



Disponível em  
<http://www.anpad.org.br/rac-e>

RAC-Eletrônica, Curitiba, v. 2, n. 2, art. 10,  
p. 330-350, Maio/Ago. 2008



## **Fatores Microeconômicos e Conjunturais e a Volatilidade dos Retornos das Principais Ações Negociadas no Brasil**

### **Microeconomic and Joint Factors and the Volatility of Returns of the Main Stocks Negotiated in Brazil**

**César Nazareno Caselani \***

Doutor em Administração pela FGV-EAESP.  
Professor do CFC da FGV-EAESP, São Paulo/SP, Brasil.

**William Eid Jr.**

Doutor em Administração pela FGV-EAESP.  
Professor do CFC da FGV-EAESP, São Paulo/SP, Brasil.

\* Endereço: César Nazareno Caselani  
Departamento de Contabilidade, Finanças e Controle, FGV – EAESP, Rua Itapeva 474, 8º. Andar, São Paulo/SP,  
01332-000. E-mail: cesar.caselani@fgv.br

---

Copyright © 2008 RAC-Eletrônica. Todos os direitos, inclusive de tradução, são reservados.  
É permitido citar parte de artigos sem autorização prévia desde que seja identificada a fonte.

---

## RESUMO

Os resultados do presente estudo corroboram a teoria da alavancagem, isto é, ações de companhias mais alavancadas apresentam maior volatilidade. O modelo mostrou a persistência da volatilidade dos retornos das ações, conforme previsto pela teoria da retroalimentação. Existe uma associação positiva entre o giro dos negócios e a volatilidade dos retornos das ações, apoiando as teorias da retroalimentação da volatilidade e os modelos de equilíbrio com divergências de opinião. A relação entre taxa real de juros e a volatilidade dos retornos apresentou resultados positivos e significantes, mostrando que a percepção maior de risco por parte do mercado aumenta a volatilidade. Não parece existir influência do mercado acionário dos Estados Unidos sobre a volatilidade dos retornos das ações no Brasil. Há uma associação inversa entre variação do PIB industrial brasileiro e a volatilidade dos retornos das ações. Ainda que pouco significantes, os resultados apontaram maior volatilidade nos retornos das ações preferenciais. Companhias que aderiram às boas práticas de governança corporativa conseguiram reduzir a volatilidade dos retornos de seus papéis. Tal resultado parece confirmar o argumento da Bovespa de que a adesão tende a reduzir o risco para os investidores.

**Palavras-chave:** mercado de capitais; volatilidade dos retornos; liquidez das ações.

## ABSTRACT

The results of this study corroborate leverage theory. It was observed that stock return volatility is influenced by the company leverage. Stock return volatility follows the persistent behavior suggested by the feedback theory. There is a positive association between stock turnover and stock volatility, corroborating feedback theory and divergence of opinion theory. The association between real interest rates and stock return volatility showed positive and significant results, signaling that perception of higher risk increases volatility. The study results showed that the Brazilian stock market is not dependent on the U.S. stock market. There is a negative association between Brazilian GNP and stock return volatility. While less significant, results showed more volatility associated with preferred stocks. Concerning the adoption of good corporate governance practices, the results of this study corroborate the argument that better corporate governance reduces stock risk.

**Key words:** capital markets; return volatility; stock liquidity.

## INTRODUÇÃO

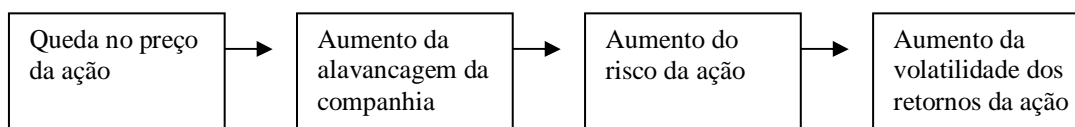
Dentre as abordagens existentes sobre o comportamento da volatilidade dos retornos no mercado acionário destacam-se três teorias: a teoria da alavancagem (Christie, 1982), a teoria da retroalimentação da volatilidade (Pindyck, 1984) e o modelo das diferenças de opinião entre os agentes econômicos (Hong & Stein, 2003). Para a teoria da alavancagem, a volatilidade dos retornos de uma ação está diretamente relacionada com o nível de endividamento da companhia. Na teoria da retroalimentação da volatilidade, o argumento é que a volatilidade dos retornos de uma ação é persistente, isto é, a volatilidade passada tende a gerar mais volatilidade no presente e no futuro. Já o modelo das diferenças de opinião defende uma associação positiva entre a volatilidade dos retornos das ações e o grau de desacordo entre os participantes do mercado.

Além de agregar as teorias acima em um único estudo e apresentar novos resultados para elas, este artigo inclui variáveis macroeconômicas nos modelos, uma vez que essas variáveis também são importantes para explicar o comportamento dos preços das ações. Outro aspecto importante do estudo foi considerar características próprias do mercado acionário brasileiro na especificação dos modelos. Certamente o mercado brasileiro não é igual ao dos Estados Unidos; este último é objeto da grande maioria dos estudos sobre volatilidade. Portanto deve-se explorar não apenas as semelhanças entre os mercados brasileiro e norte-americano. É necessário levar em consideração também as variáveis idiossincráticas do mercado de ações no Brasil, de forma a reforçar as conclusões para o caso brasileiro. Os tópicos deste estudo estão estruturados da seguinte maneira: o segundo tópico apresenta a revisão da literatura; no terceiro tópico é apresentada a metodologia empregada, incluindo amostra, testes e resultados empíricos; finalmente, o quarto tópico conclui o artigo.

## REVISÃO DA LITERATURA

A literatura de Finanças aponta diversas variáveis como possíveis determinantes da volatilidade dos retornos das ações. Um dos fatores que pode afetar a volatilidade do preço de uma ação específica é o grau de alavancagem financeira da empresa (Black, 1976; Christie, 1982). Segundo a teoria da alavancagem, a queda no preço de uma ação (retorno negativo) aumenta a alavancagem financeira da empresa, na medida em que altera a proporção de capital de terceiros em relação ao capital próprio. Com grau de endividamento maior, a ação torna-se mais arriscada, o que determina um incremento na volatilidade de seus retornos subsequentes. A Figura 1 apresenta um esquema com a lógica básica da teoria da alavancagem.

**Figura 1: Estrutura Lógica da Teoria da Alavancagem**

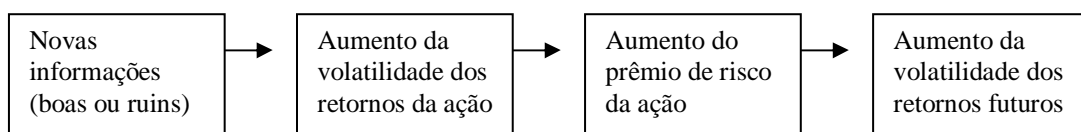


Enquanto a teoria da alavancagem sustenta que variações no preço de uma ação, oriundas de maior alavancagem financeira, são a causa das oscilações na volatilidade dos retornos do papel, a teoria da retroalimentação da volatilidade utiliza outro argumento: o de que é a variação na volatilidade dos retornos que causa as mudanças nos preços das ações. Assim, um incremento esperado da volatilidade dos retornos de uma ação aumenta o retorno exigido pelos acionistas (incremento do prêmio pelo risco), levando à queda no preço do ativo e ao aumento da volatilidade dos retornos futuros do papel. Conforme a teoria, o comportamento da volatilidade está relacionado com as novas informações que

chegam ao mercado. Pindyck (1984) argumenta que existe forte relação entre os retornos das ações e a volatilidade desses retornos. O autor atribui o declínio no preço das ações ao incremento no prêmio pelo risco oriundo de maior volatilidade. French, Schwert e Stambaugh (1987) encontraram evidências de uma relação positiva entre o prêmio pelo risco das ações e o nível de volatilidade. A conclusão dos autores é que a relação entre retorno e volatilidade das ações não pode ser atribuída apenas aos efeitos da alavancagem.

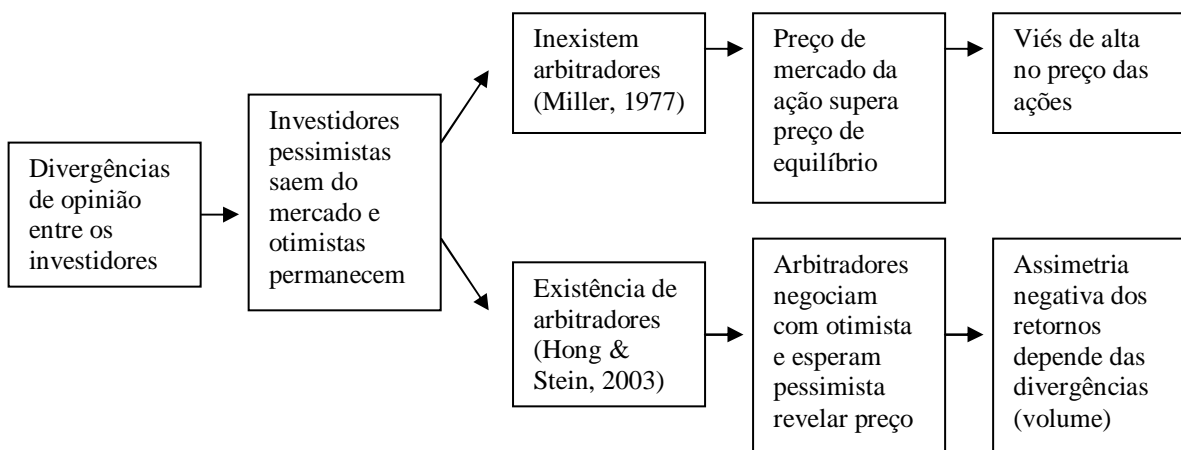
Conclusões similares são encontradas nos trabalhos de Campbell e Hentschel (1992) e Bekaert e Wu (2000). A teoria da retroalimentação da volatilidade trabalha ainda com a idéia de que a volatilidade dos retornos das ações é persistente e que a ocorrência de novos fatos relacionados com uma empresa, sejam eles positivos ou negativos, aumentam a volatilidade presente e futura. A Figura 2 mostra a estrutura lógica em que se baseia a teoria da retroalimentação da volatilidade.

**Figura 2: Estrutura Lógica da Teoria da Retroalimentação da Volatilidade**



Outra linha teórica que tenta explicar a volatilidade dos retornos das ações é aquela dos modelos de equilíbrio com divergências de opinião. Miller (1977) argumenta que os preços dos ativos refletirão uma avaliação mais otimista, se os investidores pessimistas se mantiverem temporariamente fora do mercado. No modelo de Miller (1977), tende a ocorrer um viés de alta no preço das ações, conseqüência da ausência temporária de investidores pessimistas no mercado. No modelo de Hong e Stein (2003), o viés de alta é eliminado. A razão disso é a existência de arbitradores racionais no mercado. Um dos pressupostos do modelo de Hong e Stein (2003) é o de que a assimetria negativa dos retornos das ações é mais pronunciada após períodos com grande volume de negociação. Nesse caso, o volume negociado representa a intensidade de desacordo entre os investidores. A Figura 3 mostra a estrutura lógica das principais idéias dos modelos de equilíbrio com diferenças de opinião.

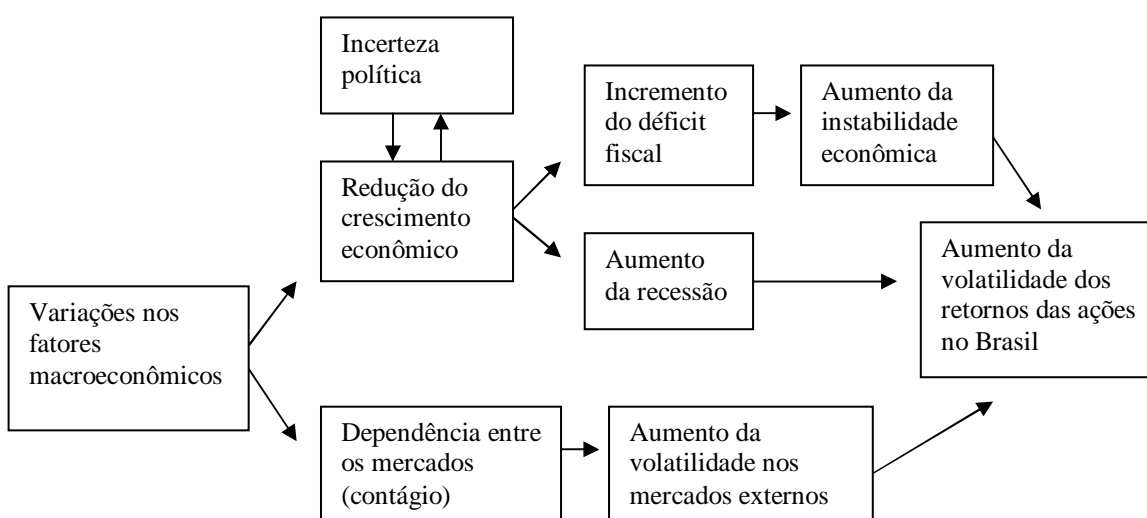
**Figura 3: Estrutura Lógica dos Modelos de Equilíbrio com Diferenças de Opinião**



As teorias abordadas acima levam em conta variáveis que se relacionam especificamente com cada companhia. Contudo variáveis macroeconômicas também são importantes para explicar o comportamento dos preços das ações. Conforme Flannery e Protopapadakis (2002), as mudanças macroeconômicas exercem influência nos fluxos de caixa esperados das companhias e nas taxas de desconto ajustadas ao risco. Fama (1981) e Fama e Gibbons (1982) argumentaram que um aumento (redução) do nível de atividade real da economia coincide com a redução (aumento) da inflação. Geske e Roll (1983) sustentaram que uma redução na atividade real leva a um incremento no déficit

fiscal. Chen, Roll e Ross (1986) e Chen (1991) concluíram que variáveis como mudanças no prêmio de risco dos títulos, produção industrial e inflação são determinantes importantes dos retornos futuros das ações. Evidências sugerem que a volatilidade dos retornos do mercado acionário está negativamente relacionada com o crescimento macroeconômico (Hamilton & Lin, 1996; Schwert, 1989). O estudo de Campbell, Lettau, Malkiel e Xu (2001) comprovou que a volatilidade das ações tende a ser maior em momentos de recessão. Bittlingmayer (1998) concluiu que a volatilidade dos retornos está relacionada com a incerteza política, que afeta também o nível de produção futura de um país. A Figura 4 estrutura os argumentos que envolvem a relação entre variáveis macroeconômicas e a volatilidade dos retornos das ações.

**Figura 4: Estrutura Lógica das Relações entre Variáveis Macroeconômicas e a Volatilidade dos Retornos das Ações**



Além das variáveis macroeconômicas relacionadas com o mercado de ações doméstico, existe a possibilidade de que a interdependência dos mercados de ações de diferentes países interfira na volatilidade dos retornos dos ativos: efeito contágio, mostrado na parte inferior da Figura 4. Estudos como o de Connolly e Wang (2000) e Kaminsky e Schmukler (2002) encontraram que os mercados de diversos países sofrem especial influência do mercado norte-americano. Se o mercado de ações dos Estados Unidos influencia os demais mercados acionários, então os retornos da Bolsa de Valores de Nova York podem explicar a volatilidade dos retornos das ações brasileiras. No Brasil, estudos recentes buscaram testar a existência de dependência entre diferentes mercados. Conforme Ramos e Pinto (2004), a correlação internacional tende a aumentar em momentos de alta volatilidade, reduzindo os benefícios da diversificação. Nesses momentos, os fatores globais se sobrepõem aos fatores domésticos, influenciando todos os mercados. Os resultados dos autores corroboraram os encontrados por Longin e Solnik (2001). Ao contrário de Ramos e Pinto (2004), Pimenta e Famá (2002) e Panzieri e Belitsky (2003) não encontraram níveis de dependência significantes entre mercados diferentes.

Não é possível abordar o tema volatilidade sem mencionar algumas características particulares do mercado de ações no Brasil. O mercado brasileiro apresenta estrutura concentrada em número reduzido de ações, e a propriedade das companhias é controlada por grupos bem definidos, muitas vezes consistindo em membros da mesma família. Tais especificidades distinguem o mercado brasileiro do mercado de ações dos Estados Unidos. É possível que as diferenças estruturais entre os mercados produzam impactos distintos nas medidas de volatilidade dos retornos das ações. Um relatório da United Nations Conference on Trade and Development [Unctad] (2003) sobre as atitudes tomadas pelo Brasil no intuito de melhorar as práticas de governança corporativa das empresas destacou que a propriedade concentrada das companhias é resultado de tradições históricas e legais. Um exemplo disso é a possibilidade de emissão de ações preferenciais no montante de até dois terços do capital

total da companhia, possível para as companhias com ações negociadas antes da implantação da Nova Lei das Sociedades Anônimas. A existência desse tipo de ação permite que a empresa aumente sua base de acionistas sem que os majoritários percam o controle da companhia. No intuito de aprimorar as práticas de governança corporativa das companhias brasileiras, a Bovespa implantou, em dezembro de 2000, os chamados Níveis Diferenciados de Governança Corporativa, divididos em Nível 1 e Nível 2. Os benefícios apontados para aquelas empresas com práticas diferenciadas de governança são a redução de risco para os investidores, a redução no custo de capital e o aumento da liquidez das ações da companhia no mercado.

## METODOLOGIA

### Amostra e Descrição das Variáveis

Os testes desenvolvidos neste estudo tiveram como intuito identificar as implicações das teorias anteriormente expostas sobre o mercado acionário brasileiro. Embora os modelos da família *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* [GARCH] (modelo desenvolvido por Bollerslev, 1986) tenham sido utilizados em diversos trabalhos sobre volatilidade dos retornos dos ativos, no presente estudo optou-se por utilizar regressões lineares multivariadas. A principal razão para isso deve-se ao fato de os modelos utilizados nesse estudo não envolverem dados de alta frequência. Para Moreira e Lemgruber (2002), dados de alta frequência envolvem observações que ocorrem continuamente em intervalos distintos de tempo entre uma e outra observação. Os modelos GARCH são considerados adequados para gerar estimações sobre dados de alta frequência. É comum em modelos de alta frequência que os dados sejam coletados em séries intradiárias, com observações a cada 15 minutos, por exemplo. As variáveis inseridas nas estimações econométricas apresentadas neste trabalho não envolvem frequência intradiária nem mesmo diária, dificultando o uso de especificações GARCH. Os modelos utilizados no presente estudo obedecem a uma periodicidade trimestral, de forma a possibilitar a inclusão dos índices de endividamento (alavancagem) divulgados pelas companhias. As variáveis macroeconômicas incluídas nos modelos também não estão disponíveis diariamente. Portanto a regressão multivariada pareceu ser melhor opção que os modelos GARCH.

A amostra deste estudo foi constituída por ações líquidas, presentes com frequência no Índice da Bolsa de Valores de São Paulo [Ibovespa], entre janeiro de 1995 e setembro de 2003. As ações tiveram de preencher requisitos restritivos com relação à sua liquidez. Inicialmente foi exigido que a ação estivesse presente em todas as carteiras do Ibovespa entre janeiro de 2001 e setembro de 2003. A escolha de tal período foi feita de forma arbitrária. Ainda que tal exigência leve naturalmente a um viés de sobrevivência na seleção das ações (ver Sanvicente & Sanches, 2002), optou-se por manter um caráter restritivo de liquidez na amostra. Os modelos de volatilidade partem da idéia de que as ações necessitam ser negociadas com frequência, sendo então priorizado o caráter restritivo da liquidez em detrimento do viés de sobrevivência. Outro requisito para que a ação estivesse na amostra foi a presença dela na carteira teórica do Ibovespa pelo menos dez vezes ao longo do período analisado. Admite-se que a escolha das dez participações no Ibovespa foi feita de forma arbitrária, levando-se em consideração dois aspectos. Primeiro, a amostra deveria conter um número suficiente de ações para que os resultados do estudo refletissem o comportamento do mercado brasileiro. Segundo, o número de participações no Ibovespa deveria indicar um nível de liquidez suficiente para possibilitar os testes.

Para cada ação, foram extraídos da base de dados Economatica dados referentes ao preço de fechamento diário da ação, volume negociado a cada dia, grau de alavancagem e capitalização de mercado das companhias. Foram levadas em conta 35 empresas distintas. O passo seguinte foi escolher, para cada companhia da amostra, o tipo de ação, ordinária ou preferencial, com maior liquidez. Do total de 35 ações contidas na amostra, apenas 4 foram do tipo ordinária. Com relação às variáveis macroeconômicas, foram incluídas a taxa real de juros, o PIB industrial brasileiro e a

alteração na política cambial brasileira ocorrida em 1999, essa última representada por uma variável *dummy*. Os modelos incluíram ainda os retornos do índice Dow Jones Industrial. Os dados das variáveis macroeconômicas foram obtidos na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [Ipea]. Os retornos do Dow Jones foram obtidos na Economática. Os testes iniciais foram realizados com a especificação multivariada

$$LNVOLAT_t = \alpha + \beta_1 LNVOLAT_{t-1} + \beta_2 VARENDIV_t + \beta_3 LNRFECH_t + \beta_4 VARGIRO_t + \beta_5 TXJUROS_t + \beta_6 LNCAPMERC_t + \beta_7 VARDOWJ_t + \beta_8 VARPIB_t + \varepsilon_t$$

onde o logaritmo da volatilidade (desvio-padrão) dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ) foi calculado com base nos retornos diários dos preços de fechamento de uma ação ao longo de um determinado trimestre. Como variáveis independentes do modelo tem-se inicialmente  $LNVOLAT_{t-1}$ , que é simplesmente uma defasagem da variável dependente.  $VARENDIV_t$  é a variação ocorrida no grau de alavancagem financeira da empresa entre os trimestres  $t-1$  e  $t$ . A variável  $LNRFECH_t$  é o retorno logarítmico do preço de fechamento da ação no trimestre  $t$ .  $VARGIRO_t$  representa a diferença entre o giro médio da ação nos trimestres  $t-1$  e  $t$ . O giro de uma ação foi calculado dividindo-se a quantidade de ações de uma companhia negociada em determinado dia pelo número total de ações em circulação daquela empresa. Após esse cálculo, estimou-se a média dos giros no trimestre e fez-se a diferença entre as médias do trimestre  $t-1$  e do trimestre  $t$ .

A variável  $TXJUROS_t$  é a taxa real de juros no final do trimestre  $t$ , calculada pela diferença entre a taxa média dos Depósitos Interbancários de um dia (taxa DI-Cetip Over) e o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado [IPCA]. As séries históricas da taxa DI e do IPCA foram obtidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA].  $LNCAPMERC_t$  é o logaritmo da capitalização de mercado da companhia no final do trimestre  $t$ . A inclusão de  $LNCAPMERC_t$  no modelo teve como objetivo determinar se o tamanho de uma companhia afeta o nível de volatilidade de suas ações. Apesar de não ser a única *proxy* possível para tamanho, a escolha de  $LNCAPMERC_t$  seguiu estudos como os de Duffee (1995), Chen, Hong e Stein (2001) e Diether, Malloy e Scherbina (2002).  $VARDOWJ_t$  representa a diferença entre os retornos do índice Dow Jones Industrial nos trimestres  $t-1$  e  $t$ . Essa variável foi incluída no modelo com o intuito de medir um possível contágio sofrido pelas ações brasileiras com base nos retornos gerados pelas ações na Bolsa de Valores de Nova York. A variável  $VARPIB_t$  é a variação do PIB industrial brasileiro no trimestre  $t$ , obtida junto ao Ipea.

Observando-se os coeficientes da equação multivariada, um  $\beta_1$  positivo apoiaria o argumento da persistência da volatilidade defendido pela teoria da retroalimentação. O sinal do coeficiente  $\beta_2$  está diretamente relacionado com a teoria da alavancagem. Se os investidores exigem retorno maior para as ações mais alavancadas, isso ocorre devido ao maior risco que tais ações indicam, aumentando a volatilidade dos retornos do ativo. Com relação ao coeficiente  $\beta_3$ , as teorias expostas anteriormente sustentam que ele deva apresentar sinal negativo. Na teoria da alavancagem, o endividamento crescente de uma empresa reduz o preço de suas ações, aumentando a volatilidade dos retornos. Na teoria da retroalimentação um aumento persistente da volatilidade tende a estar associado com reduções no preço dos ativos. No modelo de equilíbrio, maiores divergências de opinião estão relacionadas com retornos mais negativos para as ações e incremento da volatilidade.

O sinal do coeficiente  $\beta_4$  é importante para confirmar tanto a teoria da retroalimentação da volatilidade como o modelo de equilíbrio com divergências de opinião. Ambas as teorias prevêem uma relação positiva entre o giro dos negócios e a volatilidade dos retornos das ações. No presente estudo, o giro dos negócios é uma *proxy* para o volume de novas informações surgidas no mercado. É de esperar que os investidores alterem suas posições em ações, à medida que surjam novos fatos sobre as companhias. Segundo a teoria da retroalimentação da volatilidade, maior volume de informações, sejam boas ou ruins, gera incremento na volatilidade dos retornos das ações. O modelo de equilíbrio com divergências de opinião sustenta que maior discordância entre os investidores sobre o preço de uma ação estimula um incremento no volume negociado do papel. Como a volatilidade dos retornos das ações depende diretamente do grau de divergência entre os investidores, deve existir uma relação direta entre o giro dos ativos e a volatilidade de seus retornos.

Espera-se que o coeficiente  $\beta_5$  apresente sinal positivo, mostrando que um aumento na taxa de juros tende a incrementar a volatilidade. Isso tem sentido, uma vez que a taxa de juros nada mais é do que um termômetro de risco. Um risco maior pode ser oriundo de uma alavancagem financeira mais elevada, o que estaria relacionado com a teoria da alavancagem. Uma relação positiva entre taxa de juros e volatilidade dos retornos também endossaria uma associação negativa entre retorno e volatilidade, gerando um  $\beta_3$  negativo. O coeficiente  $\beta_6$  busca investigar se existe alguma relação entre o tamanho da companhia e seu grau de volatilidade. Em princípio, é de esperar que empresas menores indiquem um grau de risco maior, o que geraria um sinal negativo para  $\beta_6$ .

**Tabela 1: Relação entre os Coeficientes da Regressão e as Teorias Abordadas**

Coeficiente	Variável	Sinal	Relação com a teoria
$\beta_1$	LNVOLAT <sub>t-1</sub>	positivo	- apóia o argumento de persistência da volatilidade defendido pela teoria da retroalimentação.
$\beta_2$	VARENDIV <sub>t</sub>	positivo	- corrobora o argumento da teoria da alavancagem, sinalizando que o grau de alavancagem de uma ação determina um incremento no desvio padrão dos retornos do papel.
$\beta_3$	LNRFECH <sub>t</sub>	negativo	- sustenta a teoria da alavancagem, pois um grau de alavancagem crescente reduz o preço das ações (retorno negativo), aumentando a volatilidade dos retornos; corrobora o argumento da teoria da retroalimentação, pois um aumento persistente da volatilidade está associado com reduções no preço dos ativos; apóia o modelo de equilíbrio, pois maiores divergências de opinião estão relacionadas com retornos mais negativos e incremento da volatilidade dos retornos das ações.
$\beta_4$	VARGIRO <sub>t</sub>	positivo	- apóia a teoria da retroalimentação da volatilidade e o modelo de equilíbrio com divergências de opinião, pois ambas as teorias prevêem uma relação positiva entre o volume (ou giro) dos negócios e a volatilidade dos retornos das ações; os modelos de preço-volume também fazem uma associação positiva entre volume negociado e volatilidade.
$\beta_5$	TXJUROS <sub>t</sub>	positivo	- um aumento na taxa de juros sinaliza um risco maior e aumenta a volatilidade; se o risco está associado com uma alavancagem financeira mais elevada, o resultado corrobora o argumento da teoria da alavancagem.
$\beta_6$	LNCAPMERC <sub>t</sub>	---	- variável de controle; não apresenta nenhuma relação direta com as teorias abordadas.
$\beta_7$	VARDOWJ <sub>t</sub>	negativo	- apóia o argumento de que existe efeito contágio entre os mercados acionários brasileiro e americano; assim, uma queda no preço das ações negociadas nos Estados Unidos causaria um incremento na volatilidade do mercado brasileiro.
$\beta_8$	VARPIB <sub>t</sub>	negativo	- corrobora o argumento macroeconômico de que existe uma relação positiva entre PIB e retorno das ações e negativa entre o retorno das ações e a volatilidade.

O coeficiente  $\beta_7$  relaciona o retorno das ações presentes no índice Dow Jones Industrial e a volatilidade das ações brasileiras presentes na amostra. Se existe algum efeito contágio entre os mercados acionários brasileiro e americano, é de esperar que o sinal de  $\beta_7$  seja negativo. O último coeficiente da regressão é  $\beta_8$  e mede a relação entre a variação do PIB industrial e a volatilidade das ações no mercado brasileiro. Em princípio, é de esperar que esse coeficiente seja negativo. A Tabela 1 apresenta um resumo com a relação entre o sinal esperado dos coeficientes da regressão multivariada e as teorias abordadas no presente estudo.



É importante notar que a especificação multivariada apresentada anteriormente não incluiu a variável taxa de câmbio. A razão disso foi o alto coeficiente de correlação (em torno de -0,67) entre a taxa de câmbio e a taxa real de juros (*TXJUROS*). A inclusão de ambas as variáveis no modelo certamente viesaria os resultados, devido ao problema de multicolinearidade. Foram realizados testes, incluindo no modelo ora a variável taxa de câmbio, ora a variável taxa de juros. Os melhores resultados foram obtidos com a taxa de juros. Por melhores resultados entenda-se aqueles que seguiram os pressupostos do modelo estatístico linear, conforme Greene (2000, p. 213). Daí a exclusão da variável independente taxa de câmbio dos modelos apresentados neste estudo.

## Resultados Empíricos

### Segmentação da Amostra por Níveis de Alavancagem

A classificação por níveis de alavancagem foi realizada dividindo-se a amostra total em tercís, tendo como base o grau de endividamento trimestral médio de cada companhia no período considerado no estudo. O cálculo das médias levou em consideração o período compreendido entre janeiro de 1995 e setembro de 2003, obedecendo à disponibilidade dos dados de cada companhia. Assim, as 35 companhias que compõem o estudo foram divididas em três grupos. O grupo com maior alavancagem contou com as 12 companhias que apresentaram as maiores alavancagens médias entre 1995 e 2003. No grupo de média alavancagem foram incluídas as 12 empresas seguintes. Por fim, o grupo de menor alavancagem concentrou as 11 companhias com menor grau de alavancagem financeira média. A Tabela 2 traz os resultados para os coeficientes da equação multivariada. A coluna mais à direita da tabela mostra os resultados para toda a amostra, que contou com 1.031 observações. As demais colunas da tabela evidenciam os resultados das regressões classificadas por níveis de alavancagem. Todos os coeficientes das regressões apresentadas neste trabalho foram ajustados pelo método de Newey e West. Tal método garante que os erros-padrão dos estimadores sejam consistentes na presença de heteroscedasticidade dos resíduos. Com relação aos resíduos das regressões, os mesmos passaram pelos testes de Breusch-Godfrey (correlação serial) e Jarque-Bera (normalidade), tendo sido atendidos os pressupostos do modelo linear.

**Tabela 2: Regressões Multivariadas Classificadas por Níveis de Alavancagem**

Variáveis explicativas	Menor alavancagem	Média alavancagem	Maior alavancagem	Toda a amostra
<i>constante</i>	<b>-0,666849</b> (-2,30) [0,0221]	<b>-1,928207</b> (-8,24) [0,0000]	<b>-1,023537</b> (-5,92) [0,0000]	<b>-1,268925</b> (-9,68) [0,0000]
<i>LNVOLAT<sub>t-1</sub></i>	<b>0,550172</b> (12,87) [0,0000]	<b>0,506565</b> (9,94) [0,0000]	<b>0,628080</b> (12,74) [0,0000]	<b>0,591640</b> (18,69) [0,0000]
<i>VARENDIV<sub>t</sub></i>	<b>0,754665</b> (2,20) [0,0286]	<b>0,605087</b> (3,53) [0,0005]	<b>0,700682</b> (3,30) [0,0011]	<b>0,689973</b> (5,52) [0,0000]
<i>LNRFECH<sub>t</sub></i>	<b>0,014224</b> (0,19) [0,8442]	<b>-0,143287</b> (-2,34) [0,0197]	<b>-0,197328</b> (-4,10) [0,0000]	<b>-0,133619</b> (-3,72) [0,0002]
<i>VARGIRO<sub>t</sub></i>	<b>76,290170</b> (3,95) [0,0001]	<b>1,984665</b> (1,75) [0,0807]	<b>82,656980</b> (4,01) [0,0001]	<b>3,726468</b> (1,90) [0,0567]
<i>TXJUROS<sub>t</sub></i>	<b>1,109773</b> (0,96) [0,3331]	<b>3,399826</b> (4,09) [0,0001]	<b>2,477588</b> (3,57) [0,0004]	<b>2,396898</b> (4,81) [0,0000]
<i>LNCAPMERC<sub>t</sub></i>	<b>-0,042964</b> (-3,42) [0,0007]	<b>0,002364</b> (0,35) [0,7199]	<b>-0,016122</b> (-2,39) [0,0170]	<b>-0,010910</b> (-2,19) [0,0287]
<i>VARDOWJ<sub>t</sub></i>	<b>-0,274552</b> (-2,53) [0,0118]	<b>-0,223405</b> (-2,04) [0,0412]	<b>-0,062144</b> (-0,67) [0,4985]	<b>-0,146327</b> (-2,42) [0,0156]
<i>VARPIB<sub>t</sub></i>	<b>-0,273498</b> (-1,27) [0,2053]	<b>-0,492151</b> (-2,74) [0,0064]	<b>-0,446677</b> (-2,48) [0,0135]	<b>-0,444084</b> (-3,96) [0,0001]
R <sup>2</sup>	<b>0,479</b>	<b>0,417</b>	<b>0,557</b>	<b>0,473</b>
R <sup>2</sup> ajustado	<b>0,461</b>	<b>0,405</b>	<b>0,548</b>	<b>0,469</b>
Estatística F	<b>26,138</b>	<b>35,000</b>	<b>60,817</b>	<b>114,859</b>
Prob (Estatística F)	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>
No. de observações	<b>236</b>	<b>400</b>	<b>395</b>	<b>1.031</b>

Analisando os resultados da Tabela 2, é possível observar que eles são, em sua maior parte, muito significantes. Começando com a variável defasada *LNVOLAT<sub>t-1</sub>*, verifica-se que ela apresentou sinais positivos e altamente significantes em todas as regressões, com todos os p-valores inferiores a 1%. Isso demonstra a característica de persistência da volatilidade, conforme previsto pela teoria da retroalimentação, e sinaliza ser possível inferir o nível de volatilidade de um determinado trimestre, com base na volatilidade do trimestre anterior. O sinal do coeficiente que relaciona a variação no grau de alavancagem das companhias (*VARENDIV<sub>t</sub>*) com a volatilidade dos retornos de suas ações apresentou sinal positivo e altamente significativo para a amostra como um todo (p-valor inferior a 1%). Quando a amostra foi dividida por níveis de alavancagem, a variação no grau de alavancagem financeira (*VARENDIV<sub>t</sub>*) permaneceu significativa, ainda que em níveis distintos. Enquanto as companhias com graus médio e alto de alavancagem apresentaram p-valores inferiores a 1%, as empresas com baixo grau de alavancagem também mostraram um coeficiente significativo para *VARENDIV<sub>t</sub>*, mas com p-valor de 2,86%.

Tais resultados corroboram a teoria da alavancagem por dois motivos. Primeiro, existe uma relação positiva e significativa entre a variação na alavancagem e a volatilidade das ações. Quanto maior o incremento na alavancagem financeira das empresas, maior a volatilidade apresentada por elas. Segundo, o impacto do incremento da alavancagem sobre a volatilidade foi menos significativo no caso

de companhias com baixo grau de alavancagem, sugerindo que o impacto da alavancagem sobre a volatilidade dos retornos dessas ações é menos intenso.

O apoio dos resultados da Tabela 2 à teoria da alavancagem ganha ainda mais força, quando se verifica a relação entre o retorno logarítmico das ações ( $LNRFECH_t$ ) e a volatilidade dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ). O retorno dos ativos é negativo e significativamente relacionado com a volatilidade no conjunto das empresas com médio e alto grau de alavancagem. Para as empresas com baixo grau de alavancagem a relação não é significativa; no grupo de baixa alavancagem o coeficiente é positivo, mas com p-valor de 84,42%. Para a amostra como um todo e para os grupos de empresas com média e alta alavancagem, os coeficientes de  $LNRFECH_t$  foram negativos e significantes (p-valores de 1,97% e abaixo de 1%, respectivamente). A teoria da alavancagem atribui a relação negativa entre o preço e a volatilidade dos retornos de uma ação à alavancagem financeira da empresa.

Os coeficientes que relacionam a variação no giro dos negócios com as ações ( $VARGIRO_t$ ) e a volatilidade dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ) apresentaram sinais positivos e altamente significantes para as empresas com baixo e alto graus de alavancagem. Os coeficientes da variável giro dos negócios ( $VARGIRO_t$ ) foram, respectivamente, de 76,29 e 82,65. No caso de empresas com média alavancagem e da amostra como um todo, os coeficientes sofreram uma redução substancial (1,98 e 3,72), tendo sido reduzidas também suas significâncias (8,07% e 5,67%, respectivamente). Ainda assim, os resultados apontam uma associação positiva entre o volume de negociação (giro) de uma ação e o nível de volatilidade de seus retornos. Tais resultados vêm corroborar as teorias da retroalimentação da volatilidade e os modelos de equilíbrio com divergência de opiniões. Sendo o giro dos negócios uma *proxy* para o surgimento de novas informações no mercado, a maior volatilidade dos retornos dos papéis é consequência da reação dos investidores às novidades. Outra causa para o aumento no giro das ações está relacionada com maior divergência de opinião entre os investidores. Se os agentes do mercado discordam sobre o preço de uma ação, isso estimula maior volatilidade para os retornos do ativo.

Quando avaliada a relação entre a taxa real de juros ( $TXJUROS_t$ ) e a volatilidade dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ), os resultados foram positivos e significantes em sua maioria, conforme o esperado. Se a taxa real de juros sofre um incremento, isso deve ser decorrência de uma percepção maior de risco por parte do mercado. Os resultados apresentados corroboram o argumento de Christie (1982) de que o aumento na taxa de juros reduz o valor das empresas, aumentando seu grau de alavancagem e a volatilidade dos retornos das ações. O logaritmo da capitalização de mercado das companhias ( $LNCAPMERC_t$ ) foi incluído nas regressões com o intuito de controlar os resultados para o tamanho das companhias. Em princípio, os resultados sugerem que companhias menores estão sujeitas a maior volatilidade nos retornos. A próxima variável presente nas regressões é  $VARROWJ_t$ , que representa a variação trimestral dos retornos do índice Dow Jones Industrial. Com exceção da regressão referente às empresas com alta alavancagem, essa variável apresentou sinal negativo e significativo. A associação negativa entre a variação dos retornos do Dow Jones ( $VARROWJ_t$ ) e a volatilidade dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ) sugere que pode existir um efeito contágio. Assim, quedas na Bolsa de Valores de Nova York tenderiam a incrementar a volatilidade dos retornos das ações no Brasil.

A última variável independente presente nas regressões da Tabela 2 é  $VARPIB_t$ , que representa a variação trimestral do PIB industrial brasileiro. Com exceção das empresas com menor alavancagem, os resultados apontaram uma associação negativa e significativa entre a variação do PIB e a volatilidade dos retornos das ações. Uma queda no PIB traz como consequência o aumento da incerteza com relação à conjuntura econômica de um país. Aumentando a incerteza, cresce o prêmio pelo risco exigido pelos investidores e, conseqüentemente, a volatilidade dos retornos das ações, corroborando os estudos de Schwert (1989) e Campbell *et al.* (2001), por exemplo.

### Segmentação da Amostra por Tamanho das Companhias

Ainda que os coeficientes apresentados na Tabela 2 tenham mostrado resultados importantes e significantes, é imprescindível avaliar o grau de robustez de tais resultados. Para tanto, foram realizados testes adicionais, classificando a amostra por tamanho das companhias. A capitalização de mercado das companhias (*LNCAPMERC<sub>t</sub>*) foi utilizada como *proxy* para tamanho. A segmentação por tamanho foi realizada dividindo-se novamente a amostra total em tercís e levando-se em conta a capitalização média de mercado das empresas no período de estudo. Cada companhia da amostra teve apurada a sua capitalização de mercado no final de cada mês. A capitalização média de mercado foi então calculada por meio da média das capitalizações mensais entre janeiro de 1995 e setembro de 2003. Os grupos das maiores companhias e das empresas médias contaram com 12 integrantes cada um. As menores empresas da amostra formaram um grupo com 11 participantes. Os resultados das regressões para a amostra classificada por tamanho são apresentados na Tabela 3. A coluna à direita da Tabela 3 repete os resultados para toda a amostra, conforme apresentado na Tabela 2.

**Tabela 3: Regressões Multivariadas Classificadas por Tamanho das Companhias**

Variáveis explicativas	Companhias menores	Companhias médias	Companhias maiores	Toda a amostra
<i>constante</i>	-1,510541 (-4,58) [0,0000]	-1,777015 (-3,70) [0,0002]	-1,128587 (-5,24) [0,0000]	-1,268925 (-9,68) [0,0000]
<i>LNVOLAT<sub>t-1</sub></i>	0,567402 (14,83) [0,0000]	0,596603 (11,26) [0,0000]	0,608104 (11,96) [0,0000]	0,591640 (18,69) [0,0000]
<i>VARENDIV<sub>t</sub></i>	0,695734 (3,55) [0,0004]	0,698805 (2,85) [0,0045]	0,598011 (2,58) [0,0103]	0,689973 (5,52) [0,0000]
<i>LNRFECH<sub>t</sub></i>	-0,075633 (-1,36) [0,1718]	-0,243263 (-3,55) [0,0004]	-0,095186 (-1,69) [0,0907]	-0,133619 (-3,72) [0,0002]
<i>VARGIRO<sub>t</sub></i>	2,577724 (2,37) [0,0184]	21,416050 (1,01) [0,3101]	91,091250 (8,15) [0,0000]	3,726468 (1,90) [0,0567]
<i>TXJUROS<sub>t</sub></i>	1,460274 (1,66) [0,0978]	2,847958 (3,11) [0,0020]	3,513006 (4,72) [0,0000]	2,396898 (4,81) [0,0000]
<i>LNCAPMERC<sub>t</sub></i>	-0,000493 (-0,03) [0,9757]	0,011786 (0,52) [0,5995]	-0,015852 (-2,29) [0,0222]	-0,010910 (-2,19) [0,0287]
<i>VARDOWJ<sub>t</sub></i>	-0,073825 (-0,67) [0,4985]	-0,244629 (-2,52) [0,0119]	-0,134366 (-1,31) [0,1902]	-0,146327 (-2,42) [0,0156]
<i>VARPIB<sub>t</sub></i>	-0,328235 (-2,13) [0,0336]	-0,523567 (-2,51) [0,0124]	-0,497741 (-2,54) [0,0113]	-0,444084 (-3,96) [0,0001]
R <sup>2</sup>	0,394	0,467	0,552	0,473
R <sup>2</sup> ajustado	0,378	0,455	0,542	0,469
Estatística F	24,617	38,167	54,560	114,859
Prob (Estatística F)	0,000	0,000	0,000	0,000
No. de observações	311	357	363	1.031

Comparando-se os resultados da Tabela 3 com a Tabela 2, é possível observar que os coeficientes das regressões são similares, seja dividindo a amostra por alavancagem seja por tamanho das empresas. Não apenas os coeficientes mantiveram-se dentro de uma determinada faixa de valores, mas também seus níveis de significância. As relações significantes entre as variáveis independentes e a

variável dependente mantiveram exatamente o mesmo sinal, mostrando a robustez do modelo. Contudo tais resultados não seriam importantes, caso existisse correspondência direta entre as empresas mais (menos) alavancadas e as maiores (menores) companhias. Avaliando-se as companhias da amostra, tal correspondência não foi encontrada, confirmando que os resultados das regressões são robustos.

Conforme o argumento da teoria da retroalimentação, os resultados da Tabela 3 confirmam o caráter persistente da volatilidade dos retornos das ações, medido pelos coeficientes de  $LNVOLAT_{t-1}$ . A relação positiva entre alavancagem e volatilidade continuou, independentemente do tamanho das companhias. Todos os coeficientes de variação na alavancagem ( $VARENDIV_t$ ) mostraram-se altamente significantes, confirmando que o nível de endividamento é fator importante para explicar a volatilidade dos retornos das ações. Na Tabela 3, a relação entre o retorno logarítmico das ações ( $LNRFECH_t$ ) e a volatilidade dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ) permaneceu negativa. Os coeficientes que relacionam a variação no giro dos negócios com as ações ( $VARGIRO_t$ ) e a volatilidade dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ) apresentaram sinais positivos e significantes para as empresas menores e maiores. Os resultados continuaram a indicar que um aumento no giro dos negócios com a ação tende a aumentar a volatilidade do papel.

A relação entre a taxa real de juros ( $TXJUROS_t$ ) e a volatilidade dos retornos das ações ( $LNVOLAT_t$ ) continuou, mostrando resultados positivos, conforme o esperado. Os resultados da capitalização de mercado das companhias ( $LNCAPMERC_t$ ) para a segmentação por tamanho mostraram-se insignificantes, com exceção da regressão que utilizou as empresas maiores. A variação dos retornos do Dow Jones ( $VARROWJ_t$ ) também mostrou resultados fracos para a amostra dividida por tamanho, o que dificulta concluir se existe efetivamente uma relação entre o retorno das ações nos Estados Unidos e a volatilidade do mercado acionário brasileiro. Finalmente, o coeficiente da variação do Produto Interno Bruto ( $VARPIB_t$ ) apresentou resultados negativos e significantes, reforçando a idéia de que uma queda no PIB aumenta a incerteza e a volatilidade dos retornos das ações.

### **Impacto da Alteração do Regime Cambial sobre a Amostra**

Dando continuidade aos testes de robustez do modelo, o próximo passo foi tentar analisar os resultados, levando em consideração eventos importantes ocorridos no intervalo de tempo coberto pelo estudo. No período entre 1995 e 2003, os eventos mais importantes estão relacionados com as diversas crises que assolaram a economia brasileira e mundial. Em ordem cronológica, ocorreram a crise do México em 1995, da Ásia em 1997, da Rússia em 1998, a desvalorização do Real em 1999, a crise Argentina de 2000 e, finalmente, o temor do resultado das eleições no Brasil em 2002. Inicialmente, a idéia era dividir a amostra, utilizando cada um desses eventos como segmentador. Isso não foi possível, uma vez que o tamanho das subamostras se mostrou insuficiente para a realização dos testes. Assim, optou-se por avaliar as regressões, levando-se em conta um evento local, ou seja, a alteração na política cambial ocorrida no Brasil em 1999. O possível impacto da alteração no regime cambial sobre os resultados do modelo foi medido por meio da inclusão da variável *dummy*  $REGCAMBIO_t$ . A variável  $REGCAMBIO_t$  assumiu valor zero para os trimestres que antecederam a alteração no regime (1995 até 1998) e valor 1 para os trimestres posteriores à implantação da nova política de câmbio (1999 até 2003, para efeitos deste estudo). A Tabela 4 mostra os resultados.

A segunda coluna da Tabela 4 repete os resultados do modelo para toda a amostra antes da inclusão da variável *dummy* para o câmbio. Esses resultados foram então comparados com os do modelo que utilizou  $REGCAMBIO_t$ . Como mostra a Tabela 4, a *dummy* referente à alteração do regime cambial ( $REGCAMBIO_t$ ) apresentou um resultado positivo e bastante significativo, com p-valor inferior a 1%. Isso indica que a alteração na política cambial ocorrida em 1999 acentuou a volatilidade dos retornos no mercado acionário.

**Tabela 4: Impacto da Alteração do Regime Cambial nos Resultados da Regressão**

Variáveis Explicativas	Amostra sem <i>dummy</i> câmbio	Amostra com <i>dummy</i> câmbio
<i>constante</i>	-1,268925 (-9,68) [0,0000]	-1,559807 (-10,32) [0,0000]
<i>LNVOLAT<sub>t-1</sub></i>	0,591640 (18,69) [0,0000]	0,556740 (14,80) [0,0000]
<i>VARENDIV<sub>t</sub></i>	0,689973 (5,52) [0,0000]	0,682484 (5,24) [0,0000]
<i>LNRFECH<sub>t</sub></i>	-0,133619 (-3,72) [0,0002]	-0,150900 (-4,30) [0,0000]
<i>VARGIRO<sub>t</sub></i>	3,726468 (1,90) [0,0567]	3,623597 (1,85) [0,0632]
<i>TXJUROS<sub>t</sub></i>	2,396898 (4,81) [0,0000]	5,161930 (8,07) [0,0000]
<i>LNCAPMERC<sub>t</sub></i>	-0,010910 (-2,19) [0,0287]	-0,012812 (-2,78) [0,0054]
<i>VARDOWJ<sub>t</sub></i>	-0,146327 (-2,42) [0,0156]	-0,043074 (-0,71) [0,4762]
<i>VARPIB<sub>t</sub></i>	-0,444084 (-3,96) [0,0001]	-0,431586 (-3,93) [0,0001]
<i>REGCAMBIO<sub>t</sub></i>		0,174378 (5,81) [0,0000]
R <sup>2</sup>	0,473	0,499
R <sup>2</sup> ajustado	0,469	0,495
Estatística F	114,859	113,308
Prob (Estatística F)	0,000	0,000
No. de observações	1.031	1.031

Com relação à robustez dos coeficientes das demais variáveis, é possível observar que a maioria dos coeficientes permaneceu significativa e com a mesma magnitude. As exceções foram os coeficientes da taxa real de juros (*TXJUROS<sub>t</sub>*) e a variação dos retornos do Dow Jones (*VARDOWJ<sub>t</sub>*). O coeficiente de *TXJUROS<sub>t</sub>* mais do que dobrou, passando de 2,40 para 5,16. Ao mesmo tempo, a significância do coeficiente dessa variável experimentou incremento substancial, com a estatística-t aumentando de 4,82 para 8,07. Enquanto a taxa real de juros (*TXJUROS<sub>t</sub>*) confirmou sua significância no modelo, a variação dos retornos do Dow Jones (*VARDOWJ<sub>t</sub>*) perdeu significância com a inclusão da *dummy*, referente à alteração do câmbio (*REGCAMBIO<sub>t</sub>*). Na regressão que não incluiu *REGCAMBIO<sub>t</sub>*, a variável *VARDOWJ<sub>t</sub>* apresentou coeficiente de -0,15 e p-valor de 1,56%. Já na regressão com *dummy*, o coeficiente de *VARDOWJ<sub>t</sub>* continuou negativo (-0,04), mas perdeu significância no modelo (p-valor de 47,62%).

No modelo que incluiu a variável de alteração do regime cambial (*REGCAMBIO<sub>t</sub>*), o coeficiente da volatilidade dos retornos das ações (*LNVOLAT<sub>t-1</sub>*) mostrou novamente o caráter persistente da volatilidade, corroborando a teoria da retroalimentação. O coeficiente de variação no grau de alavancagem financeira (*VARENDIV<sub>t</sub>*) também não foi alterado pela inclusão da *dummy*, reforçando a idéia de que o grau de alavancagem é em parte responsável pela volatilidade dos retornos das ações.

Após a inclusão da *dummy*, o retorno logarítmico das ações ( $LNRFECH_t$ ) continuou apresentando uma relação negativa com a volatilidade. A variação no giro dos negócios com as ações ( $VARGIRO_t$ ) seguiu mostrando que a volatilidade dos retornos das ações tende a aumentar com giro maior dos negócios. Finalmente, a capitalização de mercado das companhias ( $LNCAPMERC_t$ ) e a variação do Produto Interno Bruto ( $VARPIB_t$ ) mantiveram associações negativas com a volatilidade dos retornos.

A perda de significância da variação dos retornos do Dow Jones ( $VARROWJ_t$ ) na regressão, que incluiu a *dummy* de alteração da política cambial, estimulou novos testes, excluindo-se  $VARROWJ_t$  e mantendo-se a *dummy* referente à alteração do regime cambial ( $REGCAMBIO_t$ ). Dessa forma, foram reestimadas as regressões da Tabela 2 com a nova especificação, cujos resultados aparecem na Tabela 5. Comparando-se a Tabela 2 com a Tabela 5, é possível observar que os coeficientes das variáveis independentes mantiveram magnitudes e níveis de significância semelhantes, comprovando a robustez dos resultados. Substituindo-se a variação dos retornos do Dow Jones ( $VARROWJ_t$ ) pela variável referente à alteração do câmbio ( $REGCAMBIO_t$ ), ocorreram aumentos nos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e nos valores das estatísticas F dos modelos. Tomando-se como exemplo os resultados da amostra como um todo (coluna da direita), na Tabela 2 o  $R^2$  ajustado foi de 46,9%, enquanto na Tabela 5 aumentou para 49,6%. A estatística F, por sua vez, aumentou de 114,860 (Tabela 2) para 127,476 (Tabela 5). Classificando-se a amostra por níveis de alavancagem, os incrementos em  $R^2$  e na estatística F também foram verificados.

**Tabela 5: Regressões Classificadas por Níveis de Alavancagem com Inclusão da *Dummy* REGCAMBIO**

Variáveis explicativas	Menor alavancagem	Média alavancagem	Maior alavancagem	Toda a amostra
<i>constante</i>	-0,797572 (-2,57) [0,0105]	-2,210544 (-9,36) [0,0000]	-1,277143 (-5,88) [0,0000]	-1,571865 (-10,50) [0,0000]
$LNVOLAT_{t-1}$	0,505665 (11,27) [0,0000]	0,456900 (9,64) [0,0000]	0,610003 (10,65) [0,0000]	0,554502 (14,88) [0,0000]
$VARENDIV_t$	0,898275 (2,61) [0,0095]	0,520425 (3,25) [0,0012]	0,692061 (3,15) [0,0017]	0,679638 (5,19) [0,0000]
$LNRFECH_t$	-0,046044 (-0,73) [0,4604]	-0,170094 (-3,14) [0,0018]	-0,203514 (-4,30) [0,0000]	-0,158049 (-4,74) [0,0000]
$VARGIRO_t$	68,404850 (3,53) [0,0005]	1,999317 (1,65) [0,0984]	77,031510 (3,88) [0,0001]	3,605815 (1,84) [0,0647]
$TXJUROS_t$	3,445451 (2,88) [0,0042]	6,758811 (6,97) [0,0000]	4,689073 (4,90) [0,0000]	5,241697 (8,27) [0,0000]
$LNCAPMERC_t$	-0,053879 (-4,07) [0,0001]	-0,004171 (-0,69) [0,4857]	-0,014901 (-2,34) [0,0198]	-0,012830 (-2,79) [0,0053]
$REGCAMBIO_t$	0,178114 (3,37) [0,0009]	0,211515 (5,94) [0,0000]	0,137666 (3,12) [0,0019]	0,178146 (6,16) [0,0000]
$VARPIB_t$	-0,371828 (-1,73) [0,0835]	-0,460285 (-2,69) [0,0073]	-0,424100 (-2,38) [0,0175]	-0,436505 (-3,98) [0,0001]
$R^2$	0,486	0,455	0,573	0,499
$R^2$ ajustado	0,468	0,444	0,564	0,495
Estatística F	26,922	40,842	64,930	127,476
Prob (Estatística F)	0,000	0,000	0,000	0,000
No. de observações	236	400	395	1.031

Os resultados da Tabela 5 mostram que, independentemente do nível de alavancagem das empresas, a alteração no regime cambial aumentou a volatilidade dos retornos das ações no mercado brasileiro. Assim como foi feito com as regressões segmentadas por alavancagem, testaram-se os modelos com a variável *dummy* também para a amostra classificada por tamanho das companhias. Os resultados são apresentados na Tabela 6. Na comparação entre as Tabelas 3 e 6 tem-se novamente que a variável referente à alteração do câmbio ( $REGCAMBIO_t$ ) melhorou a especificação do modelo. Para a amostra como um todo, o coeficiente de determinação aumentou de 47,3% para 49,9%, e a estatística F passou de 114,859 para 127,476. A melhoria dos resultados dos modelos após a substituição da variação dos retornos do Dow Jones ( $VARDOWJ_t$ ) pela *dummy* referente à alteração do câmbio ( $REGCAMBIO_t$ ) parece corroborar os resultados encontrados por Panzieri e Belitsky (2003) de que não é possível afirmar que exista dependência forte entre os mercados acionários brasileiro e norte-americano.

**Tabela 6: Regressões Classificadas por Tamanho das Companhias com Inclusão da *Dummy*  $REGCAMBIO$**

Variáveis explicativas	Companhias menores	Companhias médias	Companhias maiores	Toda a amostra
<i>constante</i>	-1,637844 (-4,88) [0,0000]	-1,287651 (-2,74) [0,0064]	-1,327450 (-4,75) [0,0000]	-1,571865 (-10,50) [0,0000]
$LNVOLAT_{t-1}$	0,509697 (11,85) [0,0000]	0,508461 (10,91) [0,0000]	0,594373 (10,11) [0,0000]	0,554502 (14,88) [0,0000]
$VARENDIV_t$	0,706432 (3,19) [0,0016]	0,670754 (2,70) [0,0071]	0,587176 (2,41) [0,0162]	0,679638 (5,19) [0,0000]
$LNRFECH_t$	-0,090870 (-1,81) [0,0699]	-0,263548 (-4,37) [0,0000]	-0,119264 (-2,26) [0,0242]	-0,158049 (-4,74) [0,0000]
$VARGIRO_t$	2,706432 (3,19) [0,0016]	13,784580 (0,66) [0,5061]	85,440970 (7,51) [0,0000]	3,605815 (1,84) [0,0647]
$TXJUROS_t$	3,890096 (4,23) [0,0000]	6,306760 (6,22) [0,0000]	5,190913 (4,74) [0,0000]	5,241697 (8,27) [0,0000]
$LNCAPMERC_t$	-0,013639 (-0,86) [0,3878]	-0,039411 (-1,82) [0,0685]	-0,014731 (-2,40) [0,0167]	-0,012830 (-2,79) [0,0053]
$REGCAMBIO_t$	0,171903 (4,17) [0,0000]	0,272941 (6,93) [0,0000]	0,102877 (2,05) [0,0405]	0,178146 (6,16) [0,0000]
$VARPIB_t$	-0,342504 (-2,28) [0,0229]	-0,525481 (-2,67) [0,0079]	-0,488346 (-2,50) [0,0126]	-0,436505 (-3,98) [0,0001]
$R^2$	0,428	0,512	0,558	0,499
$R^2$ ajustado	0,413	0,501	0,548	0,495
Estatística F	28,265	45,756	56,023	127,476
Prob (Estatística F)	0,000	0,000	0,000	0,000
No. de observações	311	357	363	1.031

### Tipos de Ações, Governança Corporativa e Volatilidade dos Retornos

Os resultados anteriores mostraram que eventos específicos ocorridos no Brasil, como a alteração no regime cambial em 1999, podem ser importantes para explicar a volatilidade dos retornos no mercado acionário. Outras facetas próprias do mercado de ações no Brasil merecem ser levadas em conta nesse



trabalho. A manutenção do controle da companhia por meio da emissão de ações preferenciais é uma delas. O esforço em melhorar as práticas de governança corporativa conduzido pela Bovespa é outro evento importante. Para medir o impacto da existência de grande quantidade de ações preferenciais negociadas no mercado brasileiro e da possibilidade de aderir aos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa da Bovespa sobre a volatilidade dos retornos das ações, duas variáveis foram adicionadas ao modelo trabalhado no tópico anterior. A variável *dummy TIPOACAO<sub>t</sub>* assumiu o valor zero, quando a observação da amostra se referia a uma ação ordinária. Para as ações preferenciais contidas na amostra, *TIPOACAO<sub>t</sub>* assumiu o valor 1. Das 35 empresas participantes da amostra, apenas em quatro delas foram levadas em consideração as ações ordinárias. No que tange às 1.031 observações da amostra, 895 (86,81%) referiam-se a ações preferenciais e 136 (13,19%) consistiam em ações ordinárias.

A outra variável incluída no modelo foi a *dummy NIVELGOV<sub>t</sub>*, que assumiu o valor zero no intervalo de tempo em que a companhia não havia ainda aderido aos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa da Bovespa (Nível 1 ou Nível 2) e o valor 1, a partir do momento em que a empresa fez a adesão. Do total da amostra, 958 observações (92,92%) relacionaram-se com a ausência de adesão aos níveis de governança corporativa da Bovespa e apenas 73 (7,08%) das observações representaram a adesão aos níveis de governança. Explica-se o baixo percentual de observações de empresas que aderiram pelo fato de que as primeiras adesões ocorreram apenas em junho de 2001. Outras adesões ocorreram em 2002 e 2003. Para cada companhia incluída na amostra, a variável *NIVELGOV<sub>t</sub>* apenas assumiu o valor 1, a partir do trimestre em que ocorreu a adesão por parte da empresa.

A Tabela 7 mostra os resultados das especificações alternativas que incluíram a *dummy* para o tipo de ação (*TIPOACAO<sub>t</sub>*) e a *dummy* de adesão aos níveis diferenciados de governança (*NIVELGOV<sub>t</sub>*). Para todas as regressões da Tabela 7, a variável dependente é *LNVOLAT<sub>t</sub>*. Os resultados das cinco regressões mostram que os coeficientes de *TIPOACAO<sub>t</sub>* indicaram uma associação positiva entre as ações preferenciais (*TIPOACAO<sub>t</sub>* = 1) e a volatilidade dos ativos. É preciso ressaltar que os níveis de significância dessa variável foram baixos, especialmente nas regressões A e B: 10,51% e 10,95%, respectivamente. Uma justificativa para a associação positiva entre as ações preferenciais e a volatilidade dos retornos poderia ser o maior volume de negociação desse tipo de ação, confirmando a relação positiva entre giro e volatilidade. Outra razão seria o fato de as ações preferenciais embutirem um risco maior para os investidores, na medida em que eles não têm direito a voto e, portanto, não podem influenciar as decisões da empresa. No caso brasileiro, a impossibilidade de participar das decisões da empresa não está relacionada apenas com os possuidores de ações preferenciais. Conforme Saito (2002), a ausência de mecanismos de proteção ao acionista ordinário minoritário, especialmente antes da Lei 10.303, gerou um prêmio de voto negativo para as ações ordinárias em relação às preferenciais.

Quanto aos resultados da *dummy* de adesão aos níveis diferenciados de governança (*NIVELGOV<sub>t</sub>*), essa variável apresentou associação negativa e significativa com a volatilidade dos retornos das ações, ou seja, as companhias que aderiram às boas práticas de governança (*NIVELGOV<sub>t</sub>* = 1) conseguiram obter redução na volatilidade dos retornos de seus papéis. Tal resultado parece confirmar o argumento utilizado pela Bovespa de que a adesão aos Níveis 1 ou 2 tende a reduzir o risco para os investidores. Conseqüentemente, a redução do risco pode atrair os investidores, aumentando a liquidez da ação.

**Tabela 7: Influência do Tipo de Ação e da Adesão aos Níveis de Governança Corporativa da Bovespa sobre a Volatilidade das Ações da Amostra**

Variáveis explicativas	Regressão A inclui tipo de Ação	Regressão B inclui tipo de ação e troca de câmbio	Regressão C inclui níveis de governança	Regressão D inclui níveis de governança e troca de câmbio	Regressão E inclui tipo de ação, níveis de governança e troca de câmbio
<i>constante</i>	-1,328338 (-9,77) [0,0000]	-1,604037 (-10,57) [0,0000]	-1,307567 (-9,68) [0,0000]	-1,613729 (-10,49) [0,0000]	-1,654802 (-10,57) [0,0000]
<i>LNVOLAT<sub>t-1</sub></i>	0,582500 (18,07) [0,0000]	0,551348 (14,76) [0,0000]	0,582736 (17,98) [0,0000]	0,547069 (14,31) [0,0000]	0,542772 (14,12) [0,0000]
<i>VARENDIV<sub>t</sub></i>	0,689364 (5,30) [0,0000]	0,687509 (5,20) [0,0000]	0,674842 (5,27) [0,0000]	0,670046 (5,16) [0,0000]	0,678486 (5,16) [0,0000]
<i>LNRFECH<sub>t</sub></i>	-0,156667 (-4,54) [0,0000]	-0,156974 (-4,70) [0,0000]	-0,157092 (-4,57) [0,0000]	-0,156659 (-4,70) [0,0000]	-0,155287 (-4,64) [0,0000]
<i>VARGIRO<sub>t</sub></i>	3,683598 (1,86) [0,0622]	3,617439 (1,83) [0,0664]	3,685269 (1,88) [0,0594]	3,628586 (1,86) [0,0622]	3,644046 (1,85) [0,0639]
<i>TXJUROS<sub>t</sub></i>	2,501196 (4,97) [0,0000]	5,253921 (8,31) [0,0000]	2,382454 (4,70) [0,0000]	5,197440 (8,19) [0,0000]	5,208167 (8,24) [0,0000]
<i>LNCAPMERC<sub>t</sub></i>	-0,011350 (-2,24) [0,0248]	-0,013277 (-2,88) [0,0040]	-0,010286 (-2,02) [0,0436]	-0,011971 (-2,54) [0,0109]	-0,012425 (-2,63) [0,0086]
<i>REGCAMBIO<sub>t</sub></i>		0,177104 (6,11) [0,0000]		0,184905 (6,27) [0,0000]	0,184232 (6,25) [0,0000]
<i>VARPIB<sub>t</sub></i>	-0,462688 (-4,11) [0,0000]	-0,436669 (-3,99) [0,0001]	-0,460147 (-4,06) [0,0001]	-0,431125 (-3,92) [0,0001]	-0,430881 (-3,93) [0,0001]
<i>TIPOACAO<sub>t</sub></i>	0,041170 (1,62) [0,1051]	0,035952 (1,60) [0,1095]			0,042105 (1,85) [0,0638]
<i>NIVELGOV<sub>t</sub></i>			-0,042756 (-2,07) [0,0385]	-0,074167 (-3,26) [0,0011]	-0,080182 (-3,47) [0,0005]
R <sup>2</sup>	0,472	0,500	0,471	0,502	0,503
R <sup>2</sup> ajustado	0,467	0,496	0,467	0,497	0,498
Estatística F	114,233	113,726	113,946	114,406	103,513
Prob (Estat. F)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
No. observações	1.031	1.031	1.031	1.031	1.031

Os resultados de Carvalho (2003) indicaram que as companhias que migraram para os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa experimentaram incremento no retorno e na liquidez de suas ações. A regressão E, que incluiu tanto a *dummy* de tipo da ação (*TIPOACAO<sub>t</sub>*) como a *dummy* de adesão aos níveis de governança (*NIVELGOV<sub>t</sub>*) mostrou resultados interessantes. Ainda que as ações preferenciais tenham apontado maior volatilidade em seus retornos (p-valor igual a 6,38%), tal volatilidade é atenuada, quando tais ações pertencem a companhias que aderiram aos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa. Assim, o risco dos acionistas preferenciais, oriundo de sua impossibilidade de participar das decisões da empresa, parece ser, em parte, reduzido pela maior transparência da companhia no mercado.

A partir das evidências empíricas mostradas nos tópicos acima é possível destacar resultados importantes obtidos no presente estudo. Ao contrário de Tabak e Guerra (2002), os resultados deste artigo mostraram-se coerentes com aqueles encontrados por Christie (1982), em seu artigo sobre a teoria da alavancagem. O modelo utilizado no presente estudo mostrou que existe persistência na volatilidade dos retornos das ações, conforme previsto pela teoria da retroalimentação da volatilidade. Os resultados apontaram ainda uma associação positiva entre o giro dos negócios e a volatilidade dos retornos das ações. Tal associação corrobora as teorias da retroalimentação da volatilidade e os modelos de equilíbrio com divergências de opinião. A relação entre taxa real de juros e volatilidade dos retornos mostrou resultados positivos e significantes. O aumento da taxa real de juros é decorrência de uma percepção maior de risco por parte do mercado, incrementando a volatilidade. Os resultados deste estudo lançam dúvidas quanto à influência do mercado acionário dos Estados Unidos sobre a volatilidade dos retornos das ações no Brasil. A relação entre variação do PIB industrial brasileiro e volatilidade dos retornos das ações apresentou sinal negativo, indicando que a queda no PIB traz como consequência o aumento da incerteza com relação à conjuntura econômica de um país. Ainda que pouco significantes, os resultados apontaram maior volatilidade nos retornos das ações preferenciais negociadas no mercado brasileiro. Companhias que aderiram às boas práticas de governança corporativa conseguiram reduzir a volatilidade dos retornos de seus papéis. Tal resultado parece confirmar o argumento da Bovespa de que a adesão tende a reduzir o risco para os investidores.

## CONCLUSÕES

Como ocorre em qualquer trabalho acadêmico, este estudo apresentou limitações em seu desenvolvimento. Os modelos de volatilidade partem da idéia de que os ativos necessitam ser negociados com frequência no mercado. Portanto foi necessário limitar a amostra às ações com maior liquidez para possibilitar os testes. Especialmente quando se trata do mercado acionário brasileiro, é sabido que o número de ações líquidas constitui um grupo bastante restrito. Outra limitação diz respeito ao fato de que este estudo utilizou modelos multivariados e que tais modelos sempre podem deixar de contemplar outras variáveis explicativas relevantes que pudessem explicar a volatilidade dos retornos das ações no mercado brasileiro. É preciso lembrar também que no presente artigo as informações sobre os retornos das ações foram coletadas em periodicidade diária. Ao contrário, existem estudos que trabalham com dados de retornos intradiários e modelos GARCH. A principal razão para a utilização de dados de retornos diários neste artigo deve-se ao fato de os modelos utilizados neste estudo não envolverem dados de alta frequência. Os modelos utilizados obedeceram a uma periodicidade trimestral, de forma a possibilitar a inclusão da variável de alavancagem e das variáveis macroeconômicas. Contudo não resta dúvida de que dados de retornos intradiários podem contribuir na elucidação de aspectos voltados para o comportamento da volatilidade dos retornos das ações.

Como primeira sugestão para pesquisas futuras, seria interessante medir o poder de previsão dos modelos apresentados. O presente estudo preocupou-se em determinar variáveis que pudessem influenciar a volatilidade dos retornos das ações, mas não testou em que medida as especificações econométricas geradas conseguem explicar o comportamento futuro da volatilidade. Outra possibilidade de pesquisa seria a aplicação dos modelos econométricos em outros mercados emergentes. Finalmente é importante lembrar que o tema Governança Corporativa é central no estudo de Finanças. Novos testes que envolvam a transparência nos mercados e seu impacto no comportamento dos ativos merecem atenção.

**Artigo recebido em 23.08.2005. Aprovado em 17.10.2006.**

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bekaert, G., & Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *Review of Financial Studies*, 13(1), 1-42.
- Bittlingmayer, G. (1998). Output, stock volatility, and political uncertainty in a natural experiment: Germany, 1880-1940. *Journal of Finance*, 53(6), 2243-2257.
- Black, F. (1976, August). Studies of stock price volatility changes. *Proceedings of the Meeting of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section*, Washington, DC, USA.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Campbell, J. Y., & Hentschel, L. (1992). No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 31(3), 281-318.
- Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *Journal of Finance*, 56(1), 1-43.
- Carvalho, A. G. (2003). *Effects of migration to special corporate governance levels of Bovespa*. Recuperado em 15 outubro, 2004, de [http://www.bovespa.com.br/pdf/usp\\_ingles.pdf](http://www.bovespa.com.br/pdf/usp_ingles.pdf)
- Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C. (2001). Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics*, 61(3), 345-381.
- Chen, N. (1991). Financial investment opportunities and the macroeconomy. *Journal of Finance*, 46(2), 529-554.
- Chen, N., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: value, leverage, and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*, 10(4), 407-432.
- Connolly, R. A., & Wang, F. A. (2000). *On stock market return co-movements: macroeconomic news, dispersion of beliefs, and contagion*. Recuperado em 1 novembro, 2004, de <http://ssrn.com/abstract=233924>
- Diether, K. B., Malloy, C. J., & Scherbina, A. (2002). Differences of opinion and the cross section of stock returns. *Journal of Finance*, 57(5), 2113-2141.
- Duffee, G. R. (1995). Stock returns and volatility: a firm-level analysis. *Journal of Financial Economics*, 37(3), 399-420.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Fama, E., & Gibbons, M. R. (1982). Inflation, real returns and capital investment. *Journal of Monetary Economics*, 9(3), 297-323.
- Flannery, M. J., & Protopapadakis, A. A. (2002). Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. *Review of Financial Studies*, 15(3), 751-782.
- French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29.

- Geske, R., & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkages between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 38(1), 1-34.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis* (4th ed.). New Jersey: Prentice-Hall.
- Hamilton, J. D., & Lin, G. (1996). Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11(5), 573-593.
- Hong, H., & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525.
- Kaminsky, G., & Schmukler, S. L. (2002). Emerging markets instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns? *World Bank Economic Review*, 16(2), 171-195.
- Longin, F. M., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *Journal of Finance*, 56(2), 649-676.
- Miller, E. (1977). Risk, uncertainty, and divergence of opinion. *Journal of Finance*, 32(4), 1151-1168.
- Moreira, J. M. S., & Lemgruber, E. F. (2002). O uso de dados de alta frequência na estimação da volatilidade e do valor em risco para o Ibovespa [Trabalhos para Discussão N° 61]. *Banco Central do Brasil*, Brasília, DF, Brasil.
- Panzieri, A. Filho, & Belitsky, V. (2003, setembro). Uma nova forma de análise da dependência entre mercados financeiros em situações extremas: o coeficiente implícito de dependência extrema. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, Atibaia, SP, Brasil, 27.
- Pimenta, T., Jr., & Famá, R. (2002). Uma mensuração do fenômeno de integração entre mercados de capitais de países emergentes. *Revista de Administração da USP*, 37(4), 30-37.
- Pindyck, R. S. (1984). Risk, inflation, and the stock market. *American Economic Review*, 74(3), 334-351.
- Ramos, M. A. G., & Pinto, A. C. F. (2004, setembro). A volatilidade do mercado e a instabilidade das correlações entre as ações. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, Curitiba, PR, Brasil, 28.
- Saito, R. (2002). *Determinantes do diferencial de preços entre ações ordinárias e preferenciais*. Trabalho para acenssão à categoria de Professor Titular. Fundação Getulio Vargas, São Paulo, SP, Brasil.
- Sanvicente, A. Z., & Sanches, F. A. M. (2002). Viés de seleção na análise de desempenho de ações no mercado brasileiro. *Revista de Administração da USP*, 37(2), 38-45.
- Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *Journal of Finance*, 44(5), 1115-1153.
- Tabak, B. M., & Guerra, S. M. (2002). Stock returns and volatility [Working Paper N° 54]. *Banco Central do Brasil*, Brasília, DF, Brasil.
- United Nations Conference on Trade and Development. (2003, September/October). Case study on corporate governance disclosure in Brazil. *Intergovernmental Working Group of Experts on International Standards of Accounting and Reporting*, Geneve, Suíça, 20.