



Este trabalho está licenciado sob uma Creative Commons Attribution 3.0 License.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution 3.0 License.

Fonte: [http://www.bbronline.com.br/artigos.asp?sessao=ready&cod\\_artigo=307](http://www.bbronline.com.br/artigos.asp?sessao=ready&cod_artigo=307). Acesso em: 5 nov. 2013.

## **A Relação Empírica entre Dividendos, Volatilidade de Retornos e Volume de Negócios no Mercado de Ações Brasileiro**

**Otávio Ribeiro de Medeiros**<sup>†</sup>

*Universidade de Brasília*

**Bernardus Ferdinandus Nazar Van Doornik**<sup>‡</sup>

*Banco Central do Brasil*

**RESUMO:** O presente trabalho investiga a relação empírica entre retorno acionário, volatilidade dos retornos e volume de negócios no mercado de ações brasileiro (Bovespa). A amostra compreende dados de retorno acionário e volume de negócios de uma carteira teórica envolvendo ações participantes do Índice Bovespa (Ibovespa) no período de 03/01/2000 a 29/12/2005. Os métodos empíricos utilizados incluem análise de correlação cruzada, testes de raízes unitárias, análise de regressão bivariada com equações simultâneas, modelos GARCH e VAR e testes de causalidade Granger. Encontrou-se suporte tanto para uma relação contemporânea quanto dinâmica entre retorno acionário e volume de negócios, implicando que previsões de uma dessas variáveis só poderão ser ligeiramente melhoradas pelo conhecimento prévio da outra. Além disso, os resultados indicam que também existem relações contemporâneas e dinâmicas entre volatilidade de retornos e volume de negócios. Adicionalmente, aplicando o teste de causalidade Granger, verifica-se que a volatilidade de retornos contém informações sobre volume de negócios futuros e vice-versa.

**Palavras-chave:** dividendos; volatilidade de retornos; volume de negócios; GARCH; VAR; causalidade Granger.

---

*Recebido em 10/10/2007; revisado em 03/01/2008; aceito em 24/03/2008.*

**Correspondência com os autores:**

<sup>†</sup> Professor Titular da Universidade de Brasília  
Campus Darcy Ribeiro, ICC ala Norte, subsolo,  
módulo 25, CEP 70910-970, Brasília, DF  
Telefone: 61 3273-8538  
e-mail: otavio@unb.br

<sup>‡</sup> Analista do Banco Central do Brasil  
SQN, 407, Bloco Q, apto. 303, Brasília/DF, 70855-170  
Universidade de Fortaleza  
Telefone: 61 8429-2988  
e-mail: bernardus.doornik@bcb.gov.br

**Nota do Editor:** Este artigo foi aceito por Aleksandro Broedel Lopes.

## 1. INTRODUÇÃO

**E**studos empíricos sobre mercados acionários normalmente focam nos preços das ações e em seu comportamento ao longo do tempo. No entanto, devido a algumas indesejáveis propriedades estocásticas dos preços das ações, especialmente a não-estacionariedade, muitos pesquisadores se concentram em retornos acionários e não em preços de ações. Baseados numa informação existente sobre determinada empresa, os retornos acionários refletem as expectativas dos investidores em relação à performance futura daquela empresa. A chegada de novas informações faz os investidores adaptarem suas expectativas e essa é a principal causa para a oscilação nos preços e retornos. No entanto, como os investidores são heterogêneos quanto ao modo de interpretar novas informações, os retornos acionários podem permanecer inalterados apesar de novas informações estarem entrando no mercado. Este será o caso se alguns investidores interpretarem partes da informação como boas notícias e outros a interpretarem como más notícias. Portanto, as oscilações de preço representam a reação média dos investidores às notícias. Por outro lado, pode ser que os retornos somente sofram alterações se o volume de negócios for positivo. Assim como acontece com os retornos, o volume de negócios e suas alterações refletem principalmente o montante de informações relevantes percebidas pelo mercado. Diferentemente do observado nos preços de ações e retornos, uma mudança relevante nas expectativas dos investidores sempre leva a um aumento no volume de negócios que por sua vez reflete a soma de reações dos investidores à notícia. Estudar a dinâmica conjunta de retornos e volume de negócios melhora, portanto, a compreensão da microestrutura do mercado de ações.

Esse estudo baseia-se em um trabalho anterior que investiga a relação entre retornos, volatilidade de retornos e volume de negócios no mercado de ações austríaco (MESTEL; GURGUL; MAJDOSZ, 2003). A investigação cobre não somente relações contemporâneas, como também dinâmicas. Os resultados obtidos indicam haver uma relação entre volatilidade de retornos e volume de negócios no mercado acionário brasileiro. Isso implica, *inter alia*, que um conhecimento do volume de negócios pode melhorar previsões de retorno de curto prazo. Ademais, encontro-se fundamento para a hipótese de uma relação positiva entre volatilidade de retorno e volume de negócios. De fato, esta relação positiva é evidência de uma mútua causalidade Granger entre volatilidade de retorno e volume de negócios.

Este documento está organizado do seguinte modo: Na seção 2 apresenta-se uma breve discussão sobre a literatura existente e na seção 3, descrevem-se os métodos utilizados na investigação empírica. Na seção 4 apresentam-se os resultados obtidos sobre as relações contemporâneas e dinâmicas entre retorno acionário, volatilidade de retornos e volume de negócios. A seção 5 conclui o artigo.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

Vários estudos examinaram a relação empírica entre retorno acionário e volume de negócios. Alguns desses estudos investigaram a conexão entre volume de negócios e oscilações no índice de preços (KARPOFF, 1987; HIEMSTRA; JONES, 1994; BRAILSFORD, 1996; LEE; RUI, 2002). Os resultados destes estudos divergem entre si, apesar de se notar uma relação geralmente positiva. Além disso, a associação entre volatilidade dos retornos e volume de negócios tem sido analisada por vários autores desde a

década de 1980 (KARPOFF, 1987; BROCK; LEBARON, 1996; LEE; RUI, 2002; MESTEL; GURGUL; MAJDOSZ, 2003).

Recentemente, modelos estocásticos de heterocedasticidade condicional têm sido usados para explorar esta relação (LAMOUREUX; LASTRAPES, 1990; ANDERSEN, 1996; BRAILSFORD, 1996; GALLO; PACINI, 2000; OMRAN; MCKENZIE, 2000). A maior parte destes estudos conclui que existe evidência de uma forte relação, tanto contemporânea quanto dinâmica, entre volatilidade de retornos e volume de negócios. No entanto, há sabida evidência, a partir do uso de dados intradiários das ações do Índice Dow Jones – Média Industrial (Dow Jones Industrial Average Index) apenas de significantes efeitos *lead/lag*, mas não de correlação contemporânea entre volatilidade de retornos e volume de negócios (DARRAT; RAHMAN; ZHONG, 2003).

Um estudo recente escrutina a relação empírica entre retorno acionário, volatilidade de retornos e volume de negócios no mercado de ações austríaco (MESTEL; GURGUL; MAJDOSZ, 2003). Os autores encontraram pouco fundamento para uma relação contemporânea e dinâmica entre retorno acionário e volume de negócios, o que quer dizer que previsões de uma destas variáveis não podem ser melhoradas pelo conhecimento da outra. No entanto, eles encontraram evidências de uma forte relação contemporânea e dinâmica entre volatilidade de retornos e volume de negócios, bem como que a volatilidade de retornos contém informações sobre o volume de negócios futuro.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. Amostras e dados

O conjunto de dados utilizados compreende preços diários de mercado e volumes de negócio de uma carteira teórica composta de ações pertencentes às 57 empresas que participam do Ibovespa, o índice da bolsa de valores brasileira (Bovespa).

Ao todo, esses ativos respondem por mais de 80% da capitalização de mercado da Bovespa. A investigação contempla o período de 03/01/2000 a 29/12/2005. O Ibovespa é um índice do mercado de capitais que indica a performance de retorno de todos os papéis negociados no primeiro segmento de mercado da Bovespa e funciona como ponto de referência para investidores institucionais.

Todos os dados sobre volume de negócios e índice de ações são fornecidos como fonte primária pela Bovespa e foram coletados do banco de dados da Economatica<sup>®</sup>.

Retornos acionários baseados na capitalização contínua são calculados a partir dos preços diários das ações no fechamento do pregão, ajustados para o pagamento de retornos e desdobramento de ações. Uma vez que a inflação no Brasil não é desprezível, cerca de 11,5% ao ano no período de 2001 a 2005, de acordo com o índice geral de preços do Brasil, o IGP-DI, foi necessário deflacionar as séries, usando para isso o próprio IGP-DI. Os dados do IGP-DI foram coletados no sítio do IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2005). Já que volumes de negócios na moeda brasileira (BRL\$) são números bastante altos, a série foi transformada em um índice, com a primeira observação definida como 100.

#### 3.2. Análise de correlação cruzada

Como primeiro passo para se investigar a relação entre retorno acionário e volume de negócios, calcularam-se os coeficientes de correlação cruzada  $\rho(R_t, V_t)$  para todas as empresas:

$$\rho(R_t, V_t) = \frac{\text{Cov}(R_t, V_t)}{\sigma(R_t) \cdot \sigma(V_t)} \quad (1)$$

onde  $R_t$  e  $V_t$  representam retorno acionário e volume de negócios, respectivamente, na data  $t$ ,  $\text{Cov}(\cdot, \cdot)$  denota co-variação e  $\sigma(\cdot)$  é o desvio padrão.

### 3.3. Testando raízes unitárias

Para testar a relação contemporânea e causal entre volume de negócios, retornos e volatilidade de retornos, utilizou-se o modelo VAR (vetor auto-regressivo) irrestrito, que pode ser sensível à não-estacionariedade. Portanto, avaliamos a hipótese de as séries temporais de retornos acionários e volume de negócios serem estacionárias usando o teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF). Este teste é baseado na regressão:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $y$  é a variável testada quanto a raízes unitárias (retorno ou volume de negócios)  $\mu$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  são parâmetros dos modelos e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro do tipo ruído branco I.I.D com distribuição normal  $(0, \sigma^2)$ .

O teste de raiz unitária é feito testando-se a hipótese nula  $\gamma = 0$  contra a alternativa unilateral  $\gamma < 0$ . A estatística t-Student do parâmetro estimado  $\gamma$  não possui uma distribuição  $t$  convencional na hipótese nula de raiz unitária. Ao invés disso, utilizam-se os valores críticos recomendados por MacKinnon (1991). Se a estatística t do teste ADF para  $\gamma$  fica à esquerda destes valores, a hipótese nula deve ser rejeitada.

### 3.4. Dividendos e volume de negócios

O procedimento empírico nesta seção testa com maior profundidade a relação contemporânea entre retorno acionário e volume de negócios. Aplicou-se o modelo multivariado proposto em trabalho anterior (LEE; RUI, 2002), que é definido pelas duas equações abaixo:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_t + \alpha_2 V_{t-1} + \alpha_3 R_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 V_{t-1} + \beta_3 V_{t-2} + v_t \quad (4)$$

onde  $\alpha_i$  e  $\beta_i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , são coeficientes dos modelos e  $u_t$  e  $v_t$ , denotam termos de erro ruído branco I.I.D Gaussianos  $(0, \sigma^2)$ . Para estimar os coeficientes, aplicou-se o método de máxima verossimilhança com informação plena.

Embora se possa verificar que os retornos e o volume de negócios geralmente não são correlacionados, isso não significa que não haja nenhuma relação entre essas duas variáveis. É freqüentemente relatado que flutuações no preço tendem a aumentar se há um grande volume de negócios, especialmente em tempos de euforia no mercado. Isto é, pode haver uma relação entre os momentos de ordem mais alta dos retornos e volume de negócios. Escrutinou-se este

aspecto criando um modelo que relaciona volume de negócios com o quadrado dos retornos acionários através da seguinte regressão (BRAILSFORD, 1996):

$$V_t = \alpha_0 + \phi_1 V_{t-1} + \phi_2 V_{t-2} + \alpha_1 R_t^2 + \alpha_2 D_t R_t^2 + e_t \quad (5)$$

em que  $D_t$  denota uma variável *dummy* que é igual a 1 se o retorno correspondente  $R_t$  for negativo e 0 se positivo. Para evitar o problema de resíduos serialmente correlacionados documentado em Brailsford (1996) incluíram-se valores defasados de  $V_t$  até a segunda defasagem 2. A estimativa do parâmetro  $\alpha_1$  mede a relação entre volatilidade de retornos e volume de negócios, independente do sentido da mudança de preços. A estimativa de  $\alpha_2$ , no entanto, mede o grau de assimetria desta relação.

### 3.5. Volatilidade Condicional e Volume de negócios

Posteriormente, a descoberta de uma relação entre volume de negócios e o quadrado dos retornos levantou a questão de se as operações de compra e venda de ações podem ser identificadas como fonte potencial para a dependência serial observada (persistência ou histerese) na volatilidade dos retornos. Isso tem origem nos trabalhos teóricos sobre a hipótese de distribuição mista (MDH) (CLARK, 1973; EPPS; EPPS, 1976; TAUCHEN; PITTS, 1983; LAMOUREUX; LASTRAPES, 1990; ANDERSEN, 1996). Essa hipótese afirma que os retornos são gerados por uma mistura de distribuições na qual o número de chegadas de informação ao mercado representa a variável de mistura estocástica. Os dados de retorno podem ser vistos como um processo estocástico, condicional ao fluxo de informações, com um momento cambiante de segunda ordem refletindo a intensidade das informações recebidas. Consideradas as hipóteses do modelo MDH, as inovações ao processo de informações levariam a um momentum na volatilidade dos retornos.

Uma vez que o fluxo de informações para o mercado não é facilmente mensurável, utilizou-se o volume de negócios como aproximação. Supõe-se que variações sistemáticas no volume de negócios são causadas somente pela chegada de novas informações. O volume de negócios exhibe tipicamente a suposta dependência temporal. Especificou-se o processo estocástico de retornos como um processo GARCH (1,1) simples com um termo auto-regressivo na equação da média e o volume de negócios como um regressor predeterminado adicional na equação de variância condicional:

$$R_t = \mu + \phi R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim \text{Gaussiano}(0, \sigma_t^2) \quad (7)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 V_t + \zeta_t$$

(8)

onde  $I_{t-1}$  denota o conjunto de informações disponíveis em  $t-1$  e  $\sigma_t^2$  representa a variância de  $\varepsilon_t$ . Os parâmetros das equações (6) e (8) devem ser estimados por meio do método de máxima verossimilhança. Note-se que na equação (8) a soma dos parâmetros  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  é uma medida da persistência da variância do retorno não esperado  $\varepsilon_t$  assumindo valores entre 0 e 1. Quanto mais essa soma tende à unidade, maior a persistência da volatilidade, também conhecida como *cluster* de volatilidade ou histerese.

### 3.6. Relação Causal

Até aqui, o trabalho concentrou-se na relação contemporânea entre retornos, volatilidade dos retornos e volume de negócios. Nesta seção, estende-se a análise ao exame da relação dinâmica (causal). Testar a causalidade é importante, já que isso pode ajudar a melhor compreender a microestrutura dos mercados acionários e pode ainda ter implicações em outros mercados (Ex. Mercados de opções).

Investigaram-se a relação de causalidade entre volume de negócios e retornos e entre volume de negócios e volatilidade dos retornos, em ambas as direções, por meio de um teste de causalidade de Granger (GRANGER, 1969). Diz-se que a variável  $y$  não Granger-cause uma variável  $x$  se a distribuição de  $x$ , condicional somente aos valores passados de  $x$ , é igual à distribuição de  $x$ , condicional aos valores passados de  $x$  e  $y$ . Por outro lado, se esta igualdade não existe, diz-se que  $y$  Granger-cause  $x$ . De qualquer modo, isso não significa que  $y$  cause  $x$  no sentido mais comum do termo, mas somente indica que  $y$  precede  $x$ .

Para testar a causalidade Granger usou-se um modelo VAR bivariado de ordem  $p$  conforme:

$$R_t = \mu_R + \sum_{i=1}^p \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i V_{t-i} + u_t \quad (9)$$

$$V_t = \mu_V + \sum_{i=1}^p \alpha_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i R_{t-i} + v_t \quad (10)$$

As hipóteses nulas de que R não Granger-cause V e que V não Granger-cause R significa que  $\beta_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ) são todos iguais a zero. Para testar a hipótese nula, calcula-se a estatística F:

$$F = \frac{SSE_r - SSE_u}{SSE_u} \times \frac{N - 2p - 1}{p} \quad (11)$$

onde  $SSE_r$  representa a soma dos quadrados dos resíduos da regressão restrita (i.e.  $\beta_1 = \dots = \beta_p = 0$ ),  $SSE_u$  é a soma dos quadrados dos resíduos da equação irrestrita, e  $N$  é o número de observações. A estatística dada pela equação (11) tem, assintoticamente, distribuição F sob a hipótese nula com  $p$  graus de liberdade no numerador e  $(N - 2p - 1)$  no denominador. Os parâmetros  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  são estimados por mínimos quadrados (OLS). Para decidir a ordem  $p$  adequada do VAR utilizou-se o  $R^2$  ajustado e os critérios de informação de Akaike e de Schwartz (AIC/SIC). Essas são medidas de qualidade de ajustamento corrigidas à perda de graus de liberdade resultante da adição de defasagens ao modelo. As regressões bivariadas expressas por (9) e (10) são re-estimadas com os quadrados dos retornos ao invés de níveis de retorno.

## 4. RESULTADOS

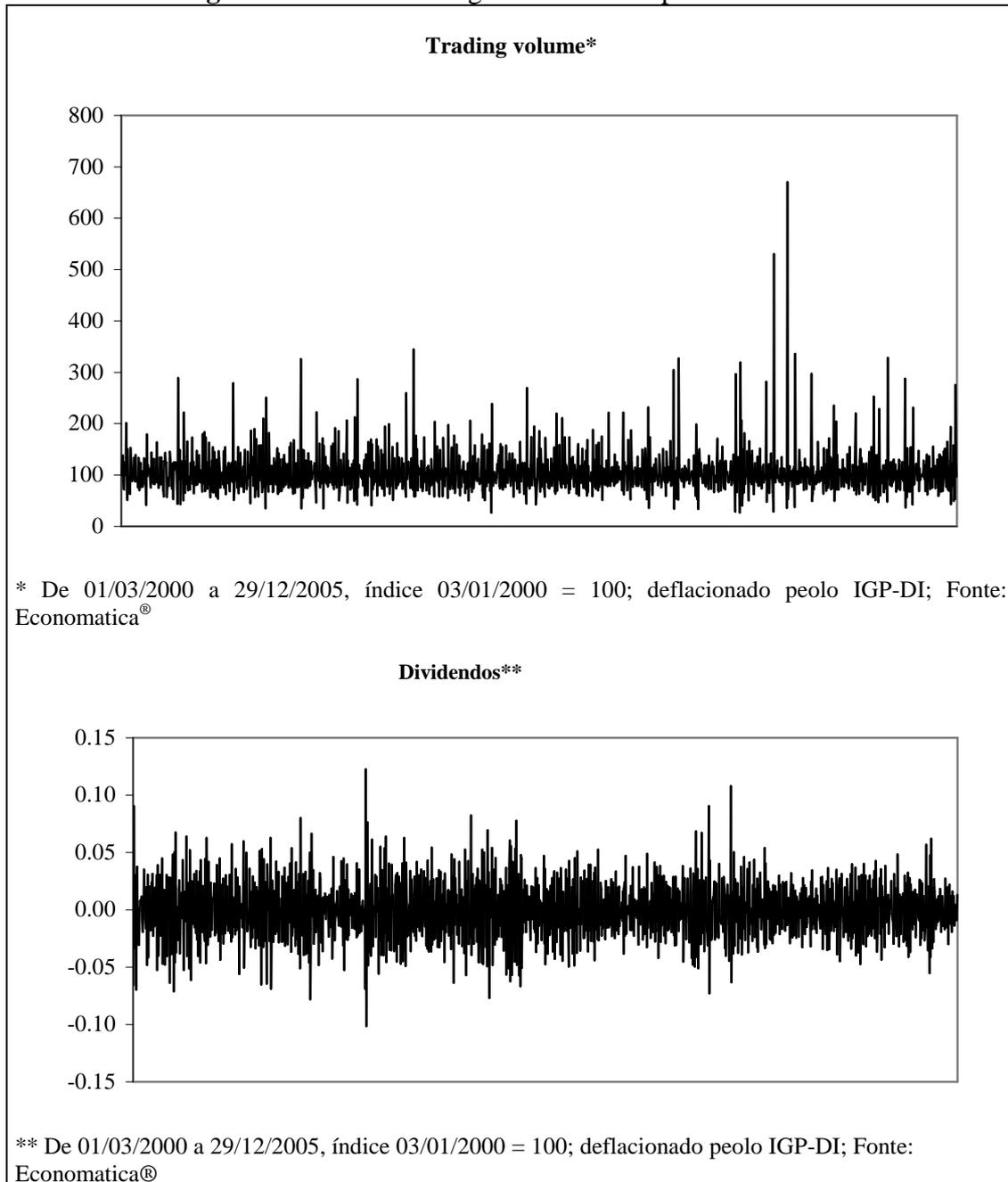
### 4.1. Estatísticas Descritivas

Começamos a investigação com algumas análises descritivas básicas das séries temporais de retornos e volume de negócios, que são mostrados na figura 1 e tabela 1.

O retorno diário médio é igual a 0,000398%, com desvio padrão de 2,6%. A característica estilizada de “caudas pesadas e pico elevado (leptocurtose)” que é frequentemente relatada em séries de

retorno está bastante presente nos dados. A curtose em excesso é de 0,501 e a assimetria dos retornos é de 0,155. Aplicando-se o teste de normalidade de Jarque-Bera, encontrou-se forte evidência para a hipótese de que a série temporal de retornos não corresponde à distribuição normal.

**Figura 1:** Volume de negócios do Ibovespa e dividendos



Diferentemente dos retornos, a volatilidade dos retornos e o volume de negócios apresentam forte persistência em suas séries temporais, o que é investigado nesta seção por meio de um modelo GARCH. A partir disso, de acordo com os fatos estilizados típicos de séries de volume documentados na literatura existente, os dados de volume utilizados aqui mostram características acentuadamente não-gaussianas, como excesso positivo de curtose e

assimetria à direita (ANDERSEN, 1996). Além disso, verificou-se que se pode assumir que os logaritmos dos volumes de negócios seguem uma distribuição normal.

Como *proxy* para a volatilidade de retornos, utilizou-se os quadrados dos valores dos retornos diários. Essa série temporal mostra a dependência temporal costumeira dos retornos no momento de segunda ordem (persistência da volatilidade ou histerese) implicando que retornos não podem ser considerados I.I.D.

**Tabela 1:** Índice de estatísticas

Amostra: 1 1492				
	V*	R	R <sup>2</sup>	Log(V)
Média	951.4742	3.98E-06	0.000683	6.767235
Mediana	873.8831	-0.000313	0.000329	6.772947
Máxima	3991.374	0.122416	0.014986	8.291891
Mínima	171.7479	-0.101463	0.000000	5.146028
Desvio Padrão	425.3271	0.026148	0.001081	0.427677
Assimetria	1.590360	0.155579	4.671124	-0.072310
Curtose	8.436255	3.501411	40.68527	3.223403
Jarque-Bera	2464.489	21.63393	93650.80	4.399939
P-valor	0.000000	0.000020	0.000000	0.110807

\* BRL\$ 10<sup>6</sup>

## 4.2. Análise de Correlação Cruzada

A tabela 2 apresenta coeficientes de correlação cruzada entre dividendos, volatilidade de retorno e volume de negócios.

**Tabela 2:** Coeficientes de correlação cruzada entre dividendos, volatilidade de retorno e volume de negócios

		V(-2)	V(-1)	V	V(+1)	V(+2)	R	R <sup>2</sup>
V(-2)	Correlação Pearson	1	-.253(**)	-.103(**)	-.084(**)	.024	-.023	-.020
	Sig. (1-caudal)	.	.000	.000	.001	.177	.186	.223
	N	1491	1490	1489	1488	1487	1489	1489
V(-1)	Correlação Pearson	-.253(**)	1	-.253(**)	-.103(**)	-.084(**)	-.081(**)	.088(**)
	Sig. (1-caudal)	.000	.	.000	.000	.001	.001	.000
	N	1490	1491	1490	1489	1488	1490	1490
V	Correlação Pearson	-.103(**)	-.253(**)	1	-.253(**)	-.103(**)	.115(**)	.010
	Sig. (1-caudal)	.000	.000	.	.000	.000	.000	.351
	N	1489	1490	1491	1490	1489	1490	1490
V(+1)	Correlação Pearson	-.084(**)	-.103(**)	-.253(**)	1	-.253(**)	-.017	-.060(*)
	Sig. (1-caudal)	.001	.000	.000	.	.000	.255	.010
	N	1488	1489	1490	1490	1489	1489	1489
V(+2)	Correlação Pearson	.024	-.084(**)	-.103(**)	-.253(**)	1	-.026	-.019
	Sig. (1-caudal)	.177	.001	.000	.000	.	.162	.228
	N	1487	1488	1489	1489	1489	1488	1488
R	Correlação Pearson	-.023	-.081(**)	.115(**)	-.017	-.026	1	.099(**)
	Sig. (1-caudal)	.186	.001	.000	.255	.162	.	.000
	N	1489	1490	1490	1489	1488	1490	1490
R <sup>2</sup>	Correlação Pearson	-.020	.088(**)	.010	-.060(*)	-.019	.099(**)	1
	Sig. (1-caudal)	.223	.000	.351	.010	.228	.000	.
	N	1489	1490	1490	1489	1488	1490	1490

\*\* A correlação se torna significativa no nível 0.01 (1-caudal).

\* A correlação se torna significativa no nível 0.05 (1-caudal).

Da tabela 1 inferimos que há uma fraca, porém positiva correlação entre os níveis de dividendo e volume de negócios. A correlação é ainda mais fraca, porém significativa, se computarmos as correlações entre dividendos e as variações do volume de negócios.

Por outro lado, a tabela 1 indica que não há relação atual positiva entre volume de negócios e volatilidade de retornos. Há, no entanto, uma fraca, porém significativa, correlação positiva entre volume de negócios lento e volatilidade de retorno, bem como Há, no entanto, uma fraca, porém significativa, correlação negativa entre volatilidade de retorno lenta e volume de negócios. Esta é uma primeira indicação de que pode haver uma relação causal entre volume de negócios e volatilidade de retorno. Essas descobertas são investigadas com amior detalhamento nas próximas seções. Os resultados apresentados nesta seção estão de acordo com descobertas empíricas anteriores. (BROCK; LEBARON, 1996; MESTEL; GURGUL; MAJDOSZ, 2003).

### 4.3. Teste de raiz unitária

Como discutido na seção 3.3, após terem sido feitos os testes ADF, de acordo com a equação (2) para as séries temporais de retornos e volume de negócios, descobriu-se que o parâmetro  $\alpha$  é negativo e estatisticamente significativo em níveis sensíveis. A partir disto, chegou-se à conclusão de que as três séries temporais - retornos, volatilidade dos retornos e volume ( $R$ ,  $R^2$  and  $V$ ) - podem ser consideradas estacionárias. A tabela 3 mostra o resultado dos testes de raiz unitária.

**Tabela 3:** Resultado do teste de raiz unitária

Variável	Estatísticas ADF	Valor crítico (1%)*
$R$	-29.71375	-3.4377
$R^2$	-14.04838	-3.4377
$V$	-21.33754	-3.4377

\*Valores críticos de MacKinnon para rejeição de hipóteses de uma raiz unitária.

### 4.4. Relação atual entre dividendos e volume de negócios

Os testes para as relações contemporâneas entre retornos e volume de negócios foram descritos na seção 3.4 e são realizados por meio das equações (3) e (4), que são estimadas conjuntamente por meio de máxima verossimilhança com informação plena. Os resultados são exibidos na tabela 4.

As descobertas confirmam os resultados da análise de correlação cruzada de que há evidência de uma relação contemporânea entre retornos e volumes de negócios. O parâmetro  $\alpha_1$  da equação (3) é significativo ao nível de 1% e é positivo. Há ainda evidência de uma fraca relação entre retornos e volumes de negócios, já que o parâmetro  $\alpha_2$  na equação (3) também é positivo, embora seja significativo apenas ao nível de 6,7%. No entanto, a relação contemporânea entre retornos e volumes de negócios não é simultânea, uma vez que o parâmetro  $\alpha_2$  na equação (4) não é significativo, indicando que  $R$  depende de  $V$ , mas  $V$  não depende de  $R$ . A forte dependência temporal do volume de negócios é documentada pelos altamente significantes parâmetros  $\beta_2$  e  $\beta_3$  na equação (4).

Tem sido relatado com freqüência na literatura que flutuações de preço tendem a aumentar se houver um alto volume de negócios, especialmente em tempos de euforia nos mercados. Isto é, pode haver uma relação entre momentos de maior ordem de retornos e volumes de negócios. Investigou-se tal fato desenvolvendo um modelo que relaciona volume

de negócios e o quadrado dos retornos, usando para isto a seguinte regressão (BRAILSFORD, 1996):

$$V_t = \alpha_0 + \phi_1 V_{t-1} + \phi_2 V_{t-2} + \alpha_1 R_t^2 + \alpha_2 D_t R_t^2 + e_t$$

onde  $D_t$  denota uma variável *dummy* que é igual a 1 se o retorno correspondente  $R_t$  for negativo e 0 caso contrário. Para evitar o problema de resíduos serialmente correlacionados previamente documentados, incluíram-se valores defasados de  $V$  até 2 defasagens.

Depois disso, verificou-se que  $e_t$  na equação (5) é nitidamente não serialmente correlacionado. A estimativa do parâmetro  $\alpha_1$  mede a relação entre volatilidade de retorno e volume de negócios independentemente do sentido da variação de preço. A estimativa de  $\alpha_2$ , no entanto mede o grau de assimetria nesta relação.

**Tabela 4:** Estimação conjunta das equações (3) e (4) Método de estimação: Máxima verossimilhança com informação plena (Marquardt)

Amostra: 1 1492				
Convergência atingida após 4 iterações				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P-valor
$\alpha_0$	-0.031786	0.011394	-2.789817	0.0053
$\alpha_1$	0.000252	8.45E-05	2.983487	0.0029
$\alpha_2$	4.74E-05	2.59E-05	1.833342	0.0669
$\alpha_3$	-0.452521	0.024478	-18.48669	0.0000
$\beta_0$	155.5020	3.315029	46.90819	0.0000
$\beta_1$	144.2750	104.3029	1.383232	0.1667
$\beta_2$	-0.292207	0.015956	-18.31379	0.0000
$\beta_3$	-0.172034	0.025680	-6.699136	0.0000
Log da verossimilhança		-4111.776		
Determinante da covariância residual		0.793950		
Equação : $R = \alpha_0 + \alpha_1 * V + \alpha_2 * V(-1) + \alpha_3 * R(-1)$				
Observações: 1490				
R Quadrado	0.145265	Média var. dependente	4.82E-05	
R Quadrado ajustado	0.143539	D.P. var. dependente	0.026101	
E.P. da regressão	0.024155	Soma dos quadrados dos resíduos	0.867061	
Estat. Durbin-Watson	2.279031			
Equação : $V = \beta_0 + \beta_1 * R + \beta_2 * V(-1) + \beta_3 * V(-2)$				
Observações: 1490				

A aplicação de máxima verossimilhança para estimar a equação (5) produziu os resultados da tabela 5.

**Tabela 5:** Resultado da estimação da equação (5) Método de estimação: Máxima verossimilhança com informação plena (Marquardt)

Amostra: 1 1492				
Convergência atingida após 1 iteração				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P-valor
$\alpha_0$	155.3604	3.012434	51.57306	0.0000
$\phi_1$	-0.290592	0.015486	-18.76459	0.0000
$\phi_2$	-0.176159	0.022978	-7.666507	0.0000
$\alpha_1$	3608.493	804.8956	4.483181	0.0000
$\alpha_2$	-6288.694	1864.700	-3.372496	0.0008
Log da verossimilhança		-7614,723		
Determinante da covariância residual		1619,855		
Equação : $V = \alpha_0 + \phi_1 * V(-1) + \phi_2 * V(-2) + \alpha_1 * R^2 + \alpha_2 * DUMMY * R^2$				
Observações: 1489				
R Quadrado	0,103389	Média var, dependente	106,1928	
R Quadrado ajustado	0,100972	D.P. var. dependente	42,51888	
E.P. da regressão	40,31516	Soma dos quadrados dos resíduos	2411963,	
Estat. Durbin-Watson	2,067719			

Descobriu-se que o parâmetro  $\alpha_1$  é positivo e significativo e que o parâmetro  $\alpha_2$  é negativo e significativo. Essas descobertas dão forte suporte à hipótese de que um volume de negócios maior está associado com um aumento na volatilidade de retornos e que essa relação torna-se mais pronunciada à medida que os preços das ações sobem. Boas notícias (preços em alta) induzem a um maior volume de negócios que más notícias (preços em queda), o que é coerente com as hipóteses levantadas pelas finanças comportamentais (RITTER, 2003).

#### 4.5. Volatilidade condicional e volume de negócios.

Os resultados obtidos da estimativa conjunta por máxima verossimilhança das equações (6) a (8) são exibidos nas tabelas 6 e 7.

**Tabela 6:** Estimativa conjunta restrita das equações (6) a (8)

Variável dependente: R				
Método: ML – ARCH				
Data: 04/13/06 Hora: 17:32				
Amostra (ajustada): 3 1492				
Observações incluídas: 1490 depois de ajustes				
Convergência obtida depois de 13 iterações.				
	Coeficiente	Erro padrão	Estatística Z	P-valor
C	0.000179	0.000530	0.336769	0.7363
R(-1)	-0.478418	0.024741	-19.33720	0.0000
Equação de Variância				
C	3,18E-05	C	3,18E-05	C
ARCH(1)	0,104377	ARCH(1)	0,104377	ARCH(1)
GARCH(1)	0,835882	GARCH(1)	0,835882	GARCH(1)
R Quadrado	0,219373	R Quadrado		0,219373
R Quadrado ajustado	0,217271	R Quadrado ajustado		0,217271
E.P. da regressão	0,023092	E.P. da regressão		0,023092
Soma dos resíduos ao quadrado	0,791884	Soma dos resíduos ao quadrado		0,791884
	Equação de		Equação de	
	Variância		Variância	
C	3,18E-05	C		3,18E-05

**Tabela 7:** Estimativa conjunta restrita das equações (6) a (8)

Variável dependente: R				
Método: ML - ARCH				
Data: 04/13/06 Hora: 17:33				
Amostra (ajustada): 3 1492				
Observações incluídas: 1490 depois de ajustes				
Convergência obtida depois de 13 iterações.				
	Coeficiente	Erro padrão	Estatística Z	P-valor
C	-0.000122	0.000476	-0.256652	0.7974
R(-1)	-0.475189	0.024236	-19.60644	0.0000
Equação de Variância				
C	4,58E-06	C	4,58E-06	C
ARCH(1)	0,164251	ARCH(1)	0,164251	ARCH(1)
GARCH(1)	0,702765	GARCH(1)	0,702765	GARCH(1)
V	6,01E-07	V	6,01E-07	V
R Quadrado	0,219414	R Quadrado		0,219414
R Quadrado ajustado	0,216784	R Quadrado ajustado		0,216784
E.P. da regressão	0,023099	E.P. da regressão		0,023099
Soma dos resíduos ao quadrado	0,791842	Soma dos resíduos ao quadrado		0,791842
Log da verossimilhança	3545,646	Log da verossimilhança		3545,646
Estat. Durbin-Watson	2,283296	Estat. Durbin-Watson		2,283296

Primeiramente, estimaram-se os parâmetros da equação (8) sob a restrição de que  $\gamma_1$  é igual a 0 (equação de variância restrita), conforme é mostrado na tabela 6. Disso, concluiu-se serem os parâmetros  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  positivos e significantes. A soma observada ( $\alpha_1 + \beta_1$ ) é 0,93, indicando forte persistência (histerese) da volatilidade condicional.

Na etapa seguinte, o interesse recaiu sobre a equação de variância condicional irrestrita (tabela 7). Descobriu-se que o parâmetro estimado  $\gamma_1$  é positivo, embora significativo somente ao nível de 10%. É interessante notar que os dados informações mostram uma queda na

persistência de volatilidade quando se inclui o volume de negócios na equação (8), uma vez que a soma ( $\alpha_1 + \beta_1$ ) cai para 0,86 na regressão irrestrita.

Como apontado por Piscitelli (1999), o termo histerese, vindo da física, tem sido usado nas teorias econômica e econométrica para fazer referência a dois fenômenos distintos: persistência nos desvios em relação ao equilíbrio, possivelmente acompanhada de um eventual retorno ao estado anterior de equilíbrio, e a presença de raízes unitárias em sistemas de equações lineares de diferença ou diferenciais, significando que um único choque temporário muda permanentemente a trajetória de equilíbrio do sistema. Em economia empírica, no entanto, a histerese é usada de maneira mais livre para indicar que choques temporários resultam em uma mudança permanente em relação ao previamente persistente estado do sistema, apesar de não se poder verificar se este estado anterior do sistema estava em equilíbrio e se a mudança persistente é permanente.

Até certo ponto, os resultados para o mercado acionário brasileiro aqui apresentados dão pouco suporte para o modelo MDH. O volume de negócios como *proxy* para o fluxo de informações tem pouco efeito na volatilidade dos retornos. Por outro lado, verificou-se que os parâmetros  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  permanecem significantes após a inclusão do volume de negócios na equação (8). Isso pode ser visto como um sinal de que ou o volume de negócios reflete apenas ligeiramente o fluxo de informações, ou que a suposição de MDH de que a informação flui simultaneamente para o mercado pode estar incorreta.

#### 4.6. Relação Causal

Para testar a causalidade, estimou-se um modelo VAR(1) bivariado, com os resultados apresentados na tabela 8. A ordem de VAR foi escolhida com base na minimização dos critérios de informação de Akaike e Schwartz. Na tabela 8, pode-se ver que a influência do volume de negócios defasado nos retornos é fraca, com o parâmetro correspondente sendo significativo somente no nível de 12% (Estatística  $t = 1,1832$ ). Além disso, é evidente que a influência dos retornos defasados no volume de negócios é insignificante. De qualquer modo, uma perspectiva melhor sobre as influências do volume de negócios nos retornos e vice versa pode ser obtida a partir de testes de causalidade Granger. A tabela 9 mostra resultados dos testes de Granger para causalidade unidirecional entre retornos e volume de negócios, e entre retornos ao quadrado (volatilidade) e volume de negócios, baseados respectivamente nos resultados do VAR(1) presentes na tabela 8.

Como esperado, não se pôde encontrar evidências de uma relação causal entre retornos e volume de negócios em qualquer direção. Isto significa que previsões de curto prazo sobre retornos correntes ou futuros, na maior parte dos casos, não podem ser melhoradas pelo conhecimento de dados recentes do volume de negócios e vice-versa. Além disso, a tabela 9 ilustra como volatilidade dos retornos Granger-*causa* o volume de negócios e como o volume de negócios Granger-*causa* a volatilidade dos retornos com maior intensidade ainda. Isso significa que a causalidade entre o volume de negócios e a volatilidade dos retornos ocorre em ambas as direções. Este resultado corrobora descobertas anteriores de que variações nos preços de ações em qualquer sentido contêm informações relevantes para negócios futuros (MESTEL, GURGUL; MAJSDOZ, 2003).

A relação bi-causal entre volume de negócios e volatilidade de retornos pode ser vista como evidência de que à chegada de novas informações segue um processo simultâneo. Isso implica que a forma forte de eficiência de mercado se mantém, uma vez que informações privadas estão refletidas no preço das ações.

## 5. CONCLUSÃO

Neste estudo, a relação empírica entre retornos, volatilidade dos retornos e volume de negócios foi analisada com o uso de dados do mercado de ações brasileiro. Encontraram-se evidências de uma significativa relação contemporânea entre volatilidade de retornos e volume de negócios, a qual pôde ser detectada na análise de correlação cruzada. No entanto, uma análise baseada em equações simultâneas mostra que os retornos dependem do volume de negócios, mas isso não se aplica no sentido inverso.

**Tabela 8: Resultados do VAR(1)**

Observações incluídas: 1490 depois de ajustes Erros padrões e estatísticas t entre parênteses		
	<b>R</b>	<b>V</b>
R(-1)	-0.464387 (0.02300) (-20.1874)	19.87980 (41.0352) (0.48446)
V(-1)	-1.68E-05 (1.4E-05) (-1.18372)	-0.254830 (0.02525) (-10.0916)
C	0.001830 (0.00162) (1.13095)	133.2501 (2.88583) (46.1740)
R Quadrado	0.220252	0.064372
R Quadrado ajustado	0.219203	0.063114
E.P. da regressão	0.790993	2517002.
Soma dos resíduos ao quadrado	0.023064	41.14209
Log da verossimilhança	3503.825	-7651.094
Akaike AIC	3503.829	-7651.090
Schwarz SC	3503.840	-7651.079
Média Var.Dependente	4.82E-05	106.1866
D.P. Var. Dependente	0.026101	42.50528
Determinante da covariância residual		0.884177
Log da verossimilhança		-4136.729
Critério de informação Akaike		-4136.721
Critério Schwarz		-4136.699

**Tabela 9:** Testes de causalidade Granger

Amostra: 1 1492			
Defasagens: 1			
Hipótese nula:	Obs	Estatística F	P-valor
R não Granger-causa V	1490	0.23470	0.62813
V não Granger-causa R		1.40119	0.23671
R <sup>2</sup> não Granger-causa V	1490	5.28956	0.02159
V não Granger-causa R <sup>2</sup>		12.2245	0.00049

Descobriu-se ainda que maiores volumes de negócios estão associados com um aumento na volatilidade dos retornos e que esta relação é assimétrica, já que é mais pronunciada quando os preços de ações aumentam do que vice versa.

A estimação GARCH (1,1) de retornos e volatilidade confirmam efeitos ARCH e alta histerese na volatilidade condicional. A histerese da variância ao longo do tempo declina parcialmente se o volume de negócios for incluído como *proxy* para as informações recebidas na equação de volatilidade condicional. A estimativa GARCH dá um suporte quase irrelevante para a MDH (hipótese de distribuição mista), uma vez que a inclusão de volume de negócios na equação de variância (estimação irrestrita) produz um coeficiente fracamente significativo, e isso não alivia os fortes efeitos ARCH observados na equação de variância restrita.

As descobertas aqui apresentadas diferem em alguns aspectos daquelas obtidas em estudo similar (MESTEL, GURGUL; MAJDOSZ, 2003). Enquanto aqueles autores encontraram somente um fraco suporte para uma relação contemporânea e dinâmica entre retornos e volume de negócios, aqui foram encontradas relações dinâmicas e contemporâneas significantes entre essas duas variáveis. Uma das possíveis explicações para as diferenças é o método utilizado para estimar o sistema de equações simultâneas, que consiste nas equações (3) e (4), uma vez que aqueles autores utilizaram 2SLS, enquanto aqui foi utilizada a máxima verossimilhança com informação plena, que tende a ser um método mais robusto. Outra diferença ocorre com relação aos testes de causalidade Granger. Enquanto aqueles autores encontraram uma fraca relação causal entre retornos e volume de negócios, aqui não foi encontrada qualquer causalidade entre essas duas variáveis. Além disso, enquanto eles revelam que a volatilidade de retornos precede o volume de negócios, aqui se chegou a evidências concretas de que há uma relação de causalidade mútua entre essas duas variáveis. Naturalmente, já que os métodos estatísticos e econométricos utilizados em ambos estudos são similares, a diferença notada com respeito aos resultados empíricos são provavelmente consequência de diferentes fatores institucionais e de microestrutura, que diferenciam um pequeno, porém desenvolvido mercado de ações (Áustria) de um relativamente pequeno, porém emergente, mercado de ações (Brasil).

Os autores acreditam que os resultados do presente trabalho possam ajudar a melhor compreender a microestrutura do mercado de ações, especialmente em sua variedade emergente. No entanto, como o mercado de ações brasileiro é pequeno quando comparado a mercados mais desenvolvidos, investigações comparativas adicionais com respeito a outros mercados são desejáveis.

## REFERÊNCIAS

ANDERSEN, T.G. (1996) Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility. **Journal of Finance** 51 (1): 169-204.

BRAILSFORD, T.J. (1996) The empirical relationship between trading volume, returns and volatility. **Accounting and Finance** 35 (1): 89-111.

BROCK, W.A.; LEBARON, B.D. (1996) A dynamic structural model for stock return volatility and trading volume. **The Review of Economics and Statistics** 78 (1): 94-110.

CLARK, P.K. (1973) A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. **Econometrica** 41 (1): 135-155.

DARRAT, A.F., RAHMAN, S.; ZHONG, M. (2003) Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note. **Journal of Banking and Finance** 27 (10): 2035-2043.

EPPS, T.W.; EPPS, M.L. (1976) The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture-of-distribution hypothesis. **Econometrica** 44 (2): 305-321.

GALLO, G.M.; PACINI, B. (2000) The effects of trading activity on market volatility. **The European Journal of Finance** 6 (2): 163-175.

GRANGER, C. (1969). Investigating causal relations by economic models and cross-spectral methods. **Econometrica** 37 (3): 424-438.

HIEMSTRA, C.; JONES, J.D. (1994) Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price - volume relation. **Journal of Finance** 49 (5): 1639-1664.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2006). Database accessed in 2006. [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br).

KARPOFF, J.M. (1987) The relation between price changes and trading volume: A survey. **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 22 (1): 109-126.

LAMOUREUX, C.G.; LASTRAPES, W.D. (1990) Heteroscedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. **Journal of Finance** 45 (1): 221-229.

LAMOUREUX, C.G.; LASTRAPES, W.D. (1994) Endogenous trading volume and momentum in stock-return volatility. **Journal of Business and Economic Statistics** 12 (2): 253-260.

LEE, B-S; RUI, O.M. (2002) The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence. **Journal of Banking and Finance** 26 (1): 51-78.

MACKINNON, J.G. (1991) Critical Values for Cointegration Tests, Chapter 13 in **Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration**, edited by R.F.Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press.

MESTEL, R.; GURGUL, H.; MAJDOSZ, P. (2003) **The Empirical Relationship between stock returns, return volatility and trading volume on the Austrian stock market**. University of Graz, Institute of Banking and Finance, Research Paper.

OMRAN, M.F.; MCKENZIE, E. (2000) Heteroscedasticity in stock returns data revisited: Volume versus GARCH effects. **Applied Financial Economics** 10 (5): 553-560.

PISCITELLI, L.; CROSS, R.; GRINFELD, M.; LAMBA, H. (2000) A test for strong hysteresis, **Computational Economics**, Volume 15, Numbers 1-2, April 2000: 59 - 78.

RITTER, J.R. (2003) Behavioral Finance. **Pacific-Basin Finance Journal** 11(4): 429-437.

TAUCHEN, G.; PITTS, M. (1983) The price variability-volume relationship on speculative markets. **Econometrica** 51 (2): 485-505