

O Efeito Dia de Vencimento no Mercado de Opções da Bovespa Revisitado

Milton Biage

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Brasil

Newton Carneiro Affonso da Costa Jr.

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Brasil

Waldemar Antonio da Rocha de Souza

Professor do Departamento de Administração da Universidade Federal do Amazonas (UFAM) e Doutorando em Economia pela Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), Brasil

Marco Antônio de Oliveira Vieira Goulart

Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Administração, Departamento de Ciências de Administração (CAD), Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Brasil

Resumo

Este artigo analisa, através de dados intradiários, coletados minuto a minuto, o efeito do dia de vencimento de contratos de opções de compra de ações sobre a negociação das ações subjacentes negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Para tanto, foram usadas as séries de opções de compra sobre as ações preferenciais da Petrobras, com vencimentos em agosto/2007 e em setembro/2007. Inicialmente, aplicando-se a metodologia desenvolvida por Sanvicente e Monteiro (2005), não foram encontrados indícios de que o vencimento de opções exerça influência sobre o comportamento dos preços das ações-objeto. Este resultado contraria os obtidos por Sanvicente e Monteiro (2005), em estudo usando dados de opções de compra para vencimento em dezembro/2001 sobre as ações preferenciais da Telemar. Em seguida, esquematizou-se um modelo de equações simultâneas de três equações, seguindo as premissas de Sanvicente e Monteiro (2005), que demonstrou ser eficiente para detectar efeitos de pressão sobre os preços da ação e da opção. Os efeitos detectados por este modelo se apresentaram de forma moderada (tendo em vista o fato das funções demanda e oferta da ação da Petrobras, nos dias estudados, se apresentarem como fortemente elásticas), portanto, sem maiores consequências, tanto para os preços das ações como das opções. O que se pode inferir destes resultados é que o mercado brasileiro, no que concerne dias de vencimento de opções e dependendo da opção da ação, oscila entre momentos de eficiência e de não eficiência.

Palavras-chave: Efeito Dia-de-Vencimento, Mercado de Opções, Dados Intradiários, Modelo de Equações Simultâneas

Classificação JEL: C01, C33, C53, D53, D81

Abstract

This paper examines, through high-frequency data collected minute by minute, the effects of the expiration day of stock call options on the trading of the underlying shares traded in the Sao Paulo Stock Exchange. We used two different series of options on the preferred shares of Petrobras, with expiration in August/2007 and in September/2007. Initially, with the application of the methodology proposed by Sanvicente e Monteiro (2005), no evidence was found that the expiration of options exercise influence the price of the underlying shares. This result contradicts those obtained by Sanvicente e Monteiro (2005), in a study using high-frequency data from stock options with expiration day in December/2001 on the shares of Telemar. Next, we proposed a model of simultaneous equations of three equations, following the basic assumptions in Sanvicente e Monteiro (2005), which proved to be efficient for detecting price-pressure effects on the share and also on the option. However, as the demand and supply functions of Petrobras' shares presented highly elastic in both trading-day studied, the detected effects were very weak. What can be inferred from these results is that the Brazilian market, as regards expiration dates of options and depending on the choice of the stock option series, oscillates between moments of efficiency and non efficiency.

1. Introdução

Muitos trabalhos foram publicados, no Brasil e no exterior, com o objetivo de verificar se os mercados de opções e de outros derivativos influenciam o preço dos ativos subjacentes negociados a vista, no dia e em torno do vencimento desses contratos.

Esta influência está relacionada a possíveis manipulações do mercado a vista. Um trader com uma grande posição em contratos de opção ou de futuros pode ser tentado a manipular o preço do ativo subjacente, seja comprando ou vendendo este ativo, antes do vencimento. A perda no mercado a vista é compensada pelo ganho no mercado de derivativos.

Neste estudo, analisa-se, ao nível intradiário, o relacionamento entre a atividade do mercado de opções e as variações de preço do ativo subjacente no mercado a vista, na Bolsa de Valores de São Paulo. O foco principal é a atividade do mercado de opções de compra e se este afeta a volatilidade do mercado a vista das ações-objeto.

* Recebido em maio de 2009, aprovado em março de 2010. Os autores agradecem a Rogério Marques, Supervisor de Assistência ao Mercado da Bolsa de Valores de São Paulo, pelo fornecimento dos dados para esta pesquisa.

E-mail address: milton@cse.ufsc.br

Desde o trabalho pioneiro de Klemkosky (1978) sobre o efeito dia de vencimento no mercado norte americano, diversos autores se interessaram pelo assunto. No Brasil não foi diferente, Brito e Sosin (1984) e Sanvicente e Kerr (1989) foram os primeiros autores nacionais a aplicar o método de Klemkosky, de estudo de eventos, utilizando dados da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro e de São Paulo, respectivamente.

À medida que informações mais detalhadas sobre cotações de ações, de opções e de outros derivativos foram sendo disseminadas via banco de dados, os estudos foram se sofisticando e focalizando dados intradiários. O primeiro estudo com este tipo de dado e com foco no efeito dia de vencimento (de contratos futuros) foi o de Stoll e Whaley (1991), nos EUA. No Brasil, o primeiro e único trabalho sobre o assunto até o momento é o de Sanvicente e Monteiro (2005) que constatou, via um modelo de equações simultâneas, a existência de manipulação de preços durante o último dia de negociações de contratos de opções sobre as ações da empresa Telemar antes de seu vencimento, em 17 de dezembro de 2001.

Desta maneira, o presente estudo pretende aplicar o método desenvolvido por Sanvicente e Monteiro (2005) para analisar as negociações realizadas ao longo de outro dia de vencimento de opções, para verificar se os resultados são similares e, desta forma, deixar mais evidente a existência ou não de manipulação de preços no mercado brasileiro. E, numa segunda parte do trabalho, utilizar-se-á um modelo modificado, contudo, mantendo as premissas de Sanvicente e Monteiro (2005).

Em vista do acima citado, este estudo procurou investigar a existência do efeito dia do vencimento, relacionado com as opções de compra e a ação preferencial da Petrobrás, durante o último dia de negociações, antes do vencimento de suas opções. Foram utilizadas as séries de opções de compra com vencimento em 20/08/2007 (e último dia para negociação em 17/08/2007), e com vencimento em 17/09/2007 (e último dia para negociação em 14/09/2007).¹

Este trabalho está dividido em seis partes. Na próxima seção far-se-á uma revisão da literatura existente a respeito do efeito dia de vencimento. Na terceira seção será apresentado o modelo econométrico e a concepção desenvolvida por Sanvicente e Monteiro (2005). Na quarta seção serão apresentados os resultados obtidos com a utilização do modelo de Sanvicente e Monteiro (2005). Na quinta será proposto um modelo modificado e a análise de seus resultados e, finalmente, na sexta seção conclui-se o estudo.

2. Revisão da Literatura

Conforme salientam Sanvicente e Monteiro (2005), ao se aproximar da data do vencimento dos contratos das séries de opções nas bolsas de valores ressurgem sempre

¹ De acordo com a BMFBovespa (www.bovespa.com.br), as opções de compra e de venda de ações vencem na terceira segunda feira de cada mês do ano e a abertura de novas posições e a negociação de opções ocorrem até o último dia anterior ao do vencimento (sexta feira), nos mesmos horários dos pregões. No dia de vencimento é permitido apenas o bloqueio de posições e o exercício da opção, em horários pré-determinados pela Bolsa.

a discussão sobre o que acontece com os preços das ações-objeto e sua elasticidade nesta data. A esta queda de braços entre as partes envolvidas encontram-se: de um lado, a parcela dos agentes que apostam que o preço da ação-objeto superará o preço de exercício, na data de vencimento futura e, de outro lado, os investidores, normalmente institucionais, que vendem opções de compra e se beneficiam com o prêmio, apostando que não haverá exercício à opção vendida. Esta queda de braço chama-se, comumente, de “guerra” entre *comprados* e *vendidos*. Na literatura internacional este fenômeno é conhecido como efeito dia-de-vencimento (*expiration-day effect*).

Assumindo-se como válida a hipótese da eficiência dos mercados, tanto no mercado a vista quanto no de derivativos, os preços das ações e dos prêmios de opções deveriam, teoricamente, ser o reflexo do conflito de expectativas de compradores e vendedores. Em suma, o mercado é mais eficiente quanto mais soberana for a lei da oferta e demanda.

Entretanto, a mídia especializada e estudos de analistas apontam para uma eventual distorção do comportamento normal dos preços das ações no mercado a vista, em função de manipulações ocorridas em eventos especiais, como o vencimento das séries de contratos de opções.²

Entre os estudos que usaram dados intradiários, os artigos de Cunha e Costa Jr. (2006) e de Sanvicente e Monteiro (2005) apresentam uma descrição detalhada sobre o assunto no mercado brasileiro. Particularmente, Sanvicente e Monteiro (2005) estudaram o efeito dia-de-vencimento através de um método onde usam um sistema de equações formado pelas funções inversas da oferta e da demanda das ações da Telemar. Eles constataram a existência do efeito durante o dia analisado (14 de dezembro de 2001).

Contudo, intensivos estudos sobre o tema têm sido desenvolvidos para quase todos os mercados financeiros mundiais. Stoll e Whaley (1991) constataram que a volatilidade e o volume negociado do índice S&P500 a vista elevava-se na última hora dos dias de vencimento simultâneo do índice S&P500 futuro e dos contratos de opções sobre o índice S&P100. Eles analisaram oito dias de vencimentos simultâneos e não simultâneos destes contratos ao longo de 1984 e 1985.

Kan (2001) verificou a existência do efeito dia-de-vencimento do índice HSI (Hang Seng Index) futuro sobre o índice a vista, na Bolsa de Valores de Hong Kong, durante o período de março de 1989 a dezembro de 1992. O autor concluiu pela inexistência do efeito, tanto ao longo de todo o dia, como nos últimos minutos anteriores ao fechamento. Este estudo sugere que os efeitos do dia do vencimento não sejam subprodutos inevitáveis de criação de futuros de índice no mercado de valores. Chow et alii (2002) examinaram o impacto do vencimento do índice HSI (Hang Seng Index) de derivativos, no mercado à vista, para o período de 1990 a 1999. Segundo estes autores, o mercado de derivativos HSI é diferente da

² Como existem limites às posições com opções, mas não com as ações-objeto, é de se esperar que a manipulação de preços com quantidades negociadas seja mais factível com a própria ação-objeto, e não com opções negociadas, conforme salientam Sanvicente e Monteiro (2005).

maioria dos outros mercados, no sentido de que o preço de ajuste é computado tomando-se a média de cotações de cinco minutos do HSI, no último dia de negociação, proporcionando, assim, uma alternativa interessante para testar efeitos do dia de vencimento. Os resultados empíricos do estudo indicam que o efeito do dia de vencimento do HSI derivativos encontra-se associado com um efeito de preço negativo e aumentos nas volatilidades dos retornos no mercado de valores subjacentes, mas não foi constatada nenhuma evidência de um volume de negócios anormal no dia de vencimento, ou de reversão de preço depois de vencimento. Assim, não pôde ser confirmada a existência do efeito dia-de-vencimento no mercado de Hong Kong.

Gupta et alii (2003), em um trabalho focando a Bolsa de Valores da Índia e também utilizando dados de alta frequência, chegam à conclusão de que não poderiam afirmar, apesar de tratar-se de um mercado novo, que ali existia o efeito dia-de-vencimento.

Kiran Jr. e Bodla (2007) analisaram o efeito dia-de-vencimento de derivativos de ações sobre a volatilidade, retorno e volume de ações individuais subjacentes aos respectivos derivativos, listadas na NSE (*National Stock Exchange of India*). Os resultados, no período analisado, mostram a presença de um volume anormalmente alto, no dia do vencimento, sugerindo, portanto, que as atividades de arbitragem e manipulação acontecem no mercado e que as posições são realizadas no dia de vencimento. Consequentemente, existindo uma maior volatilidade no mercado neste dia. Contudo, a realização de posições de arbitragem não causou qualquer distorção significativa de preço no dia de vencimento, pois não ocorreu nenhuma mudança significativa no retorno das ações neste dia.

Finalmente, Maniar et alii (2009) estudaram o efeito dia-de-vencimento de índices de opções e de futuros na NSE. Salientam que os estudos anteriores têm tirado conclusões sem usar um tratamento rigoroso para os dados gerados no processo estocástico subjacente. Desta forma, Maniar et alii (2009) utilizam uma modelagem GARCH em dados diários e em dados de alta frequência (5 minutos e 10 minutos) do índice S&P CNX Nifty, principal índice da bolsa de valores indiana. A principal conclusão do trabalho, para dados intradiários, foi que encontraram um aumento significativo na volatilidade e uma pressão não significativa sobre os retornos dos ativos subjacentes na última hora de vencimento dos contratos analisados.

Portanto, podemos enfatizar que a negociação de derivativos é uma parte integrante do processo de amadurecimento de mercados importantes de todas as nações, nos quais foram introduzidos derivativos como uma ferramenta de administração de risco. O uso de derivativos como ferramenta de gestão de riscos iniciou em 1865 no Chicago Board of Trade, e a partir de então, os políticos e reguladores se preocuparam pelo seu impacto no mercado de valores subjacente. A maioria deles tinha a percepção de que a negociação de contratos futuros atraía especuladores e arbitradores que poderiam desestabilizar os preços dos ativos, especialmente, nos dias de vencimento destes contratos.

3. O Modelo Proposto por Sanvicente e Monteiro (2005)

3.1. Concepção teórica do modelo

Os objetivos deste trabalho são o de verificar a existência do efeito dia-de-vencimento, utilizando o modelo desenvolvido por Sanvicente e Monteiro (2005) e por meio de um modelo alternativo, desenvolvido para tal finalidade (a ser apresentado na Seção 5) e o de comparar os resultados obtidos com os dois modelos. Para tanto, serão utilizados dados do último dia de negociação de contratos de opções na Bolsa de Valores de São Paulo, especificamente, as ações preferenciais da Petrobrás (PETR4) e duas séries de opções de compra sobre esta ação. A primeira série, com preço de exercício de R\$46,00, vencimento em 20/08/2007 e último dia de negociação em 17/08/2007, e a segunda série com vencimento em 17/09/2007, preço de exercício de R\$53,58 e último dia de negociação em 14/09/2007.

No estudo atual, as informações foram obtidas junto à Bolsa de Valores de São Paulo e se referem às cotações dos prêmios das opções de compra da ação preferencial da Petrobras, volumes negociados, cotações do índice Bovespa, cotações da ação-objeto e número de negócios.

A partir dos dados coletados, foram determinadas as médias, minuto a minuto, tanto das cotações dos prêmios, das quantidades negociadas, das cotações da ação-objeto, bem como do índice Bovespa, no espaço amostral que vai das 10h05min34seg às 17h05min55seg, do dia 17 de agosto de 2007 e das 10h12min30seg às 17h08min04seg, do dia 14 de setembro de 2007. O modelo proposto por Sanvicente e Monteiro (2005) é o de equações simultâneas de oferta e demanda, e utiliza o processo de estimação por mínimos quadrados em três estágios, na forma funcional do modelo estatístico de log-log, para medir a elasticidade dos preços em função das quantidades, e vice-versa. Trata-se de um modelo de equilíbrio de mercado da ação-objeto, representado por um sistema formado pelas funções inversas de demanda e oferta, conforme as relações funcionais abaixo:

$$\begin{cases} S_t = F_1 [VOL_{dt}; OP_t; IBOV_t; S_{t-1}; (VOL_{dt})^d] \times \exp(e1_t) \\ S_t = F_2 [VOL_{ot}; S_{t-1}; \frac{1}{NNEG_t}] \times \exp(e2_t) \\ (VOL_o)_t = (VOL_d)_t \end{cases} \quad (1, 2 \text{ e } 3)$$

A Equação (1) representa uma relação funcional que é uma função inversa da demanda (preço em função da quantidade demandada no período t e de outras variáveis assumidas como predeterminadas ou exógenas). Assim, S_t é preço médio da ação objeto, no minuto t ; VOL_{dt} é a quantidade negociada (demandada) da ação objeto no minuto t ; OP_t é o prêmio médio da opção de compra com preço de exercício, no minuto t ; $IBOV_t$ é o valor médio do índice Bovespa; S_{t-1} é o preço médio da ação objeto, no minuto anterior e d é uma variável *dummy* com valor igual a um quando o preço médio da ação encontra-se dentro de um intervalo em

torno do preço de exercício da opção, fixado arbitrariamente, no minuto t e igual à zero, em caso contrário.

A Equação (2) representa uma relação funcional que é uma função inversa da oferta, (preço em função da quantidade ofertada no período t e outras variáveis predeterminadas). Portanto, VOL_{o_t} é a quantidade ofertada da ação objeto no minuto t e $1/N_{NEG_t}$ é o inverso do número de negócios realizados no minuto t .

A Equação (3) representa a “*market clearing condition*”, ou seja, a condição de equilíbrio de mercado (quantidade demandada igual à quantidade ofertada), que é imposta na solução das duas equações, sendo tal que $VOL_{o_t} = VOL_{d_t} = VOL_t$.

O sistema formado pelas equações (1) e (2) (assumindo-se a condição estabelecida pela Eq. (3)) foi operacionalizado por Sanvicente e Monteiro (2005), por meio de funções de produção, respectivamente, para as funções oferta e demanda, conforme as especificações seguintes:

$$\begin{cases} S_t = \beta_{11}(VOL_t)^{\beta_{12}}(OP_t)^{\beta_{13}}(IBOV_t)^{\beta_{14}}(S_{t-1})^{\beta_{15}}[(VOL_t)^d]^{\beta_{16}} \times \exp(e1_t) \\ S_t = \beta_{21}(VOL_t)^{\beta_{22}}(S_{t-1})^{\beta_{23}}(1/N_{NEG_t})^{\beta_{24}} \times \exp(e2_t) \end{cases} \quad (4 \text{ e } 5)$$

As Equações (4) e (5) conduzem à seguinte forma:

$$\begin{cases} \ln(S_t) = \beta_{21}^* + \beta_{12} \ln(VOL_t) + \beta_{13} \ln(OP_t) + \beta_{14} \ln(IBOV_t) + \beta_{15} \ln(S_{t-1}) \\ \quad + \beta_{16} \times d \times \ln(VOL_t) + e1_t \\ \ln(S_t) = \beta_{21}^* + \beta_{22} \ln(VOL_t) + \beta_{23} \ln(S_{t-1}) + \beta_{24} \ln(1/n_{NEG_t}) + e2_t \end{cases} \quad (6 \text{ e } 7)$$

onde: $\beta_{11}^* = \ln(\beta_{11})$ e $\beta_{21}^* = \ln(\beta_{21})$.

Conforme as relações (6) e (7), o coeficiente β_{12} mede o inverso da elasticidade-preço da demanda e β_{22} mede o inverso da elasticidade-preço da oferta. Os demais coeficientes representam os respectivos inversos das elasticidades das outras variáveis com relação ao preço das ações.

O modelo utilizado por Sanvicente e Monteiro (2005) apresenta duas variáveis endógenas: S_t e VOL_t e cinco variáveis predeterminadas (exógenas): $OP_t, IBOV_t, S_{t-1}, d$ e $1/N_{NEG_t}$. Deve ser observado que num modelo de equações simultâneas, além de se estabelecer as relações de causalidade entre variáveis dependentes e independentes, também devem ser estabelecidos o porquê do caráter exógeno das respectivas variáveis predeterminadas. Primeiro, temos que checar se existe simultaneidade entre S_t e VOL_t . Isto pode ser verificado pelo teste de especificação de Hausman (Gujarati 2006). Também, especificamente, temos de verificar o caráter endógeno/exógeno das variáveis do modelo, o que pode ser verificado, aplicando-se o teste de exogeneidade de Hausman (Gujarati 2006).

Como se observa, no modelo de Sanvicente e Monteiro (2005) foi assumido, a priori, um modelo de duas equações, o que induz somente duas variáveis endógenas com impactos simultâneos, o que exige estabelecer, por pura evidência, o caráter

exógeno das demais variáveis. Portanto, as variáveis exógenas incluídas como instrumentos no modelo de Sanvicente e Monteiro (2005) foram motivadas pelos seguintes aspectos:

- $IBOV_t$: variável incluída no modelo para caracterizar os efeitos de causalidade do comportamento geral do mercado sobre S_t da ação objeto;
- OP_t : variável incluída no modelo para levar em conta o fundamento, representado pela arbitragem entre a ação-objeto e a série da opção de compra, ou seja, o suposto efeito dia-devencimento da opção no último dia de negociações antes do vencimento, no caso, nos dias 17 de agosto de 2007 e 14 de setembro de 2007;
- d : variável incluída para verificar a hipótese complementar de que o efeito do dia-devencimento se intensificaria quando o preço da ação se aproximasse do preço de exercício da série, ocorrendo o efeito pressão sobre os preços. Portanto, a variável $d \times \ln(VOL_t)$ é uma variável *dummy* multiplicativa para o coeficiente de inclinação associado à variável $\ln(VOL_t)$;
- As demais variáveis exógenas incluídas no modelo não foram devidamente justificadas.

No modelo de Sanvicente e Monteiro (2005) podemos facilmente entender que a variável $IBOV_t$ é uma variável exógena, ou seja, uma variável que absorve os impactos estocásticos, externos ao sistema BOVESPA, em nível nacional ou internacional. Consequentemente, esperamos um $\beta_{14} > 0$.

A variável *dummy* d , incluída no modelo para detectar o efeito pressão sobre os preços da ação objeto, devido à aproximação de seu preço ao preço de exercício da opção, no dia de vencimento, podendo ser entendida como um fator de pressão por meio de forças externas que interagem na dinâmica do mercado. Essas forças são impostas por meio de negociações de grandes volumes de ações por agentes financeiros importantes. Assim, caso existam estes impactos de causalidade, esta variável pode ser caracterizada como uma variável exógena, cujo coeficiente deve ser tal que, $\beta_{16} > 0$.

Com relação à variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ (o inverso do número de negócios), a princípio, devemos entender que possa existir uma relação de dependência positiva entre N_{NEG_t} e VOL_t (número de títulos negociados), o que produziria no modelo um $\beta_{24} < 0$. Contudo, podemos imaginar que no caso de uma situação de manipulação de mercado por intermédio de grupos importantes de investidores, no dia de vencimento da opção sobre a ação-objeto, grandes quantidades de títulos seriam negociadas envolvendo pequeno número de negócios, o que caracterizaria uma pressão sobre os preços por fatores externos à dinâmica do mercado. Neste caso, os impactos de causalidade da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ sobre o volume de ações negociadas produzirão no modelo um $\beta_{24} > 0$. Portanto, se isto ocorrer, estaremos evidenciando efeitos de pressão sobre os preços, por meio de manipulação por agentes financeiros importantes do mercado.

A variável $\ln(S_{t-1})$, como toda variável defasada, é tratada como predeterminada ou exógena. Portanto, a inclusão de $\ln(S_{t-1})$ no modelo como variável predeterminada nas equações (6) e (7) representa, simplesmente, o estabelecimento de impactos defasados do preço sobre o preço atual da ação objeto na função

demanda e impactos defasados do preço sobre as quantidades ofertadas. Neste caso, deve-se esperar que na equação de demanda (Eq. (6)), $\beta_{15} > 0$ e na equação oferta, (Eq. (7)), $\beta_{23} > 0$. Um $\beta_{23} < 0$, possivelmente, evidenciaria uma situação na qual esse parâmetro tenha sido mal especificado no modelo.

Finalmente, conforme estabelecido no modelo, $\ln(OP_t)$ absorve os impactos exógenos e os repassa para variável $\ln(S_t)$. Portanto, espera-se $\beta_{13} > 0$ para que o suposto efeito dia de vencimento da opção sobre o preço da ação objeto no pregão se estabeleça. Todavia, resta uma dúvida quanto à exogeneidade da variável $\ln(OP_t)$, que se analisa por comparação gráfica com $\ln(S_t)$. Podemos observar uma relação de impactos simultâneos (com coeficiente de corre $r \approx 0,9789$ entre estas duas variáveis, conforme mostra a Figura (1). Neste caso, deveremos tornar $\ln(OP_t)$ uma variável endógena (mas, uma melhor caracterização da situação de $\ln(OP_t)$ será levantada, posteriormente, por meio de testes de simultaneidade e de exogeneidade). Ainda, com relação à $\ln(OP_t)$, permanece dúvidas quanto à direção de causalidade, o que é difícil de ser especificada, principalmente, num modelo de equações simultâneas, onde devemos assumir uma causalidade unidirecional, o que depende da intuição de cada pesquisador. Esta questão não é um problema na formulação original do modelo de Sanvicente e Monteiro (2005), pois no mesmo, $\ln(OP_t)$ é exógena. Mas, conforme discutiremos mais adiante, numa proposta de um modelo modificado, é mais consistente com a teoria de opções assumir que $\ln(S_t)$ causa $\ln(OP_t)$.

Com relação às variáveis S_t e VOL_t , caso $\beta_{12} \approx 0$, teremos uma elasticidade-preço infinita na demanda, situação em que a demanda será infinita para qualquer $S \leq S_0$ (onde S_0 é um preço fixo) e nula para qualquer preço em que $S > S_0$. Mas, por outro lado, se $\beta_{12} < 0$ (sinal correto na função demanda, conforme os princípios econômicos) e $|\beta_{12}| < 1$, podemos observar que a demanda é elástica com relação ao preço. Nesta situação, um aumento nos preços por uma quantidade da ordem ΔS_0 , causa uma queda na quantidade demandada de $\Delta(VOL)_0$, contudo, com $|\Delta(VOL)_0| > |\Delta S_0|$. E, se $\beta_{12} < 0$ e $|\beta_{12}| > 1$, a demanda será inelástica, portanto, se os preços aumentarem em ΔS_0 , a quantidade demandada diminuirá em $\delta(VOL)_0$, mas com $|\Delta(VOL)_0| < |\Delta S_0|$.

Ainda, considerando as relações de causalidade entre S_t e VOL_t , mas do lado da oferta, se $\beta_{22} \approx 0$ (uma elasticidade-preço infinita da oferta), então, a oferta de ações no pregão será infinita para qualquer $S \leq S_0$ e nula para qualquer $S < S_0$. Mas, se $\beta_{22} > 0$ e $|\beta_{22}| < 1$, a oferta será elástica e um aumento no preço da ação objeto causa um aumento de maior intensidade na quantidade ofertada. Finalmente, se $\beta_{22} > 0$ e $|\beta_{22}| > 1$, a oferta será inelástica e um grande aumento no preço das ações ofertadas no pregão causará um pequeno aumento nos volumes negociados.

De uma forma geral, devemos associar os impactos de demanda e oferta de ações em uma análise integrada, com o intuito de caracterizar os efeitos de pressão sobre preços dos excessos de demanda ou de oferta. Portanto, observamos que para $\beta - 12 \approx 0$ e $\beta_{22} > 0$ (independente do valor de $|\beta_{22}|$, qualquer tentativa de alterar o preço da ação por meio de um excesso de oferta, não haverá pressão sobre o nível do preço da ação objeto, pois os compradores adquirirão qualquer quantidade ao

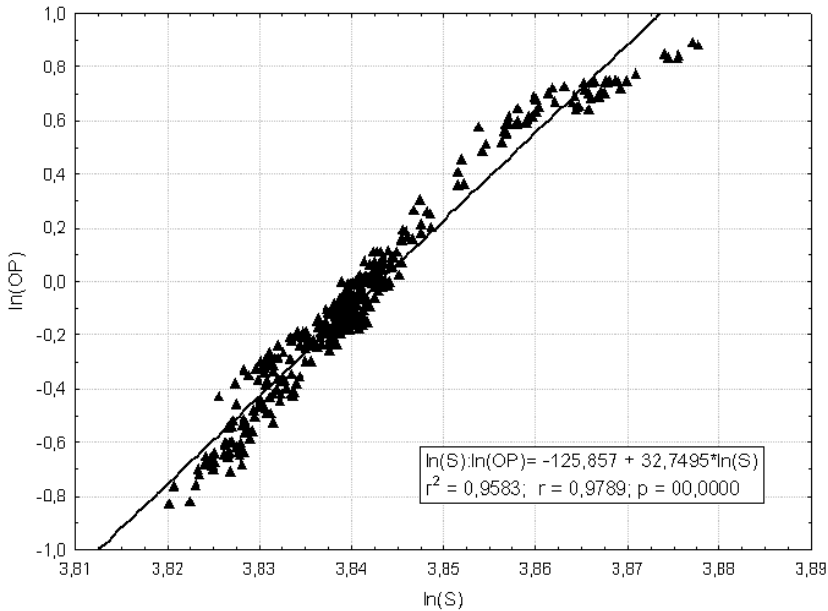


Fig. 1. Relação de dependência (e causalidade) simultânea entre $\ln(S)$ e $\ln(OP)$, considerando dados intradiários, minuto a minuto, do preço da ação preferencial da Petrobras e do prêmio de sua opção de compra, no dia 17 de agosto de 2007

preço ajustado a priori, não havendo a possibilidade de quebra da rigidez dos preços já estabelecidos. Também nessa situação, como já argumentado anteriormente, qualquer excesso de demanda será absorvido pela oferta ao preço ajustado, sem qualquer efeito de pressão sobre os preços. Se $\beta_{12} < 0$ (independente do valor de $|\beta_{12}|$ e $\beta_{22} \approx 0$, também, não haverá evidência de que variações de quantidade demandadas da ação objeto pressionarão o nível do preço de mercado da ação, pois os mantenedores da ação objeto ofertarão a quantidade exata demandada, ao preço estabelecido a priori, ou seja, a elasticidade-preço da oferta é infinita.

No caso de $\beta_{12} < 0$, com $|\beta_{12}| < 1$ (demanda elástica) e $|\beta_{22}| > 0$, com $|\beta_{22}| < 1$ (oferta elástica), então, se houver uma tentativa de estabelecer um efeito de pressão sobre os preços pelo lado da oferta, o que se evidenciará é que se ocorrer um grande aumento (ou diminuição) na quantidade ofertada, isto causaria uma pequena queda (ou aumento) nos preços. Neste caso, não haveria substanciais possibilidades de efeitos de pressão para queda (ou aumento) nos preços da ação objeto. Também, se houvesse uma tentativa de estabelecer efeitos de pressão sobre os preços no lado da demanda, aumentando-a ou diminuindo-a, observar-se-ia que um grande aumento (ou queda) na quantidade demandada, também, causaria um pequeno aumento (ou queda) nos preços da ação objeto, o que inibe qualquer tentativa de efeito de pressão para aumentos (ou quedas) nos seus preços.

Se considerarmos a situação em $\beta_{12} < 0$, contudo, com $|\beta_{12}| > 1$ (demanda

inelástica) e $\beta_{22} > 0$, mas $|\beta_{22}| < 1$ (oferta elástica). Neste caso, observamos que um pequeno aumento (ou queda) na quantidade ofertada possibilitaria uma queda (ou aumento) significativa nos preços da ação objeto (logicamente, isto depende de quanto seja inelástica a demanda), podendo, assim, causar efeito de pressão para queda (ou aumento) nos preços. E, por outro lado, um grande aumento (ou queda) na quantidade demandada traria um pequeno impacto de queda (ou aumento) sobre o nível de preço da ação objeto, não havendo, assim, qualquer possibilidade de efeito de pressão para aumento nos preços da ação objeto.

Ainda, para a situação em que $\beta_{12} < 0$, com $|\beta_{12}| < 1$ (demanda elástica) e $\beta_{22} > 0$, com $|\beta_{22}| > 1$ (oferta inelástica), podemos observar que grandes de aumentos (ou quedas) de quantidades de ações ofertadas que, claramente, conduziria a pequenas quedas (ou aumentos) nos preços das ações objeto (logicamente, estes impactos dependerão de quanto a oferta será elástica e a demanda inelástica). Contudo, observamos que pequenas quedas (ou aumentos) de quantidades de ações demandadas conduziriam a grandes quedas (ou aumentos) nos preços das ações. Portanto, esta situação de elasticidade-preço na demanda e inelasticidade-preço na oferta se caracteriza como uma em que efeitos de pressão sobre os preços da ação objeto poderão ser impostos, pelo lado da demanda.

Finalmente, para a situação em que $\beta_{12} < 0$, com $|\beta_{12}| > 1$ (demanda inelástica) e $\beta_{22} > 0$, com $|\beta_{22}| > 1$ (oferta inelástica), podemos observar que variações importantes na quantidade ofertada causariam variações importantes nos preços da ação objeto (ou seja, grande aumento (ou queda) na oferta provocaria grande queda (ou aumento) no preço). Da mesma forma, aumentos (ou quedas) significativos nas quantidades demandadas de ações conduziriam a significativos aumentos (ou quedas) nos preços das ações objeto. Para esta situação de operação de mercado da ação objeto, efeitos de pressão sobre o seu preço poderiam ser estabelecidos, tanto no lado da oferta como no lado da demanda.

Portanto, nessa análise, tentamos evidenciar situações de operação da ação no mercado, tal que se possam estabelecer efeitos de pressão sobre a ação objeto. Assim, de acordo com a nossa análise ficou evidente os seguintes situações que possibilitariam impor pressão sobre os preços:

- (i) demanda inelástica e oferta inelástica ($\beta_{12} < 0$, com $|\beta_{12}| > 1$ e $\beta_{22} > 0$, com $|\beta_{22}| > 1$). Neste caso os efeitos de pressão poderão ser estabelecidos tanto do lado da oferta quanto do lado da demanda;
- (ii) demanda elástica e oferta inelástica ($\beta_{12} < 0$, com $|\beta_{12}| < 1$ e $\beta_{22} > 0$, com $|\beta_{22}| > 1$) possibilita efeito de pressão sobre o preço pelo lado da demanda; e
- (iii) demanda inelástica e oferta elástica ($\beta_{12} < 0$, com $|\beta_{12}| > 1$ e $\beta_{22} > 0$, mas $|\beta_{22}| < 1$).

Nesta situação, pode-se causar efeito de pressão sobre os preços, no lado da oferta.

As premissas acima levantadas permitem estabelecer as conclusões que os testes de hipóteses desses coeficientes evidenciarão, no que se refere à possibilidade da existência de pressão sobre o preço da ação objeto (PRTR4) no dia de vencimento da opção.

3.2. Solução do modelo

Conforme Gujarati (2006, p. 600) a condição de ordem permite levantar as condições necessárias de identificação das equações que compõem o sistema. Portanto, considerando K como o número de variáveis predeterminadas no modelo, k como o número de variáveis predeterminadas incluídas em uma dada equação do modelo, e m o número de variáveis endógenas incluídas na equação em questão, então, se $(K - k) > (m - 1)$ a equação será superidentificada,³ se $(K - k) = (m - 1)$ a equação será exatamente identificada e se $(K - k) < (m - 1)$ a equação será subidentificada.

Assim, observamos que no modelo especificado, a Eq. (6) é exatamente identificada ($K = 5, k = 4$ e $m = 2$) e a Eq. (7) é superidentificada ($K = 5, k = 2$ e $m = 2$).

As condições estabelecidas pela condição de ordem é uma condição necessária, mas não suficiente, devido à possibilidade de que possa haver coeficientes da respectiva equação dependentes entre si (multicolinearidade) ou pela possibilidade de que alguns de seus coeficientes sejam nulos. Nesse caso, deve-se ainda aplicar a condição de posto (Gujarati 2006, p. 602), que associada à condição de ordem, possibilita estabelecer de forma completa o estado de identificação de cada equação do sistema. Aplicando a condição de posto nas Eq. (6) e (7), e associando-a à condição de ordem aplicada a estas equações, conclui-se que a Eq. (6) será exatamente identificada, se e somente se, o coeficiente β_{24} for estatisticamente diferente de zero, caso contrário ela será sub-identificada. Com relação à Eq. (7), conclui-se que ela será superidentificada, se e somente se, um dos coeficientes β_{13} ou β_{14} ou β_{16} não seja nulo ou que não haja uma combinação linear entre os termos desta equação, tal que eles se anulem. Caso contrário a Eq. (7) será exatamente identificada.

Portanto, o modelo de Sanvicente e Monteiro (2005) apresenta a equação de demanda (Eq. (6)) como identificada (ou sub-identificada) e a equação de oferta (Eq. (7)) como superidentificada (ou exatamente identificada), o que exige uma solução pelo Método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios, *2SLS* (ou de Variáveis Instrumentais), conforme Gujarati (2006). Somente em casos especiais, onde a correlação entre as variáveis explicativas e o termo de erro estocástico é baixa, poderão ser obtidas soluções eficientes pelos métodos clássicos, como o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, *OLS*.

Consequentemente, se utilizarmos o Método dos Mínimos Quadrados de Três Estágios, *3SLS*, conforme realizado por Sanvicente e Monteiro (2005), a solução

³ Num sistema de duas equações simultâneas, sendo ambas superidentificadas (cada uma apresentando mais do que uma solução), a solução correta somente será possível pelo Método dos Mínimos Quadrados (OLS) de Três Estágios, OLS (ou pelo Método de Máxima Verossimilhança, ou em casos especiais pelo Método Indutivo). Caso somente uma das equações do sistema seja superidentificada (e a outra exatamente identificada ou subidentificada), a solução correta é possível somente pelo OLS de Dois Estágios (ou também pelo Método de Máxima Verossimilhança, ou em caso especiais pelo Método Indutivo). As equações subidentificadas num sistema de equações simultâneas não podem ser obtidas e as equações exatamente identificadas podem ser obtidas pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinário.

será consistente (quando o tamanho da amostra aumenta, diminui o viés nas estimativas do modelo) e, também, eficiente (solução com variância mínima), pois, uma solução de três estágios, conforme um dos procedimentos implementados no software STATA, não é nada mais que uma solução de dois estágios para cada equação do modelo. Assim, se procedermos à solução deste modelo pelo *3SLS* (ao invés de utilizar o Método *2SLS*), a solução obtida deverá apresentar resultados aproximadamente iguais ao da solução do Método *2SLS*.

Na solução desse modelo, deve-se verificar a simultaneidade entre as variáveis e, conseqüentemente, a necessidade de elaborar um modelo de duas equações, no lugar de somente uma. Normalmente, utiliza-se o teste de especificação de Hausman para verificar a simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, conforme Gujarati (2006).

O teste de Hausman, para verificar a presença de simultaneidade, caracteriza-se por executar, primeiramente pelo método *OLS*, uma regressão na forma reduzida com base na Eq. (6) (nesse caso, $\ln(S_t)$ é explicada somente pelas variáveis exógenas, que são $\ln(OP_t)$, $\ln(IBOV_t)$, $\ln(S_{t-1})$, d e $\ln(1/N_{NEG_t})$). Os valores estimados de $\ln(S_t)$, mais os resíduos (\hat{v}_t), são utilizados como *proxy* da variável $\ln(S_t)$ e substituídos na Eq. (7), no lugar de $\ln(S_t)$. Neste caso, sob a hipótese nula de que não exista simultaneidade, a correlação entre \hat{v}_t e u_t (resíduos da estimação da Eq. (7)) deverá ser zero. Assim, ao procedermos à regressão da Eq. (7) na forma modificada e verificarmos que o coeficiente de \hat{v}_t é estatisticamente insignificante (igual à zero), podemos concluir pela não existência de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$. Sendo assim, não existe a necessidade de se estabelecer as duas equações (6) e (7) no modelo, mas somente uma das equações envolvendo as duas variáveis em análise, tornando uma das variáveis como exógena e com impacto defasado. Utilizar-se-á para esse teste de simultaneidade de Hausman, como critério de significância dos coeficientes, o p – valor $\leq 0,05$, caso contrário, o respectivo coeficiente será considerado como insignificante.

Como observamos, para obter soluções consistentes de equações superidentificadas, quando existe correlação entre uma ou mais variáveis independentes e o termo de erro estocástico, devemos utilizar como estimadores o método *2SLS* ou *3SLS*. Portanto, temos necessidade de saber se as variáveis predeterminadas mantêm correlações com o termo de erro estocástico e, conseqüentemente, neste caso, devemos utilizar regressões via *2SLS* e *3SLS*, caso contrário, é possível utilizar o *OLS*.

Felizmente, temos como verificar estes fatos e constatarmos se devemos realmente utilizar soluções *2SLS* ou *3SLS* versus *OLS*. Para tanto, devemos aplicar o teste de especificação de Hausman, com a finalidade de verificar a exogeneidade das variáveis independentes. Este teste nos mostra se os métodos *2SLS* ou *3SLS* são mais consistentes e eficientes que, por exemplo, o método *OLS*.

Matematicamente, a forma geral do teste de especificação de Hausman de exogeneidade deve estabelecer uma relação entre os coeficientes do modelo, obtidos na solução pelo *2SLS* (armazenados em um vetor b) e os coeficientes do modelo, obtido numa solução pelo *OLS* (armazenados em um vetor B) e suas respectivas matrizes de variâncias, denominadas de $var(b)$ e $var(B)$. Esta metodologia permite

estimar a estatística H de Hausman, conforme a formulação que se segue:

$$H = [b - B]' \times [\text{var}(b) - \text{var}(B)]^{-1} \times [b - B] \quad (8)$$

onde $[b - B]'$ é o transposto do vetor diferença entre os coeficientes, $[\text{var}(b) - \text{var}(B)]^{-1}$ representa a inversa da matriz diferença entre as variâncias dos modelos.

A estatística H pode ser testada como uma distribuição Qui-quadrada, com o grau de liberdade igual ao número de regressores estimados, isto é, igual ao número de coeficientes estimados em cada equação, que são iguais tanto na solução *2SLS* como na solução *OLS*.

A lógica do teste é simples, sob a hipótese nula, ambos estimadores (*2SLS* e *OLS*) são consistentes, pois a diferença entre soluções pelos dois modelos é pequena, produzindo um H pequeno que causa um valor- p grande referente à cauda à direita, contudo, o estimador *2SLS* (ou *3SLS*) é mais eficiente que o *OLS*. E sob a hipótese alternativa, o estimador *2SLS* (ou *3SLS*) é mais eficiente que o *OLS*, contudo, inconsistente. Utilizaremos o seguinte critério de seleção: se valor- $p > 0,05$, aceitamos a hipótese H_0 , caso contrário, se valor- $p \leq 0,05$ aceitamos H_1 .

Utilizamos neste estudo as informações obtidas junto à Bolsa de Valores de São Paulo, referentes às cotações dos prêmios das opções de compra das ações da Petrobrás PN, volumes negociados, cotações do índice Bovespa e cotações da ação-objeto, referentes aos dados do último dia de negociação de contratos de opções na Bolsa de Valores de São Paulo, respectivamente, nos dias 17/08/2007 (opção com preço de exercício de R\$46,00) e 14/09/2007 (opção com preço de exercício de R\$53,58).

Primeiramente, aplicamos aos dados o teste de simultaneidade e o teste de exogeneidade e, posteriormente, estimamos o modelo de Sanvicente e Monteiro (2005), utilizando como estimadores os métodos *2SLS* e *3SLS*. Nessas soluções, utilizamos o software STATA 9.1, cujos resultados serão apresentados nas tabelas, a seguir.

3.3. Teste de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$

Para verificarmos se existe simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, primeiramente, realizamos o teste de Hausman para as séries intradiárias coletadas em 17/08/2007, que foi feito em duas etapas. Na primeira etapa realizamos a regressão na forma reduzida com base na Eq. (6), de $\ln(S_t)$ sobre as variáveis exógenas do modelo, $\ln(OP_t)$, $\ln(IBOV_t)$, $\ln(S_{t-1})$, d e $\ln(1/N_{NEG_t})$, obtendo-se os resíduos, dados por \hat{v}_t , e as estimativas de $\ln(S_t)$, dadas por $\ln(\hat{S}_t)$. Em seguida, na segunda etapa, fizemos a regressão com base na Eq. (7), usando-se \hat{v}_t e $\ln(\hat{S}_t)$, no lugar de $\ln(S_t)$. Estes últimos resultados são apresentados na Tabela (1).

Conforme pode ser observado na Tabela (1) (padrão de saída do STATA 9.1), por meio do teste de hipótese para o coeficiente \hat{v}_t , se aceita a condição de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$ com um nível de significância de 3%, o

Tabela 1

Testes de simultaneidade de Hausman (2a. etapa), para os dados do dia 17/08/2007

| Source | SS | Df | MS | Number of obs= 401 | | |
|-----------------|------------|-----------|-------------|-----------------------|--------------------|-----------|
| Model | 40086,9091 | 4 | 10021,7273 | F(4, 397) = 26335,18 | | |
| Residual | 151,076442 | 397 | 0,380545193 | Prob > F = 0,0000 | | |
| Total | 40237,9855 | 401 | 100,344103 | R-squared = 0,9962 | | |
| | | | | Adj R-squared= 0,9962 | | |
| | | | | Root MSE = 0,61688 | | |
| $\ln(VOL_t)$ | COEF. | Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval | |
| $\ln(S_t)$ | 118,0261 | 53,11224 | 2,22 | 0,027 | 13,60965 | 222,4425 |
| $\ln(S_{t-1})$ | -116,4144 | 53,12105 | -2,19 | 0,029 | -220,8481 | -11,98069 |
| $\ln(1/NNEG_t)$ | -1,240661 | 0,0466973 | -26,57 | 0,000 | -1,332466 | -1,148856 |
| \hat{v}_t | 54,45904 | 24,99241 | 2,18 | 0,030 | 5,325021 | 103,5931 |

Nota: Os coeficientes acima são provenientes da regressão de $\ln(VOL_t)$ sobre $\ln(\hat{S}_t)$, $\ln(S_{t-1})$, $\ln(1/NNEG_t)$ e \hat{v}_t , sem o termo constante, pois este é insignificante, o que não altera a análise.

que demonstra claramente a necessidade de implementar um modelo com duas equações para as séries de dados em análise.

Também, verificaremos se existe simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, por meio do teste de Hausman para os dados da opção com vencimento em 14/09/2007 e exercício em 17/09/2007. Contudo, os resultados apresentaram o mesmo comportamento que os referentes aos dados da opção com vencimento em 17/08/2007 e exercício em 20/08/2007 (ou seja, a necessidade de implementar um modelo com duas equações para as séries de dados em análise), portanto, não apresentaremos as estimativas deste teste.

3.4. Teste de Exogeneidade

As Tabelas (2) e (3), especificadas nos padrões de saída do STATA 9.1, resumem os resultados do teste de especificação de Hausman para verificar a exogeneidade das variáveis explicativas, no caso, para os dados da opção com último dia de negociações em 17/08/2007. Observa-se na Tabela (2) a matriz da diferença das variâncias obtidas pelos dois métodos, *2SLS* e *OLS*, representando $[var(b) - var(B)]$ e na Tabela (3) os coeficientes obtidos pelos métodos *2SLS* e *OLS*, respectivamente, b e B , e o vetor diferença, $[b - B]$. Também, na Tabela (3), observamos os resultados do teste de especificação de Hausman de exogeneidade, realizado no STATA 9.1, a partir do qual não podemos considerar inconsistente uma solução da Eq. (7), superidentificada, obtida isoladamente pelo método *OSL*, contudo, a solução não será eficiente. Por outro lado, uma solução pelo método *2SLS* (ou *3SLS*) será eficiente e consistente. Portanto, de acordo com este teste, preferencialmente, e por questões de precisão dos resultados, utilizaremos a solução *2SLS* (ou *3SLS*).

O teste de especificação de Hausman para verificar a exogeneidade das variáveis explicativas, para os dados da opção com o último dia de negociação em 14/09/2007

Tabela 2

Matriz da diferença das variâncias, obtidas na solução da Eq. (7), pelos métodos 2SLS e OLS, para os dados do dia 17/08/2007

| | $\ln(S_t)$ | $\ln(S_{t-1})$ | $\ln(1/N_{NEG_t})$ |
|--------------------|-------------|----------------|--------------------|
| $\ln(S_t)$ | 1300,0458 | | |
| $\ln(S_{t-1})$ | -1300,261 | 1300,4762 | |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -0,31423572 | 0,31430416 | 0,00009663 |

Tabela 3

Resultados do teste de especificação de Hausman de exogeneidade (H), para os dados do dia 17/08/2007

| | Vetor [b] (2SLQ) | Vetor [B] (SLS) | Vector [$b - B$] | SQRT Diag [$Var(b) - Var(B)$] |
|--------------------|-------------------------|------------------------|--------------------|---------------------------------------|
| $\ln(S_t)$ | 89,11992 | 65,984014 | 23,135906 | 36,06186 |
| $\ln(S_{t-1})$ | -87,50349 | -64,36375 | -23,13974 | 36,06212 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -1,233674 | -1,228082 | -0,0055924 | 0,0098303 |

b = consistent under H_o and H_a ; obtained from regress

B = inconsistent under H_a , efficient under H_o ; obtained from regress

Test: H_o : difference in coefficients not systematic

$$H = chi2(3) = (b - B)'[(V_b - V_B)^{(-1)}](b - B) = 0.41$$

$$Prob > chi2 = 0.9378$$

Nota: $B(b)$ é o vetor que representa os coeficientes da Eq. (7) obtidos via OLS(2SLQ).

A estatística H do teste de exogeneidade de Hausman tem distribuição Qui-quadrada,

com grau de liberdade igual ao número de coeficientes da equação, no caso $g.l. = 3$.

Ela é estimada por: $H = [b - B]' \times [var(b) - var(B)]^{-1} \times [b - B]$.

conduziram à mesma conclusão que o teste para os dados da opção com o último dia de negociação em 17/08/2007, portanto, não apresentaremos os resultados das estimativas.

Assim, considerando os testes de exogeneidade realizados, manteremos o procedimento de soluções pelo método 2SLS (ou seja, 3SLS, pois, como já comentado na subseção 3.2, uma solução via 3SLS é equivalente a uma solução via 2SLS para cada equação do modelo), em detrimento da solução pelo método OLS, por ser mais preciso, conforme os testes demonstraram, e por ser consistente e eficiente sob a hipótese H_0 .

3.5. Solução através do 2SLS

Na solução pelo 2SLS, a variável a ser instrumentalizada é a variável $\ln(S_t)$, na equação demanda (Eq. (6)). Por se caracterizar como uma equação exatamente identificada, esta equação pode ser resolvida na forma reduzida, contudo, os seus coeficientes foram corrigidos por meio das relações matemáticas de ligação entre os parâmetros da forma reduzida e os parâmetros dessa equação conforme formulação da Eq. (6) (Gujarati 2006, p. 599). A equação da oferta (Eq. (7)), superidentificada, foi estimada em dois estágios. Os resultados obtidos para a equação demanda e para a equação oferta, para a opção com último dia de negociação em 17/08/2007, são apresentados, respectivamente, nas Tabelas (4) e (5). Tendo em vista que as estimativas da função demanda (da Eq. (6)) e da equação da oferta (Eq. (7)), para os dados da opção com último dia de negociação em 14/09/2007 conduzirem à mesma conclusão que o teste para os dados da primeira opção, não apresentaremos estes últimos resultados.

Deve-se salientar que a solução da equação oferta, Eq. (7), na Tabela (5) encontra-se na forma direta, diferentemente de sua formulação inicial (Eq. (7)), conforme segue:

$$\ln(VOL_t) = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(S_t) + \alpha_3 \ln(S_{t-1}) + \alpha_4 \ln(1/N_{NEG_t}) + e_t \quad (9)$$

Neste caso, as relações entre os coeficientes da Eq. (7) e a Eq. (9) são tais que:

$$\beta_{21}^* = -\alpha_1/\alpha_2, \beta_{22} = 1/\alpha_2, \beta_{23} = -\alpha_3/\alpha_2 \text{ e } \beta_{24} = -\alpha_4/\alpha_2 \quad (10, 11, 12 \text{ e } 13)$$

Analisando as Tabelas (4) e (5), observamos que os coeficientes de determinação (R^2) sobre as soluções da equação da demanda (Eq. (6)) e equação da oferta (Eq. (7)) são bastante satisfatórios, respectivamente, com $R^2 \approx 0,9894$ e $R^2 \approx 0,9962$. Em resumo, constatamos que as soluções do modelo pelo método 2SLS, conforme Tabelas (4) e (5), apresentam-se bastante satisfatórias, em termos de significância local e global e em grau de ajuste.

4. Análise dos Resultados do Modelo de Sanvicente e Monteiro

Com relação aos resultados (Tabela (4)), correspondente à solução da equação demanda, Eq. (6), podemos observar que ao nível de significância de 5%, o volume de títulos negociados ($\ln(VOL_t)$) não causa o preço ($\ln(S_t)$), com um $\beta_{12} \approx 0$, o que induz uma situação de elasticidade-preço infinita na demanda. Poderíamos até aceitar, a um nível de significância de 8%, uma relação de impacto entre volume de títulos negociados e preço da ação-objeto, pois o sinal se apresenta na direção correta, $\beta_{12} = -0,000126 < 0$, contudo com uma elasticidade preço tendendo para infinito, $|1/\beta_{12}| \approx 1$. A análise considerando estas duas situações não difere muito, pois ambas estão relacionadas com elasticidade-preço infinitamente grandes.

Tabela 4

Solução da Equação demanda (Eq. (6)), pelo método 2SLS, ou seja, $\ln(S_t) = \beta_{21}^* + \beta_{12} \ln(VOL_t) + \beta_{13} \ln(OP_t) + \beta_{14} \ln(IBOV_t) + \beta_{15} \ln(S_{t-1}) + \beta_{16} \times d \times \ln(VOL_t) + e_{1t}$

| Source | SS | Df | MS | Number of obs= 401 | |
|------------------|-------------|-----------|-------------|-----------------------|----------------------|
| Model | 0,50488001 | 5 | 0,0100976 | F(4, 397) = 7499,47 | |
| Residual | 0,000531844 | 395 | 1,3464×E-06 | Prob > F = 0,0000 | |
| Total | 0,051019845 | 400 | 0,00012755 | R-squared = 0,9896 | |
| | | | | Adj R-squared= 0,9894 | |
| | | | | Root MSE = 0,00116 | |
| $\ln(S_t)$ | COEF. | Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval |
| $\ln(VOL_t)$ | -0,000126 | 7,15E-05 | -1,768326 | 0,0774 | -0,0000168 0,0003239 |
| $\ln(OP_t)$ | 0,008132 | 0,000749 | 10,85651 | 0,0000 | 0,0068284 0,0096081 |
| $\ln(IBOV_t)$ | 0,046165 | 0,008679 | 5,319425 | 0,0000 | 0,031367 0,0643124 |
| $\ln(S_{t-1})$ | 0,679261 | 0,026189 | 25,93659 | 0,0000 | 0,6155486 0,7217208 |
| $d^* \ln(VOL_t)$ | 2,13E-05 | 1,71E-05 | 1,246654 | 0,2129 | -0,0001035 0,000012 |
| Constante | 0,735802 | 0,095422 | 7,711061 | 0,0000 | 0,561655 0,9548899 |

Intrumented: $\ln(S_t)$

Instruments $\ln(S_{t-1}) \ln(1/N_{NEG_t}) \ln(OP_{46_t}) \ln(IBOV_t) d \times \ln(VOL_t)$

Tabela 5

Solução da Equação oferta (Eq. (7)), pelo método 2SLS, na forma inversa, ou seja, $\ln(VOL_t) = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(S_t) + \alpha_3 \ln(S_{t-1}) + \alpha_4 \ln(1/N_{NEG_t}) + e_t$

| Source | SS | Df | MS | Number of obs= 401 | |
|--------------------|------------|-----------|-------------|-----------------------|---------------------|
| Model | 40086,4629 | 3 | 13362,1543 | F(4, 397) = 35097,99 | |
| Residual | 151,522581 | 398 | 0,380710003 | Prob > F = 0,0000 | |
| Total | 40237,9855 | 401 | 100,344103 | R-squared = 0,9962 | |
| | | | | Adj R-squared= 0,9962 | |
| | | | | Root MSE = 0,61702 | |
| $\ln(VOL_t)$ | COEF. | Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval |
| $\ln(S_t)$ | 93,60043 | 44,66765 | 2,10 | 0,037 | 5,785744 181,4151 |
| $\ln(S_{t-1})$ | -91,04019 | 43,8606 | -2,08 | 0,039 | -177,2683 -4,812128 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -1.231369 | 0,0467405 | -26,34 | 0,0000 | -1,323259 -1,13948 |

Intrumented: $\ln(S_t)$

Instruments $\ln(S_{t-1}) \ln(1/N_{NEG_t}) \ln(OP_{46_t}) \ln(IBOV_t) d \times \ln(VOL_t)$

Como analisado anteriormente, numa situação de elasticidade-preço consideravelmente alta, a demanda pelas ações-objeto, no limite, são bastante elevadas, a um preço inferior ou igual a um preço fixo, que denominamos de S_0 . Contudo, para qualquer preço de ação levemente superior a S_0 , a demanda por ações cai consideravelmente a um nível muito baixo, eliminando qualquer tentativa dos agentes financeiros de pressionarem os preços por meio de aquisições de grandes volumes de ações. Consequentemente, não existindo a possibilidade de pressão sobre os preços, no dia de vencimento da opção, por meio da manipulação de agentes financeiros, no lado da demanda.

Com relação à variável instrumental $\ln(IBOV_t)$, ao nível de significância de 5%, observa-se um impacto significativo e com sinal correto ($\beta_{14} = 0,046165 > 0$), donde constatamos que na função demanda, os preços estão absorvendo de forma consistente os impactos externos ao sistema financeiro, atuantes de forma exógena. Estes impactos do $IBOV_t$ sobre S_t se manifestam de forma tímida, com uma participação de 0,048% no preço para cada 1% de acréscimo (ou decréscimo) nos níveis do $IBOV_t$.

A variável $d \times \ln(VOL_t)$ não se mostrou significativa, mesmo ao nível de significância de 10% (com $\beta_{16} \approx 0$), o que elimina qualquer efeito de pressão sobre os preços da ação objeto, que se intensificaria no dia de vencimento da opção, quando o preço da ação se aproxima do preço de exercício da série. A variável $\ln(S_{t-1})$ causa $\ln(S_t)$ a um nível de significância menor que 1%. De forma lógica, os preços com um período de defasagem causam impactos positivos sobre os preços atuais, pois, $\beta_{15} = 0,679261 > 0$, respondendo por aproximadamente 0,68% sobre os preços atuais da ação objeto, para cada 1% de variação nos preços defasados em um período. Ainda constatamos na equação demanda, conforme esperado na concepção do modelo de Sanvicente e Monteiro, os prêmios de opção de compra causam impactos positivos nos preços atuais da ação objeto, pois, a um nível de significância menor que 1%, $\beta_{13} = 0,008132 > 0$.

Também, podemos evidenciar que para cada 1% de acréscimo (ou decréscimo) no prêmio de opção, os preços atuais da ação objeto são impactados na ordem de aproximadamente 0,0081%. Enfim, podemos dizer que no lado da demanda, o principal fator responsável para a formação dos preços atuais das ações-objeto são os preços defasados das próprias ações. Finalmente, analisando a função de produção de preço estabelecida para o modelo, Eq. (4), observamos que de maneira similar a um sistema produtivo, o intercepto do modelo, $\beta_{12}^* = 0,735802$, se caracteriza como um fator de multiplicação de impacto na geração dos preços, da ordem de $\beta_{12} = e^{0,735802} = 2,08715$. Ou seja, levando em consideração os impactos de cada insumo da função de produção, o sistema apresenta um potencial de multiplicação da ordem estimada, 2,08.

Conforme a Tabela (5), observamos na solução da equação de oferta do modelo, Eq. (7), resolvida na forma direta, que a um nível de significância de 3,7%, os preços atuais impactam o volume de títulos negociados de forma correta, pois, de acordo com a Relação (11) $\beta_{22} = 1/\alpha_2 = 1/93,60043 \rightarrow \beta_{22} = 0,010683$. Isto quer dizer que para cada 1% de aumento (ou queda) no preço atual, o volume de títulos

ofertado aumenta (ou diminui) em torno de 93,60%. Temos uma situação em que a elasticidade-preço da função oferta é consideravelmente alta, tal que uma pequena variação nos preços atuais causam impactos consideravelmente significativos na oferta de ações no dia analisado. Diferentemente, podemos entender que para cada 1% de acréscimo (ou decréscimo) no volume de títulos negociados ocorrerá apenas 0,010% de acréscimo (ou decréscimo) no preço da ação objeto.

Claramente, numa situação de elasticidade-preço fortemente elástica na função de oferta, a pressão sobre os preços atuais por agentes financeiros é bastante árdua, contudo, não podemos negar que ela seja possível. Todavia, do ponto de vista prático, podemos afirmar que em tais situações, o exercício de pressão sobre os preços, na conjuntura do sistema analisado, é impossível, pois já existem preferências pelas ações objeto nos preços rigidamente estabelecidos, conforme observamos na análise da função demanda.

O coeficiente da variável $\ln(S_{t-1})$ na Eq. (7), resolvida na forma direta, se manifesta de forma correta e significativa, a um nível de erro de 3,9%, que de acordo com a Eq. (12), tem-se que $\beta_{23} = -(-91,04019/93,60043) \rightarrow \beta_{23} = 0,9726$. Ou seja, como na função demanda, o principal fator de formação de preço das ações objeto, no lado da oferta, trata-se, simplesmente, dos impactos dos preços defasados sobre os preços atuais, numa proporção, tal que para cada 1% de aumento (ou queda) no preço defasado das ações ocorre 0,97% de impacto no preço atual das ações.

Finalmente, podemos observar que o coeficiente da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ da Eq. (7) é significativo, a um nível de erro menor que 1%, produzindo um coeficiente, nos moldes da Eq. (7) (conforme Relação (13)), de $\beta_{24} = -\alpha_4/\alpha_2 = -(-1,231369/93,60043) = 0,01315$. Observa-se na solução da equação de oferta (Eq. (7)) na forma direta, que de acordo com a dinâmica lógica do sistema financeiro sem interferência de manipulação no seu comportamento, um grande volume de títulos negociados deve induzir um grande número de negócios, ou vice-versa. Nesse caso, para um grande número de negócios, teríamos o seu inverso pequeno. Assim, de acordo com essa lógica, como ocorre na realidade (um coeficiente de $-1,23169$), a variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ impacta negativamente a variável $\ln(VOL_t)$, caracterizando uma dinâmica consistente para o sistema financeiro, do ponto de vista de um sistema operando sem a manipulação de grandes agentes financeiros e se ajustando de acordo com as forças do mercado. Neste contexto, para 1% de aumento (ou queda) em $\ln(1/N_{NEG_t})$ ocorrerá 1,2316% de queda (ou aumento) no volume de títulos negociados. Ou, conforme a estrutura da Eq. (7), para um 1% de acréscimo (ou decréscimo) em $\ln(1/N_{NEG_t})$ acontecerá 0,01384% de acréscimo (ou decréscimo) nos preços atuais das ação-objeto.

Estes resultados nos conduzem a uma conclusão que caminha na direção contrária à premissa estabelecida no modelo de Sanvicente e Monteiro, pois, numa situação de manipulação dos preços da ação-objeto por importantes agentes financeiros, no dia de vencimento da opção, deveríamos encontrar uma relação de impacto contrária ao verificado, ou seja, um coeficiente $\beta_{24} < 0$. Portanto, evidencia-se que o impacto dessa variável não atribui um fator de pressão nos preços da ação-objeto, no dia de

vencimento.

Claramente, de acordo com a argumentação apresentada acima, não se evidencia o efeito de pressão sobre os preços da ação-objeto, no dia de vencimento da opção, pois, tanto a elasticidade-preço da demanda como da oferta são fortemente elásticas, o que inviabiliza qualquer manipulação por agentes financeiros sobre os preços das respectivas ações. Também, não verificamos qualquer impacto de pressão sobre os preços da ação, quando estes se aproximam do valor da opção. Igualmente, não constatamos impactos que caracterizassem a presença de grandes volumes de títulos negociados, envolvendo pequenos números de negócios. Finalmente, podemos afirmar que os impactos da variável $\ln(OP_t)$, apesar de se manifestarem na direção reivindicada por Sanvicente e Monteiro (2005), se mostraram desprezíveis. Enfim, podemos dizer que de acordo com a análise aqui realizada, não ocorreu o fato de o investidor puxar ou empurrar o preço da ação objeto, com simples utilização de quantidades transacionadas.

5. Modelo de Equações Simultâneas de Três Equações

As relações de dependência entre $\ln S_t$ e $\ln OP_t$, conforme apresentado na Figura (1), nos faz conjecturar, diferentemente de Sanvicente e Monteiro (2005), para uma possível relação de impactos simultâneos entre $\ln S_t$ e $\ln OP_t$. Assim, resolvemos estabelecer um modelo de Equações Simultâneas de três equações, envolvendo como variáveis endógenas S_t , VOL_t e OP_t , contudo, mantendo a mesma estrutura do modelo de Sanvicente e Monteiro (2005). Para tanto, devemos analisar as condições de simultaneidade e de exogeneidade destas variáveis, conforme Gujarati (2004, p. 676–679).

5.1. Formulação do Modelo

Para estabelecer a consistência do modelo de equações simultâneas, tendo as variáveis $\ln(VOL_t)$, $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$, modificamos as Relações (6) e (7) e adicionamos uma terceira relação funcional, tendo $\ln(OP_t)$ como variável endógena. Assim, temos o seguinte sistema de equações, escritas na forma de um modelo log-log:

$$\begin{cases} \ln(VOL_t) = \alpha_{11}^* + \alpha_{12} \ln(S_{t-1}) + \alpha_{13} \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) + \alpha_{14} \ln(IBOV_t) \\ \quad + \alpha_{15} \ln\left(\frac{1}{N_{NEG_t}}\right) + e1_t \\ \ln(S_t) = \alpha_{21}^* + \alpha_{22} \ln(VOL_t) + \alpha_{23} \ln(IBOV_t) + \alpha_{24} \times d \times \ln(VOL_t) \\ \quad + \alpha_{25} \ln\left(\frac{1}{N_{NEG_t}}\right) + e2_t \\ \ln(OP_t) = \alpha_{31}^* + \alpha_{32} \ln(S_t) + \alpha_{33} \ln(IBOV_t) + \alpha_{34} \times d \times \ln(VOL_t) + e3_t \end{cases} \quad (14, 15 \text{ e } 16)$$

onde $\alpha_{11}^* = \ln(\alpha_{11})$, $\alpha_{21}^* = \ln(\alpha_{21})$, $\alpha_{31}^* = \ln(\alpha_{31})$ e α_{ij} nas Eqs. (14) a (16) pertencem a funções de produção similares às Eqs. (4) e (5).

Observe-se que na equação de demanda, a Eq. (14), diferentemente de Sanvicente e Monteiro (2005), retiramos o impacto de causalidade exógena de $\ln(OP_t)$ sobre $\ln(S_t)$ e impusemos uma situação de causalidade simultânea de $\ln(S_t)$ sobre $\ln(OP_t)$, em função das interações no mercado, conforme evidenciado na Figura (1). Nessa configuração do modelo, a relação entre a ação objeto e a série da opção de compra representa um efeito, não do dia de vencimento da opção sobre os preços da ação objeto, mas uma pressão dos preços da ação objeto sobre o prêmio da opção, conforme Eq. (16). Ainda, esquematizamos a função demanda (Eq. (14)) como uma função do preço defasado (como já estabelecido no modelo de Sanvicente e Monteiro) e da diferença de preço atual e defasado, caracterizando um ajuste dinâmico da demanda em função das variações de preço.

A idéia aqui é evidenciar que a percepção do investidor, do lado da demanda, se caracteriza mais em função de percepções de preço defasado e em função das variações de preço. Também, nesta equação mantivemos, como em Sanvicente e Monteiro, a percepção do investidor sobre o comportamento do índice de mercado, por meio do IBOVESPAs e estabelecemos um fator de medida de pressão de preços do mercado, por meio do inverso do número de negócios. Diferentemente de Sanvicente e Monteiro, retiramos o impacto *dummy* do aumento do volume em função da aproximação do preço de exercício da opção, pois não teria sentido volume impactar sobre volume, conforme a esquematização da Eq. (14) e, devido a esta variável demonstrar ser insignificante na função demanda.

Na equação de oferta, a Eq. (15), retiramos os impactos defasados do preço da ação, $\ln(S_{t-1})$, por entender que esses efeitos de explicação ocorrem, na sua totalidade, de forma simultânea, tendo em vista a rapidez de percepção dos agentes financeiros que operam no mercado. Ainda, introduzimos o efeito da variável *dummy* d , incluída na função demanda por Sanvicente e Monteiro e repassamos estes efeitos à função oferta, pois acreditamos que estes efeitos de aproximação do valor da ação para o valor de exercício da opção, no dia do vencimento, pode ser melhor caracterizado por aumentos ou reduções de volumes de ações ofertados. Introduzimos, também, o índice IBOVESPAs na Eq. (15), por considerar que os agentes financeiros, tanto na oferta como na demanda, se mantêm atentos ao comportamento de mercado. Finalmente, mantivemos (como em Sanvicente e Monteiro) a percepção do investidor por meio do comportamento de mercado e introduzimos como fator de medida de pressão dos preços das ações no mercado, o inverso do número de negócios, similar ao efetuado no lado da demanda.

A Eq. (16) foi adicionada ao modelo, com a finalidade de absorver as interações entre as variáveis no mercado e o preço de opção, e estabelecer as condições de equilíbrio do sistema. Nessa equação, estabelecemos como lógica que os preços de mercado da ação objeto impactam instantaneamente os prêmios da opção, no dia de vencimento. Assim, não incluímos nessa equação a variável impacto defasado de preços, como já argumentado, devido à forte simultaneidade entre o preço da ação e da opção. Também, foi omitida na Eq. (16), a variável endógena VOL_t ,

tendo em vista que consideramos que o efeito de volume sobre o preço da opção pode ser caracterizado por meio da variável *dummy* d , pois, neste caso, a variável d representa os efeitos de interação entre preço da opção e volume de ações negociados no mercado, o que parece mais lógico. Finalmente, introduzimos nesta equação o impacto do índice de mercado (IBOVESPA) sobre os preços da opção, o que é perfeitamente lógico.

As condições de Ordem e de Posto permitem levantar as condições de identificação das equações que compõem o sistema. Na nova estrutura, as Eqs. (14) e (15) se mantêm como exatamente identificadas se $\alpha_{12} \neq 0, \alpha_{13} \neq 0$. A Eq. (16) se mantêm como superidentificada se $\alpha_{32} \neq 0, \alpha_{33} \neq 0$ e $\alpha_{34} \neq 0$.

5.2. Testes de Simultaneidade e Exogeneidade de Hausman

Realizamos os testes de Especificação de Hausman para verificar a simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$ e entre $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$ e, conseqüentemente, $\ln(VOL_t)$ e $\ln(OP_t)$, com o intuito de verificar a necessidade de estabelecer as três equações (14), (15) e (16) no modelo de equações simultâneas, tendo como variáveis endógenas $\ln(S_t), \ln(VOL_t)$ e $\ln(OP_t)$. Portanto, caso exista simultaneidade entre estas variáveis, elas devem ser consideradas como endógenas, dependendo do teste de exogeneidade.

Efetuamos estes testes nas duas bases de dados utilizadas neste estudo (17/08/2007 e 14/09/2007). Ambas referentes à análise da pressão sobre o preço da ação preferencial da Petrobras.

Na primeira etapa do teste de simultaneidade, resolve-se a Eq. (15), equação oferta, estimando-se um modelo de regressão na forma reduzida, tendo como variável dependente $\ln(S_t)$ e como variáveis independentes, as variáveis preditivas (exógenas): $\ln(VOL_t), \ln(IBOV_t), d \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(1/N_{NEG_t})$. A partir dos resultados da regressão obtém-se a estimativa de $\ln(S_t)$, denominada de $\ln(\hat{S}_t)$ e, conseqüentemente, de $\ln(\hat{S}_t/S_{t-1})$ e os resíduos da regressão, \hat{v}_t .

Em seguida, para verificar a existência de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, aplica-se o teste de Hausman (Gujarati 2006, p. 604), realizando a regressão da Eq. (14), equação demanda, tendo como variável dependente $\ln(VOL_t)$ e como variáveis explanatórias $\ln(S_{t-1}), \ln(\hat{S}_t/S_{t-1}), \ln(IBOV_t), \ln(1/N_{NEG_t})$ e \hat{v}_t .

Os resultados do teste de simultaneidade entre a variáveis $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$ (para a base de dados do dia 17/08/2007) são apresentados na Tabela (6). Conforme pode ser observado nesta tabela (padrão de saída do STATA 9.1), por meio do teste de hipótese local para o coeficiente \hat{v}_t , que se aceita a condição de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$ com um nível de significância menor que 1%.

Os resultados estimados para a base de dados tendo como último dia de negociação o dia 14/09/2007 não são apresentados. Contudo, eles demonstraram também a simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$.

Também, para verificarmos a existência de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$, aplicamos o teste de Hausman, realizando a regressão da Eq. (16), tendo como

variável dependente $\ln(OP_t)$ e como variáveis explanatórias $\ln(S_t)$, $\ln(IBOV_t)$, $d \times \ln(VOL_t)$ e \hat{v}_t .

Os resultados do teste de simultaneidade entre as variáveis $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, para a base de dados do dia 17/08/2007, são apresentados na Tabela (7). Conforme pode ser observado por meio do teste de hipótese para o coeficiente \hat{v}_t , onde se aceita a condição de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$, a um nível de significância menor que 1%. Os resultados para a base de dados do dia 14/09/2007 não foram apresentados, contudo, eles também mostraram a simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$. Consequentemente, de forma indutiva, concluímos que existe simultaneidade entre $\ln(VOL_t)$ e $\ln(OP_t)$.

Portanto, como $\ln(S_t)$ é simultânea a $\ln(VOL_t)$ e a $\ln(OP_t)$, podemos concluir pela necessidade de se estabelecer um modelo de três equações simultâneas, conforme conjecturamos.

Tabela 6

Teste de simultaneidade de Hausman entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, para a equação demanda (Eq. (14)), tomando a base de dados do dia 17/08/2007

| Source | SS | Df | MS | Number of obs= 400 | | |
|--------------------------|------------|-----------|------------|-----------------------|--------------------|------------|
| Model | 39973,0684 | 5 | 7994,61369 | F(5, 395) = 21002,41 | | |
| Residual | 150,357615 | 395 | 0,38065189 | Prob > F = 0,0000 | | |
| Total | 40123,4261 | 400 | 100,308565 | R-squared = 0,9963 | | |
| | | | | Adj R-squared= 0,9962 | | |
| | | | | Root MSE = 0,61688 | | |
| $\ln(VOL_t)$ | COEF. | Std. Err. | t | $p > t $ | 95% Conf. Interval | |
| $\ln(S_{t-1})$ | 0,7104879 | 3,587092 | 0,20 | 0,843 | -6,34169 | 7,762668 |
| $\ln(\hat{S}_t/S_{t-1})$ | -19,957080 | 24,16110 | -0,83 | -0,409 | -67,45750 | 27,543350 |
| $\ln(IBOV_t)$ | 0,3283563 | 1,275445 | 0,26 | 0,797 | -2,17915 | 2,835866 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -1,2103620 | 0,046143 | -26,23 | 0,000 | -1,30108 | -1,119646 |
| \hat{v}_t | 79,6335700 | 23,864390 | 3,34 | 0,001 | 32,71648 | 126,550700 |

Nota: Os termos $\ln(\hat{S}_t/S_{t-1})$ (estimativa de $\ln(S_t/S_{t-1})$) e \hat{v}_t , obtidos pela regressão de $\ln(S_t)$ em função das variáveis preditivas (exógenas): $\ln(S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$ e $\ln(1/N_{NEG_t})$, conforme anteriormente.

Realizamos também os testes de Especificação de Hausman para verificar a exogeneidade entre $\ln(S_t)$, $\ln(VOL_t)$, $\ln(OP_t)$, $\ln(IBOV_t)$, $\ln(S_{t-1})$, $d \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(1/N_{NEG_t})$, quando utilizadas como variáveis explanatórias. Como observamos anteriormente, para obter soluções consistentes de equações superidentificadas, quando existem correlações entre uma ou mais variáveis independentes e o termo de erro estocástico, devemos utilizar como estimadores o Método de Variáveis Instrumentais (regressão de dois estágios, 2SLS) ou regressão de três estágios, 3SLS. Portanto, temos necessidade de saber se as variáveis predeterminadas mantêm correlações com o termo de erro estocástico e, consequentemente, se devemos utilizar regressões de 2SLS e 3SLS.

Considerando a base de dados do dia 17/08/2007, os resultados do teste de especificação de Hausman para a Eq. (15), equação oferta, para verificar a exogeneidade das variáveis explicativas, são resumidos nas Tabelas (8) e (9).

Tabela 7

Teste de simultaneidade de Hausman entre $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$, por meio da equação (Eq. (16)), tomando a base de dados do dia 17/08/2007

| Source | SS | Df | MS | Number of obs= 401 | | |
|-----------------------|------------|-----------|-------------|-----------------------|--------------------|------------|
| Model | 55,3699881 | 4 | 13,842497 | F(4, 396) = 2726,55 | | |
| Residual | 2,01046698 | 396 | 0,005076937 | Prob > F = 0,0000 | | |
| Total | 57,3804551 | 400 | 0,143451138 | R-squared = 0,9650 | | |
| | | | | Adj R-squared= 0,9646 | | |
| | | | | Root MSE = 0,7125 | | |
| $\ln(OP_t)$ | COEF. | Std. Err. | t | p > t | 95% Conf. Interval | |
| $\ln(\hat{S}_t)$ | 36,53764 | 0,708267 | 51,59 | 0,000 | 35,145210 | 37,93007 |
| $\ln(IBOV_t)$ | -4,292524 | 0,4944008 | -8,68 | 0,000 | -5,264503 | -3,320546 |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | 0,0017688 | 0,001828 | 0,97 | 0,334 | -0,001825 | 0,005363 |
| \hat{v}_t | 31,01576 | 2,666934 | 11,63 | 0,000 | 25,772640 | 36,258880 |
| CONS | -94,13765 | 4,552088 | -20,68 | 0,000 | -103,08690 | -85,188370 |

Nota: Os termos $\ln(\hat{S}_t)$ (estimativa de $\ln(S_t)$) e \hat{v}_t , obtidos pela regressão de $\ln(S_t)$ em função das variáveis preditivas (exógenas): $\ln(IBOV_t)$ e $d \times \ln(VOL_t)$, conforme anteriormente.

Observa-se, na Tabela (8), a matriz da diferença das variâncias obtidas pelos dois métodos, *2SLS* e *OLS*, representada por $[var(b) - var(B)]$ e na Tabela (9) os coeficientes obtidos pelo pelos métodos *2SLS* e *OLS*, respectivamente, b e B , e o vetor diferença, $[b - B]$. Na Tabela (9) observamos os resultados do teste de especificação de Hausman de exogeneidade, realizado no STATA 9.1, a partir do qual se aceita a hipótese H_0 com uma probabilidade de 0,5667 e, portanto, não podemos considerar consistente uma solução da Eq. (15), superidentificada, obtida isoladamente pelo método *OLS*, mas podemos afirmar que uma solução por este método satisfaz a propriedade de eficiência do estimador *OLS*. Também observamos que o método *2SLS* se apresenta como consistente e eficiente sob a hipótese H_0 (Hausman 1978). Assim, devemos escolher o estimador que satisfaça, conjuntamente, às propriedades de eficiência ou consistência. Assim, escolhemos o estimador *2SLS* (ou *3SLS*) como mais apropriado.

Considerando a base de dados do dia 17/08/2007, os resultados do teste de especificação de Hausman para a Eq. (16), equação da opção, são resumidos nas Tabelas (10) e (11). Observa-se, na Tabela (10), a matriz da diferença entre as variâncias obtidas pelos dois métodos, *2SLS* e *OLS*, representando $[var(b) - var(B)]$ e na Tabela (11), os coeficientes obtidos pelos métodos *2SLS* e *OLS*, b e B , e o vetor diferença, $[b - B]$. Nesta última tabela, observamos os resultados do teste de especificação de Hausman de exogeneidade, realizado no STATA 9.1, a partir do qual não podemos considerar consistente uma solução da Eq. (15), superidentificada, obtida isoladamente pelo método *OLS*, mas podemos afirmar que uma solução por este método satisfaz a propriedade de eficiência do estimador *OLS*. Também observamos que o método *2SLS* se apresenta como consistente e eficiente sob a hipótese H_0 (Hausman 1978). Assim, devemos escolher o estimador que satisfaça, conjuntamente, as propriedades de eficiência ou consistência, no caso,

2SLS (ou 3SLS).

Para a base de dados do dia 14/09/2007, os resultados dos testes de exogeneidade para as Eqs. (14), (15) e (16) não foram apresentados, contudo, eles demonstraram também que o método 2SLS se apresenta como consistente e eficiente sob a hipótese H_0 . Assim, devemos escolher este estimador, no caso, 2SLS (ou 3SLS), na solução do problema para estes dados.

Assim, considerando os testes de exogeneidade realizados, manteremos o procedimento de soluções pelos métodos 3SLS, que resolve ao mesmo tempo as três equações, (14), (15) e (16), em dois estágios 2SLS. Este método é mais robusto que a solução de cada equação individualmente pelo 2SLS, mesmo em uma situação de pequena correlação entre as variáveis independentes e os resíduos na equação do modelo superidentificada (Eq. (15)), apesar de a solução OLS apresentar-se também como consistente e diferir pouco daquela do 2SLS.

Tabela 8

Matriz da diferença das variâncias, obtidas na solução da equação oferta (Eq. (15)), pelos métodos 2SLS e OLS, tomando a base de dados do dia 17/08/2007

| | $\ln(S_t)$ | $\ln(IBOV_t)$ | $d \times \ln(VOL_t)$ | $\ln(1/N_{NEG_t})$ | CONS |
|-----------------------|-------------|---------------|-----------------------|--------------------|-----------|
| $\ln(S_t)$ | 3,6358761 | | | | |
| $\ln(IBOV_t)$ | -1,2036518 | 0,63925699 | | | |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | 0,00644084 | -0,00176354 | 0,00001355 | | |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -0,00171582 | 0,00025025 | -1,362E-06 | 0,00006308 | |
| CONS | -1,0447467 | -2,2543217 | -0,00583931 | 0,00408846 | 28,379025 |

Tabela 9

Resultados do teste de especificação de Hausman de exogeneidade (H) para a Eq. (15), tomando a base de dados do dia 17/08/2007

| | Vetor $[b]$ (2SLQ) | Vetor $[B]$ (SLS) | Vector $[b - B]$ | SQRT Diag $[Var(b) - Var(B)]$ |
|-----------------------|-----------------------|----------------------|------------------|----------------------------------|
| $\ln(S_t)$ | 22,148869 | 25,750252 | -3,6013825 | 1,9067973 |
| $\ln(IBOV_t)$ | -0,85257626 | -2,1338947 | 1,2813185 | 0,7995355 |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | 0,07424703 | 0,08092626 | -0,00667923 | 0,0036815 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -1,2094703 | -1,2073803 | -0,00208994 | 0,0079423 |
| CONS | -70,223819 | -70,289977 | 0,06615788 | 5,3271970 |

b = consistent under H_o and H_a ; obtained from regress

B = inconsistent under H_a , efficient under H_o ; obtained from regress

Test: H_o : difference in coefficients not systematic

$$chi2(5) = (b - B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b - B) = 3.88$$

$$Prob > chi2 = 0.5667$$

Nota: $B(b)$ é o vetor que representa os coeficientes da Eq. (15) obtidos via OLS(2SLQ).

A estatística H do teste de exogeneidade de Hausman tem distribuição Qui-quadrada,

com grau de liberdade igual ao número de coeficientes da equação, no caso $g.l. = 3$.

Ela é estimada por: $H = [b - B]' \times [var(b) - var(B)]' \times [var(b) - var(B)]^{-1} \times [b - B]$.

Tabela 10

Matriz da diferença das variâncias, obtidas na solução da equação oferta (Eq. (16)), pelos métodos *2SLS* e *OLS*, tomando a base de dados do dia 17/08/2007

| | $\ln(S_t)$ | $\ln(IBOV_t)$ | $d \times \ln(VOL_t)$ | CONS |
|-----------------------|-------------|---------------|-----------------------|-----------|
| $\ln(S_t)$ | 0,17678285 | | | |
| $\ln(IBOV_t)$ | -0,06235764 | 0,06873171 | | |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | 0,00032503 | -0,00002811 | 1,010E-06 | |
| CONS | -0,00922281 | -0,50135126 | -0,00095375 | 5,4491264 |

Tabela 11

Resultados do teste de especificação de Hausman de exogeneidade (*H*) para a Eq. (16), tomando a base de dados do dia 17/08/2007

| | Vetor [<i>b</i>] (<i>2SLQ</i>) | Vetor [<i>B</i>] (<i>SLS</i>) | Vetor [<i>b - B</i>] | SQRT Diag [<i>Var(b) - Var(B)</i>] |
|-----------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|------------------------|---|
| $\ln(S_t)$ | 36,537669 | 35,639942 | 0,89772726 | 0,4204555 |
| $\ln(IBOV_t)$ | -4,3007336 | -4,0919958 | -0,2087378 | 0,2621673 |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | 0,00175317 | 0,00040792 | 0,00134525 | 0,001005 |
| CONS | -0,00922281 | -92,841388 | -1,2077296 | 2,334336 |

b = consistent under H_o and H_a ; obtained from regress

B = inconsistent under H_a , efficient under H_o ; obtained from regress

Test: H_o : difference in coefficients not systematic

$\chi^2(4) = (b - B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b - B) = 5.82$

Prob > $\chi^2 = 0.2131$

Nota: $B(b)$ é o vetor que representa os coeficientes da Eq. (16) obtidos via *OLS(2SLQ)*.

A estatística *H* do teste de exogeneidade de Hausman tem distribuição Qui-quadrada, com grau de liberdade igual ao número de coeficientes da equação, no caso *g.l.* = 4.

Ela é estimada por: $H = [b - B]' \times [var(b) - var(B)]^{-1} \times [b - B]$.

5.3. Solução e análise do modelo de equações simultâneas

As soluções do sistema de equações simultâneas, dado pelas Eqs. (14), (15) e (16), são apresentadas nas Tabelas (12) e (13), tanto para a base de dados do dia 17/08/2007 (preço de exercício de R\$46,00), como para a base de dados do dia 14/09/2007 (preço de exercício de R\$53,58).

Com relação à Tabela (12), relativa à opção com valor de exercício de R\$46,00, observamos que os coeficientes de todas as variáveis impostas no modelo como variáveis explicativas, nas três equações ((14), (15) e (16)) se mostraram localmente significativos, com significância menor que 1% e com coeficientes de ajuste altos, conforme pode ser observado pelos R^2 apresentados nesta tabela, sendo respectivamente, de 0,63, 0,99 e 0,92, bastantes satisfatórios. Ainda, observamos que todos os três modelos são globalmente significativos (conforme, as estatísticas *F*, com *p*-valores da ordem de 0,00, o que significa que os modelos são significantes globalmente, com erros menores que 1%.

Podemos verificar na solução da equação da demanda, Eq. (14) da Tabela (12), que o volume de títulos negociados $\ln(VOL_t)$ apresenta-se como fortemente elástico

(e com elasticidade positiva) com relação aos preços defasados, 43,70125%. Isto, considerando-se que $\ln(S_t/S_{t-1}) = \ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$ e, assim, adicionando a parcela de elasticidade obtida diretamente de $\ln(S_{t-1})$ com a parcela de elasticidade obtida no termo de diferença entre o preço atual e o preço defasado por um período (Tabela (12)). Ainda, constatamos por meio do coeficiente do termo de defasagem, $\ln(S_t/S_{t-1}) = \ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$, que a elasticidade preço atual do volume de títulos negociados é fortemente elástica, com $\alpha_{13} = -33,17632\%$ e apresentando uma elasticidade-preço negativa. Assim, temos que para 1% de aumento nos preços atuais, o volume de títulos diminui em 33,17632%. Contudo, o que constatamos é que, de uma forma geral, o ajuste dinâmico da demanda em função das variações de preço, caracteriza-se por uma dependência positiva do preço da ação objeto, pois a elasticidade positiva do preço defasado, 43,70125%, supera a elasticidade negativa dos preços atuais. Este comportamento, do ponto de vista do mercado financeiro auto-ajustável, é esperado, tendo em vista que quando o preço de um ativo demonstra uma tendência de crescimento, no início, aumenta a demanda pela ação objeto. Isto acontece porque estamos tratando de evoluções de preço, minuto a minuto, ao longo de um dia, consequentemente, a distinção entre preço atual e defasado por um minuto, às vezes pode se tornar imperceptível.

Verificamos também nos resultados apresentados na Tabela (12), ainda com relação à solução da Eq. (14), que o volume de títulos da ação objeto apresenta-se fortemente elástico com relação ao índice IBOVSPA, $\alpha_{14} = -9,661941\%$, o que induz que para cada 1% de aumento no IBOVSPA, o volume de títulos negociados diminui em 9,66%. Este comportamento evidencia, também conforme esperado, que em momentos de aumento do indicador do mercado financeiro, os investidores mantêm-se na defensiva e retêm as suas ações, com a finalidade de obter maiores lucros e em momentos de queda, os investidores tendem a repassar os seus ativos, com a finalidade de evitar maiores perdas financeiras.

Ainda com relação à solução da Eq. (14) na Tabela (12), podemos verificar que o inverso do volume de títulos negociados ($\ln(1/N_{NEG_t})$) apresenta-se como sendo negativamente elástico ($\alpha_{15} = -1,200071\%$). Então, considerando que $\ln(1/N_{NEG_t}) = -\ln(N_{NEG_t})$, entendemos que ao aumentar (ou diminuir) o número de negócios em 1%, o volume de títulos negociados aumenta (ou diminui) em 1,2%, o que caracteriza, claramente, uma situação em que a ação objeto segue o comportamento auto-ajustável do mercado, sem efeito pressão sobre os preços da referida ação, no lado da demanda. Este comportamento natural de mercado, sem pressão sobre os preços da ação objeto, pode ser melhor observado se colocarmos a função demanda, Eq. (14), modelada na forma inversa, como segue:

$$\ln(S_t) = 2,111482 - 0,03014 \ln(VOL_t) + 1,3172 \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \ln(IBOV_t) - 0,03617 \ln\left(\frac{1}{N_{NEG_t}}\right) \quad (17)$$

Observamos, na Eq. (17), que um aumento no número de negócios (N_{NEG_t}) tem um impacto positivo no preço da ação. Isto é compreensível se observarmos que

um aumento no número de negócios associado a um aumento no volume de ações demandadas tende a aumentar o preço da ação objeto. Assim, se houvesse um claro efeito de pressão sobre o preço da ação em análise, por meio de grandes investidores institucionais, que estariam vendidos nos contratos de opções, o coeficiente da variável $\frac{1}{N_{NEG_t}}$ teria que ser positivo na Eq. (14), tanto na forma direta como na forma indireta (tendo $\ln(S_t)$ como variável dependente). Pois, nesse caso, grandes volumes de ações seriam negociados por meio de pequeno número de negócios, impactando positivamente sobre os preços. Portanto, não se constata pressão sobre os preços no lado da demanda, pois este termo constitui-se como o único na equação passível de interferência dos grandes investidores institucionais, que poderiam intervir no mercado, realizando poucos negócios, contudo, adquirindo grandes volumes de ação, o que impactaria sobre preço da mesma, aumentando-o.

A solução da Eq. (15) (equação oferta), conforme pode ser evidenciado na Tabela (12), mostra que o volume de títulos negociados ($\ln(VOL_t)$) apresenta-se também como fortemente elástico (e com o sinal correto) com relação aos preços atuais, tal que $\beta_{22} = [1/(\alpha_{22} + \alpha_{24})] = [(1/0,0484679 - 0,0021693)] = 21,598\%$ (veja Eq. (15)). Portanto, como evidenciamos anteriormente (subseção 3.1), não poderá haver efeito expressivo de pressão sobre preços da ação objeto, no dia do vencimento, numa situação em que tanto a função demanda como a função oferta apresenta elasticidade-preço elástica.

Ainda, com relação à solução da Eq. (15) na Tabela (12), verificamos que o índice IBOVSPA impacta fortemente o preço atual da ação objeto, tal que para 1% de aumento (ou queda) nesse índice, o preço atual da ação ofertada aumenta (ou diminui) em $\alpha_{23} = 0,3296\%$. Este comportamento nos mostra que, no lado da oferta, os preços da ação objeto acompanham o comportamento do mercado financeiro. Assim, preços de ativos elevados conduzem a uma oferta maior de ativos, principalmente, pelos grandes traders que mantêm ações em seu poder, em momentos de alta, somente quando os seus incrementos relativos de preços encontram-se dentro de uma banda específica de aumento.

Podemos destacar também na solução da Eq. (15) na Tabela (12), que os efeitos de pressão sobre o preço da ação, no dia de vencimento da opção, manifestam-se somente por meio das variáveis explanatórias $d \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(1/N_{NEG_t})$.

Observamos através de uma análise dos dados, que o preço da ação objeto evoluiu ao longo do dia, de forma descendente, e aproxima-se do preço de exercício da opção, R\$46,00. Contudo, ao se aproximar desse valor, e em alguns momentos, ficando abaixo dele, reage e evolui para cima, ultrapassando R\$46,00. Esse processo se repete, de maneira que podemos observar um comportamento cíclico do preço da ação, em torno de R\$46,00. Este comportamento cíclico nos faz compreender que existe uma força para manter o valor da ação da Petrobras, igual ou abaixo de R\$46,00. Esse comportamento é claramente captado pelos coeficientes da variável $d \times \ln(VOL_t)$ e da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$, conforme veremos a seguir.

O coeficiente de $d \times \ln(VOL_t)$, $\alpha_{24} = -0,0021693\%$ (Eq. (15), conforme Tabela (12), se caracteriza moderadamente como um parâmetro de pressão sobre o preço

Tabela 12

Solução das Eqs. (14), (15) e (16), para a opção com preço de exercício de R\$46,00, considerando a base de dados o dia 17/08/2007, pelo método 3SLS com tolerância de 10^{-15}

| Equation | Number of obs | Parameters | RMSe | "R-sq" | F-stat | p |
|---------------------------|---------------|------------|-----------|-----------|--------------------|------------|
| $\ln(VOL_t)$ | 401 | 4 | 0,6378357 | 0,6309 | 207,25 | 0,000 |
| $\ln(S_t)$ | 401 | 4 | 0,0313723 | 0,9999 | $5,42 \times 10^6$ | 0,000 |
| $\ln(S_t)$ | 401 | 3 | 0,1027620 | 0,9267 | 1737,08 | 0,000 |
| $\ln(VOL_t)$ (Eq.(14)) | COEF. | Std.Err. | t | $p > t $ | [95%conf.interval] | |
| $\ln(S_{t-1})$ | 10,52493 | 2,845372 | 3,70 | 0,000 | 4,948108 | 16,10176 |
| $\ln(S_t/S_{t-1})$ | -33,176320 | 11,150770 | -2,98 | 0,003 | -55,03142 | -11,321220 |
| $\ln(IBOV_t)$ | -9,661941 | 1,483962 | -6,51 | 0,000 | -12,57045 | -6,753428 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -1,200071 | 0,045329 | -26,47 | 0,000 | -1,288914 | -1,111228 |
| CONS | 70,051210 | 14,301470 | 4,90 | 0,000 | 42,02084 | 98,081570 |
| $\ln(S_t)$ (Eq.(15)) | COEF. | Std.Err. | t | $p > t $ | [95%conf.interval] | |
| $\ln(VOL_t)$ | 0,0484679 | 0,0029241 | 16,58 | 0,000 | 0,0427368 | 0,0541990 |
| $\ln(IBOV_t)$ | 0,3296556 | 0,0015599 | 211,34 | 0,000 | 0,3265983 | 0,3327129 |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | -0,0021693 | 0,0002085 | -10,40 | 0,000 | -0,0025779 | -0,0017606 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | 0,0584740 | 0,0038728 | 15,10 | 0,000 | 0,0508834 | 0,0660647 |
| $\ln(OP_t)$ (Eq.(16)) | COEF. | Std.Err. | t | $p > t $ | [95%conf.interval] | |
| $\ln(S_t)$ | 36,0287 | 0,9826997 | 36,66 | 0,000 | 34,10069 | 37,955672 |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | -0,164327 | 0,0023108 | -7,11 | 0,000 | -0,0209664 | -0,0118989 |
| $\ln(IBOV_t)$ | -12,8278 | 0,3514934 | -36,50 | 0,000 | -13,51742 | -12,13819 |

Endogenous variables: $\ln(VOL_t)$, $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$

Exogenous variables: $\ln(S_{t-1})$, $\ln(S_t/S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$, $\ln(1/N_{NEG_t})$ e $\ln(VOL_t)$

da ação. Isto pode ser caracterizado observando-se, por hipótese, que grandes investidores vendem grandes volumes de ações, de tal forma que para cada 1% de aumento no volume de ações ofertadas, os preços reagem em queda com 0,0021693%. Ou seja, um impacto moderado, contudo, suficiente para manter o preço da ação objeto próximo de R\$46,00.

Também, com relação ao outro fator passível de pressão sobre os preços, $\ln(1/N_{NEG_t})$, o seu efeito por meio de intervenção dos grandes investidores institucionais manifesta-se, deslocando a curva de oferta para a direita, conduzindo o mercado para um ponto de equilíbrio com a curva de demanda a um preço menor daquele do equilíbrio anterior, apresentando um efeito similar ao da variável $d \times \ln(VOL_t)$. Pois, quando o preço da ação evolui de forma crescente, para valores acima do valor de exercício da opção, grandes volumes de ações são negociados, por meio de números pequenos de negócios, o que faz reverter a tendência de subida do preço da ação. Assim, pode ser enfatizado por meio da solução da Eq.

(15), na Tabela (12), que o coeficiente $\alpha_{25} = 0,058474\%$ (coeficiente da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$) nos leva a concluir que para 1% de redução no número de negócios, ou 1% de aumento em $1/N_{NEG_t}$, ocorre 0,058% de queda no preço da ação (para entender essa lógica deve ser considerado que a variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ é sempre negativa e que associada a um coeficiente positivo, torna o impacto sobre o preço negociado negativo). O que se pode conjecturar seria que existe uma tendência de pressão sobre os preços da ação no mercado, por meio de grandes investidores institucionais ofertando (vendendo) grandes volumes de ações, contudo, por meio de poucos negócios.

De forma geral, os efeitos evidenciados por meio de a24 e a25 (Eq. (15), referentes, respectivamente, às variáveis explanatórias $d \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(1/N_{NEG_t})$) para a opção de R\$46,00, manifestam-se de forma moderada, tendo em vista que tanto a função demanda como a função oferta são fortemente elásticas com relação ao preço do ativo. Contudo, os impactos desses dois termos demonstram certa eficácia, pois reverterem a tendência de crescimento do preço da ação, para longe do preço de exercício da opção (ou seja, abaixo de R\$46,00).

A solução da Eq. (16), evidenciada na Tabela (12), demonstra que o preço da opção (OP_t), como esperado, é fortemente elástico com relação ao preço da ação, cujos impactos se manifestam de tal forma que para 1% de aumento (ou queda) do preço da ação, o preço da opção aumenta (ou cai) 36,0287%. O índice IBOVESPA demonstra também ter um impacto significativo sobre o preço da opção, tal que para 1% de aumento (ou queda) nesse índice, o valor da opção diminui (ou aumenta) em 12,18278%. Este comportamento demonstra que o preço da opção mantém uma correlação negativa com o indicador do mercado financeiro, conforme o esperado. Também, como no caso da função oferta, podemos observar na Eq. (16) da Tabela (12), o efeito de pressão sobre o preço da opção através do coeficiente da variável explicativa $d \times \ln(VOL_t)$, que é da ordem de $-0,0164327$. Este coeficiente nos mostra o efeito de pressão sobre o preço da opção, tal que para 1% de aumento no volume negociado da ação objeto traz como consequência 0,0164327% de queda no preço da opção. Isto nos leva a entender que, quando o preço da ação aproxima-se em queda, do valor de exercício da opção (no caso em análise, R\$46,00), ocorre um aumento no volume de ações ofertadas (pois, na estrutura desse modelo, esse impacto foi introduzido também na função oferta (Eq. (15)), o que faz com que o preço da opção reaja em queda, da mesma forma que o preço da ação.

Observamos de forma consistente nesta análise a existência de efeito de pressão sobre o preço, tanto da ação quanto da opção, com valor de exercício de R\$46,00. Contudo, estes efeitos atuantes tanto no lado da oferta como sobre o preço da opção se manifestaram moderadamente, mas apresentando um efeito eficaz para estabelecer queda no preço da ação, pois diante das intervenções de grandes traders sobre o mercado, fizeram o preço da ação reagir em queda, quando este estava com tendência crescente e estabelecendo um comportamento cíclico na evolução do preço da ação.

Procedemos a uma análise de impactos das variáveis explanatórias em cada modelo da Tabela (12): função demanda, função oferta e função opção R\$46,00.

Contudo, é importante verificar a interrelação dos impactos de preços atuais sobre o volume monetário dos negócios, como é feito numa análise clássica, com o objetivo de verificar os estados de equilíbrio atingidos na evolução dinâmica, minuto a minuto (ao longo de um dia). Isto exige considerar, consistentemente, uma análise integrada entre os impactos das variáveis explanatórias, de forma que se possa entender adequadamente os comportamentos resultantes das funções no equilíbrio de mercado. Entendemos ainda que todas as variáveis explicativas introduzidas em cada modelo causam o deslocamento da curva de oferta ou de demanda ou de opção (com exceção do impacto de preço atual da ação objeto sobre o volume monetário demandado ou ofertado, também, da ação objeto, que desloca o ponto de equilíbrio ao longo da curva afetada; e da variável $d \times \ln(VOL_t)$ que causa mudança na inclinação, no caso da função oferta e da função preço da opção). Portanto, procuraremos observar estes aspectos e levantar o impacto final, numa situação de equilíbrio no mercado.

Na Figura (2), estabeleceu-se, a priori, as relações entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$ e retendo somente o intercepto do modelo apresentado na Tabela (12), para as funções demanda e oferta (com relação à função demanda, utilizou-se a equação na forma inversa, Eq. (17)). Conforme pode ser observado na legenda desta figura, estas equações, referenciadas, respectivamente, como (i) e (ii), são: $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,0301482 \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t)$. Paralelamente, na Figura (2) também evidenciamos a função demanda, relacionando $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, retendo o intercepto e os impactos médios dos termos $\ln(IBOV_t)$ e $\ln(S_{t-1})$ (Eq. (17)), e na função oferta, relacionando $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, retendo o intercepto e o impacto médio do termo $\ln(IBOV_t)$. Também, conforme pode ser observado na legenda da Fig. (2), estas equações referenciadas, respectivamente, como (iii) e (iv), são: $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,0301482 \times \ln(VOL_t) + 1,3172 \times \ln(S_{t-1} - 0,2912 \times \ln(IBOV_t))$ e $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t) + 0,3296556 \times \ln(IBOV_t)$.

Na análise dos resultados ilustrados na Figura (2), devemos considerar que de acordo com as séries de dados utilizadas no estudo, $\ln(VOL_t)$ assume valores entre 5,99 a 12,88 e $\ln(S_t)$ entre 3,6 e 4,2. Este é o motivo pelo qual as curvas das Figuras (2) e (3) foram estruturadas com valores se restringindo a estes intervalos. Em particular, observamos que as curvas de demanda e oferta entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, referenciadas, respectivamente, como função demanda (i) e função oferta (ii) (ou seja: $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,0301482 \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t)$), não interage, tal que uma situação de equilíbrio possa existir dentro do intervalo dos dados em estudo (para $\ln(VOL_t)$, valores entre 5,99 a 12,88 e para $\ln(S_t)$, valores entre 3,6 e 4,2). Um estado de equilíbrio é possível somente de forma hipotética, mantidas as condições de eficiência do mercado, pois, o volume de ações ofertadas e negociadas ($\ln(VOL_t)$) dependerá do preço da ação objeto e dos preços das demais ações.

Este ponto de equilíbrio hipotético que seria atingido, dadas as condições necessárias, é caracterizado como $(\ln(S_t); \ln(VOL_t))$, sendo representado na Fig. (2) como ponto de equilíbrio entre (i) e (ii), com a ordem de grandeza de (1,30; 26,86). Este ponto só seria atingindo, aumentando-se o volume ofertado

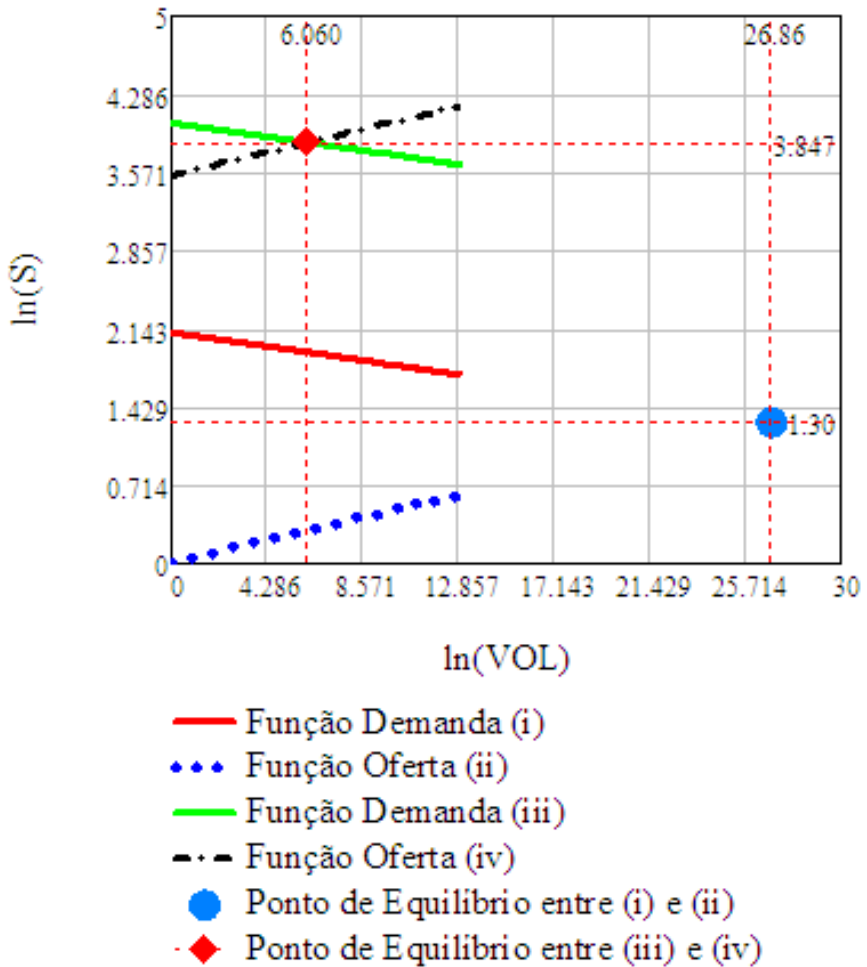


Fig. 2. Curvas de demanda e oferta: (i) Curva de demanda relacionando $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,0301482 \times \ln(VOL_t)$ (Eq. (17)), sem mais os demais termos; (ii) Curva de oferta relacionando $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t)$ (Eq. (15)), sem os demais termos, conforme Tabela (12)); (iii) Curva de demanda relacionando $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,0301482 \times \ln(VOL_t) + 1,3172 \times \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \times \ln(IBOV_t)$, sem os demais termos (Eq. (17)); (iv) Função oferta relacionando $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t) + 0,3296556 \times \ln(IBOV_t)$, sem os demais termos (Eq. (15)), conforme Tabela (12); (v) Ponto de Equilíbrio entre as curvas de (i) e (ii) e; (vi) Ponto de Equilíbrio entre as curvas de (iii) e (iv)

(demandado) para valores imensamente grandes, irrealis para a conjuntura do mercado em análise. Tal situação evidencia que, para que haja um ponto de equilíbrio no mercado, é necessária a interferência das demais variáveis introduzidas como explicativas nos modelos estudados e com elas evoluem para o equilíbrio a estrutura do mercado.

Portanto, com o objetivo de evidenciar as características de interferência dos termos $\ln(S_{t-1})$ e $\ln(IBOV_t)$ na função demanda e $\ln(IBOV_t)$ na função oferta, estes termos foram adicionados nas respectivas funções básicas (funções (i) e (ii)) e ilustrados na Figura (2), como já argumentado, respectivamente, como função demanda (iii) e função oferta (iv). Como se observa na Fig. (2), o termo $\ln(IBOV_t)$ desloca a curva de demanda para a esquerda (coeficiente negativo na Eq. (17)) e a curva de oferta para a direita (coeficiente positivo na Tabela (12)) e o termo $\ln(S_{t-1})$ desloca a curva de demanda para direita (coeficiente positivo na Eq. (17)). Portanto, estimando os valores médios de $\ln(S_{t-1})$ e $\ln(IBOV_t)$ e introduzindo os respectivos impactos, multiplicando-os pelos correspondentes coeficientes, observamos uma configuração de equilíbrio no mercado, conforme o ponto de equilíbrio entre (iii) e (iv), ilustrado na Figura (2).

Na análise da Figura (2), procuramos caracterizar que as variáveis explanatórias $\ln(S_{t-1})$ e $\ln(IBOV_t)$, mantidas constantes as demais condições de mercado, interferem diretamente nas preferências dos investidores, alterando-as e mudando as curvas de demanda e oferta. Assim, observa-se que essas variáveis explanatórias $\ln(S_{t-1})$ e $\ln(IBOV_t)$ inclusas na função demanda e $\ln(IBOV_t)$ inclusa na função oferta elevam o ponto de equilíbrio atingido e, em consequência destes impactos integrados haverá um nível de $\ln(S_t)$ mais alto e um nível de $\ln(VOL_t)$ mais baixo. Ainda deve ser observado que as variáveis $\ln(S_{t-1})$ e $\ln(IBOV_t)$ são inerentes às forças de mercado, e livre de interveniências dos investidores, portanto, sendo fatores exógenos que não permitem pressão sobre os preços das ação objeto da análise. Ou seja, são efeitos devidos às forças de mercado impostas na sua conjuntura no período da análise.

Com o objetivo de evidenciar as características de interferência do termo $\ln(1/N_{NEG_t})$ na função demanda e na função oferta, este foi adicionado nas respectivas funções ilustradas na Figura (2), denominadas como função demanda (iii) e função oferta (iv), as quais já continham os demais termos do modelo dado pela Eq. (17), forma inversa da função demanda e também, os demais termos do modelo da função oferta, conforme (Eq. (15) e (Tabela 12)). Estes resultados foram ilustrados, de forma comparativa, na Figura (3). Ou seja, comparamos as condições de equilíbrio entre as curvas de demanda e oferta, sem considerar o impacto da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ na função demanda, ($\ln(S_t) = 2,111482 - 0,301482 \times \ln(VOL_t) + 1,3172 \times \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \times \ln(IBOV_t)$), e o impacto, também, da variável $\ln(1/n_{NEG_t})$ e $d \times \ln(VOL_t)$ na função oferta, ($\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_T) + 0,3296556 \times \ln(IBOV_t)$), referenciadas, respectivamente, por (i) e (ii), com a condição de equilíbrio entre a curva de demanda e oferta com o termo $\ln(1/N_{NEG_t})$, respectivamente, $\ln(S_t) = 2,111482 -$

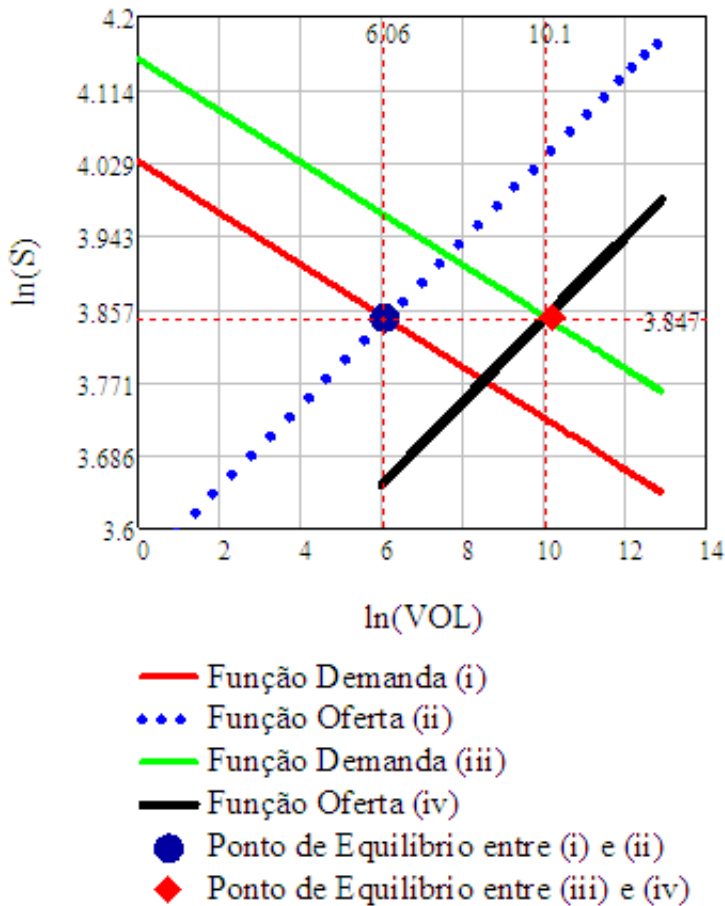


Fig. 3. Função de demanda e função oferta: (i) Curva de demanda relacionando $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,0301482 \times \ln(VOL_t) + 1,3172 \times \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \times \ln(IBOV_t)$, sem os demais termos (Eq. (17)); (ii) Função oferta relacionando $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t) + 0,3296556 \times \ln(IBOV_t)$, sem os demais termos (Eq. (15)) (conforme Tabela (12)); (iii) Curva de demanda relacionando $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,301482 \times \ln(VOL_t) - 1,3172 \times \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \times \ln(IBOV_t) - 0,03617 \ln(\frac{1}{N_{NEG_t}})$ (Eq. (17)); (iv) Função oferta relacionando $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t) + 0,3296556 \times \ln(IBOV_t) + 0,0584740 \times \ln(\frac{1}{N_{NRG_t}})$, (Eq. (15)) (conforme Tabela (12)); (v) Ponto de Equilíbrio entre as curvas de (i) e (ii) e; (vi) Ponto de Equilíbrio entre as curvas de (iii) e (iv)

$0,301482 \ln(VOL_t) + 1,3172 \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \ln(IBOV_t) - 0,03617 \ln\left(\frac{1}{N_{NEG_t}}\right)$
 e $\ln(S_t) = 0,0484679 \ln(VOL_t) + 0,3296556 \ln(IBOV_t) + 0,0584740 \ln\left(\frac{1}{N_{NEG_t}}\right)$,
 referenciadas por (iii) e (iv). Como já evidenciado, o termo $\ln(1/N_{NEG_t})$ desloca a
 curva de demanda para a esquerda, pois apresenta o sinal do coeficiente negativo
 e os valores de $\ln(1/N_{NEG_t})$ são negativos (assim, elevando o ponto de equilíbrio
 entre a curva de demanda e oferta, causando um impacto positivo nos preços da
 ação objeto e, também, um impacto positivo sobre o volume de ações negociadas).
 Por outro lado, o termo $\ln(1/N_{NEG_t})$ move a curva de oferta para a direita,
 deslocando o ponto de equilíbrio para baixo, diminuindo os níveis de preço da
 ação objeto e aumentando o volume de títulos negociados. Na Figura (3), as curvas
 correspondentes a estas situações foram obtidas (curvas (iii) e (iv)), estimando-se
 o valor médio de $\ln(1/N_{NEG_t})$, multiplicando-o pelos correspondentes coeficientes,
 nos dois modelos.

A importância dessa análise encontra-se no fato de que a variável $\ln(1/N_{NEG_t})$
 é passível de interferência dos investidores, numa situação tal que grandes
 investidores institucionais realizam compras (na demanda) de grandes quantidades
 de ações por meio de pequenos números de negócios. A situação aqui evidenciada
 é tal que para cada 1% de redução no número de negócios, os preços das ações
 se reduzem 0,036%, impacto pequeno sobre os preços das respectivas ações. Mas,
 a redução de 1% no número de negócios causou 1,2% de redução no volume de
 ações negociadas. Portanto, observou-se que o modelo da função demanda captou
 um impacto significativo da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$, mas sem efeito de pressão de
 aumento sobre os preços da ação objeto da análise, pois, caso houvesse pressão sobre
 os preços, a redução do número de negócios deveria causar um impacto positivo no
 preço das ações e um aumento no volume de negócios.

Por outro lado, a questão do impacto do termo $\ln(1/N_{NEG_t})$ na função oferta
 foi capaz de detectar uma pressão sobre os preços, por meio de vendas de ações
 da empresa em análise, através de grandes investidores institucionais, envolvendo
 pequenos números de negócios. Nesta função, observou-se que 1% de redução nos
 números de negócios causou 0,0584% de aumento no nível de preço. Entretanto,
 1% de redução no número de negócios causou 1,2% ($\approx 0,0584740/0,0484679$) de
 aumento no volume de ações vendidas (negociadas) (fatores obtidos invertendo a
 função oferta). Todavia, o fato interessante observado nesta análise (e na Figura (3))
 que os efeitos da variável explanatória $\ln(1/N_{NEG_t})$, computados conjuntamente,
 tanto do lado da função demanda como do lado da função oferta dá-se, de tal
 forma, que o nível de preço da ação mantém-se quase que praticamente o mesmo
 (por exemplo, apoiando na Figura (3), de maneira que $\ln(S_t) = 3,847 \rightarrow S_t =$
 $\exp(3,847) \approx R\$46,85$), valor condizente para que um investidor exerça o direito
 de compra de uma opção com valor de exercício de R\$46,00. Portanto, podemos
 concluir que esta pressão isolada sobre o preço da ação objeto, por meio da variável
 $\ln(1/N_{NEG_t})$, nos faz conjecturar que as interferências ocorridas tanto do lado
 da oferta, como também do lado da demanda, sejam simplesmente operações de
 efeito, efetuadas por um mesmo investidor ou por investidores parceiros, com uma

finalidade única de pressionar os preços.

Na análise apresentada na Figura (4), adicionamos à curva de oferta, referenciada como (iv), na Figura (3), o termo $d \times \ln(VOL_t)$, sendo que as demais curvas permaneceram as mesmas. A finalidade é evidenciar o efeito da variável $d \times \ln(VOL_t)$ sobre a função oferta. Relembramos que a variável *dummy* d , neste caso, foi assumida igual ao valor 1 (um) quando o preço da ação se aproximava do valor de exercício da opção (R\$46,00), entre os limites de R\$45,50 e R\$46,50. Para valores da ação maiores ou menores que os limites do intervalo considerado, d assumiu o valor 0.

Esta variável foi considerada uma *proxy* capaz de captar interveniências dos grandes investidores institucionais, em função de vendas de grandes lotes de ações, o que tem sentido somente quando se pretende diminuir o preço da ação objeto, aumentando o volume ofertado e negociado.

Deve ser evidenciado que a variável $d \times \ln(VOL_t)$ causa mudança na inclinação da função oferta, quando o preço da ação objeto se distancia, de forma crescente do valor de exercício da opção, pois, aqui a pretensão é abaixar o preço da ação para um valor, se possível, abaixo do valor de exercício, de forma que o detentor do direito de opção, não o exerça. No modelo da função oferta (Tabela (12) ou no gráfico da Fig. (4)) podemos observar que a variável explanatória $d \times \ln(VOL_t)$ apresenta impacto negativo sobre o preço da ação, tal que para cada 1% de aumento (ou queda) no volume de negócios da ação objeto (isto, quando os preços dessa ação estão no seguinte intervalo $R\$45,00 \leq S_t \leq R\$46,50$), então, o preço dessa ação sofre um decréscimo da ordem de 0,0021693%. Contudo, o volume de ações negociadas cresce na proporção de $\approx 0,0021693/0,04846790,0447\%$ (conforme dados da Tabela (12), invertendo a função oferta). Este comportamento faz com que a relação entre volume e preço oscile entre as duas curvas pontilhadas da Figura (4), representando os impactos conjuntos dos termos $\ln(1/N_{NEG_t})$ e $d \times \ln(VOL_t)$ na função oferta, pois, quando o preço da ação tende a aumentar e se distanciar do valor de exercício da opção, a intervenção faz com que o preço volte a cair e o volume de títulos negociados a aumentar. Como já descrito, esta pressão do lado da oferta dá-se por meio de vendas de grandes lotes de ações (por meio de grandes investidores) que, conforme pode ser observado na Fig. (4), faz com que o preço da ação objeto oscile, deslocando a curva de oferta e alterando a inclinação da mesma, entre as duas curvas pontilhadas (pois, os efeitos de $\ln(1/N_{NEG_t})$ e $d \times \ln(VOL_t)$ são interligados).

O ponto de equilíbrio 2 (dois) na Figura (4) caracteriza uma situação de equilíbrio entre a curva da função demanda e a curva da função oferta que é atingido, quando se estabelece um efeito de pressão pelos grandes investidores. Nesse caso, entendemos que os grandes traders são vendedores de direito de opção e interferem no mercado, com a finalidade de que o preço da ação objeto atinja valores inferiores ao de exercício. Contudo, o que constatamos, claramente, foi que o preço médio de equilíbrio atingido se mantém aproximadamente em $\ln(S_t) = 3,835 \rightarrow S_t = \exp(3,835) \approx R\$46,29$, valor ainda condizente para que um investidor exerça o seu direito de compra de uma opção com valor de exercício de R\$46,00.

Concluimos que apesar da tentativa de estabelecer pressão sobre o preço da ação

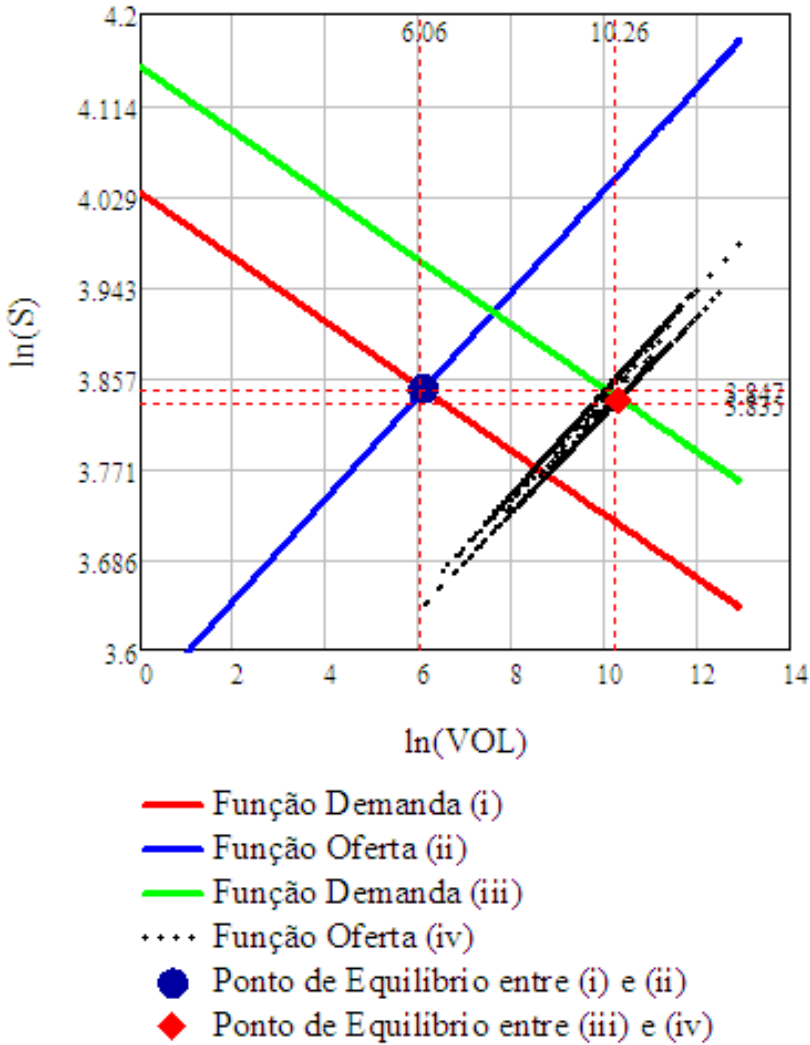


Fig. 4. Função de demanda e função oferta: (i) Curva de demanda relacionando $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,0301482 \times \ln(VOL_t) + 1,3172 \times \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \times \ln(IBOV_t)$, sem os demais termos (Eq. (17)); (ii) Função oferta relacionando $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t) + 0,3296556 \times \ln(IBOV_t)$, sem os demais termos (Eq. (15)) (conforme Tabela (12)); (iii) Curva de demanda relacionando $\ln(S_t) = 2,111482 - 0,301482 \times \ln(VOL_t) - 1,3172 \times \ln(S_{t-1}) - 0,2912 \times \ln(IBOV_t) - 0,03617 \ln(\frac{1}{N_{NEG_t}})$ (Eq. (17)); (iv) Função oferta relacionando $\ln(S_t) = 0,0484679 \times \ln(VOL_t) + 0,3296556 \times \ln(IBOV_t) - 0,0021693 \times d\ln(VOL_t) + 0,0584740 \times \ln(\frac{1}{N_{NEG_t}})$, (Eq. (15)) (conforme Tabela (12)); (v) Ponto de Equilíbrio entre as curvas de (i) e (ii) e; (vi) Ponto de Equilíbrio entre as curvas de (iii) e (iv)

da Petrobras (para a base de dados de 17/08/2007), com a finalidade de inibir os compradores de exercer o seu direito de compra, isto não ocorreu com sucesso, pois, apesar de todo o esforço estabelecido pelos grandes investidores, o preço da ação ainda fechou em um valor acima do de exercício da opção.

Portanto, entendemos que houve uma efetiva pressão sobre o preço da ação, para que o mesmo mantivesse abaixo do valor de exercício e tal que não fosse exercido o direito de compra sobre as quotas da respectiva ação. Contudo, tal intento não foi atingido, tendo vista que as curvas de demanda e oferta para ação objeto (para a base de dados de 17/08/2007) se caracterizaram como fortemente elásticas, o que dificultou o efetivo sucesso na pressão sobre o preço da respectiva ação, estabelecendo um preço igual ou menor que R\$46,00.

Também, como já enfatizado, solucionamos o sistema de equações simultâneas, dado pelas Eqs. (14), (15) e (16), para as opções da ação da Petrobras, considerando a base de dados de 14/09/2007, com preço de exercício de R\$53,58, cujos resultados encontram-se apresentados nas Tabelas (13).

Com relação à Tabela (13), relativa à opção com valor de exercício de R\$53,58, observamos que os coeficientes de todas as variáveis impostas no modelo como variáveis explicativas, nas três equações ((14), (15) e (16)) se mostraram localmente significativos, com significância menor que 1%. Também observamos que os coeficientes de ajuste foram satisfatórios, conforme pode ser observado pelos R^2 apresentados na Tabela (13). Ainda observamos que todos os três modelos são globalmente significativos (conforme, as estatísticas F , com p -valores da ordem de 0,00, o que significa que os modelos são significantes globalmente, com erros menores que 1%).

Podemos verificar nas soluções das Eqs. (14), (15) e (16), apresentadas na Tabela (13), que o os resultados para a opção com valor de exercício de R\$53,58, negociada dia 14/09/2007, também, para a ação da Petrobras, apresentaram comportamento semelhante daqueles obtidos para a opção com valor de exercício de R\$46,00, negociada dia 17/08/2007 (Tabela (12)), variando somente em ordem de grandeza. Portanto, não comentaremos detalhadamente estes resultados, simplesmente, comentaremos as relações de impactos dos termos passíveis de caracterizar pressão pelos grandes investidores sobre o preço da ação objeto.

Como já argumentado, a variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ é passível de interferência dos investidores, numa situação tal que grandes investidores institucionais realizam compras (na demanda) de grandes quantidades de ações por meio de pequenos números de negócios. A situação evidenciada na Tabela (13) é tal que para cada 1% de redução nos números de negócios, os preços das ações reduzem $\frac{1,015743}{178,5056} = 0,00569\%$, impacto excessivamente pequeno sobre os preços das respectivas ações. Por outro lado, a redução de 1% no número de negócios causou 1,015% de redução no volume de ações negociadas. Portanto, observou-se que o modelo da função demanda captou um impacto significativo da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$, contudo, similar ao caso anteriormente estudado, sem efeito de pressão de aumento sobre os preços da ação objeto da análise, pois, caso houvesse pressão sobre os preços, a redução

Tabela 13

Solução das Eqs. (14), (15) e (16), para a opção com preço de exercício de R\$53,58, considerando a base de dados o dia 14/09/2007, pelo método 3SLS com tolerância de 10^{-15}

| Equation | Number of obs | Parameters | RMSe | "R-sq" | F-stat | p |
|--|---------------|------------|-----------|--------|--------------------|------------|
| $\ln(VOL_t)$ | 395 | 4 | 0,8961528 | 0,4565 | 121.96 | 0,0000 |
| $\ln(S_t)$ | 395 | 4 | 0,007192 | 1,0000 | 5.16e+07 | 0,0000 |
| $\ln(S_t)$ | 395 | 3 | 0,0463012 | 0,9891 | 11898.30 | 0,0000 |
| $\ln(VOL_t)$ (Eq.(14)) | COEF. | Std.Err. | t | p > t | [95%conf.interval] | |
| $\ln(S_{t-1})$ | 124,988 | 9,680217 | 12,91 | 0,000 | 105,9955 | 143,9805 |
| $\ln(S_t/S_{t-1})$ | -178,5056 | 33,00758 | -5,41 | 0,000 | -243,2661 | -113,7451 |
| $\ln(IBOV_t)$ | -92,73644 | 12,14515 | -7,64 | 0,000 | -116,5651 | -68,90781 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | -1,015743 | 0,05187174 | -19,58 | 0,000 | -1,117515 | -0,9139714 |
| CONS | 508,2837 | 98,66612 | 5,15 | 0,000 | 314,7019 | 701,8655 |
| $\ln(S_t)$ (Eq.(15)) | COEF. | Std.Err. | t | p > t | [95%conf.interval] | |
| $\ln(VOL_t)$ | 0,0077905 | 0,0004343 | 17,94 | 0,000 | 0,0069383 | 0,0086427 |
| $\ln(IBOV_t)$ | 0,368969 | 0,0003175 | 1162,05 | 0,000 | 0,3683461 | 0,369592 |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | -0,0004768 | 0,0000513 | -9,29 | 0,000 | -0,0005775 | -0,0003762 |
| $\ln(1/N_{NEG_t})$ | 0,0075324 | 0,0003749 | 20,09 | 0,000 | 0,0067968 | 0,008268 |
| $\ln(OP_t)$ (Eq.(16)) | COEF. | Std.Err. | t | p > t | [95%conf.interval] | |
| $\ln(S_t)$ | 42,43028 | 0,5067329 | 83,73 | 0,000 | 41,43608 | 43,42449 |
| $d \times \ln(VOL_t)$ | -0,010678 | 0,0008798 | -12,14 | 0,000 | -0,0124043 | -0,0089518 |
| $\ln(IBOV_t)$ | -15,54169 | 0,1860979 | -83,51 | 0,000 | -15,90681 | -15,17657 |
| Endogenous variables: $\ln(VOL_t)$, $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$ | | | | | | |
| Exogenous variables: $\ln(S_{t-1})$, $\ln(S_t/S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$, $\ln(1/N_{NEG_t})$ e $\ln(VOL_t)$ | | | | | | |

do número de negócios deveria causar um impacto positivo no preço das ações e um aumento no volume de negócios.

O termo $\ln(1/N_{NEG_t})$, na função oferta, foi capaz de detectar uma pressão sobre os preços, por meio de vendas de ações da empresa em análise, através de grandes investidores institucionais, envolvendo pequenos números de negócios. Nesta função, conforme se observa na Tabela (13), 1% de redução nos números de negócios causou 0,0075324% de redução no nível de preço (a variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ é negativa e uma redução no número de negócios a torna ainda mais negativa, reduzindo o nível de preço), também, um impacto bastante pequeno e consideravelmente menor que no caso analisado para a opção de R\$46,00. Entretanto, 1% de redução no número de negócios causou 0,96% de aumento no volume de ações vendidas (fator obtido invertendo a função oferta, $\approx -0,0075324/0,0077905 = -0,966\%$). Também, para entender essa lógica deve ser considerado que a variável $\ln(1/N_{NEG_t})$ é sempre negativa e que associada ao sinal do coeficiente negativo, torna o impacto

sobre o volume negociado positivo. Portanto, podemos concluir que esta pressão isolada sobre o preço da ação objeto, por meio da variável $\ln(1/N_{NEG_t})$, de forma similar ao observado para a opção de R\$46,00, nos faz reenfatar que as interferências ocorridas tanto do lado da oferta, como também do lado da demanda, seja simplesmente operações de efeito, efetuadas por um mesmo investidor ou por investidores parceiros, com uma finalidade única de pressionar os preços.

Ainda, na análise da Tabela (13) e relembando que a variável *dummy* d , neste caso, foi assumida igual ao valor 1 (um) quando o preço da ação se aproximava do valor de exercício da opção (R\$53,58), entre os limites de R\$53,08 e R\$54,08. Para valores da ação maiores ou menores que os limites do intervalo considerado, d assumiu o valor 0. Esta variável foi considerada uma *proxy* capaz de captar intervenções dos grandes investidores institucionais, em função de vendas de grandes lotes de ações, o que tem sentido somente quando se pretende diminuir o preço da ação objeto, aumentando o volume ofertado e negociado.

A variável $d \times \ln(VOL_t)$ causa mudança na inclinação da função oferta, quando o preço da ação objeto se distancia, de forma crescente do valor de exercício da opção, pois, aqui a pretensão é abaixar o preço da ação para um valor, se possível, abaixo do valor de exercício, de forma que o detentor do direito de opção, não o exerça. No modelo da função oferta (Tabela (13)), podemos observar que a variável explanatória $d \times \ln(VOL_t)$ apresenta impacto negativo sobre o preço da ação, tal que para cada 1% de aumento (ou queda) no volume de negócios da ação objeto (isto, quando os preços dessa ação estão no seguinte intervalo $R\$53,08 \leq S_t \leq R\$54,08$), então, o preço dessa ação sofre um decréscimo da ordem de 0,0004768%. Contudo, o volume de ações negociadas cresce na proporção de $\approx 0,0004768/0,00779050,0612\%$ (conforme dados da Tabela (13), invertendo a função oferta). Este comportamento faz com que a relação entre volume e preço oscile, de forma similar ao caso anterior, quando o preço da ação tende a aumentar e se distanciar do valor de exercício da opção, a intervenção faz com que o preço volte a cair e o volume de títulos negociados a aumentar. Como já descrito, esta pressão do lado da oferta dá-se por meio de vendas de grandes lotes de ações, quando o preço da ação objeto se aproxima do preço de exercício, por meio de grandes investidores, o que faz com que os preços da ação objeto oscilem, deslocando a curva de oferta e alterando a inclinação da mesma.

A solução da Eq. (16) (equação preço da opção), evidenciada na Tabela (13), demonstra que o efeito de pressão sobre o preço da opção através do coeficiente da variável explanatória $d \times \ln(VOL_t)$, tal que para 1% de aumento no volume negociado da ação objeto, quando os preços integram os limites de R\$53,08 e R\$54,08 é da ordem de $-0,010678\%$. Isto nos leva a entender que, quando o preço da ação aproxima-se em queda, do valor de exercício da opção (no caso em análise, R\$53,58), ocorre um aumento no volume de ações ofertadas, o que faz com que o preço da opção reaja em queda, da mesma forma que o preço da ação.

Observamos de forma consistente nesta análise para os dados da opção, com vencimento em 17/09/2007, a existência de efeito de pressão sobre o preço, tanto da ação quanto da opção, com valor de exercício de R\$53,58. Contudo, estes efeitos

atuantes tanto no lado da oferta como sobre o preço da opção se manifestaram moderadamente, mas apresentando um efeito eficaz para estabelecer queda no preço da ação, pois diante das intervenções de grandes investidores sobre o mercado fizeram o preço da ação reagir em queda, quando este estava com tendência crescente e estabelecendo um comportamento cíclico na evolução do preço da ação, de forma similar ao caso anteriormente analisado.

Portanto, como para o caso anterior, entendemos que houve uma efetiva pressão sobre o preço da ação, para que o mesmo se mantivesse abaixo do valor de exercício e tal que não fosse exercido o direito de compra sobre as quotas da respectiva ação. Mas, tal intento não foi atingido, tendo vista que as curvas de demanda e oferta para ação objeto, para a base de dados de 14/09/2007 e o dia de vencimento em 17/09/2007, se caracterizaram como fortemente elásticas, o que também dificultou o efetivo sucesso de pressão sobre o preço da respectiva ação.

6. Conclusões

Realizamos, na primeira parte deste estudo, uma análise com o objetivo de verificar o desempenho do modelo de Sanvicente e Monteiro (2005) para detectar o efeito de pressão sobre o preço da ação preferencial da Petrobras no último dia de negociações antes do vencimento de suas opções em 17/08/2009 e 14/09/2007. Verificamos por meio dos resultados deste modelo que, no caso da opção da Petrobras, não houve efeito de pressão sobre o preço da ação, neste último dia de negociação. Contudo, constatamos que o referido modelo se demonstrou ineficiente para tal finalidade, tendo em vista a forte simultaneidade entre os preços da ação e da opção, no qual a última variável foi considerada como exógena.

Em seguida, elaboramos um modelo de equações simultâneas, de três equações, porém mantendo os fundamentos do modelo de Sanvicente e Monteiro (2005). Pudemos constatar que o modelo modificado se apresentou eficiente para levantar as tendências de pressão sobre o preço da ação, estabelecido no lado da oferta, por grandes investidores institucionais. Estes efeitos de pressão demonstraram ser efetivos, apesar de moderados, sem qualquer estabelecimento de posições de arbitragem sobre no retorno das ações no último dia de negociação. Entretanto, deve ficar evidente que o modelo esquematizado, totalmente original, demonstrou ser eficiente.

Deve ser enfatizado que a negociação de derivativos é uma parte integrante do processo de amadurecimento de mercados importantes de todas as nações, sendo uma importante ferramenta de administração de riscos. O uso de derivativos como ferramenta de gestão de riscos trouxe aos reguladores a preocupação de seu impacto no mercado de valores subjacente. A maioria deles tinha a convicção de que a comercialização de futuros e de opções atrairia especuladores e arbitradores que desestabilizariam os preços dos ativos, especialmente, no dia de vencimento destes contratos de derivativos.

Portanto, deve ser entendida a importância de desenvolvimentos de ferramentas

que permitam o controle do processo de arbitragem nos preços de ativos, especialmente no dia de vencimento de derivativos. Geralmente, esta intervenção acontece, pois uma parcela de agentes aposta que o preço da ação objeto superará o preço de exercício, na data de vencimento futura e, de outro lado, outros investidores, normalmente institucionais, que vendem opções de compra e se beneficiam com o prêmio e apostam que não haverá exercício à opção vendida. Neste caso, estes tendem a exercer arbitragem sobre os preços, sempre com a intenção de que os preços atinjam, no fechamento do dia de vencimento, um valor igual ou inferior ao de exercício. Este efeito foi detectado pelo modelo aqui esquematizado. Assim, entendemos que o modelo desenvolvido neste trabalho possa ser usado como uma ferramenta que possibilite estabelecer análises e controle de opções e de outros derivativos nos dias de vencimento/último dia de negociações.

Referências bibliográficas

- Brito, N. R. O. & Sosin, H. B. (1984). O efeito de vencimentos futuros sobre a formação de preços no mercado a vista de ações. In Brito, N. R. O., editor, *Mercados Futuros, a sua Relevância e Experiência*. Ao Livro Técnico, Rio de Janeiro.
- Chow, Y. F., Haynes, H. M., & Yung, H. Z. (2002). Expiration-day effect: Evidence from high-frequency data in the Hong Kong stock market. *Journal of Futures Markets*, 23(1):67–86.
- Cunha, J. & Costa Jr., N. C. A. (2006). Influência e causalidade entre o mercado de ações e o mercado de opções: Revisão de literatura e novos resultados. *Revista de Administração Contemporânea*, 10(1):31–54.
- Gujarati, D. (2004). *Econometria Básica*. Makron Books, Rio de Janeiro, 4th edition.
- Gujarati, D. (2006). *Econometria Básica*. Campus, Rio de Janeiro, 4th edition.
- Gupta, A., Metia, S., & Trivedi, P. (2003). The effects of options expiration on NSE volume and prices. <http://www.ideas.repec.org>.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6):1251–1271.
- Kan, A. C. N. (2001). Expiration-day effect: Evidence from high-frequency data in Hong Kong stock market. *Applied Financial Economics*, 11(1):107–118.
- Kiran Jr., J. & Bodla, B. S. (2007). Expiration day effect of stock derivatives on the volatility, return and trading volume of underlying stocks. *Journal of Derivatives Markets*, 4(2):46–57.
- Klemkosky, R. C. (1978). The impact of option expiration on stock price. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12(3):507–17.
- Maniar, H. M., Baht, R., & Maniyar, D. M. (2009). Expiration hour effect of futures and options markets on stock market: A case study on NSE (National Stock Exchange of India). *International Review of Economics and Finance*, 18(3):381–391.
- Sanvicente, A. Z. & Kerr, R. B. (1989). O mercado de ações e o vencimento de opções de compra. *Revista de Administração*, 24(1):23–32.
- Sanvicente, A. Z. & Monteiro, R. C. (2005). A guerra entre comprados e vendidos no mercado de opções de compra da Bolsa de Valores de São Paulo. *Revista de Administração (RAUSP)*, 40(1):34–43.

Stoll, H. R. & Whaley, R. E. (1991). Expiration-day effects: What has changed? *Financial Analyst Journal*, 47(1):58-72.