2º terço e 3º terço). Para verificar a ocorrência de violações de magnitudes ou frequências diferentes entre esses períodos, os testes realizados foram os mesmos já apresentados nos subitens. *Teste da grandeza das violações (H2.A)* e *teste da frequência das violações (H2.B)*. As hipóteses nulas formuladas para os testes foram:

Teste da grandeza das violações (H3.A)

$$H_0: M [E]_m - M [E]_n = 0$$

$$H_A: M [E]_m - M [E]_n \neq 0$$

Onde:

- o operador $M[\]$ é o mesmo já apresentado no subitem *Teste da grandeza das violações (H2.A)*;
- $m \neq n$ e $m, n = [1^\circ \text{ terço}, 2^\circ \text{ terço}, 3^\circ \text{ terço}]$.

Teste da frequência das violações (H3.B)

$$H_0: P [E]_m - P [E]_n = 0$$

$$H_A: P [E]_m - P [E]_n \neq 0$$

Onde:

- o operador $P[]$ é o mesmo citado no subitem *Teste da frequência das violações (H2.B)*;
- m e n são os índices apresentados no subitem *Teste da grandeza das violações (H3.A)*.

Teste da hipótese H4

Para esta hipótese o período de exercício foi dividido em quatro fases, de acordo com o tempo a transcorrer até o vencimento (T). Os períodos definidos foram :

- Período 1 = $T \leq 10$ dias
- Período 2 = $10 \text{ dias} < T \leq 30$ dias
- Período 3 = $30 \text{ dias} < T \leq 50$ dias
- Período 4 = $T > 50$ dias

A metodologia de teste aqui empregada é a mesma dos testes das hipóteses H2 e H3, a partir das hipóteses nulas a seguir citadas.

Teste da grandeza das violações (H4.A)

$$H_0: M [E]_m - M [E]_n = 0$$

$$H_A: M [E]_m - M [E]_n \neq 0$$

Onde:

- o operador $M[]$ é o mesmo já apresentado no subitem *Teste da grandeza das violações (H2.A)*;
- $m \neq n$ e $m, n = [\text{Período 1, Período 2, Período 3, Período 4}]$.

Teste da frequência das violações (H4.B)

$$H_0: P [E]_m - P [E]_n = 0$$

$$H_A: P [E]_m - P [E]_n \neq 0$$

Onde:

- o operador $P[]$ é o mesmo já apresentado no subitem *Teste de frequência das violações (H2.B)*;
- m e n são os índices apresentados no subitem *Teste da grandeza das violações (H4.A)*.

RESULTADOS

Frequência das violações

Foram constatadas 389 violações, num total de 4.236 observações efetuadas, distribuídas conforme demonstrado na tabela 2. Nela é apresentada a evolução do mercado du-

rante o período analisado, permitindo concluir haver uma elevação no nível de eficiência.

Tabela 2

Violações Registradas ao Longo dos Vencimentos de Junho de 1987 até abril de 1988

Exercício	Observações	Violações	Frequência %
Jun/1987	147	54	37
Ago/1987	168	0	0
Out/1987	333	73	22
Dez/1987	1.005	125	12
Fev/1988	1.743	129	7
Abr/1988	840	8	1
Total	4.236	389	9

É interessante notar, essa aparente evolução ocorreu quando o ambiente econômico tornava-se mais conturbado. No período referente ao vencimento de junho de 1987 a expectativa de um plano de estabilização econômica era muito forte, podendo explicar a grande ocorrência de violações, como desencontros nas perspectivas de taxas futuras de juros. Já o vencimento de agosto transcorreu calmo, efeito da adoção do plano de estabilização esperado, o Plano Bresser. Expectativas de inflação reduzida e uma política de juros estável podem explicar a inexistência de violações nesse exercício.

A partir do vencimento de outubro, ressurgiram indicações de descontrole econômico e aumentou a frequência dos desequilíbrios no mercado. Apesar das crescentes incertezas, ela diminuiu nos vencimentos seguintes.

Resultados dos testes

Hipótese geral de eficiência (H1)

A realização dos testes da hipótese H1, tanto sob a forma paramétrica quanto sob a não-paramétrica, gerou fortes evidências contra a hipótese de eficiência do mercado.

O teste paramétrico (estatística t), realizado sobre os desvios relativos observados nas condições de desequilíbrio, rejeitou a eficiência ao nível de significância de 0,5%, obtendo-se os valores:

- Média = 7,34%
- Desviopadrão = 7,78%
- Estatística t = 18,62%
- Frequência = 9,0%
- Desviomáximo = 95,3%
- Desvio mínimo = 0,00007%

As violações apresentaram, em média, grandeza equivalente a 7% do prêmio da opção, atingindo o valor máximo de 95%. Verificaram-se 101 desvios superiores a 10% do prêmio.

Constatou-se que as violações apresentavam permanência média de 42 minutos. Isso reforça as críticas ao

uso de dados diários, principalmente em estudos *ex-ante*, dada a evidência de que as violações não duram até o dia seguinte. A utilização de dados intradiários aumenta as chances de aproveitarem-se as oportunidades de arbitragem, mesmo em testes *ex-ante*.

O teste não-paramétrico (teste de sinal) levou à mesma conclusão, negando a hipótese nula relativa a H1, com nível de significância de 0,5%. O valor da estatística z, para a amostra de desvios relativos analisada, foi de 19,72.

Resultados para a hipótese operacional H2

Na tabela 3 apresenta-se a distribuição das violações em função da relação entre o preço da ação-objeto e o de exercício da série. As hipóteses nulas formuladas para H2.A e H2.B afirmam não haver diferença entre os desvios médios das classes da variável X/S.

Tabela 3

Violações Observadas Segundo a Variável X/S

Referência	Classe 1 X/S < 0.9		Classe 2 0.9 ≤ X/S ≤ 1.1		Classe 3 X/S > 1.1	
	Obs.	Viol.	Obs.	Viol.	Obs.	Viol.
	jun700	0	0	18	13	129
out080	124	47	41	26	0	0
dez070	72	14	323	78	4	0
dez080	39	0	253	33	233	0
fev160	0	0	486	129	270	0
abr230	0	0	60	0	234	8
Total	332	61	1.666	279	2.238	49
Frequência	0,1837		0,1675		0,0219	

Quanto a H2.A, o teste paramétrico (estatística t), realizado para verificar se houve desvios maiores numa determinada situação em relação a outra qualquer, não permitiu negar a igualdade entre as violações observadas para cada classe da variável X/S, mesmo ao nível de significância de 10%. Assim, não há evidências que levem a rejeitar a hipótese nula efetuada sobre H2.A. Os valores obtidos foram:

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 2 e 3
- Estatística t = 0,576 1,471 1,667

Entretanto, o teste não-paramétrico (Teste da Mediana) indicou outra situação, pois a hipótese de igualdade só foi verificada entre as classes 2 e 3, ao nível de significância de 0,5%, sendo rejeitada quando comparadas as classes 1 e 2 ou as 1 e 3:

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 2 e 3
- Mediana conjunta = 0,052 0,045 0,061
- Estatística z = 2,997 3,286 1,441

Cabe notar que o teste não-paramétrico conclui pela igualdade entre as classes que se apresentaram, no teste t,

como as mais diferentes. Assim, esses resultados indicam ser os desvios observados na classe 1 estatisticamente maiores do que os observados nas classes 2 e 3. Implica dizer que a opção de preço de exercício inferior ao preço da ação-objeto está sujeita a maiores violações.

O teste da hipótese H2.B, a qual afirma não haver diferença entre as frequências das três classes analisadas, rejeitou a hipótese nula em duas das três comparações possíveis ao nível de significância de 1%:

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 2 e 3
- Estatística z = 0,703 7,535 15,074

Desta forma, concluiu-se ser os desequilíbrios de mercado menos frequentes na classe 3 do que nas demais, inclusive não apresentando diferença significativa entre si.

Resumindo, as maiores oportunidades de arbitragem ocorreram para a classe 1, tanto em termos de magnitude como de frequência das violações. Entretanto, o desvio padrão foi bem maior nessa classe do que nas demais, assumindo valor equivalente ao dobro da média amostral. Adicionalmente, a classe 2, embora com desvios relativos menores, apresentou frequência de violações próxima à da classe 1. A classe 3 exibiu o maior nível de eficiência.

Resultados para a hipótese operacional H3

Quanto às fases de andamento do pregão, a distribuição de ocorrências de desequilíbrios é apresentada na tabela 4.

Tabela 4

Violações Observadas nas Três Fases do Pregão

Referência	Classe 1 1º Terço		Classe 2 2º Terço		Classe 3 3º Terço	
	Obs.	Viol.	Obs.	Viol.	Obs.	Viol.
	jun700	49	17	49	22	49
out080	55	31	55	32	55	10
dez070	133	27	133	31	133	34
dez080	175	7	175	10	175	16
fev160	252	38	252	41	252	50
abr230	98	2	98	2	98	4
Total	1.412	122	1.412	138	1.412	129
Frequência	0,0864		0,0977		0,0913	

A realização do teste t para a hipótese nula não apontou indícios que levassem a contestar essa hipótese, mesmo a 10% de significância, conforme os dados:

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 2 e 3
- Estatística t = 0,160 0,722 0,749

O teste de medianas, realizado sobre essa amostra, conduziu às mesmas conclusões, conforme demonstrado abaixo, indicando não ser o momento do pregão relevante para a obtenção de maiores oportunidades de arbitragem, confirmando a hipótese H3.A:

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 2 e 3
- Mediana conjunta = 0,058 0,052 0,054
- Estatística z = 0,439 1,276 1,104

Essa variável não permitiu, também, distinguir entre as classes a existência de diferenças significativas na frequência das oportunidades de arbitragem, não sendo possível negar a hipótese A H3.B a um nível de significância de 10%.

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 2 e 3
- Estatística z = 1,042 0,463 0,579

Resultados para a hipótese operacional H4

Na tabela 5 apresenta-se a distribuição das violações em função do período a decorrer até o vencimento (T).

Tabela 5

Referência	Violações Observadas Relativas à Proximidade da Data de Vencimento							
	Classe 1 T < 10 dias		Classe 2 10 < T < 30 dias		Classe 3 30 < T < 50 dias		Classe 4 T > 50 dias	
	Obs.	Viol.	Obs.	Viol.	Obs.	Viol.	Obs.	Viol.
jun700	0	0	0	0	0	0	147	54
out080	102	32	63	41	0	0	0	0
dez070	0	0	213	1	168	91	0	0
dez080	0	0	273	0	252	33	0	0
fev160	63	36	273	78	252	15	168	0
abr230	0	0	0	0	189	0	105	8
Total	228	68	1.155	120	1.680	139	1.173	62
Frequência	0,2982		0,1039		0,0827		0,0529	

O teste paramétrico só rejeitou a hipótese de igualdade entre as classes 2 e 4 ao nível de significância de 10%, o mesmo não ocorrendo ao nível de 5%. Nada havendo que explique a diferença apenas entre o penúltimo e o primeiro períodos da fase de vida da opção, tal resultado pode ser desconsiderado na análise, até porque não se verificou mesmo a níveis menores de significância.

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 1 e 4
- Estatística t = 0,087 0,403 1,089
- Classes comparadas = 2 e 3 2 e 4 3 e 4
- Estatística t = 0,959 1,845 1,256

Testada a mesma hipótese sob a forma não-paramétrica, chegou-se a conclusões opostas. A um nível de significância de 1% podem ser consideradas diferentes as grandezas observadas para os desvios entre as classes 1 e 3, entre as classes 1 e 4 e entre as classes 2 e 3. Caso o nível de significância passe a 5%, também para as classes 2 e 4, rejeitar-se-á a hipótese de igualdade. Os valores obtidos foram:

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 1 e 4
- Mediana conjunta = 0,045 0,060 0,051

- Estatística z = 1,532 3,421 3,257
- Classes comparadas = 2 e 3 2 e 4 3 e 4
- Mediana conjunta = 0,057 0,052 0,071
- Estatística z = 3,122 1,990 0,306

Os desvios referentes aos 30 dias anteriores ao vencimento apresentaram violações maiores do que naqueles mais distantes do exercício, podendo refletir disputas entre grandes investidores, acirradas com a redução do tempo de vida das posições.

Quanto à frequência das situações de desequilíbrio, os resultados dos testes não permitiram assumir a igualdade, quaisquer que fossem as classes comparadas, considerando-se um nível de significância de 1%, a não ser entre as classes 2 e 3, rejeitada ao nível de 10%.

- Classes comparadas = 1 e 2 1 e 3 1 e 4
- Estatística z = 6,150 6,944 7,917
- Classes comparadas = 2 e 3 2 e 4 3 e 4
- Estatísticas z = 1,887 4,597 3,188

Reforçando a conclusão relativa a H4.A, a proximidade do exercício gera desequilíbrios mais frequentes, sendo que a menos de dez dias do vencimento verificaram-se oportunidades de arbitragem em 30% do tempo, reduzindo-se a 10% entre 10 e 50 dias e caindo a apenas 5% a mais de 50 dias do exercício.

CONCLUSÃO

A primeira conclusão consiste na verificação da ineficiência do mercado de opções quanto à condição de fronteira inferior. Uma das causas pode ser a escolha da taxa de juros não conveniente para representar a ausência de risco. Entretanto, o *overnight* representava, efetivamente, uma aplicação sem risco no período analisado, além de ser a taxa de referência dos agentes do mercado.

Outra explicação é que os preços traziam expectativa de taxas decrescentes de juros, portanto, a utilização da taxa do dia tenderia a superavaliar a condição de fronteira. Entretanto, para o período analisado essa expectativa não foi adequada, pois as taxas não apresentaram trajetória descendente. Mesmo nos meses relativos ao vencimento de junho de 1987, quando a frequência de violações foi maior, as taxas não foram exclusivamente decrescentes. A expectativa de choque econômico, ocorrido em junho, pode explicar essa projeção feita pelo mercado. Na tabela 6 apresentamos a evolução da taxa mensal efetiva praticada todo dia 10, ou dia posterior, se não foi dia útil, entre abril de 1987 e março de 1988.

Outra conclusão interessante refere-se ao aumento de eficiência entre abril de 1987 e março de 1988, com a frequência de violações reduzindo-se de 37% para 1% das observações.

Antes da discussão dos resultados dos demais testes, cabe comentar a adequação dos mesmos, principalmente em virtude das evidências divergentes geradas em alguns casos. Isso faz-nos questionar a natureza da distribuição

Tabela 6

Evolução da taxa mensal efetiva praticada entre abril de 1987 e março de 1988

Data	Taxa Mensal Efetiva %
10/04/87	13,9
11/05/87	38,7
10/06/87	24,2
10/07/87	8,2
10/08/87	7,3
10/09/87	9,2
13/10/87	8,4
10/11/87	12,9
10/12/87	13,6
11/01/88	16,3
10/02/88	18,1
10/03/88	15,8

de freqüências dos desvios relativos, nossa variável de teste. O grande número de observações disponíveis levou-nos à adoção da hipótese de normalidade, seguindo o Teorema do Limite Central, indicando a conveniência da utilização do teste paramétrico (estatística *t*).

Entretanto, o teste de aderência pelo método de Kolmogorov-Smirnov rejeitou a hipótese de normalidade ao nível de significância de 5%, levando-nos a concluir serem os testes não-paramétricos mais adequados aos objetivos propostos.

Retornando às conclusões, a primeira revela que as séries nas quais $S \gg X$ estão sujeitas a desequilíbrios

maiores e mais freqüentes. Por sua vez, quando $S \sim X$ os desequilíbrios são tão freqüentes quanto no caso anterior, embora suas grandezas sejam de menor valor. Finalmente, quando $S \ll X$ observa-se a menor freqüência de violações e os seus menores valores, assumindo grandezas semelhantes às aquelas verificadas para a condição anterior.

A segunda conclusão, contra o senso comum do mercado, desmistifica a atuação dos **formadores de preços** e demonstra não existir momentos do pregão nos quais as violações, aos critérios racionais de formação de preços, sejam maiores ou mais freqüentes. Assim, esses **magos** do mercado atuam a todo momento, não adotando qualquer lógica ou modelo de atuação, ou na realidade não atuam.

Finalmente, os resultados sobre a influência da proximidade do exercício podem ser considerados os mais reveladores, levando a conclusões claras sobre a **irracionalidade** que atinge o mercado próximo ao vencimento, quando os desequilíbrios são maiores e mais freqüentes. Cabe como explicação a propalada disputa entre titulares e lançadores para fazer o mercado de acordo com seus interesses.

Estes resultados permitem direcionar a ação fiscalizadora, de modo a coibir processos de artificialismo nos preços, prejudiciais aos demais participantes, assim como a causa do mau conceito que os agentes econômicos fazem do mercado. Portanto, este artigo atinge seu objetivo de analisar a eficiência do mercado e possibilitar os meios para que medidas institucionais efetivas tornem esse mercado um instrumento eficaz a todos os agentes econômicos, cumprindo o seu papel.

Abstract

In this paper, the arbitrage restrictions on call values are derived and subjected to empirical tests to determine the semi-strong form of efficiency on the Brazilian options market. The main body of data consists of classes of options written on Petrobras stocks, traded on the Bolsa de Valores de São Paulo, according an intra-day approach. Besides the general analysis, it was performed specific tests for some conditions to determine arbitrage opportunities. The evidences indicate that we can not consider the market to be efficient at the significance level of 0.5%. Other results both imply that the period close to the maturity date presents better opportunities to the investors and conclude that the greater violations occur when the option is in-the-money. Nevertheless, it make possible to either conclude that the efficiency level was increasing during the analysed period.

Uniterms:

- Brazilian options market
- Efficient market
- Arbitrage operations

Referências Bibliográficas

- BECKER, J. L. & LEMGRUBER, E. F. Uma análise de estratégias de negociação no mercado brasileiro de opções: evidências a partir das opções de compra mais negociadas durante o Plano Cruzado. In: BRITO, N. R. O. *Gestão de Investimentos*. São Paulo: Atlas, p. 271-301, 1989.
- BLACK, F. & SCHOLES, M. The price of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 637-659, 1973.
- BREALEY, R. & MYERS, S. *Principles of corporate finance*. New York: McGraw-Hill, 1981.
- COSTA NETO, P. L. O. *Estatística*. São Paulo: Edgar Blücher, 1977.
- COX, J. C. & RUBINSTEIN, M. *Options markets*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1986.
- DANIEL, W. W. & TERREL, J. C. *Business statistics*. Boston: Houghton Mifflin, 1975.
- GALAI, D. Empirical tests of boundary conditions for CBOE options. *Journal of Financial Economics*, v. 6, p.187-211, 1978.
- _____. *Pricing of options and the efficiency of the Chicago Board Options Exchange*. Dissertação para título de Ph. D., Universidade de Chicago, 1975.
- GROENEVELD, R. A. *An introduction to probability and statistics using BASIC*. New York: Marcel Dekker, 1979.
- KERR, R. B. *A influência do vencimento de opções de compra sobre o mercado de ações*. Dissertação para título de Mestrado, Universidade de São Paulo, 1988.
- MASON, S. P. & MERTON, R.C. The role of contingent claims analysis in corporate finance. In: ALTMAN, E. I. & SUBRAHMANYAM, M. G. *Recent advances in corporate finance*. Homewood: Irwin, p. 7-54, 1985.
- SANVICENTE, A. Z. *Avaliação de opções de compra de ações em condições de incerteza sobre a taxa de juros do mercado interno*. Tese para título de Livre Docência, Universidade de São Paulo, 1983.
- TAYLOR, S. *Modelling financial time series*. Chichester: John Wiley & Sons, 1986.

Recebido em janeiro/91