

O EFEITO DIA DE VENCIMENTO DE OPÇÕES NA BOVESPA REVISITADO

Newton C. A. da Costa Jr., Milton Biage
Departamento de Economia, UFSC

Waldemar Ferreira e Marco Goulart
Departamento de Administração, UFAM Curso de Pós-Graduação em
Administração, UFSC

Resumo:

Este artigo verifica Através de dados intradiários, coletados minuto a minuto, se existe o efeito dia de vencimento (*expiration-day effect*) durante o último dia de negociação de contratos de opções na Bolsa de Valores de São Paulo, em agosto de 2007. Utilizou-se dados de opções da Ação PETR4¹ e aplicou-se, inicialmente, a metodologia de 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, em um estudo usando dados de opções da série TELEMAR, de outra data de vencimento. Na seqüência do estudo, esquematizou-se um modelo de equações simultâneas de três equações, seguindo as premissas de Sanvicente e Monteiro (2005), o qual demonstrou ser eficiente para detectar efeitos de pressão sobre o preço da ação e, também, do prêmio de opção. Entretanto, estes efeitos se apresentaram de forma tímida, sem maiores conseqüências, tanto nos preços das ações como nos prêmios de 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.

Abstract: This study verifies through given intraday, collected minute to minute, if exist the expiration-day effect during the last day of negotiation of option contracts in the Stock exchange of São Paulo, in August of 2007. It was used option data of the PETR4 stock and it was applied, initially, the methodology of Sanvicente and Monteiro (2005). It was not found indications that the expiration of options exercises influence on the behavior of the prices of the target stock. This result contradicts them obtained by Sanvicente and Monteiro, in a study using data of the TELEMAR series options, of another expiration date. In the sequence of the study, a model of simultaneous equations of three equations was schematized, following the premises of Sanvicente and Monteiro (2005), which demonstrated to be efficient to detect pressure effects on the stock price and also on the option contracts. However, these effects were without larger consequences, as much in the prices of the actions as in the prices of option contracts. The one that it can infer from these results is that the Brazilian market, in what concerns days of option expirations and depending on the stock option, it oscillates among moments of efficiency and of no efficiency.

Palavras Chave: efeito dia-de-vencimento, mercado de opções, dados intradiários, modelos de equações simultâneas.

Words Key: effect day-of-expiration, option market, intraday data, models of simultaneous equations.

Área 7: Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças.

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

¹ 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.

1. Introdução

Muitos trabalhos foram publicados, no Brasil e no exterior, com o objetivo de verificar se o mercado de opções e de outros derivativos influencia 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, a 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.

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 (1987), 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 parecidos 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 da Petrobrás PN, durante o último dia de negociações, antes do vencimento de suas opções. Levou-se em conta o procedimento estabelecido pelos investidores, para definir suas posições no mercado, sendo usadas amostras do dia 17 de agosto de 2007, por se tratar do dia que antecede o vencimento da série PETRO4².

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 será apresentada os resultados obtidos com o modelo de Sanvicente e Monteiro (2005). Na quinta proporemos um modelo modificado e a análise de seus resultados e; finalmente, na sexta seção apresentaremos as conclusões do estudo.

2. Revisão da literatura

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

² Sigla referente à opção de compra da ação preferencial da PETRO4, com preço de exercício igual a R\$ 46,00 e vencimento no mês de fevereiro.

não haverá exercício à opção vendida. Esta queda de braço chama-se, comumente, de “guerra” entre *comprados* e *vendidos*. Por outro lado, a literatura internacional denomina este fenômeno de 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.

A seguir são apresentados alguns estudos que usaram dados intradiários. Para uma descrição mais detalhada de artigos sobre o assunto, sugere-se a leitura de Cunha e Costa Jr. (2006) e de Sanvicente e Monteiro (2005).

- ✓ Stoll e Whaley (1987) constataram que a volatilidade e o volume negociado do índice S&P500 a vista elevavam-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 Hang Sang 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.
- ✓ Gupta, Metia, e Trivedi (2003), em 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.
- ✓ 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. Constataram a existência do efeito durante o dia analisado (14 de dezembro de 2001).

3. O modelo proposto por sanvicente e monteiro (2005)

3.1 Concepção teórica do modelo

O objetivo deste trabalho é o de verificar a existência do efeito dia-de-vencimento, utilizando o modelo utilizado por Sanvicente e Monteiro (2005), e desenvolver um modelo alternativo para tal finalidade, comparando os resultados obtidos com os dois modelos. Portanto, este estudo aplica o modelo desenvolvido por estes últimos autores e o modelo alternativo desenvolvido, em um evento distinto, ocorrido em agosto de 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 Petrobras PN, volumes negociados, cotações do índice Bovespa e cotações da ação-objeto.

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 10h01min às 17h18min, do dia 17 de agosto de 2007. Estes dados foram processados, com o objetivo de analisar o comportamento do mercado a vista, e verificar se existiram indícios de influência do mercado de opções.

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:

$$\begin{cases} S_t = F_1 \left[VOL_{d_t}; OP_t; IBOV_t; S_{t-1}; (VOL_{d_t})^d \right] \times \exp(e1_t) \\ S_t = F_2 \left[VOL_{o_t}; S_{t-1}; \frac{1}{N_NEG_t} \right] \times \exp(e2_t) \\ (VOL_o)_t = (VOL)_t \end{cases} \quad (1, 2 \text{ e } 3)$$

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_{d_t} 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:

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

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 de vencimento da opção no pregão, no caso, dia 17 de agosto de 2007);
- d : variável incluída para verificar a hipótese complementar de que o efeito do dia-de-vencimento 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 inclusas 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. Conseqüentemente, 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, pode ser entendida como um fator de manipulação 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 agentes 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 importante 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 analisada por comparação gráfica com $\ln(S_t)$, podemos observar uma relação de impactos simultâneos (com coeficiente de correção $r \approx 0,9789$) entre estas duas variáveis, conforme Figura (1), abaixo. 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 a $\ln(OP_t)$ 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 $\ln(OP_t)$.

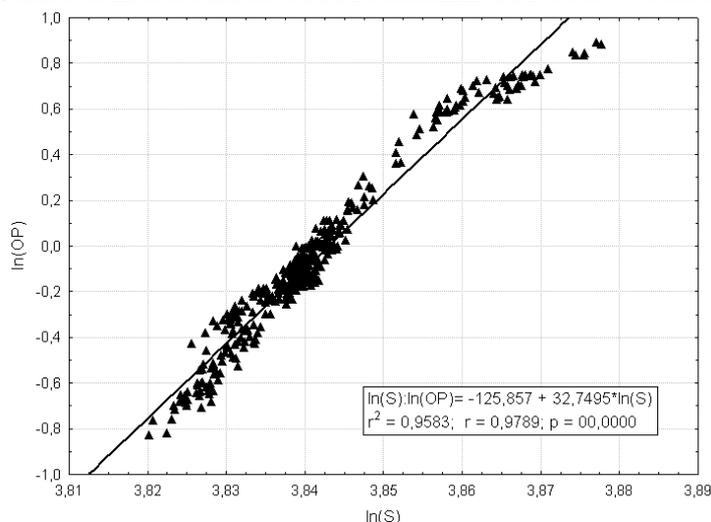


Figura 1 - Relação de dependência (e causalidade) simultânea entre $\ln(S)$ e $\ln(OP)$.

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 $S \geq S_0$ 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 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, claramente, conduziria a pequenas quedas (ou aumentos) nos preços das ações objeto (logicamente, estes impactos dependerão de quanto à oferta será elástica e a demanda inelástica). Contudo, observamos que pequenas quedas (ou aumentos) de quantidades de ações demandadas conduziria 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 possibilitem 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 no dia de vencimento da opção, no nosso caso, a PETRO4.

3.2 Solução do modelo

Conforme Gujarati (2006, página 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 superidentificada³, 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 da 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 algum de seus coeficientes seja nulo. Nesse caso, deve-se ainda aplicar a condição de posto (Gujarati, 2006, página 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 Equações (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 obter-se 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 será consistente (quando o tamanho da amostra aumenta, diminui o viés nas estimativas do modelo), mas não eficiente (solução com variância mínima). Assim, se procedermos a 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*, contudo, com inferências de intervalos de confiança ou testes de hipóteses menos precisos, tendo em vista o aumento do erro padrão dos parâmetros do modelo.

Na solução desse modelo deve-se verificar a simultaneidade entre as variáveis e, consequentemente, 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.

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 de Três Estágios (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 sub-identificada), a solução correta é possível somente pelo Método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios (ou também pelo Método de Máxima Verossimilhança, ou em casos especiais pelo Método Indutivo). As equações sub-identificadas num sistema de equações simultâneas não podem ser obtidas e as equações exatamente identificadas podem ser obtidas pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinário.

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 com 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 constatar 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 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:

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

onde $[b - B]'$ é o transposto do vetor diferença entre os coeficientes, $[var(b) - var(B)]^{-1}$ 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 regressões estimadas, 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. E sob a hipótese alternativa, o estimador 2SLS é mais eficiente que o OLS. 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 às 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 ao dia 17 de agosto de 2007. 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 $\ln(VOL_t)$ realizamos o teste de Hausman, que é 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 que demonstra claramente a necessidade de implementar um modelo com duas equações para as séries de dados em análise.

Tabela 1: Teste de simultaneidade de Hausman (2ª Etapa).

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

Tabela 2: Matriz da diferença das variâncias, obtidas na solução da Eq. (7), pelos métodos 2SLS e OLS.

	$\ln(S_t)$	$\ln(S_{t-1})$	$\ln(1/N_NEG_t)$
$\ln(S_t)$	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).

	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 Ho and Ha; obtained from regress B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from regress Test: Ho: difference in coefficients not systematic H = $\chi^2(3) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 0.41$ 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: $H = [b - B]' \times [var(b) - var(B)]^{-1} \times [b - B]$.

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 se verificar a exogeneidade das variáveis explicativas. 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 pelo pelos métodos 2SLS e OLS, 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 OLS, Portanto, de acordo com este teste as duas soluções são consistentes, tanto a solução 2SLS como a OLS.

Assim, considerando os testes de exogeneidade realizados, manteremos o procedimento de soluções pelos métodos 2SLS, em detrimento da solução pelo método OLS, por considerarmos aquele mais consistente, mesmo em uma situação de pequena correlação entre as variáveis independentes e os resíduos na equação do modelo superidentificada (Eq. (7)), apesar de a solução OLS apresentar-se também como consistente e diferir muito pouco daquela do 2SLS.

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
Dummy* $\ln(VOL_t)$	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
Instrumented: $\ln(S_t)$						
Instruments $\ln(S_{t-1})$ $\ln(1/N_NEG_t)$ $\ln(OP_{46t})$ $\ln(IBOV_t)$ $d \times \ln(VOL_t)$						

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
Instrumented: $\ln(S_t)$						
Instruments $\ln(S_{t-1})$ $\ln(1/N_NEG_t)$ $\ln(OP_{46t})$ $\ln(IBOV_t)$ $d \times \ln(VOL_t)$						

3.5 Solução através do 2SLS

Na solução pelo 2SLS, a variável a ser instrumentada 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, página 599). A equação da oferta (Eq. (7)), superidentificada, foi estimada em dois estágios. Os resultados obtidos para equação demanda e para a equação oferta são apresentados, respectivamente, nas Tabelas (4) e (5). 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 tal 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) a (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 bastantes 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 (6) e (7), apresentam-se bastante satisfatórias, em termos de significância e 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 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, $|1/\beta_{12}| \gg 1$. A análise considerando estas duas situações não difere muito, pois ambas estão relacionadas com elasticidade-preço infinitamente grandes.

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 manipularem os preços por meio de aquisições de grandes volumes de ações. Conseqüentemente, não existindo a possibilidade pressão nosobre 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 risco 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 defasado 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 premio 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, levado em consideração os impactos de cada insumo da função de produção, o sistema apresenta um potencial de multiplicação da ordem estimada, 2,08.

Conforme Tabela (7), 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 para uma pequena

variação nos preços atuais causam impactos consideravelmente significativos na oferta de ações nos pregões. 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, no ponto de vista de um sistema operando sem a manipulação de grandes agentes financeiros. 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 negociado. 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 (2005), 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. Ainda, não verificamos qualquer impacto de pressão sobre os preços da ação, quando estes se aproximam do valor da opção. Também, 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), eles se mostraram desprezíveis. Enfim, podemos dizer que de acordo com a análise aqui realizada, não ocorreu o fato de o investidor puxar ou empurar 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 $\ln PO_t$, demonstrado na Fig. (1), nos faz conjecturar, diferentemente de Sanvicente e Monteiro (2005), que a possível direção de causalidade na dinâmica do sistema financeiro ocorre tal que os preços impactam simultaneamente o premio de opção. 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, páginas 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:

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

onde $\alpha_{11}^* = \ln(\alpha_{11})$, $\alpha_{21}^* = \ln(\alpha_{21})$ e $\alpha_{31}^* = \ln(\alpha_{31})$ e α_{ij} nas Eqs. (14) a (16) pertence 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 $\ln(S_t)$ (ou seja, retiramos os impactos de $\ln(OP_t)$, recebidos por meio de efeitos estocásticos externos e repassados para $\ln(S_t)$) e impomos uma situação de causalidade simultânea de $\ln(S_t)$ sobre $\ln(OP_t)$, em função das interações no mercado. Nessa configuração de modelo, a relação entre a ação objeto e a série opção de compra representa um efeito, não do dia-de-vencimento da opção no pregão sobre os preços, mas uma pressão dos preços sobre os prêmios de 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 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, a percepção do investidor sobre o comportamento de índice de mercado, por meio do IBOVESPA e estabelecemos um fator de medida de pressão de preços do mercado, por meio do inverso do número de negócios. Diferentemente de Sanvicente, 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 esta variável demonstrar insignificante na função demanda.

Na equação de oferta, a Eq. (15), retiramos os impactos defasados de 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 (com a finalidade de verificar a hipótese do efeito de pressão do dia-de-vencimento do exercício da opção sobre os preços da ação, por meio de compra de ações) e repassamos estes efeitos à função oferta, pois, acreditamos que estes efeitos de aproximação do valor da ação do valor da opção no dia-do-vencimento pode ser melhor caracterizado por aumentos ou reduções de volumes de ações ofertados. Introduzimos, também, o índice IBOVESPA na Eq. (15), por considerar que os agentes financeiros, tanto na oferta como na demanda, mantêm atentos ao comportamento de mercado. Finalmente, mantivemos (como em Sanvicente) a percepção do investidor por meio de comportamento de mercado e introduzimos como fator de medida de pressão dos das ações no mercado, o inverso do número de negócios, similar ao efetuado no lado da demanda.

A Eq. (16) foi adicionada ao sistema do 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 aos prêmios de opção da ação, no dia-de-vencimento. Assim, não incluímos nessa equação, a variável impacto defasado de preços, como já argumentado, devido à forte simultaneidade entre preço e prêmio de 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 de 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) mantêm como exatamente identificadas, se $\alpha_{12} \neq 0$, $\alpha_{13} \neq 0$ e $\alpha_{32} \neq 0$. A Eq. (16) mantém superidentificada, se $\alpha_{12} \neq 0$, $\alpha_{13} \neq 0$ e $\alpha_{25} \neq 0$.

5.2 Testes de simultaneidade e exogeneidade de Hausman

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

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

Portanto, para verificarmos a existência de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, aplicamos o teste de Hausman, realizando a regressão da Eq. (14), equação demanda, tendo como variável dependente $\ln(VOL_t)$ e como variáveis explanatórias $\ln(S_{t-1})$, $\ln(\hat{S}_t/S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$ e $\ln(1/N_NEG_t)$ e \hat{v}_t . Estes resultados são apresentados na Tabela (6), abaixo. Conforme pode ser observado nesta tabela (padrão de saída do STATA 9.1), por meio do teste de hipótese 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%.

Tabela 6: Teste de simultaneidade de Hausman entre $\ln(S_t)$ e $\ln(VOL_t)$, para a equação demanda (Eq. (14)).

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	-6,341692	7,762668
$\ln(\hat{S}_t/S_{t-1})$	-19,95708	24,1611	-0,83	-0,409	-67,4575	27,54335
$\ln(IBOV_t)$	0,3283563	1,275445	0,26	0,797	-2,179154	2,835866
$\ln(1/N_NEG_t)$	-1,210362	0,0461429	-26,23	0,000	-1,301079	-1,119646
\hat{v}_t	79,63357	23,86439	3,34	0,001	32,71648	126,5507

Nota: Nos coeficientes acima são provenientes da regressão de $\ln(VOL_t)$ sobre $\ln(S_{t-1})$, $\ln(\hat{S}_t/S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$, $\ln(1/N_NEG_t)$ e \hat{v}_t . 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): $\ln(S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$, $d \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(1/N_NEG_t)$.

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 $\ln(\hat{S}_t)$, $\ln(IBOV_t)$, $d \times \ln(VOL_t)$ e \hat{v}_t . Os resultados são apresentados na Tabela (7). Conforme pode ser observado por meio do teste de hipótese para o coeficiente \hat{v}_t , que se aceita a condição de simultaneidade entre $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$, com um nível de significância menor que 1%.

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

Tabela 7: Teste de simultaneidade de Hausman entre $\ln(S_t)$ e $\ln(OP_t)$, por meio da equação (Eq. (16)).

Source	ss	df	MS	Number of obs = 401		
Model	55,3698881	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	35,14521	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	-0,0018251	0,0053627
\hat{v}_t	31,01576	2,666934	11,63	0,000	25,77264	36,25888
_CONS	-94,13765	4,552088	-20,68	0,000	-103,0869	-85,18837

Nota: Nos coeficientes acima são provenientes da regressão de $\ln(VOL_t)$ sobre $\ln(S_{t-1})$, $\ln(\hat{S}_t/S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$, $\ln(1/N_NEG_t)$ e \hat{v}_t . 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): $\ln(S_{t-1})$, $\ln(IBOV_t)$, $d \times \ln(VOL_t)$ e $\ln(1/N_NEG_t)$.

Tabela 8: Matriz da diferença das variâncias, obtidas na solução da equação oferta (Eq. (15)), pelos métodos 2SLS e OLS.

	$\ln(S_t)$	$\ln(IBOV_t)$	$d \times \ln(VOL_t)$	$\ln(1/N_NEG_t)$	_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).

	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	5,327197
b = consistent under Ho and Ha; obtained from regress B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from regress Test: Ho: 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.=5. Ela é estimada por: $H = [b - B]' \times [\text{var}(b) - \text{var}(B)]^{-1} \times [b - B]$.

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 existe correlação entre uma ou mais variáveis independentes e o termo 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 (variáveis instrumentais) mantêm correlações com o termo de erro estocástico e, conseqüentemente, se devemos utilizar regressões de 2SLS e 3SLS.

As Tabelas (8) e (9) resumem os resultados do teste de especificação de Hausman para se verificar a exogeneidade das variáveis explicativas, para a Eq. (15), equação oferta. Observa-se na Tabela (8) a matriz da diferença das variâncias obtidas pelos dois métodos, 2SLS e OLS, representando $[var(b) - var(B)]$ e na Tabela (9) os coeficientes obtidos pelo pelos métodos 2SLS e OLS, b e B, e o vetor diferença, $[b - B]$. Também, na Tabela (9) 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. (15), superidentificada, obtida isoladamente pelo método OLS. Portanto, de acordo com este teste as duas soluções são consistentes, tanto a solução 2SLS como a OLS.

Também, s Tabelas (10) e (11) resumem os resultados do teste de especificação de Hausman para se verificar a exogeneidade das variáveis explicativas, para a Eq. (16), equação de opções. Observa-se na Tabela (10) a matriz da diferença das variâncias obtidas pelos dois métodos, 2SLS e OLS, representando $[var(b) - var(B)]$ e na Tabela (11) os coeficientes obtidos pelo pelos métodos 2SLS e OLS, b e B, e o vetor diferença, $[b - B]$. Também, na Tabela (11) 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. (16), superidentificada, obtida isoladamente pelo método OLS. Portanto, de acordo com este teste as duas soluções são consistentes, tanto a solução 2SLS como a OLS.

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, sendo neste caso, mais robusto que a solução de cada equação individualmente pelo SLS, 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 10: Matriz da diferença das variâncias, obtidas na solução da equação oferta (Eq. (16)), pelos métodos 2SLS e OLS.

	$\ln(S_t)$	$\ln(IBOV_t)$	$d \times \ln(VOL_t)$	_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).

	Vetor [b] (2SLQ)	Vetor [B] (SLS)	Vector [b - B]	SQRT Diag [Var(b) - Var(B)]
$\ln(S_t)$	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 Ho and Ha; obtained from regress
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from regress
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 5.82
Prob>chi2 = 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 simultaneidade

Realizamos a solução do sistema de equações simultâneas, dado pelas Eqs. (14), (15) e (16), cujos resultados encontram-se apresentados na Tabela (12). Observamos nesta tabela que os coeficientes de todas as variáveis impostas no modelo como variáveis explicativas, nas três equações ((14), (15) e (16)) se mostraram significativos, com significância menor que 1% e com coeficientes de explicação altos, conforme pode ser observado pelos R^2 apresentados na Tabela (12).

Tabela 12: Solução das Eqs. (14), (15) e (16), pelo método 3SLS.

Equation	Number of obs	Parameters	RMSE	"R-sq"	chi2	p
$\ln(VOL_t)$	401	4	0,6340694	0,6307	7499,47	0,000
$\ln(S_t)$	401	4	0,0293226	0,9999	0,0000	0,000
$\ln(S_t)$	401	3	0,0018401	0,9734	0,9896	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
$\ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$		-33,17632	11,15077	-2,98	0,003	-55,03142 -11,32122
$\ln(IBOV_t)$		-9,661941	1,483962	-6,51	0,000	-12,57045 -6,753428
$\ln(1/N_NEG_t)$		-1,200071	0,0453288	-26,47	0,000	-1,288914 -1,111228
_CONS		70,05121	14,30147	4,90	0,000	42,02084 98,08157
$\ln(S_t)$ (Eq. (15))		COEF.	Std. Err.	t	$p > t$	[95% Conf. Interval]
$\ln(VOL_t)$		0,0484679	0,0029241	16,58	0,000	0,0427368 0,054199
$\ln(IBOV_t)$		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
$\ln(1/N_NEG_t)$		0,058474	0,0038728	15,10	0,000	0,0508834 0,0660647
$\ln(S_t)$ (Eq. (16))		COEF.	Std. Err.	t	$p > t$	[95% Conf. Interval]
$\ln(OP_t)$		0,0240534	0,0004562	52,73	0,000	0,0231593 0,0249475
$d \times \ln(VOL_t)$		-0,0002675	0,0000444	-6,02	0,000	-0,0003546 -0,0001804
$\ln(IBOV_t)$		0,1487085	0,0115862	12,83	0,000	0,1259999 0,171417
_CONS		2,241364	0,1250094	17,93	0,000	1,99635 2,486378
Instrumented: $\ln(VOL_t)$ e $\ln(S_t)$						
Instruments $\ln(S_{t-1})$ $\ln(S_t/S_{t-1})$ $\ln(IBOV_t)$ $\ln(1/N_NEG_t)$ $d \times \ln(VOL_t)$ $\ln(OP_{46,t})$						

Podemos verificar na solução da Eq. (15), equação demanda, que o volume de títulos negociados ($\ln(VOL_t)$) apresenta-se como fortemente elástico (e positivamente) com relação aos preços defasados, 43,17632%. Isto, considerando 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, podemos observar através 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 um sinal correto para uma função demanda, ou seja, 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, a demanda pela ação objeto apresenta-se, de uma forma geral, uma dependência positiva com preço da respectiva ação, pois a elasticidade positiva do preço defasado supera a elasticidade negativa dos preços atuais. Este comportamento, dentro de ponto de vista do mercado financeiro, é o esperado, tendo em vista que se os preços de um ativo aumentam, cresce a demanda pelas ações da ação objeto. 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 IBOVESPA, $\alpha_{14} = -9,661941\%$, o que nos induz que para cada 1% de aumento no IBOVESPA, o volume de títulos negociados diminui em 9,66%. Este comportamento evidencia, também conforme

esperado, que em momentos de aumento do indicador de comportamento do mercado financeiro, os investidores retêm os títulos e em momentos de queda, os investidores tendem a repassar os seus ativos. Finalmente, com relação à solução da Eq. (14), podemos ainda evidenciar que o volume de títulos negociados apresenta-se como sendo negativamente elástico ($\alpha_{15} = -1,200071\%$) com relação ao inverso do número de negócios, $\ln(1/N_NEG_t)$. 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 natural do mercado, sem efeito de pressão dos preços da referida ação, no lado da demanda.

A solução da Eq. (15) (equação oferta), conforme pode ser evidenciado na Tabela (12), demonstra 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 $\beta_{22} = [1/(\alpha_{22} + \alpha_{24})] = [(1/0,0484679 - 0,0021693)] = 21,598\%$. Portanto, como evidenciamos anteriormente (Subseção (3.1)), não se 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), verificamos que o índice IBOVESPA 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 (preços de ativos altos conduzem a uma oferta maior de ativos).

Ainda podemos destacar na solução da Eq. (15), função oferta, que efeito de pressão sobre o preço da ação, do dia-de-vencimento da opção, se caracteriza timidamente como um parâmetro de pressão sobre o preço da ação. Isto pode ser observado por meio do coeficiente $\alpha_{24} = -0,0021693\%$, o que leva a entender que, quando o preço da opção aproxima do valor de exercício, para cada 1% de ações ofertadas, os preços reagem em queda com 0,0021693%. Ou seja, no lado da oferta este efeito de pressão só teria sentido, caso o preço da ação em análise estivesse aumentando e os investidores institucionais tivessem interesse que ele diminuísse, impondo assim uma pressão de queda nos preços. Os aspectos desse efeito de pressão sobre o preço da ação por investidores institucionais, quando este se aproxima do valor de exercício, com uma tendência de aumento, pode ser ainda enfatizado, também por meio da solução da Eq. (15), na qual o coeficiente $\alpha_{25} = 0,058474\%$ (coeficiente da variável $\ln(1/N_NEG_t)$ nos leva a conclusão de que para 1% de queda no número de negócios ocorre 0,058% de aumento nos preços. A priori, entendemos que a variável número de negócios, em situações em que o mercado se auto-ajusta, deva encontrar-se positivamente correlacionado com o volume negociado (maior volume negociado causa impacto positivo sobre os preços, ou vice-versa). Neste caso, numa situação de operação auto-ajustável no mercado, o sinal de impacto de $\ln(1/N_NEG_t)$ deveria ser negativo (pois, $\ln(1/N_NEG_t) = -\ln(N_NEG_t)$), o que faria com que este acompanharia o mesmo efeito do volume de títulos negociado. Mas, o que observamos é uma situação inversa, onde o efeito passa-se de forma contrária, induzindo a conjecturar que existe uma tendência de pressão sobre os preços da ação no mercado, por meio de grandes investidores institucionais, ofertando grandes volumes de ações, contudo, por meio de poucos números de negócios. De forma geral, este efeito evidenciado por meio de α_{24} e α_{25} da Eq. (15) manifesta-se de forma muito tímida, tendo em vista que tanto a função demanda como a função oferta são fortemente elásticas com relação ao preço do ativo.

A solução da Eq. (16) (equação preço da opção), evidenciado na Tabela (12), demonstra que o índice IBOVESPA impacta significativamente sobre o preço da opção da ação objeto, tal que para 1% de aumento (ou queda) nesse índice, o preço da opção diminui (ou aumenta) em $\alpha_{33}/\alpha_{32} = -0,1487085/0,0240534 = -6,1824\%$. Este comportamento demonstra que os preços da opção da ação objeto mantêm uma correlação negativa com o indicador do mercado financeiro, diferentemente do comportamento do preço da ação. Também, como no caso da função oferta, podemos observar na função preço da opção, o efeito de pressão sobre o preço da opção da ação, do dia-de-vencimento, através

do coeficiente $\alpha_{34}/\alpha_{32} = -0,0002675/0,0240534 = -0,01112\%$ da variável $d \times \ln(VOL_t)$ (obtido, ao inverter a função preço da opção, estabelecendo $\ln(OP_t)$ como variável dependente). 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 0,01112% de queda no preço da opção. Isto nos leva a entender que, quando o preço da opção aproxima do valor de exercício, um aumento no volume de ações ofertadas faz o preço da opção reagir em queda, da mesma forma que o preço da ação, contudo, com impactos bastante tímidos.

Observamos de forma consistente nesta análise a existência de efeito de pressão sobre os preços, tanto da ação quanto da opção da respectiva ação, contudo, estes efeitos atuantes no lado da oferta só não se manifestaram significativos, tendo em vista que a ação em análise apresenta comportamento elástico ao preço, tanto no lado da demanda como no lado da oferta.

6. Conclusões

Realizamos numa primeira etapa do estudo uma análise, com o objetivo de verificar a performance do modelo de Sanvicente e Monteiro (2005) para detectar o efeito de pressão sobre o preço da opção da ação PETR4, no dia-de-vencimento. Verificamos por meio dos resultados deste modelo que, no caso da opção da PETR4, não houve efeito de pressão sobre o preço da opção, no dia-de-vencimento. Contudo, constatamos que o referido modelo demonstrou ineficiente para tal finalidade, tendo em vista da forte simultaneidade entre preço da ação e preço da opção, no qual a última variável foi considerada como exógena. Tendo em vista esta premissa, elaboramos um modelo de equações simultâneas, de três equações, mantendo os fundamentos do modelo de Sanvicente e Monteiro (2005). Pudemos constatar que o modelo modificado apresentou-se eficiente para levantar as tendências de pressão sobre o preço da opção e o preço da ação, estabelecido no lado da oferta, por grandes investidores institucionais. No caso da opção da ação PETRO4, estes efeitos de pressão demonstraram ser tímidos, entretanto, o modelo esquematizado, totalmente original, demonstrou ser eficiente. Portanto, entendemos que para melhor qualificá-lo, torna-se necessário estabelecer análises envolvendo outras opções de outras ações.

7. Referências bibliográficas

- CUNHA, J. e COSTA JR., N. C. A. da. Influência e causalidade entre o mercado de ações e o mercado de opções: revisão de literatura e novos resultados. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 10 (1), p. 31-54, 2006.
- KAN, A. C. N. Expiration-day effect: evidence from high-frequency data in the Hong Kong stock market. *Applied Financial Economics*, 2001.
- KLEMKOSKY, R. C. The impact of option expiration on stock price. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 12(3), 507-17, (1978, september).
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 1970.
- GUJARATI, D. *Econometria Básica*. 4a.ed. Rio de Janeiro: Makron Books, 2004.
- GUJARATI, D. *Econometria Básica*. 4a.ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006.
- GUPTA, A.; METIA, S.; TRIVEDI, P. The effects of options expiration on NSE volume and prices, <http://www.ideas.repec.org>
- KÖRBES, P. J.; COSTA JR., N. C. A. da. Existe influência do vencimento das opções sobre o mercado a vista? In: LEMBRUBER, E. F.; SILVA, A. C. da; LEAL, R. P. C.; COSTA JR, N. C. A. da. *Gestão de Risco e Derivativos: Aplicações no Brasil*. São Paulo: Atlas, 2001. (Coleção Coppead).
- SANVICENTE, A. Z. Efeito do vencimento de opções sobre o comportamento do mercado a vista. *Revista do IBMEC*, dez, 1996.
- SANVICENTE, A. Z.; MONTEIRO, R. A guerra entre comprados e vendidos no mercado de opções de compra da bolsa de valores de São Paulo. *Revista de Administração (RAUSP)*, vol. 40 (1), p. xx-xx, 2005.
- SILVA, M. A. V. DA. A hipótese da eficiência do mercado encontra algumas anomalias, Artigo, 2003, <http://www.unitau.br>
- STOLL, H. R.; WHALEY, R. E. Expiration-day effects: what has changed? *Financial Analysts Journal*, vol. 47, jan-fev de 1991. <http://www.agsm.unsw.edu.au>