

RESUMO

O presente estudo constata a existência de assimetria de informações no mercado de capitais no Brasil por meio de testes sobre o comportamento do preço das ações de empresas brasileiras de capital aberto em janelas de tempo no período entre 1994 a 2001. O estudo considera diversas hipóteses, em particular o modelo de Equilíbrio da Decisão de Emissão-Investimento desenvolvido por Myers e Majluf. Também discute novas formas de verificar a existência da assimetria de informação pela utilização de modelos estatísticos, ampliando desta forma o conceito de medida correta sugerido por Nathalie Dierkens, e oferece indicativos de quais fatores são mais determinantes na percepção de posse assimétrica de informações.

PALAVRAS-CHAVE

Assimetria informacional; Retorno anormal; Lançamento de ações; Volatilidade de ativos; Tamanho da emissão.

SUMÁRIO

I. Introdução.....	3
II. Objetivos	5
III. A base de estudos.....	6
IV. Hipóteses e conceitos-chaves	10
V. Metodologia.....	12
VI. Medição e análise de retornos	14
VII. Análise de resultados	17
VIII. Bibliografia.....	34

VERIFICAÇÃO DA EXISTÊNCIA DE ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO NO PROCESSO DE EMISSÃO DE AÇÕES NO MERCADO BRASILEIRO – “UMA FORMA DE MEDIR A IMPORTÂNCIA DA ESTRUTURA DE ATIVOS DA EMPRESA”

Fabio Gallo Garcia

I. INTRODUÇÃO

Este estudo busca indicadores de assimetria informacional no mercado brasileiro de capitais para verificar se a queda de valor das ações quando da emissão primária para aumento de capital pode ser explicada por esse fenômeno e não pela hipótese de pressão temporária de preços.

Onde existe total transparência de informações entre as empresas de capital aberto e o mercado de capitais, ou seja, num ambiente de simetria informacional, o valor da empresa percebido pelos potenciais investidores e o valor percebido pelos seus administradores e atuais controladores é idêntico.

Por outro lado, caso o ambiente seja de assimetria informacional, o valor da empresa percebido pelos seus potenciais investidores será diferente daquele atribuído pelos administradores. Portanto, qualquer evento que contenha algo revelador a respeito da empresa contribui para a redução da assimetria de informações.

Este estudo parte do pressuposto que, se a ocorrência de informação assimétrica é importante em nosso mercado, um crescimento deste fenômeno pode levar à queda

de preços quando do anúncio da emissão de novas ações. Este raciocínio pode ser estendido para um determinado setor ou empresa.

Assim é que a reação negativa de preços das ações quando de anúncios de emissões primárias de ações (*seasoned equity offering-SEO*) é verificada nos trabalhos empíricos de ASQUITH e MULLINS (1986), ECKBO (1986) e ECKBO e MASULIS (1989) e que no Brasil foi objeto de estudo de Furtado (1997). Por sua vez, os estudos de MYERS e MAJLUF (1984) e DIERKENS (1992) pontuam que a razão principal para essa reação negativa é a posse assimétrica de informações acerca das potencialidades das empresas emissoras entre os agentes envolvidos – acionistas atuais e potenciais, além dos administradores dessas empresas. Em termos mais específicos, os investidores externos trabalham com a idéia de que uma empresa emitirá novas ações apenas se seus administradores acreditarem que os preços das mesmas estejam sobrevalorizados. A consequência esperada é a imposição de ágio pelos atuais administradores sobre os preços de ações de empresas subscritoras. Nesse aspecto, admite-se que os atuais administradores vendam ações ao mercado quando não enxergam boas perspectivas para sua empresa e, assim, desejam repartir o possível mau desempenho. Em outras palavras, os atuais administradores e controladores da empresa estão querendo socializar o potencial prejuízo advindo de novos projetos de investimento.

Admite-se tal situação porque os administradores têm uma visão melhor e mais correta sobre o fluxo de caixa e demais perspectivas da empresa, e, se os atuais condutores da empresa vêem boas oportunidades futuras (principalmente o fluxo de caixa esperado), o caminho natural seria emitir títulos de dívida – e não dividir a boa possibilidade de obtenção de ganhos.

Temos, portanto, que se a empresa decide pelo lançamento de ações para o aumento de capital (oferta primária que não seja lançamento público inicial) e ainda possua capacidade de crédito, é porque não espera um bom fluxo de benefícios futuros. Ou seja, os próprios atuais controladores não vêem boas perspectivas futuras para o

fluxo de caixa da empresa. Assim, o mercado enxerga no lançamento de ações para aumento de capital um sinal negativo e admite a hipótese de seleção adversa, na qual um agente deseja vender algo por um certo preço porque os potenciais compradores somente admitem pagar um valor inferior.

Nesse quadro, o lançamento primário de ações chegaria ao mercado com forte conteúdo de informações negativas. Temos, portanto, que o anúncio da emissão deve provocar a perda de valor das ações detidas pelos atuais acionistas.

No mercado internacional, a emissão de ações (*SEO*) provoca queda substancial de preços, podendo inclusive ser maior do que o valor total da nova emissão.

Os atuais acionistas, portanto, somente deverão concordar com o lançamento de ações no mercado se elas estiverem sobrevalorizadas.

II. OBJETIVOS

O mercado de capitais brasileiro apresenta características que nos levam a suspeitar que o nível de assimetria informacional tenda a ser mais elevado que em outros mercados com maior nível de desenvolvimento institucional e de proteção ao acionista.

PROCIANOY e CASELINI (1997) afirmam que, por ser pequeno, o mercado brasileiro apresenta-se bastante concentrado, o que leva à perda de interesse dos investidores pelas ações ordinárias. Essa situação ocorre por não existir disputa entre os investidores pelo controle acionário das empresas, já que o controle é bem-definido e fácil de ser preservado. Para os autores, tal cenário pode fazer com que o acionista controlador seja também seu gestor.

Este estudo se propõe a verificar se existem evidências empíricas de assimetria informacional no mercado de capitais no Brasil e, com isto, contribuir para o estudo das conseqüências de decisões financeiras de emissões e compra de ações, buscando revelar especificidades correntes no país em relação à hierarquia de fontes de financiamento de nossas empresas.

O objetivo geral é identificar os indicativos relevantes de assimetria e avaliar as conseqüências da posse assimétrica de informações por parte de empresas nacionais, além das conseqüências desse fato sobre preços de ações de empresas emitentes quando de emissões primárias no âmbito do mercado da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo.

Os objetivos de investigação do presente estudo são:

- A) Mostrar a existência da assimetria de informação no mercado de capitais brasileiro;
- B) Obter uma medida objetiva e adequada para a assimetria de informação;
- C) Ampliar os conceitos e medidas propostas pelo modelo de Myers e Majluf e a medida correta sugerida por Dierkens.

III. A BASE DE ESTUDOS

A crença de que agentes mais preparados irão conduzir outros menos preparados para fora de mercados competitivos tem longa tradição entre os economistas. MAILATH e SANDRONI (2001), citando ALCHIAN (1950) e FRIEDMAN (1953), acrescentam que essa crença tem recebido suporte qualificado dos estudos mais recentes sobre seleção adversa. Eles pontuam que essa melhor qualificação dos

agentes ocorre devido a diferenças no conteúdo informacional que eventualmente detenham.

O trabalho de MODIGLIANI-MILLER (1958) trouxe a idéia de que a estrutura financeira era indeterminada e irrelevante para as decisões de investimento. Este pressuposto influenciou de forma decisiva a teoria moderna de finanças. Os maiores destaques na pesquisa sobre investimentos nos anos 60 fizeram uso das posições de MM, desde os modelos neoclássicos de HALL e JORGENSON (1967), BRAINARD e TOBIN (1968) e TOBIN (1969) até os subseqüentes desenvolvimentos de SUMMERS (1981), HAYASHI (1982) e ABEL e BLANCHARD (1986).

A pesquisa empírica tem tradicionalmente comprovado que a noção de “irrelevância financeira” é inconsistente, e trabalhos como o de FAZZARI, HUBBARD e PETERSON (1988) mostram a importância do papel do financiamento interno nas decisões de investimento. Além destas pesquisas citadas acima, devemos destacar o estudo de BHATTACHARAYA (1979), segundo o qual a redução do valor da empresa, associada à emissão de ações, representa um custo substancial de sinalização das qualidades intrínsecas da empresa emitente para o público de acionistas potenciais. Ainda nessa direção, BHATTACHARYA e RITTER (1983) realizaram um trabalho questionando quanto de informação a empresa deveria revelar, assumindo que cada revelação forneceria informações para os competidores e para investidores potenciais, levando à redução do valor da empresa.

Estudos importantes foram desenvolvidos na verificação da existência de diferenças no custo do financiamento interno frente ao financiamento externo, provocadas pela informação assimétrica. No trato deste tema, a teoria tem como argumento central o problema da valorização de ativos com base no que é conhecido nos Estados Unidos como “*lemon problem*”. No Brasil, o termo poderia ser traduzido por “mercado de limões”, segundo o qual alguns vendedores com “informações privilegiadas” a respeito da qualidade dos ativos estarão melhores preparados para aceitar os termos oferecidos pelos compradores “menos informados”. Tal situação faz com que a

venda de ativos seja efetuada a preços menores do que ocorreria no caso de compradores e vendedores igualmente (ou simetricamente) informados. Ademais, esse é o argumento crítico que permite a elaboração de uma teoria da seleção adversa, que diz que os indivíduos não escolhem entre políticas alternativas de forma randômica, mas com base em informações privadas.

No campo do mercado de capitais, a seleção adversa é um conceito importante para as empresas quando da emissão de ações, já que há um forte incentivo para que os administradores busquem vender ações quando elas forem “limões”. Em outras palavras, os controladores venderão ações quando acreditarem que o seu valor venal excede o valor intrínseco. Por outro lado, é fundamental lembrar que, ainda que os administradores estejam imbuídos dos melhores propósitos quando de emissões, os potenciais investidores entenderão haver informações escondidas (ou assimetria de informações) e imporão deságios sobre os preços das ações em oferta. O estudo de DIERKENS (1991) levanta esse ponto e constata que mesmo uma atuação vigorosa na mídia, relatando os propósitos legítimos da empresa em usar os recursos de emissões para investimentos em ativos fixos, não evita dedução do valor das empresas emitentes.

Esse raciocínio está presente em estudos de diversos autores que tratam do financiamento por meio de emissões de ações. MYERS e MAJLUF (1984), GREENWALD, STIGLITZ e WEISS (1984) e FAZZARI, HUBBARD e PETERSON (1988) argumentam que os novos acionistas exigem um prêmio para comprar ações de empresas de bom nível justamente para compensar as perdas advindas do problema do “mercado de limões”. Como consequência, o prêmio exigido eleva o custo das ações emitidas acima do custo de oportunidade total da empresa.

O trabalho de MYERS e MAJLUF (1984) deve ser destacado pela grande influência que exerce nesse campo de estudo, evidenciando que, na presença da assimetria de informação entre os administradores (*insiders*) e os agentes externos (*outsiders*), os

primeiros podem ser levados a não investir em projetos de investimento com valor presente líquido (VPL) positivo, dessa forma substanciando a hipótese da ordem hierárquica de captação de capital por parte da empresa.

Dois eventos são freqüentemente utilizados para compreender as distorções provocadas pela assimetria de informações. São eles o retorno anormal ajustado pelo mercado quando do anúncio de emissão de ações pela empresa e a magnitude da informação transmitida pelo anúncio de emissão de ações.

As hipóteses trazidas à tona pelos estudos desenvolvidos sobre o lançamento primário de ações (*seasoned equity offering*) e seus efeitos têm suscitado relevantes implicações e melhorado muito o entendimento das decisões em finanças corporativas. Em especial, alguns dos estudos mais importantes sobre o tema, tais como DIERKENS (1992) e ASQUIT e MULLINS (1986), procuram observar se os efeitos sobre os preços das ações, quando do anúncio de emissões, estão relacionados às seguintes variáveis:

- a) Resultado líquido do novo financiamento trazido pela oferta;
- b) Volume da oferta;
- c) Quantidade de ações negociadas, quando da nova emissão;
- d) Relação entre o valor de mercado do patrimônio líquido e o valor contábil;
- e) Motivos alegados para a oferta de títulos. (Em especial, essas relações de causa e efeito são consideradas por DIERKENS (1992) e, de forma mais abrangente, por MIKKELSON e PARTCH (1986).)

Nessa linha de raciocínio, ASQUITH e MULLINS (1986) investigaram os efeitos de lançamentos ou emissões para o aumento de capital sobre o preço das ações. Os

resultados revelaram quedas persistentes e significativas dos preços das ações – quedas essas que guardam relação negativa com o tamanho da emissão. Os autores postulam que os achados não aparentam ter relação com a mudança da estrutura de capital associada à oferta pública de capital.

IV. HIPÓTESES E CONCEITOS-CHAVES

Como admitimos anteriormente o ambiente onde ocorra a assimetria informacional, o valor da empresa percebido pelos seus potenciais investidores será diferente daquele atribuído pelos administradores. Portanto, qualquer evento que contenha algo revelador a respeito da empresa contribui para a redução da assimetria de informações.

Nossa perspectiva de observação parte do pressuposto que, se a ocorrência de informação assimétrica é importante em nosso mercado, um crescimento deste fenômeno pode levar à queda de preços quando do anúncio da emissão de novas ações. Por extensão, esse raciocínio pode ser considerado para um determinado setor ou mesmo uma empresa em particular.

Temos, portanto, que no caso da empresa decidir-se pelo lançamento de ações para o aumento de capital (oferta primária que não seja lançamento público inicial) e ainda possuindo capacidade de crédito, é porque essa companhia não espera um bom fluxo de benefícios futuros, ou seja, os próprios atuais controladores não vêem boas perspectivas futuras para o fluxo de caixa da empresa. Assim, o mercado enxerga no lançando ações para aumento de capital um sinal negativo e admite a hipótese de seleção adversa, na qual um agente deseja vender algo por um certo preço por que os potenciais compradores somente admitem pagar um valor inferior.

Nesse quadro, o evento do lançamento primário de ações seria percebido pelo mercado com forte conteúdo de informações negativas. Temos, portanto, que o

anúncio da decisão de emissão de ações deve provocar a perda de valor das ações detidas pelos atuais acionistas.

No mercado internacional, a emissão de ações (*SEO*) provoca queda substancial de preços, podendo inclusive ser maior do que o valor total da nova emissão. Tomemos como exemplo uma empresa que lança capital com valor total esperado a ser arrecadado com a nova emissão de US\$ 90 milhões, e como consequência tem uma queda do preço de suas ações em 2%, provocando, assim, uma perda de valor da companhia de US\$ 100 milhões. Portanto, vemos que ocorre nesse caso uma diluição de mais de 100% do valor da emissão – e notamos como esse fenômeno pode ser importante.

Admitimos, assim, que os atuais acionistas somente deverão concordar com o lançamento de ações no mercado se estas estiverem sobrevalorizadas; caso contrário, essa decisão não será tomada.

Hipótese Central

O mercado brasileiro de capitais possui características indicadoras de que não devemos observar uma queda nos preços quando do anúncio de emissão primária de ações.

O teste da hipótese acima deve observar a seguinte equação:

$$E (AR_{\tau} | \Phi_{\tau} \in R_{M,\tau}) = 0$$

Sendo:

AR → Retorno anormal (excedente de retorno) médio dos preços das ações, em τ .

Φ_τ → Conjunto das informações disponíveis no período τ .

$R_{M,\tau}$ → Retorno da carteira de mercado em τ , na qual se baseiam os retornos excedentes.

A revisão bibliográfica revela uma série de estudos de naturezas teórica e empírica, os quais permitem extrair outras hipóteses que podem sugerir o impacto de assimetria informacional produzindo efeitos negativos sobre o valor da empresa quando do anúncio de emissão de ações.

V. METODOLOGIA

A base de dados deste estudo foi construída sobre os eventos de subscrições de ações de empresas não-financeiras, conforme assinalados nos arquivos da Comissão de Valores Mobiliários – CVM. Especificamente no que tange aos dados de preços e estatísticas contábeis, utilizamos os serviços de fornecimento de dados das empresas Economática e LAFIS, para o período de julho de 1994 até setembro de 2001. Dessa forma, fica claro que optamos por análises no período posterior à implantação do Plano Real de Estabilização da Economia.

Os critérios que definiram a amostra foram:

- Emissão primária de ações, desde que a mesma não fosse oferta pública inicial. Assim, foram desconsideradas as ofertas secundárias de ações;
- Emissões conduzidas por empresas industriais e de serviços;
- Permitida a presença de emissões conjuntas de ações ON e PN;

- Índice de presença em pregões da Bolsa não inferior a 30% nas 52 semanas anteriores à data da Assembléia (AGE – Assembléia Geral Extraordinária ou RCA – Reunião do Conselho de Administração);
- Exclusão de eventos de emissões nas quais tivessem ocorrido colocações simultâneas de outros direitos associados, tais como emissões associadas de bônus de subscrição.

Uma restrição natural imposta na seleção de eventos foi a existência de dados bursáteis dos títulos das empresas emitentes no período de observação compreendido entre 540 dias antes e 60 dias após a data de realização da assembléia geral de acionistas que tenha deliberado sobre a emissão de ações. Num segundo momento, na consecução dos testes estatísticos, consideramos as cotações disponíveis até um período de 540 dias após o evento da AGE ou RCA, o que levou à perda de algumas observações, a partir do dia de negociação $d = +152$.

Incluímos algumas empresas que não tiveram negociações de seus papéis em determinados dias, sendo que para esses casos optamos por considerar na análise os valores da negociação do dia anterior. Entretanto, em alguns casos o problema alcançou tal magnitude que os eventuais prejuízos pela sua inclusão poderiam comprometer a análise. Por tal motivo, optamos por eliminar tais casos da amostra.

A base de dados de preços de fechamento diário dos papéis das empresas emitentes, bem como os valores diários do Índice Bovespa (IBOVESPA) são relativos ao período de julho de 1994 a setembro de 2001, tendo os dados sido obtidos através do sistema Economatica. Além disso, esses dados foram ajustados para os proventos e distribuições realizadas pelas empresas durante o período de observação.

Devido ao rigor metodológico, do total de lançamentos primários de ações para aumento de capital (SEO) ocorridos no mercado brasileiro no período em questão, foram selecionadas 134 emissões (Quadro) que atendiam às exigências.

VI. MEDIÇÃO E ANÁLISE DE RETORNOS

Os dados de retornos diários das ações das empresas emitentes foram o material básico para o estudo. Tais dados foram operados na forma de logaritmo neperiano:

$$R_{i\tau} = \text{Ln} \left(\frac{P_{i\tau}}{P_{i\tau-1}} \right)$$

Onde:

$R_{i\tau}$ → Retorno do ativo i no dia τ .

P_i → Preço de fechamento do papel nesse dia τ .

Por sua vez e de forma semelhante aos retornos da ação, os retornos diários do mercado, representado pelo IBOVESPA, são operados na sua forma logarítmica. Temos assim que:

$$R_{m\tau} = \text{Ln} \left(\frac{P_{m\tau}}{P_{m\tau-1}} \right)$$

Onde:

$R_{m\tau}$ → Retorno do mercado m no dia τ .

P_{mt} → Preço de fechamento do mercado (IBOVESPA) nesse dia τ .

Os retornos da ação e do mercado são empregados na obtenção de retornos anormais (em excesso), AR_{it} , relativamente aos valores previstos em conformidade com dois modelos, a saber: Modelo de Retornos Ajustado ao Mercado, MORAM, e Modelo de Retornos Ajustado ao Risco e ao Mercado, MOMER. São eles:

$$\text{MORAM} \rightarrow AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

$$\text{MOMER} \rightarrow AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt})$$

Para o modelo MOMER, os parâmetros $\hat{\alpha}_i$ e $\hat{\beta}_i$ são calculados por mínimos quadrados sobre dados de R_{it} e R_{mt} , para o período compreendido entre os dias -540 e -60 (que correspondem a -386 e -44 dias de cotações), relativamente ao dia 0 da assembléia geral de acionistas que tenha deliberado acerca daquela subscrição. Sendo que R_{mt} é considerado o retorno do IBOVESPA no dia τ .

Períodos de Observação

Os testes efetuados neste estudo dependem fundamentalmente da definição de “janelas” temporais, tanto para estimar modelos como para mensurar desempenhos. Tais janelas são sempre referenciadas com relação ao dia “0”, relativo à data da assembléia ou reunião do conselho de administração que tenha deliberado acerca da subscrição de novas ações.

- Janela de estimação dos parâmetros para o MOMER no período de -385 a -44 dias de observações de retornos excedentes;
- Para observação dos retornos anormais, optamos pelos períodos -43 a +43 dias de observações, o que corresponde a 60 dias corridos antes e depois do evento da subscrição. Mais especificamente, esse período é segmentado em um sub-período que começa no dia -43 e se encerra no dia +1, e outro que vai do dia +1 ao dia +43;
- Para observação de efeitos no período pós-evento de subscrição, levantamos retornos anormais para os dias +44 a +385, o que corresponde a um ano e meio em termos de dias corridos;
- Optamos por realizar testes sobre retornos anormais acumulados em dois períodos distintos, a saber: o primeiro compreende os dias -5 até +6, ao passo que o segundo fica compreendido entre os dias 0 e +1.

Retornos Anormais utilizando-se os Modelos MORAM e MOMER

A Tabela 1 (Modelo de Retornos Ajustados ao Mercado, MORAM) e a Tabela 2 (Modelo de Retornos Ajustados ao Risco e ao Mercado, MOMER) contêm as estatísticas descritivas relativas aos retornos anormais para os períodos de observação. Em especial, destacamos observações sobre estatísticas realizada com base no MORAM, as quais indicam que a média de retornos excedentes no período de -385 a -44 dias foi de -0,0033%, com desvio padrão de 0,405%, valor máximo de 1,307% e valor mínimo de -1,298%. A lição que retiramos daí é que lidamos neste estudo com uma grande dispersão de valores, algo extremamente comum ao mercado bursátil.

Tabela 1

Estatísticas Descritivas das Séries de Retornos Anormais (excedentes) Médios na Data $\tau(\overline{AR}_\tau)$, com base no MORAM

Estatísticas	Períodos				
	[-385; -44]	[-43;-1]	[1 ; 43]	[-5 ; +6]	[44 ; 385]
Média	-0,00033	-0,00091	-0,00044	-0,00209	-0,00069
Mediana	-0,00020	-0,00044	-0,00154	-0,00269	-0,00054
Desvio padrão	0,00405	0,00310	0,00386	0,00462	0,00365
Variância da amostra	0,00002	0,00001	0,00001	0,00002	0,00001
Curtose	0,38650	-0,27473	-0,25395	-0,47034	-0,26745
Assimetria	-0,18809	-0,48336	-0,00263	0,11183	-0,05502
Mínimo	-0,01298	-0,00803	-0,01021	-0,01021	-0,00972
Máximo	0,01307	0,00439	0,00710	0,00513	0,01026
Nível de confiança (95%)	0,0004308	0,0009554	0,0011877	0,0029331	0,0003878
Número de observações	342	43	43	12	342

Períodos: Período de Estimação [-385;-44]; Períodos de Observação [-43;-1] e [1;43]; Período de Teste [-5;6]; Período Posterior [44;385].

É interessante notar que a dispersão de valores revelada a partir de estatísticas obtidas sobre o MORAM é confirmada pelas estatísticas sobre o MOMER. Assim,

para a janela de estimação entre os dias -385 a -44, a média de retornos excedentes é zero, com desvio padrão da amostra ligeiramente inferior ao do modelo MORAM.

Tabela 2

Estatísticas Descritivas das Séries de Retornos Anormais (excedentes) Médios na Data $\tau(\overline{AR}_\tau)$, com base no MOMER

Estatísticas	Períodos				
	[-385; -44]	[-43;-1]	[1 ; 43]	[-5 ; +6]	[44 ; 385]
Média	0,00000	-0,00079	-0,00090	-0,00141	-0,00107
Mediana	0,00017	-0,00060	-0,00187	-0,00208	-0,00085
Desvio padrão	0,00386	0,00292	0,00311	0,00411	0,00333
Variância da amostra	0,00001	0,00001	0,00001	0,00002	0,00001
Curtose	0,30461	-0,17057	0,02808	0,07723	0,06265
Assimetria	-0,16131	-0,34997	-0,03708	0,34252	-0,17732
Mínimo	-0,01176	-0,00789	-0,00844	-0,00844	-0,01102
Máximo	0,01264	0,00479	0,00544	0,00653	0,00762
Nível de confiança (95%)	0,0004101	0,0009001	0,0009578	0,0026129	0,0003541
Número de observações	342	43	43	12	342

Períodos: Período de Estimação [-385;-44]; Períodos de Observação [-43;-1] e [1;43]; Período de Teste [-5;6]; Período Posterior [44;385].

VII. ANÁLISE DE RESULTADOS

Para analisar nossa hipótese central, observamos os retornos médios anormais para todos os dias dentro da janela de observação 60 dias corridos antes até 60 dias após a assembleia (RCA ou AGE) que tenha deliberado sobre a subscrição de ações. Esse período conduziu à enumeração de 43 observações de cotações anteriores e 43 observações posteriores ao evento.

Nas Tabelas 3 e 4 são apresentados os excedentes de retorno médios para cada um dos dias de negociação durante o período de observação [-43 ; +43], calculados com base no MORAM e MOMER, respectivamente.

A exemplo de Furtado (1997), construímos uma tabela contendo o índice de retornos excedentes acumulados (CAR) que tem valor inicial de 1,00 no dia -44 e evolui por capitalização contínua para cada um dos dias de negociação compreendidos na janela de observação. Com vistas apenas à exemplificação da construção das tabelas, vejamos o índice CAR para o dia -42 da tabela relativo ao MORAM:

- $\text{Índ Car}_{(\tau)} = 1,0 e^{(\sum \overline{AR}_{\tau})}$
- $\text{Índ Car}_{(-42)} = 1,0 e^{(-0,0039+0,0013)} = 0,9974$

Foram implementados testes t-Student para verificar a hipótese de nulidade dos excedentes de retorno médios, contra as hipóteses alternativas $\overline{AR}_{\tau} \neq 0$ (teste bicaudal) e $\overline{AR}_{\tau} < 0$ (teste monocaudal). As estatísticas desses testes foram calculadas utilizando os parâmetros da distribuição dos \overline{AR}_{τ} estimados para o período [-385 ; -44].

Testes Sobre a Hipótese

Na Tabela 3 (MORAM), foram observados retornos anormais negativos de significância de 2,5% para os dias -14 e +1. A se ressaltar, constatamos a existência de retorno excedente médio significativamente negativo no dia -1, ao nível de significância de 5%, a exemplo dos dias -24 e +32. Além disso, observa-se que em nenhum dia houve retornos excedentes significativamente positivos.

Na Tabela 4 (MOMER), observa-se que nos dias -24, 1 e 32 houve retornos excedentes médios significativamente negativos ao nível de significância de 2,5%, e que no dia -14 ocorreu retorno excedente médio significativamente negativo ao nível de significância de 5%. Da mesma maneira que no modelo MORAM, observa-

se, também, que em dia algum houve ocorrência de retornos excedentes significativamente positivos.

Analisando-se as tabelas do CAR tanto para o MOMER quanto para o MORAM, verificamos que o dia seguinte à assembléia (dia = +1) apresenta excesso de retorno negativo com significância no teste monocaudal no nível de 2,5%. No caso do MORAM, esse resultado é ainda mais acentuado, atingindo o valor 1,02% negativo; para o MOMER, a queda de preços é de 0,84%.

Os excessos de retornos negativos no dia seguinte às assembléias deliberadoras de subscrições, embora de amplitude não tão substancial quanto em outros estudos, confirma as conclusões presentes nos estudos de DIERKENS (1992), ASQUIT e MULLINS (1986), SCHOLES (1972) e BARCLAY e LIZEMBERGER (1988).

Este fato de retornos anormais negativos em $d = -1$ nos chama a atenção e leva-nos a formular a hipótese de que está ocorrendo em nosso mercado uma tendência a melhoria da eficiência informacional, em comparação com o obtido por FURTADO (1997).

Percebe-se, também, um processo de ajustamento de preços a partir do sexto dia após a assembléia, diferentemente do encontrado por FURTADO (1997), que acusa maior lentidão para os ajustes de preços pós-evento. Em outras palavras, nosso estudo não revela uma discrepância acentuada com relação à eficiência informacional, ao menos na sua forma semiforte, em relação ao mercado.

Tabela 3

Média dos Retornos Excedentes na Janela de Observação [-43;+43], Índice de Retornos Excedentes Acumulados e Indicações de Significância Estatística (a,b) com base no MORAM

Data	\overline{AR}_τ	Índice CAR	% de excedentes de retornos negativos	Estatística t- Student	Data	\overline{AR}_τ	Índice CAR	% de excedentes de retornos negativos	Estatística t- Student
-44		1,0000			0	0,0051	0,967	50%	1,266
-43	-0,0039	0,9961	54%	-0,969	1	-0,0102	0,9568	54%	-2,521 (a)
-42	0,0013	0,9974	49%	0,325	2	-0,0050	0,9520	53%	-1,239
-41	0,0010	0,9984	43%	0,241	3	-0,0044	0,9478	54%	-1,099
-40	-0,0047	0,9936	54%	-1,171	4	-0,0027	0,9453	54%	-0,656
-39	-0,0037	0,9899	51%	-0,925	5	0,0042	0,9493	48%	1,042
-38	0,0003	0,9902	49%	0,063	6	-0,0020	0,9473	47%	-0,503
-37	-0,0006	0,9895	50%	-0,158	7	0,0064	0,9534	41%	1,586
-36	0,0021	0,9916	49%	0,514	8	0,0043	0,9575	43%	1,050
-35	-0,0046	0,9870	54%	-1,145	9	0,0041	0,9614	49%	1,012
-34	-0,0001	0,9869	54%	-0,035	10	-0,0006	0,9608	56%	-0,159
-33	-0,0003	0,9866	52%	-0,063	11	-0,0002	0,9606	50%	-0,048
-32	-0,0037	0,9830	54%	-0,915	12	0,0030	0,9635	48%	0,733
-31	-0,0004	0,9826	48%	-0,099	13	0,0038	0,9671	41%	0,929
-30	0,0016	0,9842	50%	0,397	14	-0,0040	0,9633	50%	-0,984
-29	0,0044	0,9885	48%	1,083	15	-0,0015	0,9618	52%	-0,381
-28	0,0009	0,9894	49%	0,232	16	0,0016	0,9634	48%	0,406
-27	-0,0017	0,9878	47%	-0,408	17	-0,0024	0,9611	54%	-0,587
-26	-0,0026	0,9852	53%	-0,645	18	0,0033	0,9643	45%	0,820
-25	-0,0030	0,9823	53%	-0,744	19	-0,0048	0,9596	51%	-1,190
-24	-0,0078	0,9746	50%	-1,938 (b)	20	0,0053	0,9648	44%	1,313
-23	-0,0051	0,9696	51%	-1,260	21	-0,0017	0,9632	47%	-0,412
-22	0,0018	0,9713	40%	0,436	22	0,0004	0,9635	51%	0,096
-21	0,0019	0,9731	39%	0,461	23	-0,0022	0,9614	51%	-0,552
-20	0,0030	0,9761	43%	0,748	24	0,0033	0,9645	46%	0,813
-19	-0,0025	0,9737	51%	-0,617	25	-0,0018	0,9628	46%	-0,447
-18	-0,0010	0,9727	49%	-0,253	26	-0,0043	0,9586	59%	-1,071
-17	0,0011	0,9737	47%	0,275	27	-0,0035	0,9553	54%	-0,872
-16	0,0040	0,9777	46%	0,999	28	-0,0021	0,9533	49%	-0,508
-15	0,0016	0,9792	49%	0,384	29	-0,0043	0,9492	54%	-1,061
-14	-0,0080	0,9714	58%	-1,982 (a)	30	0,0071	0,9560	40%	1,752
-13	-0,0004	0,9710	49%	-0,108	31	0,0010	0,9569	49%	0,246
-12	0,0021	0,9730	51%	0,517	32	-0,0073	0,9499	56%	-1,811 (b)
-11	0,0015	0,9745	45%	0,382	33	-0,0030	0,9470	52%	-0,751
-10	-0,0013	0,9732	50%	-0,331	34	0,0004	0,9474	47%	0,089
-9	-0,0010	0,9722	54%	-0,251	35	-0,0001	0,9473	52%	-0,031
-8	-0,0017	0,9706	55%	-0,417	36	-0,0004	0,9469	49%	-0,091
-7	-0,0022	0,9684	57%	-0,550	37	-0,0018	0,9452	49%	-0,456
-6	0,0030	0,9713	46%	0,749	38	-0,0039	0,9415	52%	-0,970

-5	0,0034	0,9746	49%	0,837	39	-0,0017	0,9398	52%	-0,425	
-4	-0,0027	0,9720	54%	-0,670	40	-0,0022	0,9378	49%	-0,549	
-3	-0,0037	0,9684	52%	-0,925	41	0,0020	0,9396	46%	0,485	
-2	0,0001	0,9684	48%	0,020	42	0,0058	0,9451	50%	1,437	
-1	-0,0070	0,9617	52%	-1,731	(b)	43	0,0034	0,9483	47%	0,846

(a) Significativo ao nível de 2,5%, teste monocaudal

(b) Significativo ao nível de 5%, teste monocaudal

Para a janela de estimação [-385;-44]

Média \overline{AR}_τ	-0,00033
Desvio padrão \overline{AR}_τ	0,00405

Tabela 4

Média dos Retornos Excedentes na Janela de Observação [-43;+43], Índice de Retornos Excedentes Acumulados e Indicações de Significância Estatística (a,b) com base no MOMER

Dia	\overline{AR}_τ	Índice CAR	% de excedentes de retornos negativos	Estatística t-Student	Dia	\overline{AR}_τ	Índice CAR	% de excedentes de retornos negativos	Estatística t-Student	
-44		1,0000			0	0,0065	0,9731	49%	1,693	
-43	-0,0040	0,9960	56%	-1,029	1	-0,0084	0,9649	58%	-2,190	
-42	0,0023	0,9983	53%	0,597	2	-0,0042	0,9609	58%	-1,080	
-41	0,0002	0,9985	49%	0,047	3	-0,0031	0,9578	57%	-0,817	
-40	-0,0025	0,9961	57%	-0,639	4	-0,0021	0,9559	49%	-0,537	
-39	-0,0041	0,9919	60%	-1,073	5	0,0033	0,9590	51%	0,844	
-38	-0,0005	0,9914	48%	-0,134	6	-0,0031	0,9560	49%	-0,797	
-37	-0,0009	0,9905	51%	-0,240	7	0,0054	0,9613	43%	1,412	
-36	0,0009	0,9914	49%	0,225	8	0,0033	0,9644	49%	0,844	
-35	-0,0043	0,9871	57%	-1,126	9	0,0028	0,9671	51%	0,728	
-34	-0,0019	0,9852	55%	-0,500	10	-0,0003	0,9668	52%	-0,087	
-33	-0,0001	0,9851	51%	-0,016	11	-0,0017	0,9651	56%	-0,441	
-32	-0,0038	0,9814	62%	-0,977	12	0,0008	0,9659	55%	0,205	
-31	-0,0001	0,9813	51%	-0,038	13	0,0026	0,9684	46%	0,669	
-30	0,0012	0,9825	54%	0,312	14	-0,0037	0,9648	54%	-0,971	
-29	0,0048	0,9872	48%	1,243	15	-0,0023	0,9626	52%	-0,585	
-28	0,0005	0,9877	52%	0,126	16	0,0023	0,9648	49%	0,602	
-27	-0,0011	0,9865	51%	-0,296	17	-0,0017	0,9632	54%	-0,441	
-26	-0,0029	0,9837	60%	-0,757	18	0,0010	0,9642	49%	0,261	
-25	-0,0031	0,9806	55%	-0,799	19	-0,0029	0,9614	57%	-0,749	
-24	-0,0079	0,9729	58%	-2,047	(a)	20	0,0037	0,9650	49%	0,971
-23	-0,0037	0,9694	54%	-0,950	21	-0,0021	0,9630	54%	-0,537	
-22	0,0025	0,9718	49%	0,654	22	0,0004	0,9634	60%	0,107	
-21	0,0030	0,9747	46%	0,768	23	-0,0022	0,9613	55%	-0,571	
-20	0,0033	0,9779	51%	0,854	24	0,0024	0,9636	46%	0,622	
-19	-0,0048	0,9732	54%	-1,242	25	-0,0019	0,9618	49%	-0,485	

-18	0,0005	0,9737	52%	0,122	26	-0,0042	0,9577	59%	-1,089	
-17	0,0024	0,9760	51%	0,626	27	-0,0020	0,9558	60%	-0,523	
-16	0,0044	0,9803	49%	1,131	28	-0,0010	0,9549	52%	-0,257	
-15	0,0009	0,9812	51%	0,232	29	-0,0037	0,9514	55%	-0,951	
-14	-0,0071	0,9743	58%	-1,832	(b)	30	0,0047	0,9559	45%	1,224
-13	-0,0010	0,9733	54%	-0,254	31	-0,0002	0,9557	52%	-0,049	
-12	0,0009	0,9742	54%	0,229	32	-0,0081	0,9480	57%	-2,092	(a)
-11	0,0008	0,9749	49%	0,200	33	-0,0036	0,9446	60%	-0,932	
-10	-0,0006	0,9744	54%	-0,157	34	-0,0021	0,9427	51%	-0,541	
-9	-0,0021	0,9723	57%	-0,543	35	-0,0021	0,9407	57%	-0,540	
-8	-0,0011	0,9713	60%	-0,281	36	-0,0020	0,9388	51%	-0,525	
-7	-0,0011	0,9702	54%	-0,294	37	-0,0036	0,9354	53%	-0,934	
-6	0,0022	0,9723	50%	0,573	38	-0,0022	0,9334	59%	-0,568	
-5	0,0021	0,9744	51%	0,551	39	-0,0027	0,9309	55%	-0,689	
-4	-0,0017	0,9727	54%	-0,449	40	-0,0007	0,9303	56%	-0,171	
-3	-0,0021	0,9707	50%	-0,539	41	0,0012	0,9314	52%	0,310	
-2	0,0014	0,9721	49%	0,376	42	0,0035	0,9346	51%	0,895	
-1	-0,0055	0,9667	57%	-1,430	43	0,0018	0,9363	48%	0,456	

(a) Significativo ao nível de 2,5%, teste monocaudal

(b) Significativo ao nível de 5%, teste monocaudal

Para a janela de estimação [-385;-44]

Média \overline{AR}_τ	0,00000
Desvio padrão \overline{AR}_τ	0,00386

Análise Multivariada das Variáveis Explicativas

Tendo como base os testes realizados por Dierkens (1992), estimamos um modelo similar, para o período [-5 ; +6] e [0 ; 1], considerando uma variável indicativa de assimetria informacional e mais duas variáveis que consideram o efeito do tamanho da emissão e a oportunidade de crescimento da empresa. Dessa forma, o modelo criado foi:

$$CAR_{(T1,T2)} = a_0 + a_1 AI + a_2 R_{MV/BV} + a_3 \ln(R_{Tam}) + \varepsilon_i.$$

Onde:

$CAR_{(T1,T2)} \rightarrow$ Retorno anormal acumulado no período.

AI → Medida indicativa de assimetria informacional, tendo sido utilizada como variáveis alternativamente duas proxies, a saber:

$\text{Ln}(R_{\text{TRADE}})$ → Número de ações negociadas nas últimas 52 semanas / quantidade de ações em circulação.

$\text{Ln}(\text{VOLAT } 2)$ → Variância da série do excedente de retorno de mercado, expressa na sua forma logarítmica.

$\text{Ln TAM } (\%)$ → Logaritmo neperiano do tamanho da emissão expresso em porcentagem.

$R_{\text{MV/BV}}$ → Medida que relaciona o valor de mercado das ações da empresa com seu valor contábil que como explicitado anteriormente busca captar a oportunidade de crescimento possuída por determinada empresa.

As variáveis $\text{Ln}(R_{\text{TRADE}})$ e $\text{Ln}(\text{VOLAT } 2)$, como medida estimativa de assimetria informacional, foram utilizadas por exibirem significância estatística individualmente.

Observações da Equação Multivariada para o Período [-5 ; +6]

A Tabela 5 traz evidências de que a regressão é significativa ($F=3,15$, $p=0,027$), isto é, rejeita-se a hipótese de que todos os coeficientes são nulos. Os valores da estatística t para os coeficientes individuais mostram que somente a variável $\text{Ln}(\text{VOLAT}2)$ pode ser considerada relevante ao nível de significância de 5%. Os demais coeficientes exibiram valores próximos de zero, com estatísticas t baixas em valor absoluto.

Tabela 5

Resultados do Ajuste do Modelo de Regressão Relativo à Combinação de Variáveis $AI+R_{MV/BV}+\ln(R_{TAM})$, com $AI=\ln(VOLAT2)$

	<i>ln(VOLAT2) MV/BV ln(TAM)</i>			
	α_0	α_1	α_2	α_3
	-0,197	-0,0278 (-2,242)	-0,0062 (-1,363)	-0,0017 (-0,421)
R^2		0,069		
F		3,150		
p-value		0,027		
IC(95%)		-0,0523 -0,0033	-0,0151 0,0027	-0,0098 0,0064
Homocedasticidade (p-value):		0,695		
Normalidade (p-value):		0,500		
DW valor		2,505		

Pela Tabela 6, verificamos que a estatística F não permite concluir pela significância do modelo de regressão ao nível de 5% ($F=2,543$, $p=0,059$), ou seja, não há evidências para rejeitar a hipótese de que todos os coeficientes (α_1 , α_2 e α_3) são nulos. A variável que apresentou maior estatística t foi $\ln(R_{TRADE})$ ($t=1,807$, correspondendo a um p-value igual a 0,073). A variável $\ln(TAM)$ também apresentou um p-value moderado ($t=-1,492$, $p=0,138$), tal como no modelo contendo somente essa variável.

Tabela 6

Resultados do Ajuste do Modelo de Regressão Relativo à Combinação de Variáveis $AI+R_{MV/BV}+\ln(R_{TAM})$, com $AI=\ln(R_{TRADE})$

	$\ln(R_{TRADE})$	MV/BV	$\ln(TAM)$
α_0	α_1	α_2	α_3
0,010	0,0067 (1,807)	-0,0047 (-1,014)	-0,0054 (-1,492)
R^2	0,057		
F	2,543		
p-value	0,059		
IC(95%)	-0,0006 0,0140	-0,0138 0,0044	-0,0125 0,0017
Homocedasticidade (p-value):	0,753		
Normalidade (p-value):	0,016		
DW valor	2,493		

Nota-se, entretanto, que embora tendo sido admitida a hipótese nula no nível de 5%, percebe-se certas evidências de que a variável $\ln(R_{TRADE})$, exerce influência na questão dos retornos excedentes, pois essa variável é significativa no nível de 6%. Isto já era esperado pela observação da regressão considerando-se somente essa variável.

A observação desse modelo considerando variáveis explicativas combinadas permite ir ao encontro dos resultados obtidos por DIERKENS (1992), de modo frágil, quando considerada como *proxy* de informação assimétrica $\ln(R_{TRADE})$ e, de forma mais evidente, quando consideramos como *proxie* de assimetria informacional a variável $\ln(VOLAT2)$.

Observações da Equação Multivariada para o Período CAR[0;1]

A combinação das variáveis $AI+R_{MV/BV}+\ln(R_{TAM})$, com $AI=\ln(VOLAT2)$ e variável dependente $CAR[0;1]$ apresentou – tabela 7 - um valor baixo ($F=1,025$, $p=0,384$), levando a concluir que não há evidências para rejeitar a hipótese de que todos os coeficientes são nulos. Assim, conclui-se que as variáveis $\ln(VOLAT2)$, $\ln(R_{TAM})$ e $R_{MV/BV}$ tomadas em conjunto não auxiliam a explicar a variável resposta $CAR[0;1]$.

Tabela 7

Resultados do Ajuste do Modelo de Regressão Relativo à Combinação de Variáveis $AI+R_{MV/BV}+\ln(R_{TAM})$, com $AI=\ln(VOLAT2)$ e Variável Dependente $CAR[0;1]$

	$\ln(VOLAT2)$	$\ln(R_{TAM})$	$R_{MV/BV}$
α_0	α_1	α_2	α_3
-0,0759	-0,0100 (-1,625)	0,0005 (,290)	0,0008 (,305)
R^2	0,024		
F	1,025		
p-value	0,384		
IC(95%)	-0,0221 0,0021	-0,0026 0,0042	-0,0045 0,0061
Homocedasticidade (p-value):	0,144		
Normalidade (p-value):	0,040		
DW valor	1,897		

A combinação de variáveis $AI+R_{MV/BV}+\ln(R_{TAM})$, com $AI=\ln(R_{TRADE})$ e variável dependente $CAR[0;1]$ – tabela 8 - também gerou um valor baixo da estatística F ($F=0,703$, $p=0,552$), evidenciando que as variáveis $\ln(R_{TRADE})$, $R_{MV/BV}$ e $\ln(R_{TAM})$ tomadas em conjunto não auxiliam na explicação de $CAR[0;1]$.

Tabela 8

Resultados do Ajuste do Modelo de Regressão Relativo à Combinação de Variáveis $AI+R_{MV/BV}+\ln(R_{Tam})$, com $AI=\ln(R_{TRADE})$ e Variável Dependente $CAR[0;1]$

	$\ln(R_{trade})$	$R_{MV/BV}$	$\ln(R_{Tam})$	
α_0	α_1	α_2	α_3	
	-0,0005	0,0019 (1,115)	-0,0001 (-0,046)	-0,0011 (-0,757)
R^2	0,017			
F	0,703			
p-value	0,552			
IC(95%)	-0,0015 0,0053	-0,0058 0,0056	-0,0041 0,0019	
Homocedasticidade (p-value):	0,340			
Normalidade (p-value):	0,005			
DW valor	1,863			

Da observação geral, conclui-se que não há evidências estatísticas de que as variáveis $\ln(R_{TRADE})$ ou $\ln(VOLAT2)$ como *proxy* de assimetria informacional colaboram para explicar a queda de valor de mercado observada no período [0;1].

Combinando Variáveis Explicativas

Dentro de nosso objetivo de obtenção de uma medida objetiva e adequada para a assimetria de informação e, ainda, de buscar ampliar os conceitos e medidas propostas pelo modelo de Myers e Majluf e a medida correta sugerida por Dierkens elaboramos um modelo de regressão múltipla envolvendo diversas variáveis explicativas. Para algumas das variáveis explicativas, tomou-se o logaritmo neperiano, para minimizar o problema de emissões com valores muito discrepantes

nessas variáveis. Com relação à variável MV/BV , optou-se por manter seu valor não transformado, uma vez que se fosse tomado o logaritmo, teríamos de excluir do estudo três observações com MV/BV negativo.

As variáveis incluídas no modelo foram:

- $\ln(R_{\text{Tam}})$ → Logaritmo neperiano do tamanho da emissão expresso em porcentagem;
- $\ln(R_{\text{TRADE}})$ → Logaritmo neperiano do número de ações negociadas nas últimas 52 semanas / quantidade de ações em circulação;
- $\ln(R_{\text{LIQ}})$ → Logaritmo neperiano da liquidez da ação no ano anterior ao evento;
- $\ln(R_{\text{PresB}})$ → Logaritmo neperiano da presença da ação nos pregões da BOVESPA, expresso em termos percentuais;
- $R_{\text{MV/BV}}$ → Relação valor de mercado e valor contábil da ação;
- $\ln(\text{VOLAT2})$ → Logaritmo neperiano da variância da série do excedente de retorno de mercado de acordo com o definido na metodologia como modelo de mercado ajustado;
- $R_{\text{INV.INST}}$ → Presença de investidores institucionais no capital da empresa;
- R_{ADR} → Existência de ADRs lançadas no mercado norte-americano;
- $\ln(R_{\sigma_{\text{end}}})$ → Logaritmo neperiano da volatilidade da série do índice de endividamento (verificações trimestrais) nos cinco anteriores da data do evento;

- $\ln(R_{end}) \rightarrow$ Logaritmo neperiano da relação entre o índice de endividamento geral no trimestre posterior e o nível de endividamento médio trimestralmente aferido da empresa no período de cinco anos antes da data do evento.

Os resultados do ajuste são exibidos na Tabela 9. A estatística F apresentou um valor baixo ($F=1,56$, $p=0,120$), o que não levaria à rejeição da hipótese de nulidade de todos os coeficientes ao nível de significância de 5%. No entanto, a variável VOLAT2 apresentou um coeficiente significativamente distinto de zero ao nível de 5%, o que está de acordo com as conclusões anteriores, que destacaram o efeito dessa variável. Possivelmente, a estatística F não foi significativa devido ao aumento do número de variáveis, o que leva à diminuição do poder do teste.

Tabela 9

Resultados do Ajuste do Modelo de Regressão Múltipla com as Variáveis Envolvidas no Estudo, Período de Observação [-5;+6]

	$\ln(R_{Tam})$	$\ln(R_{TRADE})$	$\ln(R_{LIQ})$	$\ln(R_{PresB})$	$R_{MV/BV}$	$\ln(VOLAT2)$	$R_{INV.INST}$	R_{ADR}	$\ln(R_{2end})$	$\ln(R_{end})$	
	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_{10}	α_{11}
	-0,284	-0,002	0,006	0,006	-0,059	-0,003	-0,030	0,019	0,031	0,010	0,006
		(-0,56)	(1,40)	(0,74)	(-0,75)	(-0,67)	(-2,08)	(0,87)	(0,53)	(1,16)	(0,23)
R^2	0,128										
F	1,560										
p-value	0,120										
IC(95%)	-0,0113	-0,0024	0,0106	-0,2163	-0,0129	-0,0592	-0,0239	-0,0854	-0,0071	-0,0438	
	0,0063	0,0138	0,0234	0,0976	0,0064	-0,0015	0,0611	0,1478	0,0272	0,0554	
Homoced. (p)	0,380										
Normalid. (p)	0,500										
DW valor	2,452										

Foram utilizados diversos métodos de seleção de variáveis para determinar qual seria o melhor conjunto para explicar a variabilidade do retorno excedente

acumulado no período [-5; +6]. Optamos pelo modelo selecionado pelo método “*Stepwise*” (Tabela 10), com *alpha-to-enter* e *alpha-to-remove* iguais a 0,05. Esse método selecionou o modelo composto pelas variáveis $\ln(\text{VOLAT2})$ ($t=-3,497$, $p=0,001$) e $\ln(R_{\sigma_{end}})$ ($t=1,941$, $p=0,055$), tendo apresentado um coeficiente de determinação $R^2=8,3\%$. Observamos que o coeficiente relativo a $\ln(R_{\sigma_{end}})$ não seria significativo, a rigor, ao nível de 5%. Porém, seu p-value é muito próximo a esse valor.

Tabela 10

Resultados do Ajuste do Modelo Selecionado pelo Método Stepwise

	$\ln(\text{VOLAT2})$ $\ln(R_{\sigma_{end}})$	
α_0	α_1	α_2
	-0,346	0,013
	(-3,350)	(1,941)
R^2	0,083	
F	5,686	
p-value	0,004	
IC(95%)	-0,0650	-0,0003
	-0,0168	0,0271
Homocedasticidade (p-value):	0,910	
Normalidade (p-value):	0,500	
DW valor	2,409	

É importante notar que a variável $\ln(\text{VOLAT2})$ apresentou coeficiente negativo, enquanto $\ln(R_{\sigma_{end}})$ apresentou coeficiente positivo. Isso significa que, dadas duas empresas com o mesmo valor de VOLAT2, aquela com maior $R_{\sigma_{end}}$ (isto é, volatilidade da série de Ex/At no período de 20 trimestres anteriores ao evento) terá uma menor redução no valor da empresa.

Percebemos pela análise da seleção das variáveis obtidas que os fatores considerados são aspectos explicativos da assimetria informacional. Parece-nos claro, e uma inferência adequada, que as variáveis $LN(VOLAT2)$ e $\ln(R_{\sigma_{end}})$ em conjunto trazem evidências de provocar queda no valor de mercado quando do lançamento de novas ações e por inferência que há evidências de informação assimétrica.

Observações da Equação Multivariada para o Período CAR[0;1]

Os resultados são exibidos na Tabela 11. Observa-se que o modelo obtido é significativo a 5% ($F=2,081$, $p=0,031$). Os testes de significância dos coeficientes mostraram que os coeficientes relativos a $\ln(R_{\sigma_{ev\delta}})$ e $\ln(R_{end})$ foram significantes ao nível de 5%.

Tabela 11

Resultados do Ajuste do Modelo de Regressão Múltipla com Todas as Variáveis Envolvidas no Estudo, com Variável Resposta CAR[0;1]

	$\ln(R_{Tam})$	$\ln(R_{trade})$	$\ln(R_{LIQ})$	$\ln(R_{PresB})$	$R_{MV/BV}$	$\ln(VOLAT2)$	$R_{INV.INST}$	R_{ADR}	$\ln(R_{\sigma_{end}})$	$\ln(R_{end})$	
	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	a_9	a_{10}
	-0,0621	0,0002 (0,150)	0,0011 (0,613)	0,0049 (1,504)	-0,0165 (-0,539)	0,0003 (0,112)	-0,0078 (-1,198)	-0,0159 (-1,949)	-0,0013 (-0,052)	0,0063 (2,117)	-0,0230 (-2,345)
R^2		0,153									
F		2,081									
p-value		0,031									
IC(95%)		-0,0032 0,0036	-0,0023 0,0045	-0,0016 0,0114	-0,0773 0,0443	-0,0054 0,0060	-0,0207 0,0051	-0,0321 0,0003	-0,0510 0,0484	-0,0289 -0,0171	-0,0424 -0,0036
Homoced. (p):		0,282									
Normalid. (p):		0,500									
DW valor		1,840									

O método *Stepwise* com *alpha-to-enter* e *alpha-to-remove* iguais a 0,05 levou à escolha do modelo contendo as variáveis explicativas $R_{INV.INST}$ e $\ln(R_{LIQ})$. O ajuste desse modelo é apresentado na Tabela 12.

Tabela 12

**Resultados do Ajuste do Modelo Selecionado pelo Método Stepwise,
Período de Observação [0;1]**

	$R_{INV.INST}$	$\ln(R_{LIQ})$
a_0	a_1	a_2
0,0177	-0,0206 (-2,693)	0,0044 (2,055)
R^2	0,076	
F	5,076	
p-value	0,008	
IC(95%)	-0,0356 -0,0056	0,0000 0,0088
Homoced. (p):	0,455	
Normalid. (p):	0,500	
DW valor	1,824	

Conclusões

Na observação dos resultados, verificamos que o dia seguinte à assembléia (dia = +1) apresenta excesso de retorno negativo significativo. No caso do modelo MOMER, obtivemos retorno negativo médio de 0,84%. No caso do MORAM, a queda de preços foi de 1,02%. Chama a atenção que nos dois modelos observamos também retorno anormal negativo a partir do dia -1, embora não tenhamos encontrado indícios estatísticos significativos que colocasse em dúvida a existência de eficiência de mercado ao menos em sua forma semiforte. Verificamos, também que houve um processo de ajustamento dos preços no período pós-evento a partir do sexto dia após assembléia, resultado diferente no encontrado por Furtado (1997).

Isso nos leva a formular a hipótese de que houve, no período aqui estudado, um processo de maior eficiência informacional em nosso mercado.

Verificamos em todos os testes $\{-5;+6\}$ e $[0;1]$ que houve retornos excedentes acumulados negativos. No entanto, na comparação direta com estudos anteriores, observamos que os retornos anormais obtidos no presente estudo revelaram-se de amplitude inferior, enquanto os estudos no exterior acusam uma queda do valor das ações em torno de 3% e FURTADO (1997) acusa ao redor de 7%. Nossos testes indicam queda de 1,66% na janela de observação $\{-5;+6\}$; para a janela $[0;1]$, tivemos como resultado 0,20% negativos e considerando-se nesses testes o retorno excedente acumulado para o método ajustado ao mercado e ao risco (MOMER).

Com base nos estudos de DIERKENS (1992) realizamos a análise multivariada para as janelas de observação $\{-5;+6\}$ e $[0;1]$ com as variáveis relativas ao tamanho da emissão, a relação entre valor de mercado-valor contábil e uma *proxy* de assimetria informacional. Consideramos como *proxy* de informação assimétrica duas medidas alternativas, a primeira relativa a volatilidade da série de retornos excedentes de mercado e a segunda observação foi considerando-se a intensidade de negociação da ação. Obtivemos que as variáveis explicativas guardam relação com o retorno excedente, mas de forma mais substancial quando considerada a volatilidade da série dos retornos excedentes do que quando consideramos a negociabilidade da ação. Concluímos que o modelo é efetivo é traz evidências da existência de assimetria informacional em nosso mercado.

Realizamos, também, um teste exploratório envolvendo em um único modelo todas as variáveis tratadas neste estudo. Obtivemos como resultado uma estatística com valores que permitem admiti-lo, embora seja evidente que esse modelo perde grau de significância por envolver um número grande de variáveis (no nosso caso, foram incluídas no modelo amplo 10 variáveis explicativas). Por outro lado, quando foram utilizados métodos de seleção de variáveis, verificamos que a volatilidade da série de retornos excedentes e a variabilidade das observações do grau de endividamento

passado das empresas explicam de maneira mais efetiva a queda de preços quando do lançamento primário de ações.

Estas constatações nos levam à observação de que a volatilidade apresenta-se de maneira mais evidente como variável explicativa de retornos excedentes negativos.

Os resultados levam à conclusão que, de fato, existe assimetria de informações no mercado de capitais brasileiro.

VIII. BIBLIOGRAFIA

ABOODY, David; BARUCH Lev. Information asymmetry, R&D, and insider gains. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 55, p. 2747-2766, Dezembro 2000.

ALLEN, Franklin; GORTON, Gary. Stock price manipulation, market microstructure and asymmetric information. *European Economic Review*, Amsterdã, v. 36, p. 624-630, Abril 1992.

AMBARISH, Ramasastry; KOSE, John; WILLIAMS, Joseph. Efficient signaling with dividends and investments. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 42, n. 2, p. 321-373, June 1987.

ANDERSEN, Torben G. Return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility. *The Journal of Finance*, Cambridge v. 51, p. 169 - 204, Março 1995.

ASQUITH, Paul; MULLINS, David. Equity issues and offering dilution. *Journal of Financial Economics*, Amsterdã, v. 15, n. 1/2, p. 61-90, Jan./Feb. 1986.

- BARCLAY, Michael J.; LITZENBERGER, Robert H. Announcement effects of new equity issues and the use of intraday price data. *Journal of Financial Economics*, Amsterdã, v. 21, p. 71-99, Maio 1988.
- BAYLESS, Mark; CHAPLINSKY, Susan. Is there a window of opportunity for seasoned equity issuance? *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 51, n. 1, p. 253-278, Março 1996.
- BHATTACHARYA, S.; RITTER, J. R. Innovation and communication: signaling with partial disclosure. *Review of Economic Studies*, Londres, v. 50, n. 2, p. 331 - 346, Abril 1983.
- BOLSA DE VALORES DO ESTADO DE SÃO PAULO. *Novo Mercado*. 38 p. São Paulo, 2000.
- BOLSA DE VALORES DO ESTADO DE SÃO PAULO. *O mercado de capitais: sua importância para o desenvolvimento e os entraves como que se defronta no Brasil*. 10 p. São Paulo, 2000.
- BRAV, Alon; GECZY, Christopher; GOMPERS, Paul A.. Is the abnormal return following equity issuances anomalous? *Journal of Financial Economics*. v. 56. 2000.
- BROWN, Stephen J.; WARNER, Jerold B. Using daily stock returns: the case of event studies. *Journal of Finance Economics*, Amsterdã, v. 14, p. 3-29, Março 1985.
- BUSHMAN, Robert M. Public disclosure and the structure of private information Markets. *Journal of Accounting Research*, Chicago, v. 29, n. 2, p. 261-276, 1991.

CAMPBELL, John Y.; LO, Andrew W.; Mackinlay, A. Craig. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton: 1997.

CHAN, Yuk-Shee; THAKOR, Anjan. Collateral and competitive equilibrium with moral hazard and private Information. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 42, n. 2, p. 345-363, Junho 1987.

DIERKENS, Nathalie. Information asymmetry and equity issues. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 26, n .2, p. 181- 199, Junho 1991.

_____. A discussion of correct measures of information asymmetry. *INSEAD Working Paper*, França, n. 91/27/FIN, 24 p.1991.

DOWNES, David H .; HEINKEL, R. Signaling and the valuation of unseasoned new issues. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 37, n.1, p.1 -10 , Março 1982.

ECKBO, B. Espen; MAKSIMOVIC, Vojislav; WILLIAMS, Joseph. Consistent estimation of cross-sectional models in event studies. *Review of Financial Studies*, Oxford, v. 3, p. 343 - 365, 1990.

ECKBO, B. Espen; MASULIS, Ronald; NORLI, Oyvind “Seasoned public offerings: resolution of the ‘new issues puzzle’”. *Journal of Financial Economics*. V. 56. 2000.

FAMA, Eugene F.; MILLER, Merton. *The Theory of Finance*. Holt, Rinehart, and Winston, 1972.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*. Cambridge, v. 46, n. 5, p.1575 - 1617, Dezembro 1991.

- FURTADO, Cláudio Vilar. *Emissão de ações e valor de mercado da empresa: um estudo de ofertas de ações negociadas em Bolsas de Valores no Brasil*. 1997. 170 p. Tese de Doutorado – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- GALAI, Dan; MASULIS, Ronald W. The option price model and the risk factor of stock. *Journal of Financial Economics*, Rochester, v. 3, 1976.
- HESS, Alan C.; FROST, Peter. Tests for price effects of new issues of seasoned securities *Journal of Finance*, Cambridge, v. 37, n. 36, p. 11 - 25, Março 1982.
- HOUSTON, Joel F.; RYNGAERT, Michael D. Equity issuance and adverse selection: a direct test using conditional stock offers. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 52, n. 1, p. 197 – 219, Março 1997.
- HUBBARD, R. G. *Asymmetric information, corporate finance, and investment*. Chicago: The University of Chicago Press, 1990.
- JENSEN, Michael C.; MECKLING, William. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and capital structure. *Journal of Financial Economics*, Rochester, v. 3, 1976.
- JENSEN, Michael C. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review*, Nashville, v. 76, 1986.
- KORAJCZYSK, R.; LUCAS, Deborah J.; MCDONALD, Robert L.. The effect of information releases on pricing and timing of equity issues: theory and evidence. In: *Asymmetric information, corporate finance and investment*, Chicago: The University of Chicago Press, 1990.

- KRASKER, William. Stock price movements in response to stock issues and asymmetric information. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 41, n. 1, p. 93-105, March 1986.
- LANG, J. H.; STULZ, R. S.; WALKLING, R. A. Managerial performance, Tobin's Q and the gains from successful tender offers. *Journal of Financial Economics*, Amsterdã, v. 24, n. 1, p. 137-154, Setembro 1989.
- LELAND, Hayne E.; PYLE, David H. Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 32, n. 2, p. 371-387, Maio 1977.
- LINN, Scott; PINEGAR, Michael. The Effects of Issuing Preferred Stock on Common and Preferred Stockholder Wealth. *The Journal of Financial Economics*, Amsterdã,, v. 22, n. 1, p. 155-184, Outubro 1988.
- LUCAS, Deborah J.; MCDONALD, Robert L. Equity issues and stock price dynamics. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 45, n. 4, p. 1019 – 1043, Setembro. 1990.
- LUNDHOLM, Russel J. Public signals and the equilibrium allocation of private information. *Journal of Accounting Research*, Chicago, v. 29, n. 2, p. 323-349, Autumn 1991.
- MAILATH, George J.; SANDRONI, Alvaro. et al. *Market selection and asymmetric information*. UNIVERSITY OF PENNSYLVANIA. Center for Analytic Research in Economics 2001. A ser publicado.
- MASULIS, Ronald W. The impact of capital structure change on firm value: some estimates. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 38, n. 3, Maio 1983.

MASULIS, Ronald W.; KORWAR, Ashok N. Seasoned equity offerings. *The Journal of Financial Economics*, Amsterdã, v. 15, p. 91-118, Jan/Fev 1986.

MERTON, Robert. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 29, n. 2, p. 449, Maio 1974.

MIKKELSON, Wayne H.; M. PARTCH, Megan. Valuation effects of security offerings and the issuance process. *The Journal of Financial Economics*, Amsterdã, v. 15, n. 1/2, p. 31-60. Jan./Feb. 1986.

MILLER, Merton H.; ROCK, Kevin. Dividend policy under asymmetric information. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 40, n. 4, p. 1031-1051, Setembro 1985.

MILLER, Merton; MODIGLIANI, Franco. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American Economic Review*, Nashville, n. 48, p. 261-297, 1958.

MOORE, Robert R. Asymmetric information, repeated lending, and capital structure. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbia, v. 25, n. 3, p. 393 – 409, Agosto 1993.

MYERS, Stewart; MAJLUF, Nicolas. Corporate financing and investment decision when firms have information and investors do not have. *The Journal of Financial Economics*, Cambridge, v. 13, n. 2, p. 187-221, Julho 1984.

NARAYANAN, M. Debt versus equity and asymmetric information. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Seattle, v. 23, n. 1, p. 39-51, Março 1988.

OFER, Aharon R.; THAKOR, Anjan V. A theory of stock price responses to alternative corporate cash disbursement methods: stock repurchases and

dividends. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 42, n. 2, p. 365 – 394, Junho 1987.

PEEL, D. A; SPEIGHT, A. E. H. Is the US business cycle asymmetric? Some further evidence. *Applied Economics*, Londres, v. 28, n. 4, p. 405-415, April 1996.

PROCIANOY, Jairo L.; CASELINI, César N.. A emissão de ações como fonte de crescimento ou como fator de redução do risco financeiro: resultados empíricos. *Revista de Administração*. 1997.

ROCK, Kevin. Why new issues are underpriced. *Journal of Financial Economics*, Amsterdã, v. 15, p. 187-212, Jan/Fev 1986.

ROSS, Stephen. The determination of financial structure: the incentive signaling approach. *Bell Journal of Economics*, Mount Morris, v. 8, n. 1, p. 23-40, 1977.

SCHALLER, Huntley. Asymmetric information, liquidity constraints, and Canadian investment. *Canadian Journal of Economics*, Malden, v. 26, n. 3, p. 552 - 574, Agosto 1993.

SCHOLES, Myron. Markets for securities: substitution versus price pressure and the effects of information on shares prices. *Journal of Business*, v. 45, 1972.

SHARPE, Steven A. Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: a stylized model of customer relationships. *The Journal of Finance*, Cambridge, v. 45, n. 4, p. 1069-1087, Setembro 1990.

SHYAM-SUNDER, L.; MYERS, Stewart C. Testing static trade-off against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v. 51, n. 2, p. 219-244, Fevereiro 1999.

STIGLER, G. J. The economics of information. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 69, Jun 1961.

SWEETING, Andrew. Discuss the reasons why asymmetric information can be a source of market failure. Use examples to illustrate your answers. *Economic Research and Analysis*, www.eraweb.net. Nov. 1998.

THAKOR, Anjan V. Corporate investments and finance. *Financial Management*. Tampa, v. 22, n. 2, p. 135-144, Summer 1993.

_____ Information, investment horizon, and price reactions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Local, v. 28, n. 4, p., Dezembro 1993.

VARIAN, H. R. *Intermediate microeconomics: a modern approach*. 2nd edition., W.W. Norton & Company, 1990.

VASILELLIS, George A; MEADE, Nigel. Forecasting volatility for portfolio selection. *Journal of Business Finance and Accounting*, Oxford, v. 23, n. 1, p. 125-143, Janeiro 1996.

VISWANATH, P. V. Strategic considerations, the pecking order hypothesis, and market reactions to equity. *Financing Journal of Financial and Quantative Analysis*, v. 28, n. 2, p. 213-235, Junho 1993.

WESTON, J. Fred; BRIGHAM, Eugene F.. *Fundamentos da Administração Financeira*. Maron Books. São Paulo. 2000.

Quadro**Emissões que Atenderam às Exigências Metodológicas**

Ordem	Empresa	Data da Assembléia
1	Acesita	26/05/95 - 05/11/99 - 05/07/96 10/07/98 (ON e PN)
2	Aços Villares	30/01/96
3	Adubos Trevo	16/05/01
4	Aracruz	15/03/95
5	Belgo Mineira	06/04/98 - 10/11/98
6	Bombril	19/06/97
7	Brasil Telecom	19/05/95 - 16/10/95 - 17/05/96 - 23/05/97 20/11/97 - 08/06/98 - 04/04/01
8	Brasil Telecom Par	23/03/01
9	Bunge Fertilizantes	24/11/00
10	Caemi	11/04/97
11	Celesc	17/06/96 - 24/09/96
12	Celpe	26/12/97
13	Cemig	06/10/95 (ON e PN) - 11/12/95 (ON e PN) 08/11/96 (ON e PN) - 30/06/94
14	Cerj	25/04/95 - 29/03/96
15	Cesp	05/07/96 (ON e PN) - 22/09/94
16	Chapecó	30/11/95
17	Companhia Hering	02/07/97
18	Companhia Paraibuna	01/03/96

19	Coelce	24/04/97 - 27/01/98
20	Comgas	26/04/01
21	Copel	27/6/97
22	Coteminas	19/11/99
23	CRT	13/05/98
24	Dixie Toga	28/04/98
25	Duratex	05/09/00
26	Electrolux	26/07/94
27	Eletrobrás	13/09/94
28	Eluma	29/11/95
29	Embraer	08/05/96 - 25/07/97 - 12/09/97 12/06/98 - 30/06/00 - 06/07/00 20/07/00
30	Enersul	27/07/97
31	Ericsson	30/04/96
32	F. Cataguazes	19/03/96 - 03/09/97 - 03/12/97
33	Ferro Ligas	17/03/00 - 19/10/00
34	Gerasul	16/08/00 (ON e PN) - 14/11/00 - 05/07/01
35	Gerdau Metalúrgica	23/10/96
36	Globo Cabo	17/04/97 - 16/11/99
37	Inepar - Indústria	06/12/96 - 19/08/98
38	Iochpe-Maxion	26/06/97
39	Itautec Philco	14/09/95
40	Klabin	13/12/00
41	Kuala	24/01/97
42	Light	28/04/99
43	Lojas Americanas	28/04/95 - 31/10/95 - 30/11/95 - 29/12/95 31/01/96 - 29/02/96 - 31/05/96

		31/01/97 (ON e PN) - 30/04/97 (ON e PN) 31/05/97 (ON e PN) - 30/06/97 (ON e PN) 29/05/98 - 30/06/98
44	Lojas Renner	30/12/96 - 01/10/97 - 30/12/97 - 30/04/98 20/11/98
45	Minupar	11/11/94