



Revista de Administração da Universidade  
Federal de Santa Maria

E-ISSN: 1983-4659

rea@smail.ufsm.br

Universidade Federal de Santa Maria  
Brasil

Pietro Neto, José de; Claudino Galli, Oscar; Frota Decourt, Roberto  
Volatilidade, magnitude dos proventos e a sinalização na política de distribuição de lucros  
Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria, vol. 1, núm. 1, enero-abril, 2008,  
pp. 37-56  
Universidade Federal de Santa Maria  
Santa Maria, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=273420272003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# VOLATILIDADE, MAGNITUDE DOS PROVENTOS E A SINALIZAÇÃO NA POLÍTICA DE DISTRIBUIÇÃO DE LUCROS

*Volatility, dividend yield and signaling theory through  
payout policy*

**José de Pietro Neto<sup>1</sup>**  
**Oscar Claudino Galli<sup>2</sup>**  
**Roberto Frota Decourt<sup>3</sup>**

## **Resumo**

Este trabalho procurou testar a teoria da sinalização por meio das notícias veiculadas aos investidores que se referem ao anúncio da distribuição de proventos de 1998 a 2006, para as ações integrantes da carteira teórica do Ibovespa de janeiro a abril de 2006. Para a realização deste artigo, foram efetuados cálculos para verificar a presença de retornos anormais nas datas de anúncio da distribuição de juros sobre capital próprio, dividendos e pagamento simultâneo. Adicionalmente, foram realizados testes nos dias ao redor da data de anúncio, numa janela de 11 dias, incluindo a data da divulgação do pagamento dos proventos na busca de vazamento de informações e para verificar a possibilidade de arbitragem na janela em estudo. Os testes realizados consideraram a presença de retornos anormais e acumulados quando o mercado estava operando em níveis diferentes de volatilidade do mercado e de magnitude do provento anunciado, procurando verificar se os investidores interpretam e penalizam o pagamento de dividendos de maneira simétrica com relação às variações de volatilidade do mercado e de magnitude do provento anunciado. Os resultados evidenciaram a presença de retornos anormais significativos.

**Palavras-chave:** Volatilidade; Política de Dividendos; Teoria da Sinalização; Dividendos.

<sup>1</sup> Doutorando, Universidade de Brasília (UnB), CLN 404, Asa Norte, 10 – CEP70847-550, Brasília, DF. E-mail: jpietron@gmail.com

<sup>2</sup> Doutor, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Rua Washington Luiz, 855, Centro. CEP: 90010-460, Porto Alegre, RS. E-mail: ocgalli@ea.ufrgs.br

<sup>3</sup> Doutorando, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Rua Washington Luiz, 855, Centro. CEP: 90010-460, Porto Alegre, RS. UFRGS. E-mail: rfdecourt@ea.ufrgs.br

## Abstract

*This work tests signaling theory in which investors receive payout announcement news from 1998 to 2006 regarding shares integrants of theoretical Index Ibovespa from January to April, 2006. To realize this research it was verified the presence of abnormal returns at the dates of payout announcements. Tests were made around the dates of announcement within a window of 11 days including the announcement date in an attempt to search for allowed information and to verify the feasibility and the arbitrage at this time window. These tests consider the presence of abnormal returns and accumulated returns when the market was operating in different levels of volatility and considering the magnitude of the dividend announced, trying to verify if the investors interpret and penalize the announcement of payout in symmetrical way regarding the magnitude and volatility variations. The results verifying presence of abnormal returns.*

**Keywords:** Volatility; Payout Policy; The Signaling Theory; Dividends; Dividend Yield.

## 1 Introdução

A política de distribuição dos lucros ganhou terreno no campo científico com a publicação de Modigliani e Miller (1961), seguida do trabalho de Gordon (1963) e, especificamente, dos trabalhos sobre a teoria da sinalização de Pettit (1972), Bhattacharia (1979), Asquith e Mullins (1983), entre outros. Esses trabalhos procuravam identificar, resumidamente, os impactos que o pagamento dos proventos provocava no valor das ações.

Pode-se dizer que este impacto estava relacionado à condução de informação que os dividendos transmitiam aos investidores com relação ao futuro das empresas. Assim, o preço da ação oscilava proporcionalmente ao pagamento dos dividendos. Logo, uma situação desejável em relação aos proventos seria satisfazer os acionistas com uma retenção de lucros para reinvestimento, seguida da distribuição de uma parcela otimizada dos recursos na forma de dividendos que maximizasse os ganhos dos acionistas.

Tendo como base o conceito da condução de informação, os pesquisadores publicaram uma série de estudos procurando variáveis de mercado que pudessem explicar o fenômeno da variação do valor das ações. Nesse sentido, uma das variáveis descobertas que podem afetar o valor das ações na distribuição dos lucros no Brasil foi a magnitude dos proventos distribuídos, conforme Procianny e Verdi (2003), Freire e Lima (2003), Novis e Saito (2003), Kuronuma, Lucchesi e Fama (2004), entre outros, e que não pode ser comprovado nos trabalhos de Freire et al. (2005) e Firmino, Santos e Matsumoto (2002).

Além deste, outros fatores, como o efeito dos impostos sobre os proventos, o problema da assimetria de informações, a natureza dos contratos em andamento e dos custos de transação são variáveis que se relacionam diretamente com a política de distribuição dos lucros e influenciam o valor das ações, conforme Michaely e Allen (2002).

Na tentativa de encontrar outras variáveis que possam explicar este excesso de valorização dos ativos, esta pesquisa trata de examinar a obtenção de retornos anormais (retorno da ação menos o retorno do mercado) e retornos anormais acumulados conforme as variações de volatilidade do mercado e da magnitude do provento anunciado. Vale ressaltar que, no caso

brasileiro, o termo provento pode ser considerado como pagamento de dividendos ou juros sobre capital próprio (JSCP), permitido pela Lei nº. 9.249/95, art. 9.

A questão que deu origem à idéia para a realização desta pesquisa foi a suposição da presença de uma assimetria na variação dos retornos das ações com relação aos diferentes níveis de volatilidade em que o mercado estava operando, se com baixa, normal ou alta volatilidade, e conforme a magnitude do provento anunciado, se maior ou menor do que a média paga nos últimos anos, como fez Docking e Koch (2005). Este pressuposto, do modo como o mercado estaria operando, partiu de interpretações feitas de acordo com as variações do Ibovespa, na data do anúncio da distribuição dos proventos, pois este é o índice que representa as variações que aconteceram no mercado.

Assim, elaborou-se a seguinte pergunta: houve uma variação significativa na condução de informação conforme o nível de volatilidade em que o mercado estava operando na data do anúncio do pagamento dos proventos? Houve variação significativa na condução de informação conforme a magnitude do provento anunciado?

Dessa forma, este estudo se justifica como uma ferramenta de contribuição para que os administradores das empresas de capital aberto possam, de alguma forma, direcionar o pagamento dos proventos de acordo com as variações de volatilidade do mercado e de magnitude do provento que será pago, maximizando os benefícios para as firmas e para seus acionistas. Também se justifica como ferramenta de auxílio ao investidor marginal que procura investir nas melhores oportunidades que o mercado pode oferecer.

O objetivo principal deste trabalho foi o de verificar a assimetria de informações referente à percepção dos investidores com relação às tendências que o mercado apresentou e com relação à magnitude do provento distribuído quando ocorreram anúncios do pagamento de proventos, procurando indícios de retornos anormais e retornos acumulados excessivos. Os cálculos foram realizados na data de anúncio do pagamento de dividendos, juros sobre capital próprio e pagamento concomitante. Esses cálculos também foram realizados numa janela de -5 a +5 dias ao redor das datas de anúncio.

## **2 Fundamentação teórica**

A partir dos trabalhos de Lintner (1956) e Miller e Modigliani (1961) foi dado início a uma série de publicações que procuravam descrever e aprofundar os conhecimentos sobre a política de dividendos. Várias teorias surgiram como, por exemplo, a da irrelevância dos dividendos, de Miller e Modigliani (1961); a da relevância dos dividendos, de Gordon (1963); a do dividendo ótimo, de Masulis e Trueman (1988); e a teoria residual, entre outras.

A preocupação com a condução de informações e a relevância da distribuição dos lucros se tornou tema amplamente explorado, surgindo o jargão de conhecimento comum que dizia que os investidores reagem em sintonia ao pagamento dos dividendos.

A discussão da relevância e do conteúdo informacional foi complementada por Rees (1997), Strong (1997) e Brief e Zarowin (1999), sugerindo modelos para a precificação de ativos a partir de relações contábeis. Rees (1997) propôs um modelo de precificação em nível baseado no valor contábil, nos ganhos retidos, nos dividendos, no lucro retido, no investimento realizado e nas dívidas totais, semelhante aos utilizados por Ohlson (1995) e Strong, Walker e Harding (1996).

Os resultados encontrados mostraram a relevância e o conteúdo informacional dos dividendos na valorização das firmas, num ambiente caracterizado pela assimetria de informação. Para Strong (1997), os resultados encontrados por Rees apenas poderiam ser interpretados como uma associação, e não, evidentemente, como uma sinalização ou relevância dos dividendos.

Seguindo na mesma linha de Rees (1997), Brief e Zarowin (1999) sugeriram a relevância dos dividendos e do conteúdo informacional por meio da estimação do valor das ações pelo valor contábil dos dividendos e dos ganhos auferidos. O trabalho de Brief e Zarowin foi inspirado e teve alguns resultados semelhantes aos obtidos nos *papers* de Ohlson (1995), Feltham e Ohlson (1995), Bernard (1995), Burgstahler e Dichev (1996), Collins, Maydew e Weiss (1997).

Outros trabalhos testaram diferentes variáveis para explicar a condução de informações, como o de Veronesi (1999) sobre a natureza das notícias – se boas ou ruins –, o de Baker, Veit e Powell (2001) sobre os fatores importantes para a determinação da política de dividendos – tipo de indústria, dividendos passados, estrutura de capital, opinião dos executivos, etc. –, o de Mougoué e Rao (2003) sobre a relação entre dividendos pagos e a obtenção de resultados futuros, e o de Koch e Sun (2004) para os resultados passados (neste caso os dividendos deveriam ser interpretados como reações atrasadas das informações já recebidas pelos ganhos passados). Vale ressaltar que, no trabalho de Bernstein (1996), a teoria do conteúdo informacional não foi confirmada considerando a relação *dividend yield* e os retornos das ações.

Docking e Koch (2005) testaram a sensibilidade da reação do mercado no anúncio de mudanças no pagamento de dividendos no mercado americano. Os resultados mostraram retornos anormais significativos e positivos quando ocorreram anúncios da distribuição, com o mercado operando de forma normal ou em queda, mas com alta volatilidade, e quando ocorreram anúncios de diminuição de dividendos, com mercado em alta e com bastante volatilidade.

No Brasil, poucos estudos exploram a data de anúncio na política de dividendos, entre eles estão os trabalhos de Novis e Saito (2003), Agnes (2005) e Decourt, Procianny e Pietro Neto (2007). O trabalho de Novis e Saito (2003) procurou analisar o preço das ações após o anúncio do pagamento dos dividendos, segmentando a amostra de acordo com o *dividend yield* (retorno sobre os dividendos). Os resultados encontrados revelaram a persistência dos retornos anormais para as empresas que pagaram as maiores relações *dividend yield* nos 90 dias analisados. Também foi constatado que as empresas que sofreram o processo de privatização apresentaram retornos anormais acumulados superiores às demais empresas da amostra.

O trabalho de Agnes (2005) analisou os anúncios de dividendos numa janela de 21 dias (-10 a +10), com segmentações para dividendos, JSCP, pagamento simultâneo, ano do pagamento, setor, tipo de processo decisório e por tipo de controle acionário. Para a grande maioria das segmentações, a presença de retornos anormais foi próxima de zero e sem evidências estatísticas significativas para a amostra total. Outros resultados mostraram evidências de retornos anormais médios negativos para o pagamento dos JSCP e, para a segmentação por ano, apenas o ano 2000 apresentou mediana dos retornos de 2,59%, significativa a 10%.

Decourt, Procianny e Pietro Neto (2007) testaram a teoria da sinalização por meio das alterações nos índices de *payouts* das empresas em comparação com a variação no lucro líquido do ano anterior e posterior em que ocorreu a distribuição dos proventos. Os principais resultados encontrados foram: as reduções no *payout* foram acompanhadas de diferenças significativas na variação do lucro líquido do exercício (que geralmente são consequência do aumento no lucro líquido do exercício) e as reduções no *payout* também sinalizaram crescimento do resultado futuro.

### 3 Método

Para esta pesquisa, foi realizada uma análise quanto à presença de retornos anormais e retornos anormais acumulados, utilizando a metodologia de cálculo proposta por Mackinlay (1997), abaixo descrita, na busca de verificar a sinalização por parte dos investidores quanto ao impacto provocado pelo anúncio da distribuição dos lucros. Os cálculos foram realizados de maneira pontual, na data da divulgação das informações, e em uma janela de -5 a + 5 dias em torno das datas de anúncio, procurando evidências de vazamentos de informações e da possibilidade de arbitragem em relação ao anúncio do pagamento dos proventos. O cálculo dos retornos anormais e acumulados foi realizado considerando-se níveis diferentes de volatilidade do mercado e em conformidade com a magnitude dos proventos anunciados.

A base de dados foi retirada do *software* Economática e do *site* da Bovespa com o preço de fechamento das ações ajustados pela inflação e pelos dividendos pagos. O período das datas de anúncio coletado está compreendido entre os anos de 1998 até 2006. O número de pagamento de proventos desse período foi de 845 eventos. Para evitar problemas de liquidez, esta análise foi realizada nas empresas que compõem a carteira teórica do Ibovespa de janeiro a abril de 2006.

#### 3.1 Cálculo dos retornos anormais

Para calcular os retornos anormais, foi utilizada a diferença entre os retornos efetivos das ações e o retorno do mercado, representado pelo Ibovespa, obtido, algebricamente, pela equação:

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad [1]$$

em que  $AR_{it}$  é o retorno anormal da ação  $i$ , na data  $t$ , e  $R_{mt}$  é o retorno do mercado, calculado com base no Ibovespa, dado por:

$$R_{mt} = \ln \left( \frac{IBOV_t}{IBOV_{t-1}} \right) \quad [2]$$

em que  $IBOV_t$  representa o Ibovespa no dia do anúncio e  $IBOV_{t-1}$  representa o Ibovespa na data anterior à data do anúncio da distribuição dos proventos. O retorno das ações foi calculado da mesma maneira que os retornos do mercado.

Também foi realizado o cálculo dos retornos anormais acumulados, conforme Mackinlay (1997), estimados pelo valor dos retornos anormais de um período adicionado aos retornos anormais dos períodos subseqüentes, calculados num intervalo de 11 dias, ou seja, no período de -5 a +5 em torno da data do anúncio e que foram obtidos da seguinte maneira:

$$CAR_{(t1,t2)} = \sum_{t=t1}^{t2} AR_{it} \quad [3]$$

em que  $CAR_{(t1,t2)}$  é o retorno anormal acumulado para a ação  $i$  do tempo  $t_1$  até o tempo  $t_2$ .

Para o cálculo dos retornos anormais médios, foi utilizada a seguinte equação:

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \overline{AR}_{it} \quad [4]$$

em que  $\overline{AR}$  é a média dos retornos anormais. Essa fórmula também foi aplicada para o período ao redor da data do anúncio. Esse teste foi realizado para verificar se os retornos anormais persistem após a realização da data do evento e se houve “vazamento de informações” nos períodos anteriores à convocação para a realização das assembleias.

### 3.2 O cálculo da magnitude dos proventos

Para calcular a magnitude dos dividendos, foi utilizada a fórmula:

$$DY = \frac{D}{P_{t-1}} \quad [5]$$

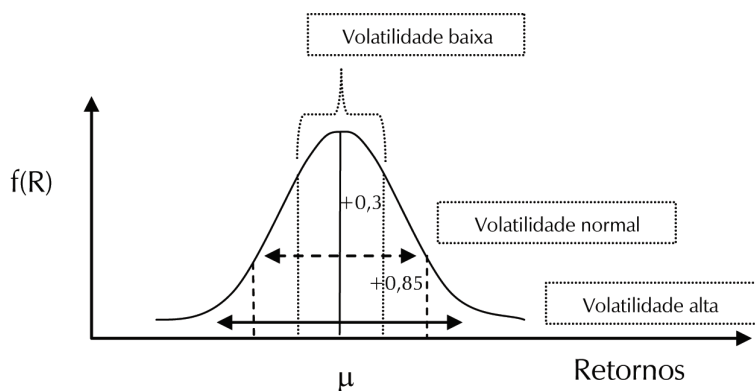
em que DY é o *dividend yield*, D é o montante de dividendos pagos por ação e  $P_{t-1}$  é o preço da ação no dia anterior ao da data do anúncio. Esse cálculo foi utilizado como referência para a subdivisão dos dividendos em duas categorias: a de proventos maiores e a de proventos menores.

A categoria de proventos menores foi composta pelos proventos pagos que se encontraram abaixo da média histórica paga para todas as ações da amostra, até os dividendos que se encontraram na média, inclusive. A categoria dos proventos maiores foi composta pelos proventos pagos que se situaram acima da média histórica dos proventos pagos.

### 3.3 Padronização da volatilidade

Três níveis de volatilidade foram estabelecidos, denominados de alta, normal e baixa volatilidade. Para a determinação de mercado com alta volatilidade, normal ou baixa volatilidade, também foi utilizada a fórmula (2) e se assumirá, inicialmente, que os retornos do Ibovespa sejam normais. Logo, como critério subjetivo, foi adotado que, após a padronização dos retornos, estando o retorno do Ibovespa situado entre a média e 0,3 desvios padrões para a direita ou para a esquerda, o mercado estava operando com baixa volatilidade. Caso estivesse operando entre 0,3 e 0,85 desvios padrões em relação à média estaria operando de forma normal, e acima de 0,85 desvios padrões o mercado estaria operando com alta volatilidade.

Esta divisão foi realizada para que a amostra ficasse segmentada de maneira a ter aproximadamente 33% da amostra para cada subdivisão considerando a volatilidade. Graficamente, ter-se-ia a seguinte situação para a segregação em alta, baixa e volatilidade normal:



**Figura 1** – Curva normal e segmentação por volatilidade.

### 3.4 A amostra

A amostra foi composta pelas datas dos anúncios do pagamento dos proventos das empresas componentes do índice Bovespa, carteira teórica referente aos meses de janeiro a abril de 2006, perfazendo um total de 57 empresas. Na Tabela 1, relacionam-se as empresas componentes da amostra. Dessas 57 empresas, a Contax e a Net foram excluídas por não apresentarem pagamento de proventos ou dados dos preços das ações; dessa forma, a amostra final foi de 55 empresas. Também foram excluídas as datas de anúncio que apresentaram um valor de 3,5 desvios padrões para mais ou para menos da média dos retornos obtidos, por serem consideradas observações atípicas e para melhorarem a veracidade dos resultados obtidos, conforme Hair et al. (2005).

Foram consideradas datas de anúncios do pagamento dos proventos aquelas em que a notícia foi publicada pela primeira vez no *site* da empresa, jornais ou no *site* da Bovespa, referentes às datas da realização das Assembléias Gerais Ordinárias (AGO) ou das Reuniões do Conselho de Administração (RCA).

**Tabela 1** – Empresas componentes da amostra utilizada para a pesquisa

Código	Ação	Tipo	Código	Ação	Tipo
ACES4	ACESITA	PN EJ	ITAU4	ITAUBANCO	PN EJ
AMBV4	AMBEV	PN EDJ	ITSA4	ITAUSA	PN EJ
ARCZ6	ARACRUZ	PNB EJ	KLBN4	KLABIN S/A	PN
ARCE3	ARCELOR BR	ON	LIGH3	LIGHT	ON
BBDC4	BRADESCO	PN	PETR3	PETROBRAS	ON EJ
BRAP4	BRADSPAR	PN	PETR4	PETROBRAS	PN EJ
BBAS3	BRASIL	ON	SBSP3	SABESP	ON *EJ
BRTP3	BRASIL T PAR	ON	SDIA4	SADIA S/A	PN EJ
BRTP4	BRASIL T PAR	PN	CSNA3	SID NACIONAL	ON
BRTO4	BRASIL TELECOM	PN	CRUZ3	SOUZA CRUZ	ON EJ
BRKM5	BRASKEM	PNA EJ	TCOC4	TELE CTR OES	PN
CMET4	CAEMI	PN	TLCP4	TELE LEST CL	PN
CLSC6	CELESC	PNB EJ	TNLP3	TELEMAR	ON
CMIG3	CEMIG	ON	TNLP4	TELEMAR	PN
CMIG4	CEMIG	PN	TMAR5	TELEMAR N L	PNA



(continuação da Tabela 1)

Código	Ação	Tipo	Código	Ação	Tipo
CESP4	CESP	PN	TMCP4	TELEMIG PART	PN
CGAS5	COMGAS	PNA	TLPP4	TELESP	PN EJ
CPL6	COPEL	PNB	TSP4	TELESP CL PA	PN
CRTP5	CRT CELULAR	PNA	TCSL3	TIM PART S/A	ON
ELET3	ELETOBRAS	ON	TCSL4	TIM PART S/A	PN
ELET6	ELETOBRAS	PNB	TRPL4	TRAN PAULIST	PN EJ
ELPL4	ELETOPAULO	PN	UBBR11	UNIBANCO	UNT EJ
EMBR3	EMBRAER	ON EJ	USIM5	USIMINAS	PNA EJ
EMBR4	EMBRAER	PN EJ	VCPA4	V C P	PN EJ
EBTP4	EMBRATEL PAR	PN	VALE3	VALE R DOCE	ON
GGBR4	GERDAU	PN	VALE5	VALE R DOCE	PNA
GOAU4	GERDAU MET	PN			
PTIP4	IPIRANGA PET	PN			

Fonte: Site Bovespa.

Os cálculos foram realizados para a amostra total sem segmentação por setor de atuação sendo que oito datas de anúncio de distribuição de JSCP foram automaticamente excluídas por falta de liquidez e uma referente ao anúncio de distribuição de dividendos. Dessa forma, a amostra ficou composta de 837 observações, sendo 148 observações para o pagamento de dividendos, 569 para a distribuição de JSCP e 54 para distribuição de juros e dividendos simultaneamente.

### 3.5 As hipóteses testadas

Para efetivar a realização deste trabalho, foram testadas as seguintes hipóteses quanto à presença de retornos anormais:

- H0: não há retornos anormais na janela de estudo do evento;
- H1: Há retornos anormais na janela de estudo do evento.

Também foram testadas as seguintes hipóteses quanto à simetria dos retornos:

- H0: os retornos anormais não são simétricos em relação à volatilidade e à magnitude do provento pago;
- H1: os retornos anormais são simétricos em relação à volatilidade e à magnitude do provento pago.

## 4 Os resultados

### 4.1 Retornos anormais médios e acumulados – volatilidade

Para a subamostra de volatilidade baixa, os resultados para os retornos anormais médios foram de 0,198 e de 57,53% para os retornos anormais acumulados, com 287 observações efetivas entre pagamento de juros sobre capital próprio e dividendos. Esses resultados mostraram-se maiores em relação aos obtidos quando o mercado operava com volatilidade normal, apresentados a seguir.

Para os anúncios realizados com o mercado operando com volatilidade normal, os retornos anormais médios encontrados foram de 0,195 e de 59,33% para os retornos anormais acumulados, com 304 datas de anúncios. Esses resultados contrariam as hipóteses esperadas de

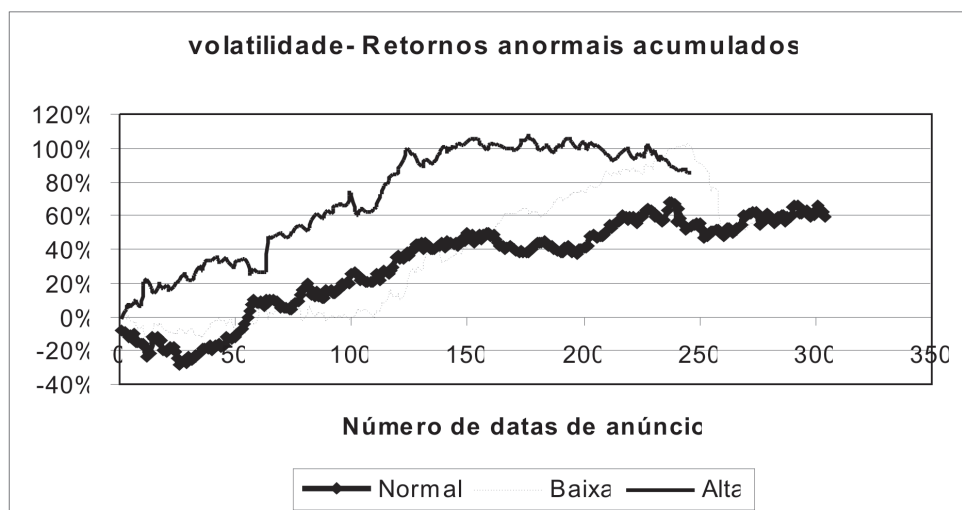
que, com o aumento da volatilidade do mercado, os investidores assumiriam maiores riscos e, portanto, obteriam maiores retornos em seus investimentos.

Na análise dos retornos anormais acumulados, foi evidenciado que os resultados apontam para uma deficiência no mercado, pois se esperava que a presença de retornos anormais acumulados aumentasse com o aumento da volatilidade do mercado. No entanto, os retornos anormais médios foram inferiores, e o resultado obtido se deve ao maior número de datas de anúncio.

Para a subamostra de retornos com alta volatilidade, os resultados foram bastante altos em relação às duas outras subamostras. Os retornos anormais médios encontrados foram de 0,345 contra 0,195%, para volatilidade normal, e 0,198% para volatilidade baixa.

A possibilidade da obtenção de retornos anormais acumulados foi a maior registrada, com 84,93%, com 246 observações, e este resultado mostrou-se compatível com a hipótese do risco/retorno do investidor com relação a excessos de volatilidade no mercado, pois é de se esperar que mercados muito voláteis produzam retornos excessivos maiores, portanto, possibilidades de obtenção de lucros também maiores devido ao aumento do risco de se investir.

A Figura 2 apresenta o quadro resumo para facilitar a comparação dos retornos anormais acumulados, dividindo-se a amostra total de acordo com a volatilidade do mercado. Pela análise da Figura 2, percebe-se que há uma pequena diferença nos retornos quando o mercado estava operando em baixa e de maneira normal, conforme os critérios estabelecidos, e, quando o mercado está operando com alta volatilidade, fica evidente a possibilidade de obtenção de retornos excessivos maiores neste tipo de operação pontual.



**Figura 2** – Quadro resumo de retornos anormais acumulados conforme variação da volatilidade no mercado.

#### 4.2 Retornos anormais médios e acumulados – de -5 a +5 – volatilidade

Para a subamostra de baixa volatilidade no período de -5 a +5 dias, os retornos anormais médios encontrados foram da ordem de 0,196%, próximo do valor encontrado para os retornos obtidos para as observações nas datas de anúncio com volatilidade baixa e normal.

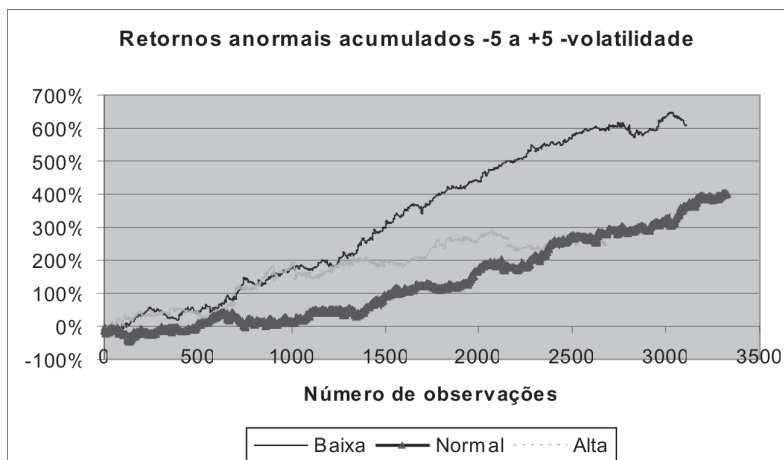
Na análise dos retornos anormais acumulados, o resultado encontrado foi de 607,65%, resultado contrastante se comparado com a subamostra dividida quando o mercado estava operando de maneira normal e com alta volatilidade, pois era de se esperar que os retornos acumulados nessa subamostra possuíse o menor percentual acumulado para retornos excessivos. Verificou-se, nessa subamostra, a presença de 287 datas de anúncio e seus respectivos dias ao redor delas.

Para a subamostra com o mercado operando com volatilidade normal, obteve-se 304 datas de anúncio, e os retornos anormais médios encontrados para os dias ao redor dessas datas de divulgação foram de 0,121%. Esse resultado oferece números contraditórios, tendo em vista que era de se esperar que os resultados sugerissem retornos excessivos maiores devido ao aumento no risco dos investimentos. Já, para os retornos anormais acumulados, os resultados obtidos foram de 400,35%.

Para a subamostra com alta volatilidade, os retornos anormais médios encontrados foram de 0,094%. Esse resultado também é contraditório do ponto de vista do risco/retorno assumido no mercado financeiro, confirmando, mais uma vez, a contradição na relação esperada para retornos excessivos. O número de datas de anúncio para esta modalidade foi de 246 datas.

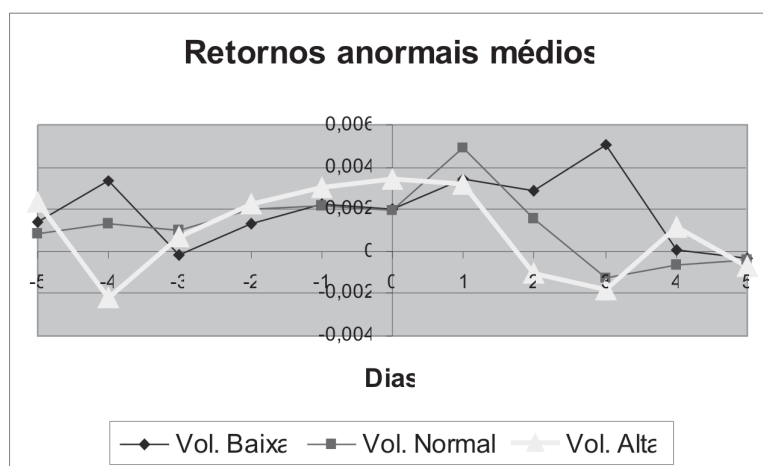
Os resultados encontrados para os retornos anormais acumulados foram de 249,31%, inferiores aos resultados encontrados para a subamostra com baixa volatilidade e com volatilidade normal. Esses resultados também se contradizem em relação ao paradigma do risco e retorno, no qual o investidor racional busca retornos maiores quanto maior o risco assumido.

Para as duas modalidades de retornos calculados – anormais e anormais acumulados –, os resultados foram contraditórios em relação aos esperados anteriormente à realização dos testes empíricos, o que sugere a obtenção de retornos excessivos seguindo as tendências do paradigma de risco e retorno. Como se observa na Figura 3, os maiores retornos excessivos acumulados foram encontrados quando o mercado estava operando em baixa volatilidade. Uma possibilidade para os resultados encontrados divergirem tanto dos esperados poderia ser o tamanho da amostra utilizada para cada subamostra, no entanto, as subamostras tiveram número de observações semelhantes.



**Figura 3** – Quadro resumo de retornos anormais acumulados entre -5 e +5 conforme volatilidade de mercado.

Para aprofundar os conhecimentos a respeito dos retornos anormais, confeccionou-se um gráfico para a média dos retornos anormais médios na janela de evento em estudo, conforme a Figura 4.



**Figura 4** – Retornos anormais médios – volatilidade - de -5 a +5.

Uma das conclusões que se pode extrair do gráfico apresentado na Figura 4 é que, para a volatilidade baixa, os retornos anormais médios são mais constantes; já, para a volatilidade alta, pode-se notar que há uma variação mais acentuada na janela em estudo.

#### 4.3 Retornos anormais médios e acumulados – magnitude

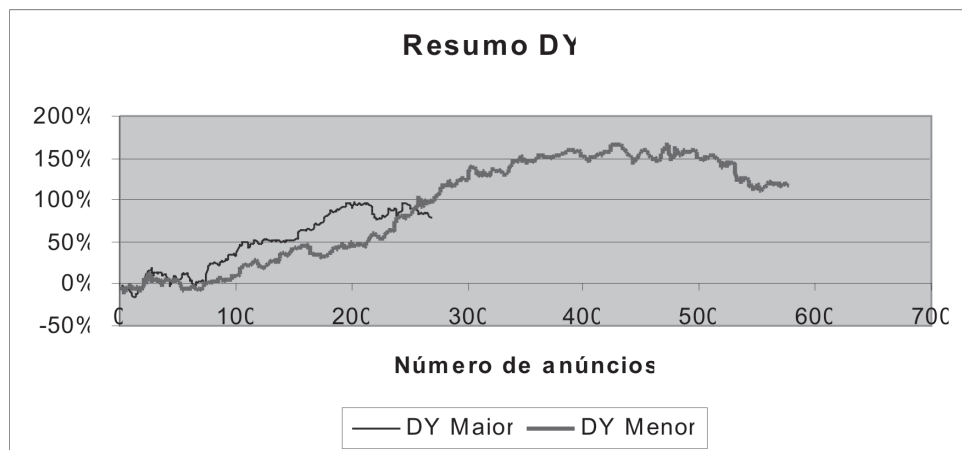
Dividindo-se a amostra e realizando-se o teste em relação à magnitude do dividendo anunciado, os resultados encontrados, para os dividendos maiores do que as médias pagas, apresentaram retornos anormais médios de 0,292%. Esse resultado evidencia que, na média, os proventos com magnitudes maiores do que a média paga no mercado oferecem uma possibilidade de arbitragem para a obtenção de retornos anormais médios maiores do que em relação aos dividendos menores.

Para a análise de retornos acumulados, os resultados obtidos foram de 78,56% inferiores aos resultados encontrados para os retornos acumulados quando o dividendo pago era menor do que a média. O número de datas de anúncio analisadas foi de 269 dias.

Para a segmentação da amostra, considerando-se os proventos pagos menores do que a média, os resultados encontrados para os retornos anormais foram de 0,2025% para uma subamostra de 477 datas de anúncio. Esses resultados confirmam trabalhos anteriormente publicados em relação à magnitude dos proventos pagos.

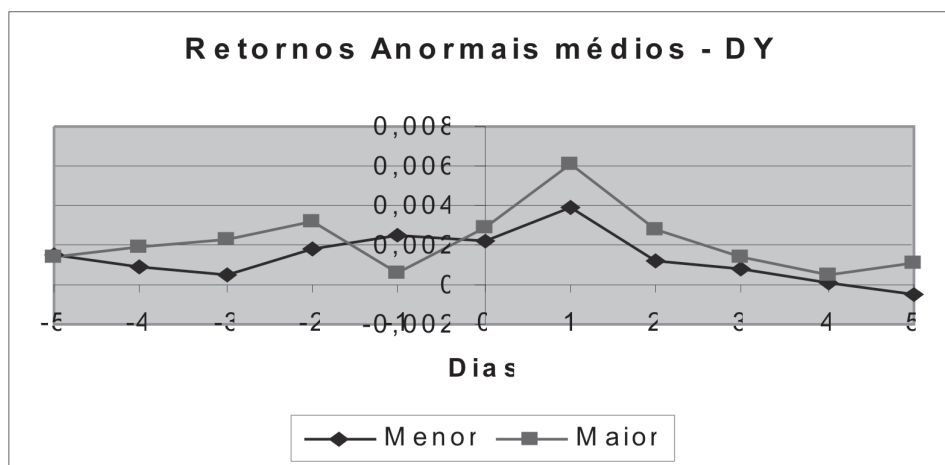
Já, para os retornos anormais acumulados, os resultados encontrados foram de 116,84% superiores aos obtidos com os pagamentos de maior magnitude, no entanto, salienta-se que o número de observações que contribuíram para a formação deste resultado é muito superior ao número de observações analisadas para a amostra de *dividend yield* maior.

Para facilitar as comparações de acordo com as segmentações proposta, elaborou-se um quadro resumo das duas subdivisões, apresentado na Figura 5.



**Figura 5** – Resumo DY de -5 a +5.

Ainda no intuito de aprofundar os conhecimentos da amostra analisada, elaborou-se um quadro comparativo para a janela de eventos em análise, mostrando os retornos anormais médios, conforme Figura 6.



**Figura 6** – Retornos anormais médios DY de -5 a +5.

A Figura 6 evidencia que os retornos anormais médios são maiores para a subamostra com DY maior e que no dia 1 após a data de anúncio ocorre um significativo aumento dos retornos anormais médios.

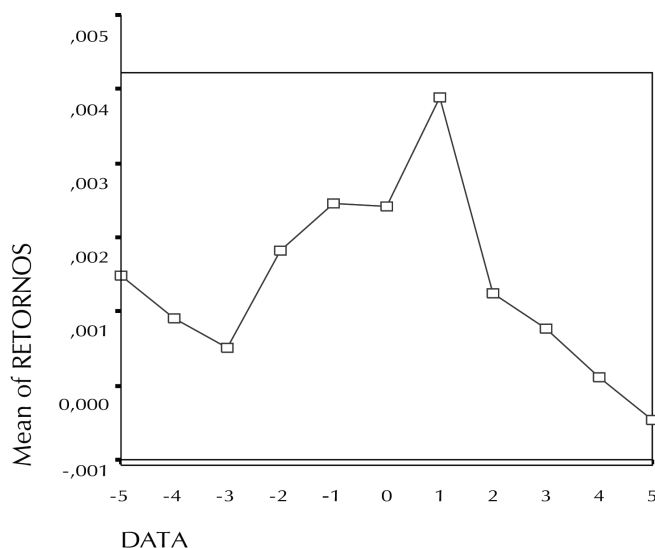
Para verificar se os resultados encontrados são significativos entre os dias da janela em estudo, aplicou-se um teste de diferença de médias do tipo ANOVA – Análise de Variância (*one way ANOVA*) – dentro da amostra total para cada grupo de mesmo dia, utilizando o *software* SPSS. A hipótese nula, neste caso, é a de que a variância dos retornos entre os grupos de dias (cinco dias antes da data de anúncio, quatro dias antes da data de anúncio etc.) é igual para todos os dias, ou seja, que ela não é estatisticamente diferente entre os grupos. Esse teste é necessário porque presume uma das condições necessárias para a realização do teste t de *Student*, que foi utilizado para verificar se os retornos são diferentes de zero, pois possuem uma média muito próxima desse valor.

Como se pode observar dos resultados apresentados na Tabelas 2, não se pode aceitar a hipótese nula de que a variância é igual para todos os dias. Conforme valor da estatística F de *Snedecor*, há um nível de significância de 5%, pois este valor ultrapassa o valor crítico de 1.8307 para a amostra com 10 graus de liberdade para a variância amostral das médias entre os 11 dias da janela em estudo e infinitos graus de liberdades para a variância amostral de cada grupo de dias.

**Tabela 2 – ANOVA**

	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	,013	10	,001	2,347	,009
Within Groups	4,869	9125	,001		
Total	4,882	9135			

Para visualizar a variabilidade nas médias dos retornos para cada dia, elaborou-se o gráfico apresentado na Figura 7. Dessa forma, a visualização das diferenças entre as médias dos retornos torna-se evidente. Percebe-se uma diferença grande em relação ao dia 1 após as datas dos anúncios e os dias 4 e 5 após as datas dos anúncios.



**Figura 7 – Gráfico de diferença de médias.**

Tendo em vista os resultados encontrados, do gráfico de médias e da diferença de variância para os dias analisados, torna-se necessária uma análise *a posteriori*, para verificar a homogeneidade da variância e confirmar o resultado global obtido pela estatística F, comparando a possibilidade de haver diferenças na variância entre os dias específicos.

Para isso, aplicou-se um teste de diferença de médias para a variância do tipo ANOVA para múltiplas comparações e seguindo a metodologia de *Tukey HSD*. Os resultados são mostrados na Tabela 3, em que a variância da média dos retornos para os dias 1, 4 e 5 são

significativamente diferentes, ou seja, há um excesso de variabilidade nos retornos anormais para essas datas específicas ao redor da data de anúncio. Esses resultados confirmam as estatísticas obtidas com relação ao teste F e especificam em que dias ocorre a diferença de variância na amostra analisada.

**Tabela 3** – Teste de diferença de médias de *Tukey HSD* de -5 a +5.

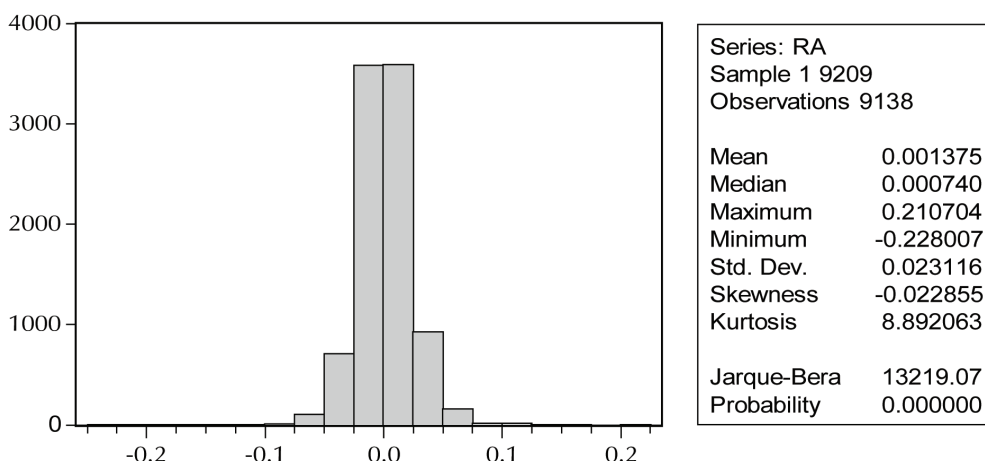
(I) data	(J) data	Mean difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower bound	Upper Bound
	1	-,00147629	,001131928	,968	-,00512050	,00216793
	2	,00116940	,001132960	,995	-,00247814	,00481694
	3	,00163488	,001132271	,937	-,00201044	,00528021
	4	,00229663	,001132271	,629	-,00134870	,00594195
	5	,00287488	,001130222	,279	-,00076384	,00651360
1	-5	,00239163	,001132602	,569	-,00125475	,00603802
	-4	,00297815	,001134642	,236	-,00067481	,00663110
	-3	,00337417	,001134985	,101	-,00027989	,00702823
	-2	,00206328	,001134300	,769	-,00158858	,00571513
	-1	,00143277	,001133619	,975	-,00221689	,00508243
	0	,00147629	,001131928	,968	-,00216793	,00512050
	2	,00264568	,001135672	,413	-,00101059	,00630195
	3	,00311117	,001134985	,182	-,00054289	,00676523
	4	,00377291(*)	,001134985	,036	,00011885	,00742697
	5	,00435117(*)	,001132940	,006	,00070369	,00799864

\* The mean difference is significant at the .05 level

A Tabela 3 faz múltiplas comparações entre os dias da janela do evento em estudo, mostrando que somente nos dias 1, 4 e 5 não se pode assumir, ao nível de 5% de significância, que as variâncias dos retornos médios entre os dias não são estatisticamente iguais.

A partir dessas análises é conveniente ressaltar que, como a maioria das séries financeiras não assume distribuição normal, pode surgir um problema nos resultados obtidos pelas estatísticas que assumem a normalidade das séries e que provocam, portanto, diferenças no valor do teste F. Nesse sentido, aplicou-se um teste para verificar a normalidade da série dos retornos anormais de -5 a +5, conforme descrito a seguir.

Para testar a normalidade da série dos retornos anormais, utilizou-se o teste de *Jarque-Bera*, com o software *Eviews 4.1*, conforme Figura 8.



**Figura 8** – Histograma retornos anormais.

Os resultados mostram que a série analisada não pode ser considerada normal, pois a estatística de *Jarque-Bera* é muito superior ao seu limite crítico de três unidades. Pela análise da Figura 8, podemos notar que além de não ser normal, a série dos retornos obtidos é assimétrica à esquerda, conforme resultados do coeficiente de *Skewness*.

Com esses resultados, pode-se levantar a hipótese de que haja ambigüidade estatística na análise da variância proveniente da não normalidade das séries utilizadas, no entanto, conforme Boneau (1960), a utilização do teste t e F para séries de amostragens grandes são robustas e confiáveis, mesmo no caso da violação das premissas necessárias (homogeneidade de variâncias, normalidade e simetria dos dados), sugerindo que os resultados dessas anormalidades provocam efeitos mínimos nos resultados dessas estatísticas e que são atenuados pelo tamanho da amostra.

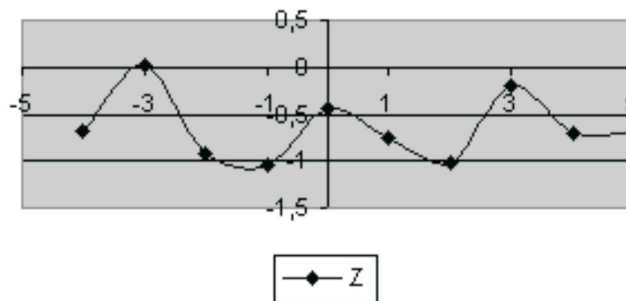
Para resolver essa aparente contradição levantada, foi utilizado o teste para comparação de médias de *Wilcoxon*, não paramétrico, sugerido por Brown e Warner (1980) e MacKinlay (1997), para que os resultados escolhidos sejam robustos e que validem os resultados obtidos pelos testes paramétricos. A hipótese nula, neste caso, é de que não há diferenças entre a variância dos grupos analisados.

Essa comparação foi realizada na tentativa de encontrar diferenças significativas entre os dias corridos, ou seja, entre os dias -5 e -4, -4 e -3... 4 e 5.

Como se pode observar da Tabela 4, em nenhum dos dias da janela de evento em estudos o valor de Z ultrapassa seus valores críticos, ao nível de significância de 5%, de 1,96. Portanto, apesar de os testes paramétricos terem confirmado presença de diferenças estatísticas na variância média dos retornos entre os dias 1, 4 e 5, os resultados dos testes não-paramétricos rejeitam a hipótese de que haja diferença entre a variância dos retornos da janela em estudos.

**Tabela 4** – Valor de Z para o Teste *Wilcoxon* 5%

	Z
-5/ -4	-0,67439
-4/ -3	0,016292
-3/ -2	-0,9161
-2/ -1	-1,04056
-1/ 0	-0,43878
0/ 1	-0,75622
1/ 2	-1,00885
2/ 3	-0,21054
3/ 4	-0,69878
4/ 5	-0,68173



Deve-se considerar, no entanto, que o teste de igualdade de variâncias de *Tukey HSD* foi realizado por múltiplas comparações. Já, para o teste de *Wilcoxon*, somente para os dias seguidos e que o teste de sinais de *Wilcoxon* pode ter problemas de especificação quando a distribuição analisada possui problemas de assimetria, conforme MacKinlay (1997). Dessa forma, optou-se pela realização de outro teste não-paramétrico por postos na tentativa de resolver a ambigüidade estatística encontrada. O teste escolhido foi o de *Kruskal-Wallis*, e os resultados são mostrados na Tabela 5.



**Tabela 5** – Teste de *Kruskal-Wallis*

	DATA	N	Mean Rank
RETORNOS	-5	837	4613,73
	-4	837	4548,94
	-3	837	4538,48
	-2	837	4680,86
	-1	837	4664,59
	0	837	4762,04
	1	837	4873,73
	2	837	4546,36
	3	837	4585,79
	4	837	4472,99
	5	837	4356,49
	Total	9207	

Como se pode ver na Tabela 5, é evidenciado o nivelamento dos dados analisados entre os dias com o estabelecimento de um posto médio para cada data da janela em estudo. A partir desses dados, é feita a comparação através de um teste qui-quadrado para verificar se a variância entre os dias é semelhante. A hipótese nula, nesse caso, é a de que a variância é igual para todos os dias. Os resultados são mostrados na Tabela 6.

**Tabela 6** – Estatísticas do teste de *Kruskal-Wallis* (a, b)

	RETORNOS
Chi-Square	23,317
df	10
Asymp. Sig.	,010

a *Kruskal Wallis Test*

b *Grouping Variable: DATA*

Como se pode notar, a estatística qui-quadrado ultrapassa seu valor crítico de 18,30, sugerindo que a amostra analisada não possui variância igual para todos os dias da janela em estudo. Esses resultados confirmam os obtidos pelos testes paramétricos e contrariam os resultados do teste de *Wilcoxon*; logo, os resultados adotados foram os de que a amostra analisada possui diferença para a variância entre os dias da janela em estudo, resultados que podem levar a diferenças mínimas na análise do teste t, conforme Boneau (1960).

Para melhorar o conhecimento dos dados analisados, é necessário saber se, além dos resultados, em termos de variância, serem estatisticamente iguais, a média dos retornos pode ser considerada estatisticamente diferente de zero. Para checar essa hipótese, aplicou-se um teste do tipo t de *Student*, considerando a hipótese nula de que os retornos de cada dia (-5, -4...) são estatisticamente iguais a zero, o nível de significância utilizado foi de 1%, obtendo-se os dados da Tabela 7.

**Tabela 7** – Teste t para média dos retornos diferentes de 0

DATA		Test Value = 0					
		T	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	99% Confidence Interval of the Difference	
						Lower	Upper
-5	RETORNOS	1,888	834	,059	,00149265	-,00054829	,00353360
-4	RETORNOS	1,168	828	,243	,00090614	-,00109741	,00290969
-3	RETORNOS	,693	827	,488	,00051012	-,00138975	,00240998
-2	RETORNOS	2,383	829	,017	,00182101	-,00015218	,00379420
-1	RETORNOS	2,653	831	,008	,00245151	,00006628	,00483675
0	RETORNOS	2,669	836	,008	,00240800	,00007909	,00473691
1	RETORNOS	4,812	828	,000	,00388429	,00180032	,00596826
2	RETORNOS	1,593	825	,112	,00123860	-,00076940	,00324661
3	RETORNOS	1,001	827	,317	,00077312	-,00122024	,00276647
4	RETORNOS	,138	827	,890	,00011138	-,00197447	,00219722
5	RETORNOS	-,636	833	,525	-,00046688	-,00236111	,00142735

A Tabela 7 mostra que, com 99% de confiança, rejeita-se a hipótese nula de que os retornos médios entre os dias -1, 0 e 1 são iguais a zero, e os retornos podem ser seguramente considerados como estatisticamente diferentes de zero e positivos, como se pode observar pelos , valores da estatística t de 2,653; 2,669 e 4,812, respectivamente, sendo que o valor crítico para aceitar a hipótese nula ao nível de significância estabelecido é de 2,575. Esses resultados mostram que, além da diferença estatística na análise realizada para a variância dos retornos médios entre os dias, em três dias da janela em estudos os retornos médios podem ser considerados como sendo significativamente diferentes de zero e positivos.

Para aprofundar os conhecimentos das estatísticas nas subamostras analisadas, aplicou-se um teste t para cada subamostra analisada. O resultado é apresentado na Tabela 8.

**Tabela 8** – Teste t para subamostras

	Test Value = 0					
	T	Df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	99% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
VOLBAIXA	1,278	289	,202	,0020	-,0020	,0060
VOLNORM	1,389	303	,166	,0020	-,0017	,0056
VOLALTA	1,969	245	,050	,0035	-,0011	,0080
DYMNOR	1,851	576	,065	,0020	-,0008	,0049
DYMAIOR	1,863	268	,064	,0029	-,0011	,0070

Da Tabela 8 nota-se que nenhuma subdivisão da base de dados ofereceu a possibilidade de retornos significativos e diferentes de zero com 99% de confiança, pois o valor da estatística t não ultrapassou o valor crítico de 2,575 para poder ser considerado significativo.

## 5 Conclusão

Este trabalho procurou evidências de sinalização no anúncio do pagamento dos proventos das empresas constantes no índice Bovespa de janeiro a abril de 2006, proporcionando subsídios aos investidores marginais para a possibilidade da obtenção de retornos excessivos em datas pontuais e em uma janela de 11 dias ao redor das datas de anúncio.

Os principais resultados encontrados para a amostra total em relação aos retornos anormais médios foram de 0,198, 0,195 e 0,345%; e os acumulados, de 57,53, 59,33 e 84,93%, para as subamostras, com baixa, normal e alta volatilidade, respectivamente.

Na análise de -5 a +5, foram encontradas diferenças significativas para a variância média dos retornos anormais para a amostra total, ao nível de 5% de significância, para os dias 1, 4 e 5 após o anúncio do pagamento dos proventos, no teste *a posteriori*. Esses resultados foram confirmados com a utilização do teste F, paramétrico; rejeitados pelo teste de *Wilcoxon*, não-paramétrico; e aceitos pelo teste de *Kruskall-Wallis*, não-paramétrico. No entanto, por consenso, foram adotados os resultados obtidos pelos testes paramétricos e de *Kruskall-Wallis*, nos quais se assumiu a conclusão de que houve diferença de variabilidade na variância média dos retornos anormais para os dias da janela em estudo.

A implicação desses resultados pode ser proveniente do conhecimento por parte dos investidores da presença de retornos excessivos ao redor das datas de anúncio, o que sugere que uma das possíveis causas dessa ocorrência é a de que os investidores já estejam realizando operações nessas datas na tentativa de obterem retornos excessivos.

Também foi encontrado que os retornos anormais podem ser considerados diferentes de zero e positivos para os dias -1, 0 e 1 para a amostra total, entretanto, para as diversas segmentações, os resultados não foram diferentes de zero.

Para a subamostra dividida de acordo com a volatilidade do mercado em que a data de anúncio ocorreu, os resultados mantiveram-se de acordo com o paradigma de risco e retorno, nos quais, para um mercado mais volátil ou de maior risco, obteve-se maiores retornos excessivos acumulados.

Na janela de 11 dias, de -5 a +5 dias ao redor da data da divulgação das informações, os resultados foram contrários aos esperados, encontrando-se retornos anormais médios e retornos anormais acumulados maiores para a amostra com baixa volatilidade. Esses resultados são opostos aos que se esperava com relação ao paradigma de risco x retorno, pois o mercado estaria operando com menor oscilação, portanto, menores riscos sinalizariam menores retornos.

Com relação à magnitude do dividendo pago, os resultados confirmaram as pesquisas anteriores já realizadas, sendo que a média dos retornos anormais para os dividendos com magnitude maior do que a média histórica foram superiores em relação aos retornos anormais obtidos para o pagamento de proventos menores do que a média histórica paga.

A hipótese nula de que não há retornos anormais foi rejeitada, e as hipóteses de que os investidores percebem a informação conduzida pelo pagamento dos dividendos de maneira simétrica em relação à volatilidade e ao *dividend yield* também foram rejeitadas, isto porque os resultados sugerem diferenças na obtenção dos retornos anormais, considerando-se essas características do mercado.

Dessa forma, tem-se a certeza de que este trabalho contribui para o aprofundamento da teoria da sinalização com relação à política de distribuição dos lucros. ♦♦

## Referências bibliográficas

- AGNES, M. P. **Sinalização com dividendos em um ambiente sem impostos: evidências do Brasil**. 2005, 153 f. Dissertação (Mestrado em Contabilidade e Finanças) – Escola de Administração – Programa de Pós-Graduação em Contabilidade e Finanças – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.
- ASQUITH, P.; MULLINS, D. W. The impact of initiating dividend payments on shareholder's wealth. **Journal of Business**, n. 56, v. 1, p. 77-96, Jan. 1983.
- BACKER, K. H.; VEIT, E. T.; POWELL, G. E. Factors influencing dividend policy decisions of NASDAQ firms. **The Financial Review**, n. 38, p. 19-38, 2001.
- BERNARD, V. The feltham-ohlson framework: implications for empiricists. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 733-747, Spring 1995.
- BERNSTEIN, P. L. Dividends: the puzzle. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 9, n. 1, p. 16-22, Spring 1996.
- BONEAU, C. A. The effects of violations of assumptions underlying the t test. **Psychological Bulletin**, n. 57, v. 1, p. 49-64, Jan. 1960.
- BRIEF, R. P.; ZAROWIN, P. **The value relevance of dividends, book value and earnings**. New York: University Dept. of Accounting Working Paper n. 99-3. Available at SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=173629> or DOI: 10.2139/ssrn.173629>. August 5, 1999.
- BROWN, S. J.; WARNER, J. B. Measuring security price performance. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam: North Holland, n. 8, v. 3, p. 205-258, Sept. 1980.
- BURGSTHALER, D.; DICHEV, I. **Earnings, adaptation, an equity value**. Washington: University of Washington, Aug. 1996.
- COLLINS, D.; MAYDEW, E.; WEISS, I. Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. **Journal of Accounting and Economics**, p. 39-67, 1997.
- DECOURT, R.; PROCIANOY, J. L.; PIETRO NETO, J. As variações nas distribuições dos proventos em dinheiro sinalizam variações nos lucros futuros? In: EnANPAD, 31., 2007, Rio de Janeiro. **Resumos...** Rio de Janeiro, v. 1, p. 332-332.
- DOCKING, D. S.; KOCH, P. D. Sensitivity of investor reaction to market direction and volatility: dividend change announcements. **The Journal of Financial Research**, n. 28, v. 1, p. 21-40, Spring 2005.
- FELTHAM, G.; OHLSON, J. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 689-731, Spring, 1995.
- FREIRE, H. V. L.; LIMA, I. S. O comportamento dos dividendos versus lucros anormais. In: ENCONTRO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 27., 2003, Atibaia. **Anais...** Atibaia: EnANPAD, 2003. cd-rom.
- FREIRE, H. V. L. et al. Dividendos e lucros anormais: um estudo nas empresas listadas na Bovespa. **Revista de Contabilidade e Finanças**, São Paulo, n. 39, p. 47-67, set./dez. 2005.
- FIRMINO, A. L. G.; SANTOS, A. G. Q.; MATSUMOTO, A. S. Dividendos interessam? uma constatação empírica recente sobre a relevância da política de dividendos na bolsa de valores de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 26, 2002, Salvador. **Anais...** Salvador: EnANPAD, 2002.cd-rom.
- GORDON, M. J. Optimal investment and financing policy. **Journal of Finance**, n. 28, v. 2, p. 264-272. May 1963.
- HAIR JR. et al. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.
- KOCH, A. S.; SUN, A. X. Dividend changes and the persistence of past earnings changes. **The Journal of Finance**, LIX(5), 2093-2116. (2004, October).

KURONUMA, A. M.; LUCCHESI, E. P.; FAMÁ, R. Retornos anormais acumulados das ações no período pós-pagamento de dividendos: um estudo empírico do mercado brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 28., 2004, Curitiba. **Anais...** Curitiba: EnANPAD, 2004. cd-rom.

LINTNER, J. Distribution of income of corporations among dividends, retained earnings and taxes. **American Economic Review**, p.97-113, May 1956.

MACKINLAY, C. Event studies in economics and finance. **Journal of Economic Literature**, n. 35, p. 13-39, March 1997.

MASULIS, R.W.; TRUEMAN, B. Corporate investment and dividend decisions under differential personal taxation. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, n. 23, v. 4, p. 369-385, Dec. 1988.

MICHAELY, R.; ALLEN, F. **Payout policy**. The Wharton Financial Institutions Center, 1-148. (2002, April).

MODIGLIANI F.; MILLER, M. Dividend policy, growth and the valuation of share. **Journal of Business**, n. 34, p. 411-433, Oct. 1961.

MOUGOUÉ, M.; RAO, R. P. The information signaling hypothesis of dividends: evidence from cointegration and causality tests. **Journal of Business Finance e Accounting**, v. 30, Apr./May 2003.

NOVIS, J. A. N.; SAITO, R. Pagamentos de dividendos e persistência de retornos anormais das ações: evidência do mercado brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 27., 2003, Atibaia. **Anais...** Atibaia: EnANPAD, 2003. cd-rom.

OHLSON, J. Earnings, book values and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661-687, Spring 1995.

PETTIT, R. Dividend announcements, security performance, and capital market efficiency. **Journal of Finance**, n. 27, p. 993-1007, Dec. 1972.

PROCIANOY, J. L.; VERDI, R. O efeito clientela no mercado brasileiro: será que os investidores são irracionais? **Revista Brasileira de Finanças**, n. 1, v. 2, p. 22-35, 2003.

STRONG, N. C. Discussion of the impact of dividends, debt, and investment on valuation models. **Journal of Business Finance & Accounting**, n. 24, v. 7-8, p. 1141-1145, 1997.

STRONG, N. C.; WALKER, M.; HARDING, Z. **Price: models and earnings response coefficients**. Manchester: University of Manchester, 1996.

REES, W. P. The Impact of dividends, debt and investment on valuation model's. **Journal of Business Finance & Accounting**, 1997.

VERONESI, P. Stock market overreaction to bad news in good times: a rational expectations equilibrium model. **The Review of Financial Studies**, Winter, 1999.