

**Betina Guimarães Dodsworth  
Martins**

**Um estudo dos efeitos de  
microestrutura nos padrões  
inter e intradiários do  
mercado brasileiro de ações**

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

**DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA ELÉTRICA**  
Programa de Pós-graduação em  
Engenharia Elétrica

Rio de Janeiro  
Dezembro de 2002

**Betina Guimarães Dodsworth Martins**

**Um estudo dos efeitos de microestrutura  
nos padrões inter e intradiários do  
mercado brasileiro de ações**

**Dissertação de Mestrado**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Engenharia Elétrica do Departamento de Engenharia Elétrica da PUC - Rio

Orientador: Prof. Cristiano Fernandes  
Orientador: Prof. Marcelo Fernandes

Rio de Janeiro  
Dezembro de 2002

**Betina Guimarães Dodsworth Martins**

**Um estudo dos efeitos de microestrutura  
nos padrões inter e intradiários do  
mercado brasileiro de ações**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Engenharia Elétrica do Departamento de Engenharia Elétrica do Centro Técnico Científico da PUC - Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

**Prof. Cristiano Fernandes**

Orientador

Departamento de Engenharia Elétrica / PUC - Rio

**Prof. Marcelo Fernandes**

Orientador

Escola de Pós-Graduação em Economia / FGV - Rio

**Prof. Álvaro Veiga**

Departamento de Engenharia Elétrica / PUC - Rio

**Prof. Marcelo Medeiros**

Departamento de Economia / PUC - Rio

Rio de Janeiro, 16 de Dezembro de 2002

Martins, Betina Guimarães Dodsworth

Um estudo dos efeitos de microestrutura nos padrões inter e intradiários do mercado brasileiro de ações / Betina Guimarães Dodsworth Martins; orientadores: Cristiano Fernandes, Marcelo Fernandes. – Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Engenharia Elétrica, 2002.

[5], 74 f. : il. ; 30 cm

Dissertação (mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Engenharia Elétrica.

Inclui referências bibliográficas.

I. Engenharia elétrica – Teses. 2. Microestrutura. 3. Efeitos intradiários. 4. Volatilidade. 5. Mecanismos de transação. I. Fernandes, Cristiano. II. Fernandes, Marcelo. III. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Engenharia Elétrica. IV. Título.

CDD: 621.3

## Resumo

Martins, Betina; Fernandes, Cristiano; Fernandes, Marcelo. **Um estudo dos efeitos de microestrutura nos padrões inter e intradiários do mercado brasileiro de ações**. Rio de Janeiro, 2002. 79p. Dissertação de Mestrado — Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Esta dissertação examina os efeitos dos mecanismos de negociação e do comportamento dos agentes no processo de formação dos preços das ações do mercado brasileiro. As evidências iniciais sugerem que o retorno, a variância e o volume de negócios das ações brasileiras seguem um padrão de comportamento em forma de U ao longo do dia de transação. Os retornos de abertura e fechamento são significativamente altos e positivos. A razão de variância dos retornos (abertura *vs* fechamento) parece ser consistentemente superior a um. Também foi possível verificar que as volatilidades dos retornos em períodos de transação são superiores às calculadas para períodos de não funcionamento do mercado de pregão. Este fato estilizado parece bastante consistente com as características de liquidez do mercado brasileiro. No entanto, ao ajustarmos para não normalidade e dependência serial dos dados, os testes estatísticos não conseguiram comprovar os padrões identificados.

## Palavras-chave

microestrutura, efeitos intradiários, volatilidade, mecanismos de transação

## Abstract

Martins, Betina; Fernandes, Cristiano; Fernandes, Marcelo. **Um estudo dos efeitos de microestrutura nos padrões inter e intradiários do mercado brasileiro de ações**. Rio de Janeiro, 2002. 79p. MSc. Dissertation — Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This dissertation studies the effects of trading mechanisms and agents behavior in the price formation process of stocks traded on the Brazilian Stock Exchange. One interesting finding is that return, volatility and volume of stock prices follow an U-shaped pattern over the trading day. Opening and closing returns are large and positive. The variance ratio (opening versus closing) appears to be consistently higher than one. Our evidence shows that volatility is higher for returns during trading periods what seems to be consistent with the liquidity behavior of the Brazilian market. However, adjusting for non-normality and serial dependence, the statistical tests could not provide strong support for the identified patterns.

## Keywords

microstructure, intraday effects, volatility, trading mechanisms

## Conteúdo

1	Introdução	6
2	Microestrutura dos mercados	10
3	Revisão da literatura	13
3.1	Investigações dos efeitos de microestrutura	14
4	Mecanismos de transação dos mercados de ações	18
4.1	Descrição do mercado de ações brasileiro	19
5	Dados	21
6	Metodologia e resultados	23
6.1	Base de dados diários	23
6.2	Base de dados intradiários	31
7	Conclusão	44
8	Apêndice	54
8.1	Estatística proposta por D'Agostino & Pearson (1973)	54
9	Tabelas e Gráficos	56

# 1

## Introdução

A motivação principal deste estudo é a busca de evidências que dêem suporte às hipóteses de microestrutura relacionadas a padrões de comportamento inter e intradiários nas séries de retornos das ações brasileiras. Serão investigados o padrão de concentração dos negócios em intervalos particulares do dia de transação (abertura *versus* fechamento, período de transação *versus* período de não transação) e o caráter sazonal dos retornos, suas volatilidades e volume de transações ao longo do dia e durante a semana.

A existência de padrões definidos nos retornos de ações pode ser explicada pelo procedimento de divulgação de novas informações públicas, pelas informações privadas que afetam os preços através das negociações dos agentes, por distúrbios gerados nos processos de determinação dos preços decorrentes das transações efetuadas ou pelo próprio mecanismo de negociação adotado pelo mercado.<sup>1</sup>

Neste trabalho serão estudados os efeitos da estrutura de negociação do mercado brasileiro e do comportamento dos agentes no processo de formação dos preços e volume transacionado das ações. Foi identificada uma maior variância dos retornos calculados com preços de abertura em relação aos calculados com preços de fechamento, para uma amostra representativa de ações negociadas na Bovespa. O procedimento de divulgação de informações e o mecanismo de incorporação destas informações aos preços das ações, através das transações, poderiam ser responsáveis pelo padrão identificado. No momento da abertura do pregão, provavelmente nem toda informação acumulada durante o período de não transação foi refletida nos preços de mercado. É possível, portanto, que haja uma relação entre a magnitude do erro na determinação dos preços e a quantidade de informação acumulada, o que leva a uma maior dispersão dos preços no momento da

---

<sup>1</sup>A importância relativa destes determinantes no processo de formação dos preços é estudada através de experimentos que exploram as diferenças existentes nos mecanismos de transação adotados, na chegada das informações e no período de funcionamento do mercado (ver Cohen, Maier, Schwartz & Whitcomb, 1978).



abertura. Esta anomalia tende a se dissipar ao longo das transações que vão sendo efetuadas durante o dia.

Entretanto, as estatísticas de teste da razão das variâncias dos retornos de abertura e fechamento não foram significativas. Ainda, ajustando a estatística de teste à não normalidade e à dependência serial dos retornos e comparando estes valores à distribuição empírica gerada a partir do *bootstrap* dos retornos, confirmamos que o padrão observado para retornos de abertura e fechamento não apresenta significância estatística. No caso do mercado brasileiro, não parece haver diferenças entre os processos de formação de preços de abertura e fechamento do dia de transação. As características de liquidez do mercado e a quantidade de informação disponível nos períodos de cálculo dos retornos de abertura e fechamento parecem explicar esses resultados.

Uma análise comparativa do comportamento dos retornos em períodos de transação e não transação indicou que a variância dos retornos para o período de funcionamento do mercado foi bem superior à calculada para o intervalo de não transação. Esta evidência, no entanto, não sugere necessariamente que o processo de transação induz volatilidade nos preços (como sugerido por Granger & Morgenstern, 1970), pois pode não passar de uma consequência direta da falta de liquidez das ações durante o período em que o pregão está fechado. Quando o pregão está fechado, os agentes tendem a manter suas posições de fechamento da véspera, apesar da chegada de novas informações relevantes. Consequentemente, eles ajustam de forma ótima suas estratégias de transação durante o período de funcionamento do mercado, o que acarreta variações periódicas nos retornos de equilíbrio. A falta de preços de transação durante a noite aumenta a assimetria informacional entre os investidores. De fato, transacionando ao longo do dia, os negociadores podem monitorar os preços das ações de modo contínuo e inferir a magnitude do impacto de novas informações sobre os preços (Kyle, 1985).

Por sua vez, Huberman & Stanzl (2000) concluem que, num mercado pouco profundo, um investidor avesso ao risco tende a negociar com maior intensidade no início do dia se comparado a um investidor neutro ao risco. A intuição é simples. Tratando-se de um mercado pouco líquido, o investidor busca minimizar o impacto de suas negociações nos preços correntes e futuros dos ativos.<sup>2</sup> Ele reparte suas ordens em uma sequência de ordens menores. A magnitude destas ordens está, então, diretamente relacionada ao grau de aversão ao risco a que o investidor se submete.

---

<sup>2</sup>Aqui o impacto de mercado representa uma *proxy* para sua liquidez.

Usando dados intradiários do Ibovespa e de ações transacionadas na Bolsa de São Paulo, foi identificado um padrão de comportamento em forma de U para os retornos, sua volatilidade e para o volume de títulos transacionados. O processo de divulgação das informações ao longo do dia permite que a volatilidade das cotações e o volume de transações tenham um perfil decrescente atingindo valores mínimos no horário de almoço e retomando o crescimento até o final do dia, onde estão concentradas as transações efetuadas pelos investidores avessos ao risco de passar a noite com posições em aberto. Ainda, a teoria de microestrutura de mercado tem apresentado modelos que tratam da importância da divulgação de informações públicas sob diferentes características institucionais, como a presença de agentes informados e agentes que transacionam por motivos de liquidez (ver Admati & Pfleiderer, 1989 e Glosten & Milgrom, 1985, para a modelagem do mercado de ações americano e Bollerslev & Melvin, 1994, para o mercado de câmbio).

A corroboração dos resultados encontrados na literatura americana em um mercado emergente como o Brasil, de características distintas do mercado norte-americano,<sup>3</sup> parece ser um fato bem interessante haja vista a escassez de trabalhos que tratam do comportamento da microestrutura dos mercados com dados intradiários.

A evidência empírica de que há padrões nos retornos das ações sugere que devam existir oportunidades significativas de realizar lucros tendo discriminação no processo de negociação. Estratégias de transação em horários específicos do dia, aproveitando-se do caráter sazonal identificado, distribuição das ordens a serem transacionadas, de forma a camuflar informações sobre o comportamento esperado do processo de formação dos preços; são alguns dos procedimentos a serem realizados ao se adquirir conhecimento do mecanismo de microestrutura do mercado.

A dissertação está estruturada da seguinte forma: o capítulo 1 introduz a importância da análise da microestrutura do mercado na formação dos preços dos ativos. Em seguida, o capítulo 2 revisa a literatura existente em microestrutura de mercado e suas aplicações aos diversos mercados financeiros. No capítulo 3 são apresentados os mecanismos de negociação dos mercados, em especial o mecanismo do mercado brasileiro de ações

---

<sup>3</sup>Enquanto nos Estados Unidos o mercado de ações opera tipicamente como um mercado contínuo onde os especialistas atuam como provedores de liquidez, o sistema financeiro de vários outros mercados ao longo do mundo, inclusive o brasileiro, opera como um mercado de leilão. As ordens de compra e venda ficam acumuladas durante um certo intervalo de tempo e são posteriormente executadas simultaneamente pelo preço de equilíbrio de oferta e demanda.

e a descrição da base de dados analisada. A metodologia empregada e as evidências empíricas são estudadas no capítulo 4. No capítulo 5 são discutidos os resultados encontrados e apresentada a conclusão.

## 2

### Microestrutura dos mercados

Um dos temas dominantes em finanças desde 1960 tem sido o conceito de um mercado de capitais eficiente, onde os preços dos ativos refletem correta e completamente toda a informação relevante disponível aos participantes do mercado. Esta hipótese de eficiência é construída na habilidade do mercado de coletar, agregar e divulgar informações (ver Fama, 1965). Os participantes do mercado realizam pesquisas e armazenam informações que são combinadas e agregadas num consenso do próprio mercado. Este valor é, então, revelado através do preço justo e divulgado a todos os investidores.

Numa economia de mercado, a alocação de capital é feita com base nas leis de oferta e procura que determinam a taxa de retorno exigida pelos investidores para cada projeto. A existência dos mercados de capitais busca promover a eficiência de alocação do sistema, provendo liquidez aos detentores dos ativos. O desempenho do sistema dependerá, portanto, da rapidez da execução das ordens e da habilidade na divulgação de informações relevantes aos participantes a um custo mínimo.

Um mercado é dito perfeito quando ele não apresenta fricções (investidores não incorrem em nenhum tipo de custo de transação do processo) e é infinitamente profundo e líquido. Todo tipo de informação relevante e de transação estão disponíveis a todos os participantes indiscriminadamente. Neste caso, não há restrições quanto ao tamanho da transação efetuada ou mesmo à criação de novos ativos a serem negociados.

No entanto, tratando-se de um mercado real, há vários tipos de custos envolvidos nas transações. Além dos gastos diretos de execução, deve-se considerar gastos com pesquisa, informação, atraso e custos relativos ao impacto de mercado.<sup>4</sup> Na realidade, temos que a tecnologia disponível e a

---

<sup>4</sup>Hasbrouck & Schwartz (1988) trataram das ineficiências provenientes dos custos de transação dos ativos no mercado. O impacto dos custos das transações no mercado provém da falta de liquidez e profundidade do sistema. No caso de mercados pouco profundos, a execução das primeiras ordens pode afetar de modo adverso as próximas negociações, de forma que uma grande ordem de compra ou venda pode ter que ser repartida em menores ordens ou mesmo direcionada a outros mercados.

própria estrutura e mecanismo de operação dos mercados irão determinar seu grau de eficiência.

A existência de certos padrões de comportamento nos mercados de ações que contradizem a hipótese de eficiência tem estimulado o estudo das questões de microestrutura destes mercados. Ao longo das últimas décadas, a análise do comportamento dos preços dos ativos financeiros tem revelado a existência de padrões sistemáticos no volume de transação, na expectativa e variabilidade dos retornos e no ágio de compra e venda dos ativos (ver Jain & Joh, 1988; Brock & Kleidon, 1992; Foster & Viswanathan, 1993). A essência e regularidade destes padrões intra e inter diários é ainda intrigante, já que, em muitos casos, não conseguem ser previstos pela teoria de finanças.

Uma possível explicação seria a de que se poderia encontrar certos padrões de comportamento espúrios ao se realizar uma análise exaustiva da mesma base de dados. Dada a natureza estocástica dos padrões, com disponibilidade de tempo e emprego da criatividade, praticamente qualquer tipo de padrão poderia ser extraído de qualquer conjunto de dados. Uma segunda resposta considera que esses padrões podem ser induzidos pela própria estrutura do mercado e seu mecanismo de transação. Há também uma explicação de que os mercados não são eficientes já que estes padrões deveriam desaparecer, na medida em que os negociadores se aproveitassem deles. Neste trabalho são examinados padrões presentes nos retornos e volume de transação de ações brasileiras e sua relação com o processo de formação dos preços.

Ao se estudar as propriedades dinâmicas dos preços dos ativos, muitas vezes não é considerada a estrutura institucional que os determinou, tampouco se os negócios são realizados em intervalos de tempo iguais ou se existe uma diferença entre os preços de compra e venda dos ativos. Particularmente, nenhum dano é causado quando estamos interessados numa análise de longo prazo do comportamento dos ativos financeiros. No entanto, a questão da microestrutura de mercado é central quando tratamos de medir os custos de transação e a liquidez do mercado, quando se quer comparar alternativas de mecanismos de transação ou possíveis impactos resultantes da competição entre os diversos mercados.

Uma das questões principais da análise da microestrutura do mercado é a interação entre a estrutura do mercado e a formação dos preços dos ativos. Pesquisas recentes nesta área verificam a existência de diversos fatos estilizados para os diferentes mercados mundiais como será exposto na seção a seguir. Ver Baillie & Bollerslev, 1990; Amihud & Mendelson, 1991; Aggarwal & Gruca, 1993; Chang, Fukuda, Rhee & Takano, 1993; Choe &

Shin, 1993; Foster & Viswanathan, 1993; Gerety & Mulherin, 1994; Cheung, 1995; Cornett, Schwarz & Szakmary, 1995; Copeland & Jones, 2000.

### 3

## Revisão da literatura

Já foi extensamente documentado que a volatilidade dos retornos varia sistematicamente ao longo do dia, apresentando um padrão de comportamento fortemente correlacionado com a variação intradiária do volume transacionado e do ágio de compra e venda dos ativos. Jain & Joh (1988) verificaram uma forte relação positiva entre o volume de transação e os retornos (do mesmo período e defasados), sendo especialmente significativa para retornos positivos. Realizando um estudo de hora em hora em dados diários de volume da NYSE, eles comprovaram que o volume é particularmente alto no início e no fim do dia de transação. Brock & Kleidon (1992) e Foster & Viswanathan (1990, 1993) identificaram os mesmos padrões no volume e na volatilidade das ações da NYSE. A alta correlação entre volume e volatilidade deu suporte ao modelo de concentração de negociações proposto por Admati & Pfleiderer (1988). Wood, McInish & Ord (1985), Harris (1986), McInish & Wood (1990a), Foster & Viswanathan (1993), Ho & Cheung (1991), Chang et al. (1995), Madhavan et al. (1997) também evidenciaram que a variância dos retornos é maior nos períodos de abertura e fechamento do dia de transação.

Igualmente os ágios de compra e venda das ações (ver Hasbrouck, 1991a,b; McInish & Wood, 1992; Brock & Kleidon, 1992; Foster & Viswanathan, 1993; Lee et al., 1993; Madhavan et al., 1997), o número de ações negociadas (ver Jain & Joh, 1988; McInish & Wood, 1990b e 1991), o número de ordens colocadas (ver McInish & Wood, 1991; Chan et al., 1995) e o tamanho das negociações (ver Aggarwal & Gruca, 1993; Chan et al., 1995) apresentaram um padrão de comportamento em forma de U ao longo do dia de transação.

Estudos sobre o comportamento intradiário dos mercados internacionais foram apresentados por Cheung (1995) e Lam & Tong (1999) para o mercado de ações de Hong Kong; Miller (1989) e Yadav & Pope (1992) para o mercado de Londres; Choe & Shin (1993) para a Coréia e Copeland & Jones (2000) para os mercados da Coréia e de Hong Kong. Também foram

documentados padrões intradiários em forma de U para outros mercados. Peterson (1990) e Aggarwal & Gruca (1993) para o mercado de opções; Muller et al. (1990) e Baillie & Bollerslev (1990) para o mercado de câmbio; Cornett et al. (1995) para o mercado futuro de câmbio; Jordan et al. (1987) para o mercado de *commodities*.

### 3.1

#### Investigações dos efeitos de microestrutura

##### 3.1.1

##### Estrutura do mercado e mecanismo de transação

Amihud & Mendelson (1987) verificaram que as diferenças existentes entre os mecanismos de abertura e fechamento da NYSE influenciam os retornos das ações. Uma maior volatilidade no momento da abertura estaria relacionada ao mecanismo de negociação estratégica induzido pelo procedimento adotado por este sistema.<sup>5</sup> Stoll & Whaley (1990) sugeriram que o procedimento de abertura da NYSE e o conhecimento privilegiado do formador de mercado sobre os desequilíbrios das negociações lhe fornecem certo poder de mercado no início do dia. Brock & Kleidon (1992) verificaram que a combinação entre o poder de mercado do formador de mercado e a demanda inelástica dos investidores permite aos formadores de mercado aumentar o ágio de compra e venda nos momentos de abertura e fechamento. Seus esforços em manter a continuidade das negociações e em refazer seu estoque de ações podem explicar os desvios nos preços no início e no fim das sessões diárias. Muitas vezes, a presença destes agentes não traz benefícios ao mercado, porque o voluntarismo dos corretores na função de formadores de mercado se deve às grandes possibilidades de lucro vindo das intervenções.

Analisando o mercado de Londres, Miller (1989) argumentou que o efeito verificado no final do dia de transação pode ser causado pelo próprio mecanismo adotado pelo mercado, onde os formadores de mercado colocam

---

<sup>5</sup>A NYSE não opera como um mercado de leilão *walrasiano* onde o preço ótimo de Pareto pode ser determinado, mas como um mercado contínuo, onde podem ocorrer desequilíbrios de ordens. A Bolsa conta com a presença de firmas (especialistas) responsáveis pela manutenção da eficiência e competitividade do mercado. No entanto, o que se verifica na prática é o poder de monopólio exercido pelo especialista, que apresenta o conhecimento exclusivo das ordens colocadas e cota os preços de compra e venda das ações com um diferencial para gerar lucro. Ele age simultaneamente como um leiloeiro (recebendo comissão) e como um negociador (comprando e vendendo ações de seu estoque pelo preço cotado) participando ativamente do processo de formação dos preços (ver Granger & Morgenstern, 1970).



um preço acima do praticado pelo mercado no último negócio do dia para defender sua posição quando o mercado abrir no dia seguinte.

### 3.1.2

#### Risco de liquidez e controle de estoque

De fato, o risco de liquidez de se reter uma ação é maior quando os mercados estão fechados. Isto induz uma negociação mais intensa no final do dia e no início do próximo período de transação. Ainda, os investidores também tendem a negociar com maior intensidade nestes períodos por questões de alocações ótimas de carteiras.<sup>6</sup>

Amihud & Mendelson (1987) desenvolveram um modelo de dimensionamento de estoque para os formadores de mercado, onde eles tendem a aumentar seus ágios para evitar os riscos de carregar uma posição desequilibrada ao longo do período de não transação. Silber (1984) e Kuserk & Locke (1993) verificaram, para diversos mercados futuros, que os especuladores tendem a desfazer suas posições antes do final do dia ou requerem um prêmio de risco muito alto para passarem a noite com posições em aberto. Hasbrouck & Sofianos (1993) mostraram ainda para o mercado de ações americano que a grande maioria dos especuladores apresenta uma posição equilibrada ao final do dia.

Examinando períodos de transação e não transação, French & Roll (1986) verificaram para as ações da NYSE que a volatilidade dos retornos é maior quando o mercado está aberto e sugeriram que a negociação em si contribui para uma maior volatilidade de curto prazo. Admati & Pfleiderer (1989) também documentaram que a variância dos preços durante o período em que o mercado está aberto é bem superior a de quando ele se encontra fechado. Barclay et al. (1990) e Harvey & Huang (1991) documentaram diferenças significativas nas variâncias dos retornos nos períodos de transação e não transação para mercados futuros de câmbio.

Ao considerarem efeitos semanais, Chang et al. (1995) apresentaram evidências para o mercado de índice futuro americano de que o tamanho do efeito do fechamento na volatilidade é função da extensão do período subsequente de não transação (dia de semana *versus* fim de semana). Além disso, Vijh (1988), estudando o mercado de opções americano, argumentou que o grande volume de transação no início do dia deve-se à execução das ordens colocadas durante o período em que o mercado não estava aberto.

---

<sup>6</sup>Os preços de fechamento das ações são uma importante ferramenta para avaliar o desempenho dos gestores dos fundos de investimento.

Gerety & Mulherin (1994) examinaram dados do Dow Jones e verificaram que a volatilidade apresenta um comportamento decrescente ao longo do dia. O período de não transação do mercado prejudica o processo de revelação dos preços. Depois que o mercado retoma a negociação após sua abertura, todo o viés de formação do preço tende a diminuir continuamente.

### 3.1.3

#### **Fluxo de informações e agentes informados**

A divulgação de informações públicas e privadas e o viés resultante das transações já foram identificados como determinantes potenciais da volatilidade dos preços nos mais diversos mercados.

Amihud & Mendelson (1991) verificaram para o mercado japonês que a alta volatilidade na abertura do dia de transação é basicamente um resultado da incorporação de informação proveniente do período noturno. Madhavan et al. (1997) desenvolveram um modelo estrutural de formação de preços que considera choques de informação pública e outros efeitos de microestrutura. Eles documentaram que tanto o fluxo de informações quanto as imperfeições do mercado são fatores importantes para explicar a volatilidade dos preços, e que a assimetria de informação tende a diminuir ao longo do dia. Com as transações sendo efetuadas, a informação privada vai sendo incorporada aos preços e os formadores de mercado estreitam seus respectivos ágios. Admati & Pfleiderer (1988) e Foster & Viswanathan (1990) desenvolveram modelos de microestrutura que atribuem os padrões verificados nos volumes financeiros, custos de transação e volatilidade dos preços, a variações periódicas na condição privilegiada dos agentes informados. Dado que o preço é uma fonte importante de informação para os agentes que transacionam por questões de liquidez, os agentes informados apresentam uma vantagem, em termos de informação, na abertura do mercado; e ainda, quanto maior o período em que o mercado permanece fechado, mais significativa será esta superioridade na abertura seguinte.<sup>7</sup>

Há também efeitos de microestrutura relacionados à segmentação de mercado e efeitos de contágio entre mercados. Foerster & Karolyi (1996) encontraram evidências empíricas de firmas com retornos anormais no período antecedente e no próprio período de inclusão de suas ações num novo mercado. King & Wadhvani (1990) desenvolveram um modelo que

---

<sup>7</sup>Esta é uma explicação usualmente apresentada para a evidência de retornos negativos às segundas feiras (ver French, 1980; Lakonishok & Levi, 1982 e Keim & Stambaugh, 1984).

considera que a negociação em um mercado afeta o comportamento dos preços em outros mercados.

Conrad & Kaul (1993) consideraram que os erros de medição nos preços observados, decorrentes da falta de transação nos mercados ou mesmo do modo como os preços são cotados (falta de continuidade do mercado), induzem retornos espúrios. McInish & Wood (1991, 1992) examinaram padrões intradiários e verificaram que os preços de fechamento não são bem representativos do comportamento diário das ações.

Todos estes estudos chegam ao mesmo ponto comum: além da distribuição dos retornos, é importante saber como e quando os preços são medidos por questões de caráter sazonal inter e intradiário.

## 4

### Mecanismos de transação dos mercados de ações

Os sistemas de transações determinam como os fluxos de demanda e oferta por ativos interagem de modo a fornecer o volume e os preços negociados. Os mercados mundiais utilizam dois tipos de sistemas: negociações periódicas (as ordens são acumuladas pelo preço e quantidade e as transações ocorrem no ponto de interseção entre as curvas de oferta e demanda) ou negociações contínuas (fluxo contínuo de ordens). Há também distintos mecanismos de operação do mercado. Num mecanismo de leilão<sup>8</sup> há uma concordância das ordens e a execução simultânea por um valor que equilibre as compras e vendas agregadas. Muitas vezes não há um consenso exato das quantidades negociadas e então são consideradas questões relativas à prioridade temporal (a execução das ordens se dá de acordo com a sua colocação) e execução pró-rata (são executadas proporções iguais das ordens colocadas) como determinantes do mecanismo de funcionamento do mercado. Por sua vez, o mecanismo de negociação considera a presença de firmas formadoras de mercado que cotam os preços de compra e venda e os negociadores transacionam com o formador de mercado; não interagindo diretamente entre si. Tanto o comprador quanto o vendedor incorrem em um custo decorrente do ágio dos preços de compra e venda. Na prática, os mercados mundiais utilizam sistemas híbridos, compostos de combinações das características descritas acima. Muitos baseiam-se em mecanismos de leilão para os momentos de abertura e fechamento, mas empregam alguma forma de mecanismo de transação contínua ao longo do dia.<sup>9</sup>

De forma geral, um mercado de ações deve ser planejado de modo a satisfazer dois objetivos básicos: uma redução dos custos de transação para os participantes do mercado (implementando uma maior eficiência interna) e uma melhoria na precisão do processo de formação dos preços (ver Schreiber

---

<sup>8</sup>Este mecanismo de funcionamento foi estudado por Mendelson (1982, 1985, 1987) e Ho, Schwartz & Whitcomb (1985).

<sup>9</sup>New York Stock Exchange, Paris Bourse, Frankfurt Stock Exchange e London Stock Exchange empregam o sistema de leilão no início do dia. Com exceção da NYSE, os outros também o empregam no encerramento do pregão.

& Schwartz, 1986).

#### 4.1

##### Descrição do mercado de ações brasileiro

A Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) funciona como um mercado de leilão onde os preços são formados em pregão, pela dinâmica das forças de oferta e demanda. Quando não é cotado um preço de oferta ou de demanda por certa ação, não há negociação, havendo, portanto, um acúmulo de ordens gerado pela ausência de imediação.<sup>10</sup> Garbade, Pomrenze & Silber (1979) formalizaram o *trade-off* existente entre o mecanismo de operação do mercado de leilão e o processo de revelação dos preços. Por um lado, a consolidação temporal do fluxo de ordens pode favorecer o processo de revelação de preços e reduzir o impacto de ordens individuais. Por outro lado, este tipo de mercado, por não oferecer acesso imediato aos participantes, acaba por impor um maior custo de transação. Amihud, Mendelson & Lauterbach (1997) analisaram a Tel Aviv Stock Exchange e concluíram que o mecanismo de transação com a presença de um formador de mercado (transações contínuas) aumenta a liquidez do mercado e provê maior eficiência no processo de revelação dos preços.

Na Bovespa existem duas formas alternativas de negociação com ações. A primeira corresponde ao Sistema de Viva Voz onde os representantes das corretoras apregoam suas ofertas de viva voz, especificando o nome da empresa, o tipo da ação e a quantidade e preço de compra ou de venda. No pregão de Viva Voz são negociadas apenas as ações de maior liquidez. A segunda é o Sistema Eletrônico de Negociação que permite às sociedades corretoras cumprir as ordens dos clientes diretamente de seus escritórios. O fechamento das transações é realizado automaticamente pelos computadores da Bovespa. Os negócios no pregão e no Sistema Eletrônico de Negociação compreendem os mercados de ações à vista, a termo e de opções.

No mecanismo de transação do mercado brasileiro de ações, as ordens colocadas em negociação são acumuladas até coincidirem entre si. Cada ordem corresponde a uma compra (caracterizada pelo limite superior do preço de mercado) ou a uma venda (caracterizada pelo limite inferior do preço de mercado). As funções de demanda e de oferta do mercado por determinado ativo estão ilustradas na Figura 1.

<sup>10</sup>Note que, no mercado de balcão organizado no Brasil, dirigido pela SOMA (Sociedade Operadora do Mercado de Ativos S/A), as negociações são dirigidas pela atuação de formadores de mercado.

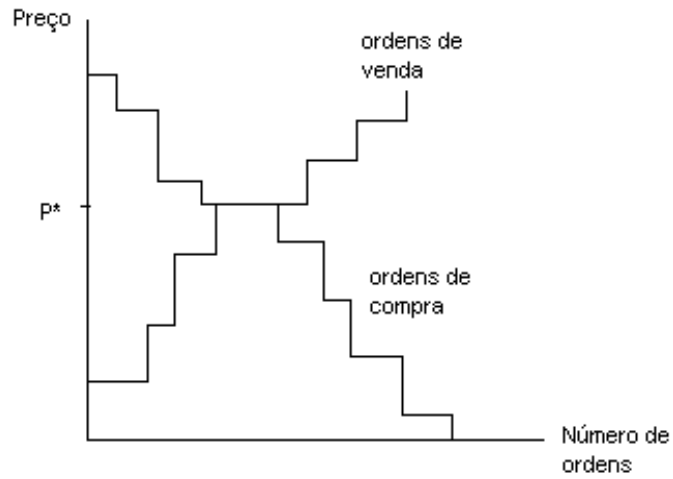


Figura 1 - O esquema descreve uma realização típica de transação no mercado brasileiro onde os intervalos entre as ordens e os incrementos nos preços são aleatórios. As ordens de venda correspondem à curva de oferta e as de compra à curva de demanda por cada ativo.

## 5 Dados

Os dados utilizados neste trabalho compreendem valores referentes à cotação de preço e volume de ações negociadas na Bovespa e do índice da Bolsa de São Paulo (Ibovespa).<sup>11</sup> Pode-se subdividir a análise em três etapas.

A primeira base de dados estudada consiste em preços diários de abertura e fechamento das 57 ações que pertencem à carteira teórica do Ibovespa<sup>12</sup> (composição para o período de janeiro a abril de 2002). São valores em reais deflacionados pelo índice de preços IGP-DI<sup>13</sup> (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna da FGV-RJ) e ajustados para proventos distribuídos (desdobramentos, bonificações, etc), inclusive dividendos. A amostra analisada foi obtida junto ao sistema Economatica e cobre o período de 01 de fevereiro de 1999 a 01 de fevereiro de 2002. Como todas as ações analisadas, por questão de construção (pertencem à carteira do Ibovespa), apresentam alta liquidez, não houve problemas quanto à completude das séries de preços.<sup>14</sup>

Das séries de preços, foi feito o cálculo das séries de retornos diários definidos por:

$$R_{i,t} = \ln \left( \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right) * 100 \quad (5-1)$$

onde  $t$  é o indexador temporal, e  $i$  corresponde ao tipo de cotação, abertura ou fechamento.

<sup>11</sup>É considerado o indicador mais confiável do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Corresponde ao valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações. A participação de cada ação na carteira tem relação direta com a representatividade desse título no mercado à vista – tanto no que se refere ao número de negócios como ao volume financeiro – ajustado ao tamanho da amostra.

<sup>12</sup>Devido à metodologia de composição do índice de mercado utilizado (Ibovespa), a amostra estudada pode ser considerada bem representativa do comportamento das ações negociadas na Bovespa como um todo.

<sup>13</sup>O fator de deflação dos preços diários dos ativos foi calculado através da variação do IGP-DI pró-rata pelos dias corridos do mês.

<sup>14</sup>Vale ressaltar que neste trabalho não foi considerada a existência de erros de coleta e ou divulgação de cotações.

Segue que para um dia  $t$  qualquer:

$$R_{abertura,t} = \ln \left( \frac{P_{abertura,t+1}}{P_{abertura,t}} \right) * 100 \quad (5-2)$$

$$R_{fechamento,t} = \ln \left( \frac{P_{fechamento,t}}{P_{fechamento,t-1}} \right) * 100 \quad (5-3)$$

$$R_{transação,t} = \ln \left( \frac{P_{fechamento,t}}{P_{abertura,t}} \right) * 100 \quad (5-4)$$

$$R_{não.transação,t} = \ln \left( \frac{P_{abertura,t}}{P_{fechamento,t-1}} \right) * 100 \quad (5-5)$$

A seguir temos o esquema de cálculo dos retornos considerando a informação contida em cada intervalo temporal.

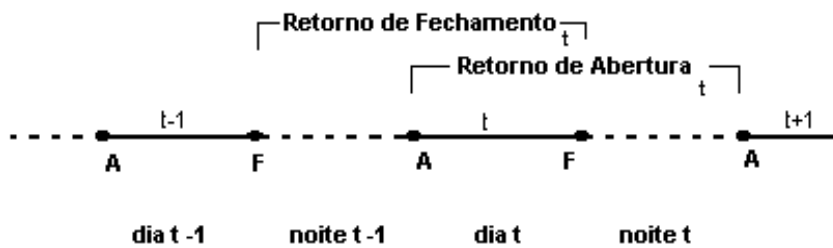


Figura 2

A segunda base de dados analisada apresenta dados intradiários de cotações e volume de transações coletados em intervalos fixos de 15 minutos para o Ibovespa no período de 01 de junho de 2001 a 30 de agosto de 2001, fornecidos pelo sistema de cotações da Bloomberg. Obtivemos um total de 62 observações.

Por fim, buscou-se analisar a base de dados de cotações negócio a negócio para algumas ações negociadas na Bovespa. Foram obtidos dados para Embratel PN, Eletrobrás ON, Eletrobrás PN, Petrobrás ON, Petrobrás PN, Globo Cabo PN, Telemar PN. Os dados foram coletados pelo sistema CMA para o período de 01 de outubro de 2001 a 01 de novembro de 2001, compreendendo 22 observações.



## 6 Metodologia e resultados

### 6.1 Base de dados diários

#### 6.1.1 Abertura versus fechamento

A seguir será feita uma análise comparativa do comportamento dos preços das ações durante as transações de abertura com o comportamento das mesmas ações nas transações de fechamento.

De acordo com o Gráfico 1, pode-se verificar o padrão de comportamento da razão das variâncias das séries de retornos das ações brasileiras. Os preços formados no momento de abertura do mercado parecem apresentar uma maior volatilidade transitória quando comparados com os preços de fechamento.<sup>15</sup> A partir da análise de uma amostra representativa do mercado brasileiro (ações que formam a carteira teórica do Ibovespa), percebe-se que 54 das 57 ações estudadas apresentam uma maior volatilidade aparente dos retornos calculados com preços de abertura em relação aos retornos de fechamento. Em média, pode-se afirmar que a variância dos retornos de abertura é 16% superior à variância dos retornos de fechamento<sup>16</sup> (ver Tabela 1a).

Uma explicação reside no fato dos preços de abertura tenderem a apresentar uma maior dispersão devido ao longo período precedente sem transações. Esta interrupção noturna prejudica o processo de formação dos preços decorrente da própria negociação. Dado que o preço de abertura é resultado de uma negociação realizada sobre informações públicas acumuladas

---

<sup>15</sup>Estes resultados confirmam o padrão identificado para o mercado americano por Amihud & Mendelson (1987, 1991), Stoll & Whaley (1990), French & Poterba (1991), Choe & Shin (1993), para o mercado inglês por Masulis & Ng (1995) e para o mercado chinês por Lai, Cheung & Xu (1996). Grundy & McNichols (1989), Dow & Gorton (1993), Leach & Madhavan (1993) e Romer (1993) procuraram explicar este comportamento através de modelos de formação de preços.

<sup>16</sup>Resultados similares foram encontrados para o mercado de ações americano por Gerety & Mulherin (1994) e Lockwood & Linn (1990), e para o mercado de ações coreano por Choe & Shin (1993).

ao longo de um período de não transação, é de se esperar que sua volatilidade seja maior. Além disso, considerando que o processo de transação revela informação, também é esperado, em termos comparativos, que a volatilidade dos retornos seja menor no final do dia.

Buscando identificar diferenças entre o comportamento das ações de maior e menor liquidez, foram calculados os valores médios das razões de variância para a amostra ponderada de forma uniforme e por participação no índice (ver Tabela 1a). A Tabela 1b fornece uma descrição mais detalhada das variâncias dos retornos para a amostra completa e para duas subamostras classificadas pela ordenação decrescente de participação no Ibovespa.<sup>17</sup> Pode-se dizer que as ações de maior liquidez e portanto, de maior participação no Ibovespa, apresentam menores variâncias para retornos de abertura e fechamento quando comparadas com ações menos líquidas. Também sua razão de variância entre os retornos de abertura e fechamento é menor (ver Chan, Fong & Stulz, 1996 e Coppejans & Domowitz, 1997).

As empresas de maior liquidez tendem a ser mais acompanhadas pelos investidores, apresentando menores erros no processo de determinação de seus preços e menor assimetria de informação. De fato, a incorporação das novas expectativas dos agentes sobre os preços se dá de forma mais eficiente.

Para estudar a relação existente entre a variabilidade dos retornos e o volume das ações, regredimos a variância dos retornos das ações no volume financeiro<sup>18</sup> diário negociado em mercado. Obtivemos resultados bem consistentes para os retornos de abertura, fechamento e período de transação.<sup>19</sup> A variância apresentou uma relação negativa estatisticamente significativa ao nível de 5%.<sup>20</sup> Este resultado corrobora a análise inicial de que as ações de maior liquidez (aqui o volume financeiro é utilizado como *proxy* para liquidez) são as que apresentam uma menor variabilidade dos retornos (ver Tabela 2).

O cálculo da razão das variâncias é somente uma estatística descritiva das diferenças entre as variâncias dos retornos de abertura e fechamento.<sup>21</sup>

<sup>17</sup>Nesta análise foi excluída a ação com participação mediana no índice, de modo que os dois subgrupos apresentassem o mesmo número de ações.

<sup>18</sup>Utilizamos nesta análise o logaritmo natural das variáveis.

<sup>19</sup>Devido à pouca liquidez do mercado durante o período de não transação (noite), os retornos calculados podem ser considerados não observáveis.

<sup>20</sup>Foram realizados testes de aderência do modelo aos dados. Em todos os casos, com exceção da variável calculada para o período de não transação, os resíduos parecem ser independentes e normais.

Foi utilizado o estimador de covariância de Newey-West que é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação nos dados.

<sup>21</sup>Calculamos inicialmente a razão das variâncias e comparamos seus valores com os valores críticos a 5% de suas distribuições empíricas geradas através da reamostragem dos retornos. Inicialmente somente uma ação (Cesp PN), rejeitou a hipótese nula de

Para testar a relação existente entre as variâncias das séries de retorno, sob a hipótese de normalidade e independência dos dados, realizamos um teste F. Para garantir a adequabilidade da estatística F, temos então que verificar a validade das hipóteses postuladas por este teste para a base de dados estudada.

Fama (1965, 1976), utilizando cotações de fechamento de ações transacionadas na NYSE,<sup>22</sup> demonstrou que a distribuição incondicional de seus retornos diários não era normal. Aqui trataremos de comparar os desvios das distribuições dos retornos de abertura e fechamento das ações brasileiras da hipótese de normalidade. Para testar a normalidade das séries de retornos das ações, escolhemos aplicar os testes propostos por D'Agostino & Pearson (1973).<sup>23</sup>

Primeiramente testamos a hipótese nula de normalidade dos dados contra a hipótese alternativa de não normalidade dos dados devido à presença de assimetria na distribuição dos retornos (ver D'Agostino, 1970; D'Agostino & Stephens, 1986). Na amostra analisada, a hipótese nula de normalidade dos dados foi rejeitada em 33 das 57 séries de retornos de abertura e em 41 das 57 séries de retornos de fechamento ao nível de significância de 5% (ver Tabela 3).

Em seguida, testamos a hipótese nula de normalidade dos dados contra a hipótese alternativa de não normalidade dos dados devido ao excesso de curtose da distribuição dos retornos. Nossos resultados foram ainda mais indicativos de rejeição da hipótese nula em ambas as séries de retornos (53 das 57 ações para retornos de abertura e 51 das 57 ações para retornos de fechamento - ver Tabela 3).<sup>24</sup>

Por fim, calculamos a estatística de teste que combina os dois testes propostos acima (ver D'Agostino & Pearson, 1973). Neste caso testamos a hipótese nula de normalidade contra a alternativa de não normalidade dos dados devido à presença de assimetria e ou curtose na distribuição. Para os retornos de abertura, somente 2 ações não rejeitaram a hipótese nula de normalidade dos dados; para os retornos de fechamento, somente 4 ações

---

igualdade entre as variâncias dos retornos de abertura e fechamento.

<sup>22</sup>Ele investigou os preços das ações que formavam a carteira teórica do Dow Jones Industrial Average, cobrindo o período de 1957 a 1962.

<sup>23</sup>Estes autores propõem estatísticas de cálculo ajustadas para pequenas amostras. As fórmulas de cálculo utilizadas estão apresentadas no Apêndice. Devido ao tamanho de nossa amostra de dados, optamos por não realizar o teste proposto por Jarque Bera (teste assintótico).

<sup>24</sup>Diversas evidências empíricas já identificaram que os retornos diários das ações apresentam um coeficiente de curtose positivo e de magnitude superior a 3, indicando que a sua distribuição é leptocúrtica (ver Mandelbrot & Taylor, 1967 e Richardson & Smith, 1993).

não rejeitaram (ver Tabela 3).

Fama (1976) também abordou a questão de eficiência do mercado. A hipótese de eficiência pode ser aplicada aos preços dos ativos em qualquer momento do tempo e sob qualquer mecanismo de transação. Pode-se afirmar, então, que os retornos de abertura e de fechamento devem apresentar correlações seriais nulas.<sup>25</sup> Vale observar, no entanto, que se os mecanismos de transação gerarem diferentes processos de formação de preços, pode-se identificar padrões de dependência serial diferentes para os retornos de abertura e fechamento.<sup>26</sup>

Para testar a hipótese de eficiência do mercado, calculamos a autocorrelação de primeira ordem para os retornos de abertura e de fechamento para as 57 ações analisadas. A série de retornos de fechamento apresenta o mesmo comportamento observado para o mercado americano por Fama (1965) e Amihud & Mendelson (1987). A maioria dos coeficientes de correlação são positivos (41 das 57 ações). Já os retornos de abertura apresentam um padrão distinto: a maioria dos coeficientes são negativos (42 das 57 ações). Com exceção de uma ação,<sup>27</sup> todos os outros coeficientes de correlação significativos são negativos (ver Tabela 4). Além de estudar o comportamento da autocorrelação de primeira ordem, também testamos a independência das séries de retorno de abertura e fechamento aplicando a estatística de teste de BDS.<sup>28</sup> Os resultados obtidos para esta última estatística de teste rejeitam a hipótese nula de independência das séries de abertura e fechamento. A rejeição da hipótese nula do teste BDS pode estar associada, não somente à presença de autocorrelação linear já detectada, como também à presença de dependência não linear na média e ou na variância.

Dada a metodologia de cálculo dos retornos (ver Figura 2), a diferença

---

<sup>25</sup>Fama (1965) encontrou autocorrelações de primeira ordem positivas e significativas para a maioria das ações em sua amostra, utilizando retornos de fechamento (média de 0,026).

<sup>26</sup>Os testes comparativos entre os retornos de abertura e fechamento foram realizados considerando as informações contidas no período antecedente de 24 horas. Logo, a idéia de que há uma maior quantidade de informação disponível nas cotações de fechamento, haja visto que ela é precedida por uma seqüência de transações, não pode ser aplicada aqui.

<sup>27</sup>A saber, Telemar Norte Leste PNA.

<sup>28</sup>É um teste *portmanteau* para avaliar a dependência serial de uma série de dados, considerando diferentes tipos de desvios: linear, não linear ou caos; proposto por Brock, Dechert, Scheinkman & LeBaron (1996). Para calcular a estatística de BDS foi necessário estabelecer valores para os parâmetros  $\varepsilon$  (constante que corresponde à distância estabelecida para testar a proximidade dos pares de pontos) e  $m$  (número de observações consecutivas incluídas no conjunto a ser testado; corresponde à dimensão do teste). O valor de  $\varepsilon$  foi estimado pelo método da fração dos pares (garante que uma certa proporção dos pares de observações da amostra estarão separados uns dos outros por uma distância inferior a  $\varepsilon$ ). Admitimos  $m$  igual a 6 e consideramos o mesmo  $\varepsilon$  para todas as dimensões.

em termos de intervalo temporal existente entre os retornos de abertura e fechamento é tão somente devido ao posicionamento do período de não transação. Se considerarmos a quantidade de informação presente em cada intervalo, os retornos calculados com preços de abertura refletem, além das informações reveladas durante o período de funcionamento do mercado, toda a informação que foi divulgada ao longo da noite que segue o fechamento do pregão. Os retornos de fechamento, por sua vez, só consideram a informação do período de funcionamento do mercado, visto que a informação divulgada no período antecedente já foi incorporada aos preços de abertura do dia (ver Figura 2). Considerando que o período em que o pregão não está operando apresenta liquidez praticamente nula para o mercado brasileiro, toda a informação relevante que afeta os preços deve estar igualmente refletida nas duas séries. Podemos verificar este padrão ao observarmos no Gráfico 2 os altos valores dos coeficientes de correlação entre os retornos de abertura e fechamento das ações.

De posse dos resultados acima, evidenciando a não normalidade das séries de retornos das ações brasileiras, realizamos um teste de igualdade das variâncias incondicionais, robusto à não normalidade dos dados. Optamos pela escolha de uma estatística não paramétrica para testar as diferenças entre as variâncias devido à não validade da hipótese de normalidade postulada por distribuições paramétricas (neste caso a F) para a base de dados estudada.

Testamos, então, a hipótese nula de que as variâncias dos retornos de abertura são iguais às variâncias dos retornos de fechamento (homocedasticidade dos retornos medidos em diferentes períodos do dia de transação) dada por  $H_{01} : \sigma_{abertura,j}^2 = \sigma_{fechamento,j}^2$ , onde  $\sigma_j^2 = \text{Var}(R_j)$  é a variância incondicional dos retornos calculados com cotações de abertura ou fechamento para a ação  $j$ . A hipótese nula foi examinada através do teste estatístico de Levene (1960) modificado,<sup>29</sup> como proposto por Brown & Forsythe (1974),<sup>30</sup> a saber;

$$LM = \left[ \frac{\sum_{p=1}^P n_p (\bar{D}_{op} - \bar{D}_{oo})^2}{\sum_{p=1}^P \sum_{d=1}^{n_p} n_p (D_{dp} - \bar{D}_{op})^2} \right] \left( \frac{N - P}{P - 1} \right) \quad (6-1)$$

<sup>29</sup>Esta estatística de teste é obtida a partir de uma análise de variância entre grupos, onde cada observação é substituída pelo seu desvio absoluto em relação à mediana do grupo.

<sup>30</sup>Como os resultados demonstraram, os testes de normalidade dos dados indicam que os retornos das ações não são normais. Conover, Johnson & Johnson (1981) mostram que a estatística de teste de Levene modificada é robusta à não normalidade, além de apresentar ótimo desempenho em amostras finitas.

onde  $D_{dp} = |R_{dp} - \overline{M}_{op}|$ ;  $R_{dp}$  é o retorno para o dia  $d$  e período intradiário  $p$  (neste caso abertura ou fechamento);  $\overline{M}_{op}$  é a mediana amostral dos retornos para o período  $p$  calculada sobre os  $n_p$  dias incluídos no teste;  $\overline{D}_{op} = \sum_{d=1}^{n_p} \frac{D_{dp}}{n_p}$  é o desvio absoluto médio (em relação à média) para o período  $p$ ;  $\overline{D}_{\infty} = \sum_{p=1}^P \sum_{d=1}^{n_p} D_{dp} / N$  é a grande média com  $N = \sum_{p=1}^P n_p$ . Os valores da estatística LM foram inicialmente comparados com os valores críticos provenientes de uma distribuição  $F_{P-1, N-P}$ .

No entanto, tendo em vista que a distribuição da estatística de Levene requer a hipótese de independência dos dados, propriedade esta violada pelas séries estudadas, procedemos à realização do método de *bootstrap* em blocos<sup>31</sup> para estimar a distribuição empírica da estatística de Levene modificada para cada conjunto de dados testado.<sup>32</sup> No caso aplicado, foram realizadas 10.000 replicações da amostra de retornos, com sobreposição de uma observação<sup>33</sup> entre os blocos de tamanho fixo  $n^{1/4}$ , onde  $n$  corresponde à extensão da série analisada.<sup>34</sup>

Os resultados apresentados na Tabela 5 referem-se às estatísticas de Levene modificada para o teste da hipótese nula  $H_{01}$  sem considerar o ajuste para a dependência serial dos retornos das 57 ações. Comparando a estatística de teste com uma distribuição do tipo F, temos que a hipótese nula somente é rejeitada em 16 das 57 ações ao nível de 5%, indicando que não há diferenças significativas entre a variância dos retornos de abertura e de fechamento. Resultados similares foram observados para o mercado de Tóquio<sup>35</sup> por Chang, Fukuda, Rhee & Takano (1993).

No entanto, como verificamos a partir do teste BDS aplicado às séries de retornos, a hipótese de independência serial é rejeitada. Na Tabela 6 estão apresentados os valores da estatística de teste de Levene modificado e do valor crítico a 5% de sua distribuição empírica gerada pelo *bootstrap* em blocos dos retornos (5 observações em cada bloco).<sup>36</sup> Os valores são provenientes da distribuição empírica construída pelo *bootstrap* em blocos

<sup>31</sup>A metodologia de *bootstrap* em blocos é adequada para estimar distribuições de estatísticas de teste quando os dados apresentam alguma estrutura de dependência.

<sup>32</sup>A metodologia de cálculo adotada foi primeiramente proposta por Hall, Horowitz & Jing (1995).

<sup>33</sup>Foi escolhido o intervalo de uma unidade entre os blocos para minimizar a perda de dados a serem analisados.

<sup>34</sup>O tamanho dos blocos deve ser uma função crescente do tamanho da amostra para que as funções de distribuição geradas pelo *bootstrap* sejam consistentes. O tamanho ótimo assintótico dos blocos é determinado pela minimização do erro quadrado médio assintótico referente à estimação de uma função de distribuição unicaudal.

<sup>35</sup>Note que o mercado de Tóquio, assim como o brasileiro, não conta com a presença de formadores de mercado.

<sup>36</sup>A saber, realizamos *bootstraps* bivariados dos retornos (abertura *vs* fechamento; transação *vs* não transação).

da estatística de Levene modificada. Não mais é possível rejeitar a hipótese de igualdade das variâncias ao nível de significância de 5%. O ajuste para a dependência serial evidencia que uma análise inicial descritiva dos retornos parece indicar uma diferença entre as variâncias dos retornos sem comprovação estatística.

### 6.1.2

#### Transação versus não transação

Buscando avaliar o impacto das negociações no processo de formação dos preços, também foi feita uma análise dos retornos em períodos de transação e não transação (ver Gráfico 3). Obtivemos variâncias para o período de transação superiores às calculadas para o intervalo de não transação (300% em média - ver Tabela 1a).

Quando comparamos os valores das razões de variância dos retornos com os valores críticos de suas distribuições empíricas, somente conseguimos rejeitar a hipótese de igualdade das variâncias para uma ação.

Procedemos então à análise da normalidade dos retornos para períodos de transação e não transação como ilustrado na Tabela 7. O teste da hipótese nula de normalidade dos dados contra a hipótese alternativa de não normalidade dos dados devido à existência de assimetria na distribuição empírica é rejeitado em 39 ações para retornos de transação e em 41 ações para retornos de não transação. Os resultados encontrados considerando a curtose das distribuições foram ainda mais indicativos de rejeição, alcançando 95% das ações com retornos de transação. Os resultados, agregando os efeitos de assimetria e curtose das distribuições, indicam respectivamente 98% e 91% de rejeição da hipótese de normalidade dos retornos de transação e não transação para as ações analisadas.

Examinamos também a relação de dependência dos retornos para períodos de transação e não transação das ações (ver Tabela 8). A grande maioria dos coeficientes de correlação dos retornos para períodos de transação são positivos (51 das 57 ações); os retornos dos períodos de não transação também são em sua maioria positivos (43 das 57 ações). Aqui também, o teste de independência serial proposto por Brock, Dechert, Scheinkman & LeBaron (1996) rejeita a hipótese de independência das séries de retornos de transação e não transação.

A hipótese nula examinada pela estatística de Levene foi:  $H_{02} : \sigma_{transação,j}^2 = \sigma_{não-transação,j}^2$ . De acordo com a Tabela 9 verificamos a sua rejeição para todas as ações ao nível de 1% considerando uma distribuição

F. Entretanto, realizando o ajuste para a dependência serial dos retornos, os resultados obtidos não foram mantidos como podemos observar pela Tabela 10. Aqui também, a estrutura de dependência serial dos retornos parece distorcer bastante os resultados.

Há razões para se assumir que o processo seguido pelos retornos durante o período em que o mercado se encontra aberto é diferente do seguido durante o período de não transação. Este fenômeno já foi apontado por diversos autores incluindo Fama (1965), Granger & Morgenstern (1970) e Oldfield & Rogalski (1980). Temos que, durante o período de funcionamento do mercado, os preços das ações variam com a execução das ordens. Já durante a noite, os fins de semana e feriados, apesar de não haver transação (ou sendo ela negligível quando comparada com valores negociados durante o funcionamento do mercado), o valor de uma ação pode sofrer alterações para refletir expectativas revisadas sobre certas notícias a respeito das empresas.

French & Roll (1986) propuseram um estudo considerando três possíveis explicações (não mutuamente excludentes) para este padrão na variância dos retornos. A primeira seria de que uma maior quantidade de informação pública<sup>37</sup> chega durante o horário normal de trabalho. Uma explicação alternativa assume que a maior parte da volatilidade dos retornos pode estar sendo gerada por informação privada e que esta informação somente afeta os preços através das negociações. Se considerarmos que estes investidores informados apresentam uma maior probabilidade de negociar durante os períodos em que os mercados se encontram abertos (e que também a maior parte desta informação privada esteja sendo processada durante os períodos de transação)<sup>38</sup>, as variâncias serão maiores nestes momentos. A terceira explicação considera que o próprio processo de negociação introduz distúrbios nos retornos, os quais aumentariam a volatilidade observada durante o período de transação.

No caso brasileiro, dado o mecanismo de funcionamento da Bovespa, temos como explicação a falta de liquidez existente durante o período de não transação (momento em que o pregão se encontra fechado).<sup>39</sup> A baixa quantidade de negócios realizados durante este intervalo de tempo impede

<sup>37</sup>Corresponde à informação que se torna conhecida no mesmo momento em que afeta os preços dos ativos.

<sup>38</sup>Esta hipótese é bem razoável dado que os analistas estão mais propensos a trabalhar durante os momentos em que o mercado está funcionando.

<sup>39</sup>Aqui vale comparar os valores obtidos para as correlações entre retornos de abertura e fechamento com os coeficientes obtidos para as correlações entre os retornos de transação e não transação. Obtivemos, respectivamente, correlações médias de 0.71 e -0.16, sendo na primeira comparação todos os valores positivos, enquanto que, na segunda, somente foram obtidos 5 valores positivos.



a variação dos preços das ações. Note que após o fechamento do pregão, as negociações continuam ocorrendo no *after-market*. No entanto, em termos de quantidade de negócios, ela pode ser considerada insignificante quando comparada com o horário do pregão (a quantidade de títulos negociados no *after-market* é aproximadamente 0,6% da quantidade transacionada no horário do pregão). Dessa forma, deve-se atentar ao mecanismo de funcionamento do mercado e à representatividade dos dados coletados antes de inferir sobre o efeito das transações no processo de formação dos preços. Neste trabalho, o resultado encontrado não é conclusivo no que se refere às diferenças entre as variâncias para períodos de transação e não transação simplesmente pelo fato de os preços no período de não transação serem não observáveis.

## 6.2

### Base de dados intradiários

#### 6.2.1

##### Modelo de concentração de transações

Esta seção apresenta um modelo teórico de concentração de transações que motivará os resultados empíricos. Seu conteúdo não é imprescindível ao entendimento dos resultados, podendo o leitor partir para a seção seguinte caso já possua intuição sobre os padrões intradiários identificados.

Ao tratarmos do estudo dos retornos intradiários, apresentaremos um modelo de concentração de transações como resultado do comportamento estratégico dos agentes, desenvolvido por Admati e Pfleiderer (1988) e baseado no modelo proposto por Kyle (1985). O modelo busca tratar de questões que surgem ao se avaliar o comportamento dos retornos intradiários e do volume de transações. Apresentaremos o modelo proposto e buscaremos evidenciar a sua adequabilidade ao mercado brasileiro.

Tanto a variabilidade dos retornos quanto o volume das transações ao longo do dia parecem ser explicados pelas decisões ótimas de alocação dos agentes. Dessa forma, é possível inferir o por quê da concentração das transações em períodos específicos do dia e sua correlação temporal com a variabilidade dos retornos.

Como já apresentamos na primeira seção deste trabalho, os investidores podem ser classificados de acordo com seus perfis de atuação. Este modelo propõe subdividir os agentes em informados e agentes que transacionam por questões de liquidez. Admati e Pfleiderer (1988) introduzem

neste estudo um novo contexto a respeito dos agentes que transacionam por questões de liquidez. Dado que os agentes informados determinam suas ordens de forma estratégica (maximizando seu lucro esperado), por que também não o fariam os agentes que transacionam por motivos de liquidez?

O modelo que segue admite a existência de um único formador de mercado responsável em prover liquidez e equilibrar a demanda e a oferta dos agentes. É proposta uma análise dos padrões de concentração das transações ao longo do dia, de acordo com as estratégias adotadas pelos agentes informados e pelos agentes que transacionam por motivos de liquidez (com e sem discricção no processo de negociação).

Parece bem intuitivo que, tendo discricção quando transacionam, os agentes de liquidez prefiram negociar em momentos onde o mercado está muito líquido, isto é, quando suas negociações têm pouco efeito sobre os preços. Esta estratégia gera incentivos para os agentes transacionarem todos juntos e então concentrarem suas negociações em determinados instantes do dia.

Por sua vez, os agentes informados também podem decidir qual o melhor momento para transacionar e certamente preferirão fazê-lo quando o mercado também estiver muito profundo. O modelo aplicado neste caso considera que, contanto que exista pelo menos um agente informado, a entrada de mais agentes informados no mercado leva a uma maior concentração de negociação dos agentes que transacionam por motivos de liquidez com certa discricção. Será demonstrado que uma maior competição entre agentes informados (com mesmo grau de informação) proporciona uma maior satisfação para os agentes de liquidez. No entanto, este movimento pode não ser tão evidente quando os agentes informados apresentarem diferentes graus de informação.<sup>40</sup>

O modelo de concentração de transações considera que os agentes informados e os agentes que transacionam por motivos de liquidez submetem suas ordens a um formador de mercado que determina os preços de transação de forma a obter um lucro esperado nulo. A estrutura de informação admite um número fixo de agentes informados que observam a mesma informação (privada) válida somente para um período. A escolha do tamanho das ordens submetidas pelos agentes é variável. Os agentes que apresentam discricção no processo de operação e que transacionam por motivos de liquidez podem determinar o *timing* de suas operações, mas só podem negociar uma única vez por período para atender sua demanda de liquidez (a motivação desta

---

<sup>40</sup>Uma maior quantidade de informação diversa torna as negociações menos lucrativas para todos os participantes do mercado.

restrição se baseia na minimização dos custos de transação envolvidos no processo).

Considerando a negociação de um único ativo durante um horizonte de tempo composto de  $T$  períodos, podemos assumir que o valor do ativo no período  $T$  é dado por:

$$\tilde{V} = \bar{V} + \sum_{t=1}^T \tilde{\delta}_t \quad (6-2)$$

onde  $\bar{V}$  é o valor esperado do ativo em  $T$  e  $\tilde{\delta}_t$  ( $t = 1, 2 \dots T$ ) é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, cada uma com média nula.

Em períodos anteriores a  $T$ , a informação a respeito de  $\tilde{V}$  pode ser revelada através de fontes públicas e privadas. Temos também que, a cada novo período  $t$ , a inovação  $\tilde{\delta}_t$  se torna pública.

Tomaremos que no período  $t$  existem  $n_t$  agentes informados que observam sinais sobre  $\tilde{\delta}_{t+1}$ . Assumiremos que estes agentes observam todos o mesmo sinal dado por  $\tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t$  onde  $\tilde{\delta}_{t+1}$  corresponde à informação privada em  $t$  que se torna pública em  $t + 1$  e  $\tilde{\varepsilon}_t$  corresponde ao ruído observado que apresenta a seguinte distribuição  $\tilde{\varepsilon}_t \sim N(0, \phi_t)$ . O processo de alocação estratégica dos agentes informados deve se dar no mesmo período em que eles são informados, visto que sua informação privada se torna pública no período seguinte. Ainda por hipótese do modelo, temos que a cada período existe pelo menos um agente informado, que os agentes são neutros ao risco<sup>41</sup> e que não há fator de desconto do valor do ativo entre os períodos.<sup>42</sup> Dado o conjunto de informações  $\tilde{\Theta}_t$  observado por um agente no período  $t$ , o valor do ativo pode ser escrito como a esperança condicional  $E(\tilde{V} | \tilde{\Theta}_t)$ .

Podemos descrever a estratégia alocativa dos agentes que transacionam por motivos de liquidez com discrição como sendo a de determinar o período ótimo  $T'$  antes de  $T''$  quando devem satisfazer sua demanda por liquidez. Assumindo que existam  $m$  agentes discricionários neutros ao risco e tomando  $\tilde{Y}^j$  como sendo a demanda total do agente  $j$ , ele determina sua estratégia de negociação de modo a minimizar seu custo de transação esperado, sujeito à restrição de transacionar  $\tilde{Y}^j$  ações até  $T''$ .

Os preços do ativo são determinados pelo formador de mercado que busca equilibrar a demanda total do mercado. Supondo que o formador de mercado seja também neutro ao risco e que o mercado que negocia este

<sup>41</sup>Os resultados não se alteram ao considerarmos que os agentes que transacionam por motivos de liquidez são avessos ao risco.

<sup>42</sup>Estamos tratando de um período de análise relativamente curto, o que não compromete os resultados. Ao se adotar uma taxa de desconto positiva, os resultados se mantêm.

ativo seja competitivo, os preços são estabelecidos pelas forças de mercado de modo que o formador de mercado obtenha um lucro esperado nulo a cada período.

Suponha que  $\tilde{x}_t^i$  seja a quantidade demandada pelo agente informado  $i$  no período  $t$ ,  $\tilde{y}_t^j$  seja a ordem do agente  $j$  que transaciona por motivos de liquidez mas que apresenta discricção no processo no mesmo período e  $\tilde{z}_t$  a quantidade total demandada pelos agentes sem discricção no período  $t$ . Então, o formador de mercado deve comprar a seguinte quantidade de ações em  $t$ :

$$\tilde{w}_t = \sum_{i=1}^{n_t} \tilde{x}_t^i + \sum_{j=1}^m \tilde{y}_t^j + \tilde{z}_t, \quad (6-3)$$

que corresponde ao fluxo total de ordens dos agentes em  $t$ . Considerando que o formador de mercado observa o histórico de informações públicas dado por  $\tilde{\Delta}_t = (\tilde{\delta}_1, \tilde{\delta}_2, \dots, \tilde{\delta}_t)$  e de fluxos de ordens definido por  $\tilde{\Omega}_t = (\tilde{w}_1, \tilde{w}_2, \dots, \tilde{w}_t)$ , sua condição de lucro esperado nulo implica que:

$$\tilde{P}_t = E\left(\tilde{V} \mid \tilde{\Delta}_t, \tilde{\Omega}_t\right) \quad (6-4)$$

Assume-se, por simplicidade, a hipótese adicional de que as variáveis aleatórias:

$$\left(\tilde{Y}^1, \tilde{Y}^2, \dots, \tilde{Y}^m, \tilde{z}_1, \tilde{z}_2, \dots, \tilde{z}_{T-1}, \tilde{\delta}_1, \tilde{\delta}_2, \dots, \tilde{\delta}_T, \tilde{\varepsilon}_1, \tilde{\varepsilon}_2, \dots, \tilde{\varepsilon}_{T-1}\right) \quad (6-5)$$

são mutuamente independentes e apresentam uma distribuição normal multivariada com média nula.

Consideraremos que os investidores que não possuem discricção no processo são passivos. Dessa forma, teremos somente dois agentes que tomam decisões estratégicas. Por um lado, os agentes informados determinam suas ordens em cada período com base no fluxo de ordens até  $t - 1$  dado por  $\tilde{\Omega}_{t-1}$ , no conjunto de informações públicas até  $t$  dado por  $\tilde{\Delta}_t$  e no sinal  $\tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t$ . Por outro lado, os agentes que negociam por motivos de liquidez com discricção devem escolher um único período para transacionar no intervalo  $[T', T'']$ .

De acordo com as hipóteses do modelo, o formador de mercado não aprende nada de novo a respeito de  $\tilde{\Omega}_{t-1}$  que não tenha sido inferido por  $\tilde{\Delta}_t$ . Isto ocorre já que as transações efetuadas pelos agentes informados são independentes de  $\tilde{\delta}_{t+1}, \tilde{\delta}_{t+2}, \dots, \tilde{\delta}_T$  e porque as transações dos agentes de liquidez em cada período são independentes entre si.

O preço determinado pelo formador de mercado pode ser descrito como

uma função linear de  $\tilde{\Delta}_t$  e  $\tilde{\Omega}_t$  dada por:

$$\begin{aligned}\tilde{P}_t &= E\left(\tilde{V} \mid \tilde{\Delta}_t\right) + \lambda_t \tilde{w}_t \\ &= \bar{V} + \sum_{t=1}^T \tilde{\delta}_t + \lambda_t \tilde{w}_t\end{aligned}\quad (6-6)$$

que corresponde à expectativa de  $\tilde{V}$  condicional em toda a informação pública observada até este período e uma componente de ajuste que busca refletir a informação contida no fluxo de ordens consolidado em  $t$ . O recíproco de  $\lambda_t$  corresponde ao parâmetro de profundidade de mercado inicialmente proposto por Kyle (1985).

Suponha que a demanda total dos agentes que transacionam por liquidez com discricção no período  $t$  seja dada por  $\sum_{j=1}^m \tilde{y}_t^j$  onde  $\tilde{y}_t^j = \tilde{Y}^j$  se o agente  $j$  transaciona e  $\tilde{y}_t^j = 0$ , caso contrário. Definindo  $\Psi_t \equiv \text{Var}\left(\sum_{j=1}^m \tilde{y}_t^j + \tilde{z}_t\right)$  como a variância total dos agentes que transacionam por questões de liquidez em  $t$ , então podemos afirmar que, em equilíbrio, cada agente informado submete uma ordem  $\tilde{x}_t^i$  dada por:

$$\tilde{x}_t^i = \sqrt{\frac{\Psi_t}{n_t [\text{Var}(\tilde{\delta}_{t+1}) + \phi_t]}} \left(\tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t\right)\quad (6-7)$$

E o valor de equilíbrio de  $\lambda_t$  é dado por:

$$\lambda_t = \frac{\text{Var}(\tilde{\delta}_{t+1})}{n_t + 1} \sqrt{\frac{n_t}{\Psi_t [\text{Var}(\tilde{\delta}_{t+1}) + \phi_t]}}\quad (6-8)$$

Pelas relações acima temos que o parâmetro  $\lambda_t$  é inversamente proporcional à variância dos agentes que transacionam por motivos de liquidez. Quanto maior a variabilidade das transações, menor  $\lambda_t$  e mais profundo o mercado. Também podemos concluir que  $\lambda_t$  é decrescente em  $n_t$  o que indica que (de acordo com a hipótese de que os agentes informados observam o mesmo sinal) quanto maior o número de agentes informados transacionando, maior a competição entre eles, o que leva a um mercado também mais profundo.

As relações acima resultam das decisões estratégicas dos agentes informados. Tomando um agente informado qualquer  $i$ , ele irá escolher o tamanho de sua ordem buscando maximizar seu lucro esperado que é dado

por:

$$\begin{aligned} E(lucro) &= E \left[ \tilde{x}_t^i \left( \tilde{V} - \tilde{P}_t \right) \mid \tilde{\Delta}_t, \tilde{\Omega}_{t-1}, \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right] \\ &= E \left[ \tilde{x}_t^i \left( \tilde{\delta}_{t+1} - \lambda_t \tilde{w}_t \right) \mid \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right]. \end{aligned} \quad (6-9)$$

Suponha que um agente informado  $i$  acredite que a ordem dos outros  $n_t - 1$  agentes informados seja dada por  $\beta_t \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right)$ . Dessa forma poderíamos escrever o fluxo total de ordens como sendo:

$$\tilde{w}_t = \tilde{x}_t^i + (n_t - 1) \beta_t \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right) + \sum_{j=1}^m \tilde{y}_t^j + \tilde{z}_t \quad (6-10)$$

e então o agente informado  $i$  escolheria  $\tilde{x}_t^i$  de forma a maximizar:

$$E(lucro) = E \left[ \tilde{x}_t^i \tilde{\delta}_{t+1} - \tilde{x}_t^i \lambda_t \left( \tilde{x}_t^i + (n_t - 1) \beta_t \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right) + \sum_{j=1}^m \tilde{y}_t^j + \tilde{z}_t \right) \mid \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right]. \quad (6-11)$$

Dadas as hipóteses acerca das distribuições das variáveis aleatórias do modelo, podemos reescrever a relação acima da seguinte forma:

$$E(lucro) = E \left[ \frac{\tilde{x}_t^i \text{Var}(\tilde{\delta}_{t+1})}{\text{Var}(\tilde{\delta}_{t+1}) + \phi_t} \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right) - \tilde{x}_t^i \lambda_t \left( \tilde{x}_t^i + (n_t - 1) \beta_t \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right) \right) \right] \quad (6-12)$$

Maximizando esta relação chegamos a:

$$\tilde{x}_{tmax}^i = \left( \frac{\text{Var}(\tilde{\delta}_{t+1})}{2\lambda_t \left( \text{Var}(\tilde{\delta}_{t+1}) + \phi_t \right)} - \frac{(n_t - 1) \beta_t}{2} \right) \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right) \quad (6-13)$$

O equilíbrio de Nash das transações entre os agentes é encontrado ao se igualar a relação acima à demanda dos outros agentes informados dada por  $\beta_t \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right)$ . Resolvendo para  $\beta_t$  chega-se a:

$$\beta_t = \frac{\text{Var} \left( \tilde{\delta}_{t+1} \right)}{(n_t + 1) \lambda_t \left[ \text{Var} \left( \tilde{\delta}_{t+1} \right) + \phi_t \right]}, \quad (6-14)$$

enquanto que o valor de  $\lambda_t$  é dado por:

$$\lambda_t = \frac{\text{Cov}(\tilde{\delta}_{t+1}, \tilde{w}_t)}{\text{Var}(\tilde{w}_t)} = \frac{n_t \beta_t \text{Var} \left( \tilde{\delta}_{t+1} \right)}{n_t^2 \beta_t^2 \left[ \text{Var} \left( \tilde{\delta}_{t+1} \right) + \phi_t \right] + \Psi_t} \quad (6-15)$$

Sob a ótica dos agentes que transacionam por questões de liquidez, em equilíbrio cada agente irá procurar minimizar seu custo de transação esperado sujeito à sua restrição de demanda por liquidez  $\tilde{Y}^j$ . Para determinar este comportamento de equilíbrio, temos que  $\lambda_t$  conhecido, o custo de transação esperado pode ser medido pela diferença entre o preço que o agente paga pelo ativo e seu valor esperado. No período  $t \in [T', T'']$  o  $j$ -ésimo agente apresenta o seguinte custo de transação esperado:

$$\begin{aligned} E(C.T.) &= E \left[ \left( P_t \left( \tilde{\Delta}_t, \tilde{\Omega}_t \right) - \tilde{V} \right) \tilde{Y}^j \mid \tilde{\Delta}_t, \tilde{\Omega}_{t-1}, \tilde{Y}^j \right] \\ &= \left[ \bar{V} + \sum_{\tau=1}^t \tilde{\delta}_\tau + \lambda_t \tilde{Y}^j - \left( \bar{V} + \sum_{\tau=1}^t \tilde{\delta}_\tau \right) \right] \tilde{Y}^j \\ &= \lambda_t \tilde{Y}^{j2} \end{aligned} \tag{6-16}$$

Dado um conjunto de  $\lambda_t$ 's onde  $t \in [T', T'']$ , o custo esperado é minimizado quando a transação é feita num período  $t^* \in [T', T'']$  onde  $\lambda_t$  é mínimo.

Definindo  $\Gamma \equiv \text{Var} \left( \sum_{j=1}^m \tilde{y}_t^j \right)$  como sendo a variância total das demandas dos agentes que transacionam por motivo de liquidez com discricção, então o custo total de transação incorrido por estes agentes pode ser dado por  $\lambda_t(\Gamma)\Gamma$  onde  $\Psi_t \equiv \Gamma + \text{Var}(\tilde{z}_t)$ . Considerando que existe um período  $t^* \in [T', T'']$  onde  $\lambda_t$  é mínimo, então pode-se dizer que é um equilíbrio para todos os agentes com discricção transacionarem em  $t^*$ .<sup>43</sup>

Podemos concluir que os padrões de concentração das transações são sempre viáveis e representam o único equilíbrio possível sob a hipótese de linearidade da função preço definida pelo formador de mercado.

A seguir procuramos apresentar uma metodologia para tratar do efeito da concentração das negociações no volume de transação. É bem intuitivo que o comportamento dos preços e do volume de transação seja determinado, em parte, pela taxa de divulgação de informação pública e também pela magnitude da negociação dos agentes sem discricção. Para analisar o comportamento estratégico dos agentes, foi feita a hipótese de que a taxa de divulgação de informação pública é constante ao longo do tempo e que a magnitude da negociação dos agentes sem discricção é a mesma para todos os períodos.

<sup>43</sup>Este argumento segue já que  $\lambda_t(\Gamma)$  é decrescente em  $\Gamma$ , então  $\lambda_t(0) \geq \lambda_{t^*}(\Gamma)$  para todo  $t \in [T', T'']$ .

O volume de transação esperado pode ser dado por:

$$\begin{aligned} E(\max(\tilde{S}^+, \tilde{S}^-)) &= \frac{1}{2} \left[ \sum_{i=1}^k E(|\tilde{s}_i|) + E \left( \left| \sum_{i=1}^k \tilde{s}_i \right| \right) \right] \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[ \sum_{i=1}^k \sigma_i + \sqrt{\sum_{i=1}^k \sigma_i^2} \right] \end{aligned} \quad (6-17)$$

onde  $\tilde{s}_i$  corresponde às ordens de mercado dos  $i$ -ésimo agente ( $i = 1, 2, \dots, k$ ), sendo uma variável independente e normalmente distribuída com média zero e variância  $\sigma_i^2$ .  $\tilde{S}^+ = \sum_{i=1}^k \tilde{s}_i^+$  e  $\tilde{S}^- = \sum_{i=1}^k \tilde{s}_i^-$  correspondem respectivamente às ordens consolidadas dos  $k$  agentes enquanto que  $\max(\tilde{S}^+, \tilde{S}^-)$  descreve o volume total de transações.

Tomando-se do fato de que a variância do fluxo de ordens consolidado mede somente a contribuição da demanda líquida apresentada ao formador de mercado, para medir adequadamente a variância de todas as ordens submetidas temos que considerar também as transações efetuadas entre os agentes. Para tal, serão utilizadas as seguinte medidas de volume de transação para os agentes de liquidez, agentes informados e formador de mercado, respectivamente:

$$V_t^L = \sqrt{\text{Var} \left( \sum_{i=1}^{n_t} \tilde{y}_t^j \right)} + \sqrt{\text{Var}(\tilde{z}_t)} \quad (6-18)$$

$$V_t^I = \sqrt{\text{Var} \left( \sum_{i=1}^{n_t} \tilde{x}_t^i \right)} \quad (6-19)$$

$$V_t^E = \sqrt{\text{Var}(\tilde{w}_t)} \quad (6-20)$$

E o volume de transações total é dado por:

$$V_t^T = V_t^L + V_t^I + V_t^E \quad (6-21)$$

Temos então que num equilíbrio onde toda a negociação dos agentes de liquidez com discriminação ocorra em  $t^*$ ,<sup>44</sup>

$$V_{t^*}^L > V_t^L \text{ para } t \neq t^*$$

$$V_{t^*}^I > V_t^I \text{ para } t \neq t^*$$

$$V_{t^*}^E > V_t^E \text{ para } t \neq t^*$$

<sup>44</sup>Assumindo que  $n_t$ ,  $\text{Var}(\tilde{\delta}_t)$ ,  $\text{Var}(\tilde{\varepsilon}_t)$  e  $\text{Var}(\tilde{z}_t)$  sejam independentes de  $t$ ,  $t^*$  pode ser qualquer instante em  $[T', T'']$ .



onde a primeira relação é trivial já que há mais transação por motivos de liquidez em  $t^*$  do que em qualquer outro período. E a segunda decorre da seguinte relação:

$$V_t^I = \sqrt{\text{Var} \left( n_t \beta_t \left( \tilde{\delta}_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_t \right) \right)} = \sqrt{n_t \Psi} \quad (6-22)$$

Um aumento na variância total das negociações dos agentes que transacionam por motivo de liquidez reduz  $\lambda_t$  e aumenta a componente de negociação dos agentes informados.

Este resultado demonstra que a concentração das transações dos agentes de liquidez aumenta o volume de negócios no mesmo período, diretamente pelo efeito das negociações dos agentes que transacionam por motivos de liquidez e indiretamente pelo efeito adicional das transações dos agentes informados. Esta modelagem trata de um claro exemplo onde a negociação induz mais negociação. Procuramos intuir, com a metodologia apresentada acima, os resultados empíricos verificados para o mercado brasileiro.

No mercado financeiro brasileiro, temos diversos bancos ou corretoras que buscam concordar as ordens de seus clientes equilibrando a demanda e oferta dos agentes pelos ativos. Estes especialistas atuam primordialmente como corretores e não obrigatoriamente como formadores de mercado. No entanto, na prática, o que se observa é a existência de múltiplos formadores de mercado, já que os corretores buscam prover liquidez às ordens de seus clientes.<sup>45</sup> Generalizando o modelo proposto por Admati e Pfleiderer (1988), onde há somente um formador de mercado provendo liquidez, podemos chegar a resultados semelhantes no que se refere aos padrões de concentração das transações e ao comportamento estratégico dos agentes.

### 6.2.2 Análise intradiária do Ibovespa

Ao longo dos últimos anos, com a disponibilidade de dados intradiários, foram realizados vários estudos empíricos para identificar padrões no volume transacionado e no comportamento dos preços das ações para os mercados mundiais. No que se refere ao mercado brasileiro, esta área de estudo ainda se encontra muito pouco explorada dada a dificuldade de se obter bases de dados intradiários para ativos financeiros. Esta é uma contribuição

<sup>45</sup>Este comportamento pode não ser tão óbvio durante as crises de liquidez do mercado.

que buscamos agregar através do estudo do comportamento intradiário dos ativos financeiros (índice e ações).

Num primeiro momento analisamos o comportamento do Ibovespa em intervalos fixos de 15 minutos.

De acordo com o Gráfico 4, podemos observar que os retornos intradiários apresentam um padrão de comportamento em forma de U ao longo do dia de transação (padrão similar ao verificado para o mercado americano por Harris, 1986; e para os mercados americano, europeu e japonês por Chan, Fong & Stulz, 1994). A partir do Gráfico 5 percebemos que a volatilidade dos retornos é máxima na abertura do dia de transação decrescendo até o horário do almoço e novamente crescendo em ritmo mais lento até o final do dia. Este comportamento parece ter sido gerado pela quantidade de informação acumulada durante o período de não transação e pela atuação mais intensa de especuladores e gestores de fundos no momento de fechamento do mercado.

Sob o ponto de vista informacional, temos que o acúmulo de informação durante o período de não transação é um fator responsável pela maior variância dos retornos de abertura em relação aos de fechamento. No entanto, verificamos para o Ibovespa, uma razão de variância muito próxima de 1 ( $\frac{\sigma_{abertura}^2}{\sigma_{fechamento}^2} = 1,01$ ). Por outro lado, sabendo-se que a razão de variância decresce com o aumento da liquidez das ações, e dada a alta liquidez do índice, era de se esperar que sua razão de variância fosse realmente muito próxima a 1.

É interessante analisar a magnitude da razão de variância dos retornos nos períodos de transação e não transação para o Ibovespa ( $\frac{\sigma_{transação}^2}{\sigma_{não.transação}^2} = 23,47$ ). Novamente, a falta de liquidez do mercado no *after-market* parece impedir a variação dos preços, enquanto que durante o momento de funcionamento do pregão, a grande quantidade de transações efetuadas permite uma maior variância dos retornos.

No Gráfico 6 temos ilustrados a variância dos retornos e o volume de negócios ao longo do dia para o Ibovespa. Os valores foram obtidos agregando-se os dados em intervalos de 1 hora. Percebe-se que tanto a variância dos retornos quanto o volume de transação apresentam um padrão de comportamento em forma de U ao longo do dia.

Antes de aplicar a estatística de teste de igualdade entre as variâncias dos retornos intradiários, optamos por analisar o comportamento estatístico dos retornos de hora em hora durante o dia de transação. Este estudo permitirá comprovar a validade dos testes aplicados adiante, tendo em vista as hipóteses consideradas em cada caso. Aplicando as fórmulas de cálculo

propostas por D'Agostino & Pearson para o estudo da normalidade das séries de retornos, verificamos, de acordo com a Tabela 11, que as séries de retornos de hora em hora se desviam da hipótese de normalidade (em especial no que se refere ao coeficiente de curtose). Também testamos a hipótese nula de independência das séries de retornos intradiários e aplicando o teste de BDS, obtivemos indicações de dependência serial nos dados.

Calculamos primeiramente a estatística de Levene modificada para comparar as variâncias entre os diferentes horários do dia de transação. Considerando a existência de dependência serial nos retornos e tendo em vista a hipótese de independência dos dados, requerida pela distribuição da estatística de teste aplicada, geramos a distribuição empírica da estatística de Levene modificada (através da técnica de *bootstrap* em blocos) e calculamos seu percentil de 5% (63,73). O valor obtido para a estatística de Levene modificada ( $LM_{03} = 56,46$ ) não rejeita a hipótese de igualdade entre as variâncias ao longo do dia.

Apesar do próprio mecanismo de transação facilitar o processamento das informações ao longo do dia e, com o decorrer das transações os investidores tenderem a revisar suas expectativas agregando novas informações relevantes, os resultados encontrados para o Índice da Bovespa indicaram uma curva em forma de U para a variância confirmando o padrão verificado por Atkins & Basu (1991) e Berry & Howe (1992).<sup>46</sup> Ainda, pode-se afirmar que o comportamento encontrado para o mercado brasileiro é fortemente influenciado pela ausência de transações no horário do almoço.

O padrão intradiário verificado para o volume (curva em U) pode ser explicado pela aversão ao risco dos agentes que, dada a pouca profundidade do mercado de ações brasileiro, transacionam com maior intensidade na abertura do mercado. O efeito verificado no final do dia também pode ser explicado pela aversão dos investidores e gestores de fundos a passar a noite com posições descobertas. Do mesmo modo, o comportamento da variância no início do dia parece resultado do acúmulo de informações ao longo da noite anterior, enquanto que no período de fechamento está relacionado às transações efetuadas pelos agentes que aceitam pagar um maior valor pelas ações para se protegerem do risco de liquidez.

Harris (1986) e McNish & Wood (1990a) documentaram um padrão em forma de U para volatilidade intradiária dos retornos usando, respectivamente, dados com intervalos de 15 minutos e de 1 minuto para a NYSE.

<sup>46</sup>Eles reportaram que uma maior quantidade de informação pública é revelada durante os momentos de abertura e fechamento dos mercados.

Também Foster & Viswanathan (1993) e Gerety & Mulherin (1994) encontraram resultados similares para as ações da NYSE e Andersen & Bollerslev (1997) para o mercado norte-americano de câmbio. Os resultados obtidos também corroboram o padrão verificado por Jain e Joh (1988) para o mercado americano, no qual os períodos intradiários de maior volume coincidem com os de maior volatilidade. A teoria recente nesta área busca racionalizar este comportamento com base em algum tipo de informação privada (ver Admati & Pfleiderer, 1988; Foster & Viswanathan, 1990 e Hong & Wang, 1995). No entanto, estudos empíricos ainda são muito mais extensos na documentação destes padrões do que na determinação da influência da informação privada.

Buscando verificar algum padrão de sazonalidade nos dados, realizamos, em seguida, uma análise dos retornos agregando os dados de hora em hora e distribuindo-os pelos dias da semana. Os retornos intradiários para os diferentes dias da semana também seguem uma curva em U, enquanto que o desvio padrão acompanha o mesmo padrão já identificado.

### **6.2.3 Análise intradiária de ações**

Finalmente, realizamos uma análise, negócio a negócio, de dados de retornos de algumas das ações negociadas na Bovespa.<sup>47</sup> Ao se comparar as volatilidades dos retornos de abertura e fechamento, não foi verificado nenhum comportamento sistemático ou relação com a frequência de transação das ações. De acordo com a Tabela 12, pode-se identificar que as razões de variância variam de 0,67 a 1,35.

No entanto, observando as variâncias das ações nos períodos de transação e de não transação, pode-se dizer que o comportamento negócio a negócio das ações analisadas corrobora o padrão obtido com dados diários. Há diferenças significativas na volatilidade dos retornos das ações entre os períodos de transação e não transação (razão de variância bem superior a 1 para todas as ações, ver Tabela 12).

Os Gráficos 7 a 14 ilustram os padrões intradiários (hora a hora) da variância e do volume de transações para cada uma das 7 ações analisadas. Seus valores são altos nos momentos de abertura, caem rapidamente no período do almoço e voltam a subir até o fechamento do mercado (curva em forma de U).

---

<sup>47</sup>Nossa análise se restringiu à amostra das 7 ações abaixo devido à dificuldade de obtenção de séries históricas de dados intradiários.

O comportamento apresentado pelas ações durante os momentos de abertura dos mercados indica que o acúmulo de informações durante o período em que o mercado de pregão ficou sem transacionar provoca uma certa dispersão dos retornos nos primeiros negócios do dia.

Também os altos valores encontrados nos períodos próximos ao fechamento do dia de transação parecem ser fortemente afetados pelas atividades de especuladores e gestores de fundos que aumentam o valor de suas carteiras, aceitando pagar preços mais altos que resultem em maiores preços de fechamento.

Estudamos o comportamento dos retornos ao longo do dia, analisando os valores em intervalos espaçados de uma hora. Testamos a normalidade dos dados e verificamos que, como podemos observar pela Tabela 13, as séries intradiárias de retornos das ações não parecem seguir uma distribuição normal. O estudo da dependência serial dos retornos horários também forneceu resultados que indicam a rejeição da hipótese de independência aplicando-se o teste BDS. Por fim, de acordo com a Tabela 14, observamos que o teste estatístico de Levene modificado<sup>48</sup> não consegue rejeitar a hipótese nula de igualdade das variâncias nos diversos momentos do dia para todas as ações ao nível de 5%, considerando a existência de dependência serial nos retornos.

---

<sup>48</sup>Aqui também calculamos a diferença entre as variâncias dos retornos em 7 períodos intradiários.

## 7

### Conclusão

O comportamento dos preços no mercado financeiro continua sendo objeto de pesquisas recentes. Com a disponibilização de bases de dados intradiários, tem sido possível identificar padrões nos preços dos ativos que contradizem a hipótese de eficiência do mercado.

Este estudo examina o comportamento empírico dos retornos, sua volatilidade e o volume de transações do mercado de ações brasileiro. Motivados pelo modelo de concentração de transações proposto por Admati e Pfleiderer (1988), tentamos identificar padrões específicos gerados pelo comportamento dos agentes e principalmente pela estrutura e mecanismo de transação adotados pelo mercado de ações brasileiro.

Foi identificada uma maior variância dos retornos calculados com preços de abertura em relação aos calculados com preços de fechamento. Também os retornos em períodos de transação parecem bem mais voláteis quando comparados aos calculados durante o período em que o pregão não está funcionando. No entanto, selecionando testes de significância estatística adequados às características da amostra analisada, estes padrões não foram estatisticamente significativos.

A segunda parte da análise tratou de estudar o comportamento intradiário das ações e do índice de ações da Bovespa. Os retornos, sua volatilidade e o volume de transações do índice e das ações apresentaram um padrão de comportamento em forma de U ao longo do dia de transação. Este fenômeno, no entanto, não foi estatisticamente significativo para a amostra analisada, ainda que tenhamos ajustado os testes às características estatísticas das séries de preços dos ativos (não normalidade e forte dependência serial e cruzada).

Estudos anteriores indicam que a microestrutura do mercado, questões de liquidez, informação e fatores psicológicos apresentam um impacto importante na explicação dos padrões de comportamento dos mercados de ações. Buscamos aqui abordar o efeito da microestrutura do mercado brasileiro no processo de formação dos preços dos ativos negociados, analisando

dados de alta frequência. Num mercado de ações como o brasileiro, onde a negociação se dá quando as ordens são acordadas diretamente entre os operadores, a falta de liquidez parece prejudicar o processo de formação dos preços das ações.

A contribuição deste trabalho foi descrever de forma abrangente a estrutura do mercado de ações brasileiro e fornecer evidências empíricas para o mercado brasileiro a respeito de padrões já abordados nos diversos mercados mundiais.

## Bibliografia

- [1] Admati, A., & Pfleiderer, P., 1988, “A theory of intraday patterns: Volume and price variability”, *Review of Financial Studies*, Vol. 1, n° 1, 3-40.
- [2] Admati, A., & Pfleiderer, P., 1989, “Divide and conquer: A theory of intraday and day-of-the week mean effects”, *Review of Financial Studies*, Vol. 2, n° 2, 189-223.
- [3] Aggarwal, R., & Gruca, E., 1993, “Intraday trading patterns in the equity options markets”, *Journal of Financial Research*, Vol. 16, n° 4, 285-298.
- [4] Amihud, Y., Ho, T. & Schwartz, R., 1985, “An integrated computerized trading system”, *Market Making and the Changing Structure of the Securities Industry*, Lexington Books, 217-236.
- [5] Amihud, Y., & Mendelson, H., 1986, “Liquidity and stock returns”, *Financial Analyst Journal*, Vol. 42, n° 3, 43-48.
- [6] Amihud, Y., & Mendelson, H., 1987, “Trading mechanisms and stock returns: An empirical investigation”, *Journal of Finance*, Vol. 42, n° 3, 533-553.
- [7] Amihud, Y., & Mendelson, H., 1991, “Volatility, efficiency, and trading: Evidence from the Japanese stock market”, *Journal of Finance*, Vol. 46, n° 5, 1765-1789.
- [8] Amihud, Y., Mendelson, H. & Lauterbach, B., 1997, “Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel-Aviv Stock Exchange”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 45, n° 3, 365-390.
- [9] Andersen, T., & Bollerslev, T., 1997, “Intraday periodicity and volatility persistency in financial markets”, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 4, n° 2-3, 115-158.



- [10] Anscombe, F., & Glynn, W., 1983, "Distribution of the kurtosis statistic  $b_2$  for normal statistics", *Biometrika*, Vol. 70, n° 1, 227-234.
- [11] Baillie, R., & Bollerslev, T., 1990, "Intraday and inter market volatility in foreign exchange rates", *Review of Economic Studies*, Vol. 58, n° 3, 565-585.
- [12] Barclay, M., Litzenberger, R., & Warner, J., 1990, "Private information, trading volume, and stock return variances", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, n° 2, 233-253.
- [13] Bollerslev, T. & Melvin, M., 1994, "Bid-ask spreads and volatility in the foreign exchange market: An empirical analysis", *Journal of International Economics*, Vol. 36, n° 3-4, 355-372.
- [14] Brock, W. & Kleidon, A., 1992, "Periodic market closure and trading volume", *Journal of Economic Dynamics Control*, Vol. 16, n° 3-4, 451-489.
- [15] Brock, W., Dechert, W., Sheinkman, J. & LeBaron, B., 1996, "A test for independence based on the correlation dimension", *Econometric Review*, Vol. 15, n° 3, 197-235.
- [16] Brown, M., & Forsythe, A., 1974, "Robust tests for the equality of variances", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, n° 346, 364-367.
- [17] Chan, K., Christie, W., & Schultz, P., 1995, "Market structure and the intraday pattern of bid-ask spreads for NASDAQ securities", *Journal of Business*, Vol. 68, n° 1, 35-60.
- [18] Chan, K., Fong, W., & Stulz, R., 1996, "Information, trading and stock returns: Lessons from dually-listed securities", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, n° 7, 1161-1187.
- [19] Chang, R., Fukuda, T., Rhee, S., & Takano, M., 1993, "Intraday and interday behaviour of the TOPIX", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 1, n° 1, 49-77.
- [20] Chang, E., Jain, P. & Locke, P., 1995, "Standard' & Poor's 500 index futures volatility and price changes around the New York Stock Exchange close", *Journal of Business*, Vol. 68, n° 1, 61-85.

- [21] Cheung, Y., 1995, "Intraday returns and the day-end effect: Evidence from the Hong Kong equity market", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 22, n° 7, 1023-1035.
- [22] Choe, H., & Shin, H., 1993, "An analysis of interday and intraday return volatility: Evidence from the Korean Stock Exchange", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 1, n° 2, 175-188.
- [23] Cohen, K., Maier, S., Schwartz, R. & Whitcomb, D., 1978, "The returns generation process, returns variance, and the effect of thinness in securities markets", *Journal of Finance*, Vol. 33, n° 1, 149-167.
- [24] Conover, W., Johnson, M.E. & Johnson M.M., 1981, "A comparative study of tests for homogeneity of variances with applications to the outer continental shelf bidding data", *Technometrics*, Vol. 23, n° 4, 351-361.
- [25] Conrad, J. & Kaul, G., 1993, "Long-term market overreaction or bias in computed returns?", *Journal of Finance*, Vol. 48, n° 1, 39-63.
- [26] Copeland L., & Jones, S., 2000, "Intradaily patterns in two Asian index futures markets: Korea and Hong Kong", artigo apresentado no EFMA-2000, Atenas.
- [27] Coppejans, M. & Domowitz, I., 1997, "Liquidity-corrected variance ratios and the effect of foreign equity ownership on information in an emerging market", Duke University.
- [28] Cornett, M., Schwarz, T., & Szakmary, A., 1995, "Seasonalities and intraday return patterns in the foreign currency futures market", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 19, n° 5, 843-869.
- [29] D'Agostino, R., 1970, "Transformation to normality of the null distribution of  $g_1$ ", *Biometrika*, Vol. 57, n° 3, 679-681.
- [30] D'Agostino, R. & Pearson, E., 1973, "Testing for departures from normality: Fuller empirical results for the distribution of  $b_2$  and  $\sqrt{b_1}$ ", *Biometrika*, Vol. 60, n° 3, 613-622.
- [31] D'Agostino, R. & Stephens, M., 1986, "Goodness of Fit Techniques", New York, Marcel Dekker.
- [32] Dow, J. & Gorton, G., 1993, "Arbitrage chains", NBER Working Paper, n° 4314.

- [33] Fama, E., 1965, "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, Vol. 38, n° 1, 34-105.
- [34] Fama, E., 1976, "Foundations of Finance", Basic Books, New York.
- [35] Foerster, S. & Karolyi, G., 1996, "The effects of market segmentation and illiquidity on asset prices: Evidence from foreign stocks listing in the US", Ohio State University.
- [36] Foster, F., & Viswanathan, S., 1990, "A theory of interday variations in volume, variance, and trading costs in securities markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, n° 4, 593-624.
- [37] Foster, F., & Viswanathan, S., 1993, "Variations in trading volume, return volatility, and trading costs: Evidence on recent price formation models", *Journal of Finance*, Vol. 48, n° 1, 187-211.
- [38] French, K., 1980, "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, n° 1, 55-70.
- [39] French, K., & Roll, R., 1986, "Stock returns variances: The arrival of information and the reaction of traders", *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, n° 1, 5-26.
- [40] French, K. & Poterba, J., 1991, "Investor diversification and international equity markets", *American Economic Review*, Vol. 81, n° 2, 222-226.
- [41] Garbade, K., Pomrenze, J. & Silber, W., 1979, "On the information content of prices", *American Economic Review*, Vol. 69, n° 1, 50-59.
- [42] Garman, M., 1976, "Market microstructure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, n° 3, 257-275.
- [43] Gerety, M., & Mulherin, J., 1994, "Price formation on stock exchanges: The evolution of trading within the day", *Review of Financial Studies*, Vol. 7, n° 3, 609-629.
- [44] Glosten, L. & Milgrom, P., 1985, "Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, n° 1-2, 71-100.
- [45] Granger C. & Morgenstern O., 1970, "Predictability of Stock Market Prices", Heath Lexington Books, Lexington, MA.

- [46] Grundy, B., & McNichols, M., 1989, "Trade and the revelation of information through prices and direct disclosure", *Review of Financial Studies*, Vol. 2, n° 4, 495-526.
- [47] Hall, P., Horowitz, J. & Jing, B., 1995, "On blocking rules for the bootstrap with dependent data", *Biometrika*, Vol. 82, n° 3, 561-574.
- [48] Harris, L., 1986, "A transactions data study of weekly and intradaily patterns in stock returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 16, n° 1, 99-117.
- [49] Harvey, C. & Huang, R., 1991, "Volatility in the foreign currency futures market", *Review of Financial Studies*, Vol. 4, n° 3, 543-569.
- [50] Hasbrouck, J. & Schwartz, R., 1988, "Liquidity and execution costs in equity markets", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 14, n° 3, 10-17.
- [51] Hasbrouck, J., 1991a, "The summary informativeness of stock trades: An econometric analysis", *Review of Financial Studies*, Vol. 4, n° 3, 571-595.
- [52] Hasbrouck, J., 1991b, "Measuring the information content of stock trades", *Journal of Finance*, Vol. 46, n° 1, 79-207.
- [53] Hasbrouck, J. & Sofianos, G., 1993, "The trades of market makers: An empirical analysis of NYSE specialists", *Journal of Finance*, Vol. 48, n° 5, 1565-1593.
- [54] Ho, Y. & Cheung, Y., 1991, "Behavior of intra-daily stock return on an Asian emerging market", *Applied Economics*, Vol. 23, n° 5, 957-967.
- [55] Ho, T., Schwartz, R. & Whitcomb, D., 1985, "An international comparison of stock exchange trading structures", *Market Making and the Changing Structure of the Securities Industry*, Lexington Books, 67-92.
- [56] Hong, H. & Wang, J., 1995, "Trading and returns under periodic market closures", *Journal of Finance*, Vol. 50, n° 1, 297-354.
- [57] Huberman, G. & Stanzl, W. (2000), "Optimal liquidity trading", Yale University.
- [58] Jain, P., & Joh, G., 1988, "The dependence between hourly prices and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 23, n° 3, 269-283.

- [59] Jordan, J., Seale, W., McCobe, N. & Kenyon D., 1987, "Transaction data tests of the Black model for soybean futures and options", *Journal of Futures Market*, Vol. 7, nº 5, 535-554.
- [60] Keim, D. & Stambaugh, R., 1984, "A further investigation of the weekend effect in stock returns", *Journal of Finance*, Vol. 39, nº 3, 819-840.
- [61] King, M. & Wadhvani, S., 1990, "Transmission of volatility between stock markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, nº 1, 5-33.
- [62] Kuserk, G. & Locke, P., 1993, "Scalper behavior in futures markets: An empirical examination", *Journal of Futures Market*, Vol. 13, nº 4, 409-431.
- [63] Kyle, A., 1985, "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica*, Vol. 53, nº 6, 1315-1336.
- [64] Lai, Z., Cheung, Y. & Xu L. (1996), "Trading mechanisms and return volatility: Empirical investigation on Shanghai Stock Exchange based on a neural network model", Proceedings of IEEE/IAFE Conference on Computational Intelligence for Financial Engineering, 259-263.
- [65] Lam, P., & Tong, W., 1999, "Interdaily volatility in continuous order driven market", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 26, nº 7, 1013-1036.
- [66] Lakonishok, J. & Levi, M., 1982, "Weekend effects on stock returns: A note", *Journal of Finance*, Vol. 37, nº 3, 883-889.
- [67] Leach, J. & Madhavan, A., 1993, "Price experimentation and security market structure", *Review of Financial Studies*, Vol. 6, nº 2, 375-404.
- [68] Lee, C., Mucklow, B. & Ready, M., 1993, "Spreads, depth, and the impact of earnings information: An intraday analysis", *Review of Financial Studies*, Vol. 6, nº 2, 345-374.
- [69] Levene, H., 1960, "Robust tests for equality of variances", I. Olkin, ed.: Contributions to Probability and Statistics, Stanford University Press.
- [70] Lockwood, L., & Linn, S., 1990, "An examination of stock market return volatility during overnight and intraday periods, 1964-1989", *Journal of Finance*, Vol. 45, nº 2, 591-601.

- [71] Madhavan, A., & Cheng, M., 1997, “In search of liquidity: Block trades in the upstairs and downstairs markets”, *Review of Financial Studies*, Vol. 10, n° 1, 175-203.
- [72] Mandelbrot, B. & Taylor, H., 1967, “On the distribution of stock price differences”, *Operations Research*, Vol. 15, 1057–1062
- [73] Masulis, W. & Ng, V., 1995, “Overnight and daytime stock-return dynamics on the London Stock Exchange: The impacts of “Big Bang” and the 1987 stock-market crash”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, n° 4.
- [74] McInish, T., & Wood, R., 1990a, “A transaction data analysis of the variability of common stock returns during 1980-1984”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, n° 1, 99-112.
- [75] McInish, T., & Wood, R., 1990b, “An analysis of transactions data for the Toronto Stock Exchange”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, n° 2, 441-458.
- [76] McInish, T., & Wood, R., 1991, “Hourly returns, volume, trade size and number of trades”, *Journal of Financial Research*, Vol. 14, n° 4, 303-315.
- [77] McInish, T., & Wood, R., 1992, “An analysis of intraday patterns in bid/ask spreads for NYSE stocks”, *Journal of Finance*, Vol. 47, n° 2, 753-764.
- [78] Mendelson, H., 1982, “Market behavior in a clearing house”, *Econometrica*, Vol. 50, n° 6, 1505-1524.
- [79] Mendelson, H., 1985, “Pricing computer services: Queueing effects”, *Communications of the ACM*, 312-321.
- [80] Mendelson, H., 1987, “Consolidation, fragmentation and market performance”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, n° 2, 189-207.
- [81] Miller, E., 1989, “Explaining intra-day and overnight price behavior”, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, n° 1, 11-16.
- [82] Muller, U., Dacorogna, M., Olsen, R., Pictet, O., Schwartz, M. & Morgenegg, C., 1990, “Statistical study of foreign exchange rates, empirical evidence of a price scaling law and intraday analysis”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, n° 6, 1189-1208.

- [83] Oldfield, G. & Rogalski, R., 1980, “Treasury bill factors and common stock returns (in empirical tests of multi-factor pricing model)”, *Journal of Finance*, Vol. 36, n° 2, 337-350.
- [84] Peterson, D., 1990, “A transaction data study of day-of-the-week and intraday patterns in options returns”, *Journal of Financial Research*, Vol. 13, n° 2, 117-131.
- [85] Richardson, M. & Smith, T., 1993, “A test for multivariate normality in stock returns”, *Journal of Business*, Vol. 66, n° 2, 295-321
- [86] Romer, C., 1993, “Rational asset-price movements without news”, *American Economic Review*, Vol. 83, n° 5, 1112-1130.
- [87] Schreiber, P. & Schwartz, R., 1986, “Price discovery in securities markets”, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 12, n° 4, 43-48.
- [88] Silber, W., 1984, “Market maker behavior in an auction market: An analysis of scalpers in futures markets”, *Journal of Finance*, Vol. 39, n° 4, 937-953.
- [89] Stoll, H., & Whaley, R., 1990, “Stock market structure and volatility”, *Review of Financial Studies*, Vol. 3, n° 1, 37-71.
- [90] Vijh, A. , 1988, “Potential biases from using only trade prices of related securities on different exchanges: A comment”, *Journal of Finance*, Vol. 43, n° 4, 1049-1055.
- [91] Wood, R., McInish, T. & Ord, J. (1985), ” An investigation of transactions data for NYSE stocks”, *Journal of Finance*, Vol. 40, n° 3, 723-739.
- [92] Yadav, P., & Pope, P., 1992, “Intraweek and intraday seasonalities in stock market risk premia: Cash and futures”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, n° 1, 233-270.

## 8 Apêndice

### 8.1 Estatística proposta por D'Agostino & Pearson (1973)

A seguir descreveremos as estatísticas de teste ajustadas para pequenas amostras aplicadas nesta dissertação. D'Agostino & Pearson (1973) propuseram o cálculo de três estatísticas de teste para analisar a normalidade de um conjunto de dados. A primeira testa a normalidade *versus* a não normalidade dos dados devido à presença de assimetria na distribuição. A metodologia de cálculo do coeficiente de assimetria  $\sqrt{b_1}$  e sua distribuição normal aproximada  $Z(\sqrt{b_1})$  seguem:

$$\begin{aligned}\sqrt{b_1} &= \frac{m_3}{\sqrt{m_2^3}} \\ Y &= \sqrt{b_1} \sqrt{\frac{(n+1)(n+3)}{6(n-2)}} \\ a_1 &= \frac{3(n^2 + 27n - 70)(n+1)(n+3)}{(n-2)(n+5)(n+7)(n+9)} \\ W^2 &= \sqrt{2(a_1 - 1)} - 1 \\ \delta &= \frac{1}{\sqrt{\ln W}} \\ \alpha &= \sqrt{\frac{2}{(W^2 - 1)}} \\ Z(\sqrt{b_1}) &= \delta \ln \left( \sqrt{\left(\frac{Y}{\alpha}\right)^2 + 1} + \frac{Y}{\alpha} \right)\end{aligned}$$

onde  $n$  é o tamanho da amostra de dados, e os momentos  $m_k$  são dados por:

$$m_k = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k}{n}$$



para qualquer  $k \in \mathbb{N}$ .

A segunda estatística testa a normalidade *versus* a não normalidade dos dados devido à curtose da distribuição. O cálculo do coeficiente de curtose da distribuição empírica  $b_2$  e sua distribuição normal aproximada  $Z(b_2)$  são dados por:

$$b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$$

$$E(b_2) = \frac{3(n-1)}{n+1}$$

$$\text{Var}(b_2) = \frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}$$

$$x = \frac{b_2 - E(b_2)}{\sqrt{\text{Var}(b_2)}}$$

$$a_2 = \frac{6(n^2 - 5n + 2)}{(n+7)(n+9)} \sqrt{\frac{6(n+3)(n+5)}{n(n-2)(n-3)}}$$

$$A = 6 + \frac{8}{a_2} \left( \frac{2}{a_2} + \sqrt{\frac{4}{a_2^2} + 1} \right)$$

$$Z(b_2) = \frac{1 - \frac{2}{9A} - \sqrt[3]{\frac{1 - \frac{2}{A}}{1 + x \sqrt{\frac{2}{A-4}}}}}{\sqrt{\frac{2}{9A}}}$$

Temos então a estatística de teste de normalidade proposta por D'Agostino & Pearson (1973) formada pela combinação dos dois testes acima:

$$K^2 = Z^2(\sqrt{b_1}) + Z^2(b_2)$$

Quando a população é normal, esta estatística apresenta uma distribuição aproximadamente  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade.

## **9**

### **Tabelas e Gráficos**

**Tabela 1a**  
**Estatísticas da razão das variâncias dos retornos diários das ações que pertencem à carteira do Ibovespa (composição para o período de janeiro a abril de 2002)**

	abertura / fechamento	transação / não transação
Mediana	1.145	3.897
Desvio Padrão	0.129	1.284
Média (igualmente ponderada)	1.157	3.876
Média (ponderada por valor)	1.138	4.202
Número de ações	57	

**Tabela 1b**  
**Variâncias dos retornos diários das ações que pertencem à carteira do Ibovespa**

	abertura	fechamento	RV abertura / fechamento	transação	não transação	RV transação / não transação
<b>Amostra completa</b>						
Média	0.140%	0.122%	1.157	0.119%	0.034%	3.868
Desvio Padrão	0.061%	0.053%	0.130	0.058%	0.023%	1.294
Número de ações com RV (abert/fech) >1	54					
<b>Ações com maior participação no Ibovespa</b>						
Média	0.134%	0.118%	1.140	0.112%	0.028%	4.143
Desvio Padrão	0.058%	0.052%	0.084	0.047%	0.012%	0.804
Número de ações com RV (abert/fech) >1	27					
<b>Ações com menor participação no Ibovespa</b>						
Média	0.146%	0.126%	1.174	0.126%	0.039%	3.593
Desvio Padrão	0.064%	0.054%	0.163	0.066%	0.029%	1.615
Número de ações com RV (abert/fech) >1	26					

**Tabela 2**  
**Regressão das variâncias dos retornos no volume financeiro diário das ações que pertencem à carteira do Ibovespa**

$\ln(\text{Variância dos retornos}_i) = a + b * \ln(\text{Volume}_i)$			
	a	b	R <sup>2</sup>
Abertura	-5.111 (0.000)	-0.105 (0.003)	11.6%
Fechamento	-5.319 (0.000)	-0.100 (0.006)	10.7%
Transação	-5.181 (0.000)	-0.111 (0.004)	11.8%
Não transação	0.506 (0.000)	0.033 (0.000)	25.2%

Utilizamos o estimador de covariância proposto por Newey-West para calcular as estatísticas dos parâmetros estimados.

**Tabela 3**  
**Estatísticas de teste de normalidade dos retornos diários (abertura versus**  
**fechamento) propostas por D'Agostino & Pearson**

Ações	Assimetria		Curtose		D'Agostino & Pearson	
	abertura	fechamento	abertura	fechamento	abertura	fechamento
Telemar PN	0.618 (0.268)	2.866 (0.002)	58.483 (0.000)	51.382 (0.000)	3420.604 (0.000)	2648.327 (0.000)
Petrobras PN	1.122 (0.131)	4.506 (0.000)	94.804 (0.000)	-17.671 (0.000)	8989.100 (0.000)	332.563 (0.000)
Bradesco PN	-0.127 (0.450)	2.194 (0.014)	100.982 (0.000)	56.333 (0.000)	10197.465 (0.000)	3178.201 (0.000)
Telesp Cel Part PN	-6.418 (0.000)	-4.751 (0.000)	11.120 (0.000)	8.466 (0.000)	164.844 (0.000)	94.242 (0.000)
Eletrobras PNB	0.136 (0.446)	2.317 (0.010)	47.591 (0.000)	-15.720 (0.000)	2264.921 (0.000)	252.473 (0.000)
Embratel Part PN	-0.224 (0.411)	2.535 (0.006)	-22.468 (0.000)	76.293 (0.000)	504.847 (0.000)	5827.103 (0.000)
Vale Rio Doce PNA	2.365 (0.009)	1.980 (0.024)	-7.979 (0.000)	-6.285 (0.000)	69.260 (0.000)	43.424 (0.000)
Brasil T Par PN	-0.246 (0.403)	3.152 (0.001)	-2.653 (0.004)	48.028 (0.000)	7.097 (0.029)	2316.653 (0.000)
Globo Cabo PN	7.193 (0.000)	6.875 (0.000)	9.452 (0.000)	7.470 (0.000)	141.079 (0.000)	103.068 (0.000)
Petrobras ON	3.577 (0.000)	5.694 (0.000)	101.766 (0.000)	-0.249 (0.402)	10369.204 (0.000)	32.482 (0.000)
Cemig PN	-0.702 (0.241)	1.550 (0.061)	56.923 (0.000)	46.467 (0.000)	3240.673 (0.000)	2161.607 (0.000)
Brasil Telec PN	-0.572 (0.284)	2.995 (0.001)	51.253 (0.000)	47.909 (0.000)	2627.237 (0.000)	2304.219 (0.000)
Itaubanco PN	1.736 (0.041)	2.811 (0.002)	50.644 (0.000)	49.709 (0.000)	2567.827 (0.000)	2478.875 (0.000)
Eletrobras ON	-0.224 (0.411)	1.115 (0.132)	-29.603 (0.000)	50.904 (0.000)	876.414 (0.000)	2592.412 (0.000)
Embraer PN	-2.977 (0.001)	-1.186 (0.118)	4.484 (0.000)	3.401 (0.000)	28.971 (0.000)	12.977 (0.002)
Embratel Part ON	2.942 (0.002)	2.811 (0.002)	52.761 (0.000)	52.973 (0.000)	2792.412 (0.000)	2814.049 (0.000)
Ambev PN	-2.266 (0.012)	0.135 (0.446)	-8.320 (0.000)	-9.295 (0.000)	74.357 (0.000)	86.418 (0.000)
Usiminas PNA	1.252 (0.105)	3.243 (0.001)	-13.436 (0.000)	51.910 (0.000)	182.084 (0.000)	2705.120 (0.000)
Itausa PN	-0.030 (0.488)	2.250 (0.012)	66.533 (0.000)	49.348 (0.000)	4426.595 (0.000)	2440.262 (0.000)
Embraer ON	6.226 (0.000)	5.149 (0.000)	10.233 (0.000)	8.427 (0.000)	143.476 (0.000)	97.531 (0.000)
Telemig Celul Part PN	3.157 (0.001)	3.402 (0.000)	-1.645 (0.050)	-0.424 (0.336)	12.670 (0.002)	11.754 (0.003)
Tele Centroeste Cel PN	-1.374 (0.085)	2.992 (0.001)	3.693 (0.000)	4.394 (0.000)	15.528 (0.000)	28.261 (0.000)
Copel PNB	-0.171 (0.432)	0.775 (0.219)	51.142 (0.000)	48.209 (0.000)	2615.501 (0.000)	2324.694 (0.000)
Tele Nordeste Celul PN	-1.294 (0.098)	-3.242 (0.001)	3.697 (0.000)	6.919 (0.000)	15.347 (0.000)	58.378 (0.000)
Brasil PN	1.930 (0.027)	2.842 (0.002)	48.308 (0.000)	49.168 (0.000)	2337.397 (0.000)	2425.575 (0.000)
Telemar Norte Leste PNA	1.069 (0.143)	-0.018 (0.493)	26.105 (0.000)	21.428 (0.000)	682.625 (0.000)	459.173 (0.000)
Telemar ON	-0.716 (0.237)	1.061 (0.144)	0.067 (0.473)	49.436 (0.000)	0.517 (0.772)	2445.064 (0.000)
Tele Celular Sul PN	1.078 (0.140)	0.455 (0.325)	54.543 (0.000)	50.062 (0.000)	2976.120 (0.000)	2506.416 (0.000)
CRT Celular PNA	-10.211 (0.000)	-10.537 (0.000)	16.064 (0.000)	16.379 (0.000)	362.316 (0.000)	379.296 (0.000)
Sid Nacional ON	3.263 (0.001)	1.973 (0.024)	54.790 (0.000)	52.603 (0.000)	3012.554 (0.000)	2770.971 (0.000)
Cesp PN	-5.180 (0.000)	0.165 (0.435)	16.568 (0.000)	0.532 (0.297)	301.346 (0.000)	0.311 (0.856)

Ações	Assimetria		Curtose		D'Agostino & Pearson	
	abertura	fechamento	abertura	fechamento	abertura	fechamento
Gerdau PN	2.926 (0.002)	3.055 (0.001)	76.171 (0.000)	-15.688 (0.000)	5810.574 (0.000)	255.460 (0.000)
Bradespar PN	-2.837 (0.002)	-0.520 (0.302)	5.724 (0.000)	1.895 (0.029)	40.816 (0.000)	3.863 (0.145)
Tele Leste Celular PN	1.695 (0.045)	-1.353 (0.088)	-3.208 (0.001)	7.825 (0.000)	13.165 (0.001)	63.057 (0.000)
Sabesp ON	1.685 (0.046)	4.641 (0.000)	70.366 (0.000)	-4.103 (0.000)	4954.281 (0.000)	38.376 (0.000)
Transmissao Paulist PN	6.273 (0.000)	5.185 (0.000)	9.068 (0.000)	4.630 (0.000)	121.588 (0.000)	48.322 (0.000)
Brasil T Par ON	3.307 (0.000)	3.828 (0.000)	58.639 (0.000)	54.759 (0.000)	3449.424 (0.000)	3013.200 (0.000)
Comgas PNA	-0.002 (0.499)	2.787 (0.003)	-7.708 (0.000)	2.950 (0.002)	59.406 (0.000)	16.472 (0.000)
Telesp Operac PN	-1.324 (0.093)	-4.104 (0.000)	-5.159 (0.000)	7.921 (0.000)	28.374 (0.000)	79.585 (0.000)
Acesita PN	6.291 (0.000)	5.673 (0.000)	7.146 (0.000)	5.520 (0.000)	90.635 (0.000)	62.655 (0.000)
Souza Cruz ON	3.410 (0.000)	2.664 (0.004)	-9.860 (0.000)	1.304 (0.096)	108.853 (0.000)	8.797 (0.012)
Aracruz PNB	-1.164 (0.122)	-1.168 (0.121)	0.048 (0.481)	-1.153 (0.124)	1.358 (0.507)	2.693 (0.260)
Eletropaulo Metro PN	0.425 (0.335)	1.958 (0.025)	52.583 (0.000)	49.641 (0.000)	2765.149 (0.000)	2468.047 (0.000)
Celelesc PNB	4.949 (0.000)	4.637 (0.000)	-6.946 (0.000)	71.398 (0.000)	72.733 (0.000)	5119.238 (0.000)
Petrobras Distrib PN	-1.965 (0.025)	2.175 (0.015)	58.841 (0.000)	51.388 (0.000)	3466.080 (0.000)	2645.478 (0.000)
Tele Celular Sul ON	0.619 (0.268)	1.165 (0.122)	51.405 (0.000)	-19.308 (0.000)	2642.874 (0.000)	374.136 (0.000)
Votorantim C P PN	2.425 (0.008)	2.796 (0.003)	-11.957 (0.000)	67.424 (0.000)	148.851 (0.000)	4553.778 (0.000)
Copene PNA	3.151 (0.001)	4.600 (0.000)	0.488 (0.313)	4.582 (0.000)	10.167 (0.006)	42.150 (0.000)
Sid Tubarao PN	4.003 (0.000)	2.458 (0.007)	125.091 (0.000)	54.995 (0.000)	15663.804 (0.000)	3030.468 (0.000)
Light ON	1.345 (0.089)	-0.050 (0.480)	-12.728 (0.000)	0.865 (0.193)	163.804 (0.000)	0.751 (0.687)
Brasil ON	2.584 (0.005)	1.882 (0.030)	50.512 (0.000)	48.113 (0.000)	2558.093 (0.000)	2318.447 (0.000)
Klabin PN	3.886 (0.000)	4.726 (0.000)	-37.604 (0.000)	-9.083 (0.000)	1429.146 (0.000)	104.830 (0.000)
Gerasul ON	1.776 (0.038)	4.965 (0.000)	1.821 (0.034)	-20.657 (0.000)	6.470 (0.039)	451.385 (0.000)
Inepar PN	6.762 (0.000)	3.865 (0.000)	12.467 (0.000)	6.556 (0.000)	201.137 (0.000)	57.919 (0.000)
Cemig ON	2.272 (0.012)	-0.531 (0.298)	52.160 (0.000)	46.705 (0.000)	2725.866 (0.000)	2181.624 (0.000)
Ipiranga Pet PN	2.870 (0.002)	3.506 (0.000)	49.529 (0.000)	58.141 (0.000)	2461.369 (0.000)	3392.723 (0.000)
Telefonica Data Hld PN	0.710 (0.239)	-1.425 (0.077)	32.128 (0.000)	-2.315 (0.010)	1032.743 (0.000)	7.390 (0.025)
% de rejeições da H <sub>0</sub>	58%	72%	93%	89%	96%	93%

As estatísticas de Assimetria e Curtose apresentadas correspondem aos valores propostos por D'Agostino & Pearson. Os respectivos testes foram realizados sob a hipótese nula de normalidade dos dados. As duas últimas colunas ilustram uma estatística que combina os dois primeiros testes para formar um teste de normalidade ajustado para pequenas amostras. Considerando uma população normalmente distribuída, este teste apresenta aproximadamente uma distribuição  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade. Os p-valores foram considerados significativos ao nível de 5%.

**Tabela 4**  
**Autocorrelação serial de primeira ordem dos retornos diários – FAC(1)**

	abertura	fechamento		abertura	fechamento
Telemar PN	-0.011	0.064	CRT Celular PNA	-0.093	0.000
Petrobras PN	0.001	0.113	Sid Nacional ON	0.036	0.191
Bradesco PN	0.068	0.118	Cesp PN	-0.196	0.091
Telesp Cel Part PN	-0.021	0.117	Gerdau PN	-0.029	0.093
Eletronbras PNB	-0.058	0.018	Bradespar PN	-0.140	-0.107
Embratel Part PN	0.012	0.049	Tele Leste Celular PN	-0.005	0.113
Vale Rio Doce PNA	-0.085	-0.001	Sabesp ON	-0.023	0.120
Brasil T Par PN	-0.066	0.061	Transmissao Paulist PN	0.084	0.162
Globo Cabo PN	-0.021	0.056	Brasil T Par ON	-0.079	0.016
Petrobras ON	0.016	0.157	Comgas PNA	-0.045	0.120
Cemig PN	-0.080	0.067	Telesp Operac PN	-0.037	0.054
Brasil Telec PN	-0.052	0.079	Acesita PN	-0.013	-0.083
Itaubanco PN	0.031	0.064	Souza Cruz ON	-0.119	-0.076
Eletronbras ON	-0.068	0.072	Aracruz PNB	-0.080	-0.050
Embraer PN	-0.033	0.096	Eletropaulo Metrolo PN	-0.075	0.071
Embratel Part ON	-0.022	0.045	Celesc PNB	-0.097	-0.081
Ambev PN	-0.092	-0.009	Petrobras Distrib PN	-0.083	0.068
Usiminas PNA	0.083	0.153	Tele Celular Sul ON	-0.037	0.011
Itausa PN	-0.083	-0.012	Votorantim C P PN	0.043	0.087
Embraer ON	0.049	0.130	Copene PNA	0.034	0.103
Telemig Celul Part PN	-0.020	0.063	Sid Tubarao PN	0.015	0.086
Tele Centroeste Cel PN	-0.065	0.068	Light ON	-0.096	0.024
Copel PNB	-0.066	-0.009	Brasil ON	-0.208	-0.102
Tele Nordeste Celul PN	-0.041	0.059	Klabin PN	-0.131	-0.032
Brasil PN	-0.175	-0.097	Gerasul ON	-0.146	-0.081
Telemar Norte Leste PNA	0.115	0.357	Inepar PN	-0.004	-0.028
Telemar ON	-0.139	0.015	Cemig ON	-0.216	-0.078
Tele Celular Sul PN	0.005	0.039	Ipiranga Pet PN	-0.132	-0.111
			Telefonica Data Hld PN	0.027	0.003

---

Estadísticas da Amostra

---

	abertura	fechamento
média	-0.047	0.044
desvio padrão	0.073	0.087
n° de negativos	42	16

**Tabela 5**  
**Estatística de Levene modificada para testes de igualdade de variância entre**  
**retornos de abertura e fechamento do dia de transação**

Ações	LM <sub>01</sub>	Ações	LM <sub>01</sub>	Ações	LM <sub>01</sub>
Telemar PN	0.608 (0.436)	Embraer ON	0.609 (0.435)	Telesp Operac PN	8.497 (0.004)
Petrobras PN	1.240 (0.266)	Telemig Celul Part PN	0.430 (0.512)	Acesita PN	4.909 (0.027)
Bradesco PN	0.006 (0.936)	Tele Centroeste Cel PN	4.472 (0.035)	Souza Cruz ON	2.488 (0.115)
Telesp Cel Part PN	0.817 (0.366)	Copel PNB	2.103 (0.147)	Aracruz PNB	0.516 (0.472)
Eletronbras PNB	1.463 (0.227)	Tele Nordeste Celul PN	1.344 (0.247)	Eletropaulo Metro PN	6.973 (0.008)
Embratel Part PN	0.239 (0.625)	Brasil PN	0.768 (0.381)	Celesc PNB	0.295 (0.587)
Vale Rio Doce PNA	4.690 (0.031)	Telemar Norte Leste PNA	0.953 (0.329)	Petrobras Distrib PN	12.015 (0.001)
Brasil T Par PN	0.825 (0.364)	Telemar ON	1.944 (0.163)	Tele Celular Sul ON	0.839 (0.360)
Globo Cabo PN	0.000 (0.989)	Tele Celular Sul PN	0.031 (0.860)	Votorantim C P PN	1.372 (0.242)
Petrobras ON	4.435 (0.035)	CRT Celular PNA	0.537 (0.464)	Copene PNA	4.509 (0.034)
Cemig PN	0.743 (0.389)	Sid Nacional ON	5.754 (0.017)	Sid Tubarao PN	1.788 (0.181)
Brasil Telec PN	5.236 (0.022)	Cesp PN	1.528 (0.217)	Light ON	8.159 (0.004)
Itaubanco PN	0.258 (0.611)	Gerdau PN	0.817 (0.366)	Brasil ON	5.411 (0.020)
Eletronbras ON	2.737 (0.098)	Bradespar PN	1.841 (0.175)	Klabin PN	4.211 (0.040)
Embraer PN	1.847 (0.174)	Tele Leste Celular PN	3.080 (0.079)	Gerasul ON	0.723 (0.395)
Embratel Part ON	0.863 (0.353)	Sabesp ON	0.420 (0.517)	Inepar PN	0.651 (0.420)
Ambev PN	0.722 (0.396)	Transmissao Paulist PN	0.333 (0.564)	Cemig ON	5.517 (0.019)
Usiminas PNA	0.011 (0.917)	Brasil T Par ON	4.491 (0.034)	Ipiranga Pet PN	0.057 (0.812)
Itausa PN	0.178 (0.673)	Comgas PNA	5.445 (0.020)	Telefonica Data Hld PN	0.459 (0.498)

Nota: - Os p-valores da estatística de teste foram calculados sob a hipótese de que ela segue uma distribuição  $F_{P-1, N-P}$ .



**Tabela 6**  
**Estatística de Levene modificada para testes de igualdade de variância entre**  
**retornos de abertura e fechamento do dia de transação – Comparação entre valores**  
**reais e provenientes das distribuições empíricas após re-amostragem em blocos**  
**(percentis de 5%)**

Ações	LM <sub>01</sub>	Perc 5% B_LM <sub>01</sub>	Ações	LM <sub>01</sub>	Perc 5% B_LM <sub>01</sub>
Telemar PN	0.608	2.996	CRT Celular PNA	0.537	2.695
Petrobras PN	1.240	4.018	Sid Nacional ON	5.754	11.741
Bradesco PN	0.006	1.185	Cesp PN	1.528	5.258
Telesp Cel Part PN	0.817	3.471	Gerdau PN	0.817	4.226
Eletronbras PNB	1.463	5.429	Bradespar PN	1.841	5.827
Embratel Part PN	0.239	1.860	Tele Leste Celular PN	3.080	7.554
Vale Rio Doce PNA	4.690	9.894	Sabesp ON	0.420	3.127
Brasil T Par PN	0.825	4.004	Transmissao Paulist PN	0.333	2.710
Globo Cabo PN	0.000	0.614	Brasil T Par ON	4.491	9.506
Petrobras ON	4.435	9.122	Comgas PNA	5.445	11.950
Cemig PN	0.743	3.411	Telesp Operac PN	8.497	17.584
Brasil Telec PN	5.236	11.140	Acesita PN	4.909	9.760
Itaubanco PN	0.258	2.060	Souza Cruz ON	2.488	7.324
Eletronbras ON	2.737	7.285	Aracruz PNB	0.516	3.122
Embraer PN	1.847	5.877	Eletropaulo Metro PN	6.973	13.961
Embratel Part ON	0.863	3.849	Celesc PNB	0.295	2.203
Ambev PN	0.722	2.721	Petrobras Distrib PN	12.015	21.251
Usiminas PNA	0.011	1.597	Tele Celular Sul ON	0.839	4.493
Itausa PN	0.178	2.351	Votorantim C P PN	1.372	4.855
Embraer ON	0.609	2.783	Copene PNA	4.509	10.233
Telemig Celul Part PN	0.430	2.505	Sid Tubarao PN	1.788	5.732
Tele Centroeste Cel PN	4.472	9.251	Light ON	8.159	15.470
Copel PNB	2.103	6.855	Brasil ON	5.411	11.982
Tele Nordeste Celul PN	1.344	4.535	Klabin PN	4.211	10.541
Brasil PN	0.768	3.346	Gerasul ON	0.723	3.967
Telemar Norte Leste PNA	0.953	4.870	Inepar PN	0.651	3.001
Telemar ON	1.944	6.453	Cemig ON	5.517	13.514
Tele Celular Sul PN	0.031	1.588	Ipiranga Pet PN	0.057	2.180
			Telefonica Data Hld PN	0.459	3.400

**Tabela 7**  
**Estatísticas de teste de normalidade dos retornos diários (transação versus não transação) propostas por D'Agostino & Pearson**

Ações	Assimetria		Curtose		D'Agostino & Pearson	
	transação	não transação	transação	não transação	transação	não transação
Telemar PN	2.400 (0.008)	2.866 (0.002)	51.748 (0.000)	3.575 (0.000)	2683.656 (0.000)	20.995 (0.000)
Petrobras PN	3.979 (0.000)	4.506 (0.000)	62.950 (0.000)	6.856 (0.000)	3978.541 (0.000)	67.303 (0.000)
Bradesco PN	0.761 (0.223)	2.194 (0.014)	48.278 (0.000)	-3.592 (0.000)	2331.329 (0.000)	17.716 (0.000)
Telesp Cel Part PN	1.412 (0.079)	-4.751 (0.000)	-68.883 (0.000)	15.933 (0.000)	4746.819 (0.000)	276.438 (0.000)
Eletrobras PNB	1.228 (0.110)	2.317 (0.010)	63.406 (0.000)	1.639 (0.051)	4021.833 (0.000)	8.054 (0.018)
Embratel Part PN	0.877 (0.190)	2.535 (0.006)	64.432 (0.000)	3.255 (0.001)	4152.265 (0.000)	17.021 (0.000)
Vale Rio Doce PNA	1.890 (0.029)	1.980 (0.024)	-6.131 (0.000)	3.488 (0.000)	41.160 (0.000)	16.084 (0.000)
Brasil T Par PN	3.567 (0.000)	3.152 (0.001)	121.989 (0.000)	9.987 (0.000)	14894.090 (0.000)	109.677 (0.000)
Globo Cabo PN	6.072 (0.000)	6.875 (0.000)	6.125 (0.000)	13.079 (0.000)	74.395 (0.000)	218.322 (0.000)
Petrobras ON	4.599 (0.000)	5.694 (0.000)	-13.909 (0.000)	6.700 (0.000)	214.602 (0.000)	77.304 (0.000)
Cemig PN	2.346 (0.009)	1.550 (0.061)	47.853 (0.000)	-0.426 (0.335)	2295.400 (0.000)	2.583 (0.275)
Brasil Telec PN	2.031 (0.021)	2.995 (0.001)	46.403 (0.000)	-39.550 (0.000)	2157.401 (0.000)	1573.160 (0.000)
Itaubanco PN	2.456 (0.007)	2.811 (0.002)	53.760 (0.000)	3.170 (0.001)	2896.147 (0.000)	17.951 (0.000)
Eletrobras ON	2.463 (0.007)	1.115 (0.132)	-47.875 (0.000)	-1.360 (0.087)	2298.068 (0.000)	3.092 (0.213)
Embraer PN	-2.925 (0.002)	-1.186 (0.118)	3.287 (0.001)	5.314 (0.000)	19.359 (0.000)	29.645 (0.000)
Embratel Part ON	2.869 (0.002)	2.811 (0.002)	53.746 (0.000)	-52.148 (0.000)	2896.910 (0.000)	2727.364 (0.000)
Ambev PN	-1.060 (0.145)	0.135 (0.446)	-21.458 (0.000)	3.402 (0.000)	461.551 (0.000)	11.592 (0.003)
Usiminas PNA	1.747 (0.040)	3.243 (0.001)	70.477 (0.000)	-3.892 (0.000)	4970.035 (0.000)	25.665 (0.000)
Itausa PN	1.341 (0.090)	2.250 (0.012)	59.094 (0.000)	-6.210 (0.000)	3493.851 (0.000)	43.624 (0.000)
Embraer ON	2.125 (0.017)	5.149 (0.000)	5.512 (0.000)	15.946 (0.000)	34.902 (0.000)	280.771 (0.000)
Telemig Celul Part PN	3.608 (0.000)	3.402 (0.000)	0.167 (0.434)	-4.387 (0.000)	13.044 (0.001)	30.820 (0.000)
Tele Centroeste Cel PN	1.262 (0.103)	2.992 (0.001)	5.799 (0.000)	12.687 (0.000)	35.224 (0.000)	169.904 (0.000)
Copel PNB	-1.529 (0.063)	0.775 (0.219)	49.404 (0.000)	53.947 (0.000)	2443.093 (0.000)	2910.846 (0.000)
Tele Nordeste Celul PN	-1.138 (0.128)	-3.242 (0.001)	5.705 (0.000)	-6.540 (0.000)	33.839 (0.000)	53.285 (0.000)
Brasil PN	3.157 (0.001)	2.842 (0.002)	50.789 (0.000)	51.550 (0.000)	2589.510 (0.000)	2665.442 (0.000)
Telemar Norte Leste PNA	0.749 (0.227)	-0.018 (0.493)	23.238 (0.000)	0.197 (0.422)	540.549 (0.000)	0.039 (0.981)
Telemar ON	2.304 (0.011)	1.061 (0.144)	52.417 (0.000)	13.920 (0.000)	2752.841 (0.000)	194.883 (0.000)
Tele Celular Sul PN	1.210 (0.113)	0.455 (0.325)	48.678 (0.000)	-13.265 (0.000)	2371.040 (0.000)	176.167 (0.000)
CRT Celular PNA	1.246 (0.106)	-10.537 (0.000)	56.309 (0.000)	17.452 (0.000)	3172.265 (0.000)	415.607 (0.000)
Sid Nacional ON	3.140 (0.001)	1.973 (0.024)	55.250 (0.000)	-4.100 (0.000)	3062.455 (0.000)	20.707 (0.000)
Cesp PN	-10.832 (0.000)	0.165 (0.435)	17.296 (0.000)	19.603 (0.000)	416.460 (0.000)	384.294 (0.000)

Ações	Assimetria		Curtose		D'Agostino & Pearson	
	transação	não transação	transação	não transação	transação	não transação
Gerdau PN	-0.016 (0.493)	3.055 (0.001)	-15.536 (0.000)	3.764 (0.000)	241.365 (0.000)	23.502 (0.000)
Bradespar PN	-0.731 (0.232)	-0.520 (0.302)	5.290 (0.000)	3.469 (0.000)	28.520 (0.000)	12.305 (0.002)
Tele Leste Celular PN	-1.552 (0.060)	-1.353 (0.088)	5.360 (0.000)	-7.164 (0.000)	31.135 (0.000)	53.158 (0.000)
Sabesp ON	3.018 (0.001)	4.641 (0.000)	-21.658 (0.000)	-10.269 (0.000)	478.156 (0.000)	127.004 (0.000)
Transmissao Paulist PN	4.532 (0.000)	5.185 (0.000)	4.138 (0.000)	94.127 (0.000)	37.657 (0.000)	8886.825 (0.000)
Brasil T Par ON	4.439 (0.000)	3.828 (0.000)	56.290 (0.000)	-82.769 (0.000)	3188.297 (0.000)	6865.419 (0.000)
Comgas PNA	2.724 (0.003)	2.787 (0.003)	-2.218 (0.013)	1.404 (0.080)	12.340 (0.002)	9.739 (0.008)
Telesp Operac PN	-3.901 (0.000)	-4.104 (0.000)	5.103 (0.000)	5.078 (0.000)	41.258 (0.000)	42.629 (0.000)
Acesita PN	5.703 (0.000)	5.673 (0.000)	6.791 (0.000)	-10.235 (0.000)	78.652 (0.000)	136.934 (0.000)
Souza Cruz ON	3.224 (0.001)	2.664 (0.004)	1.569 (0.058)	-4.307 (0.000)	12.860 (0.002)	25.650 (0.000)
Aracruz PNB	0.813 (0.208)	-1.168 (0.121)	-0.785 (0.216)	-4.701 (0.000)	1.277 (0.528)	23.460 (0.000)
Eletropaulo Metropro PN	0.395 (0.346)	1.958 (0.025)	51.038 (0.000)	-0.468 (0.320)	2605.069 (0.000)	4.054 (0.132)
Celesc PNB	4.646 (0.000)	4.637 (0.000)	59.427 (0.000)	56.995 (0.000)	3553.113 (0.000)	3269.961 (0.000)
Petrobras Distrib PN	0.783 (0.217)	2.175 (0.015)	50.780 (0.000)	-2.234 (0.013)	2579.196 (0.000)	9.722 (0.008)
Tele Celular Sul ON	1.834 (0.033)	1.165 (0.122)	59.499 (0.000)	6.455 (0.000)	3543.525 (0.000)	43.026 (0.000)
Votorantim C P PN	3.707 (0.000)	2.796 (0.003)	-38.519 (0.000)	3.916 (0.000)	1497.473 (0.000)	23.148 (0.000)
Copene PNA	3.187 (0.001)	4.600 (0.000)	-2.234 (0.013)	9.079 (0.000)	15.150 (0.001)	103.578 (0.000)
Sid Tubarao PN	3.343 (0.000)	2.458 (0.007)	69.573 (0.000)	-65.482 (0.000)	4851.534 (0.000)	4293.983 (0.000)
Light ON	3.584 (0.000)	-0.050 (0.480)	-10.160 (0.000)	13.286 (0.000)	116.066 (0.000)	176.532 (0.000)
Brasil ON	2.996 (0.001)	1.882 (0.030)	50.498 (0.000)	53.158 (0.000)	2559.056 (0.000)	2829.296 (0.000)
Klabin PN	3.682 (0.000)	4.726 (0.000)	74.737 (0.000)	90.271 (0.000)	5599.247 (0.000)	8171.111 (0.000)
Gerasul ON	2.489 (0.006)	4.965 (0.000)	-8.413 (0.000)	3.222 (0.001)	76.969 (0.000)	35.036 (0.000)
Inepar PN	2.451 (0.007)	3.865 (0.000)	4.639 (0.000)	15.125 (0.000)	27.527 (0.000)	243.703 (0.000)
Cemig ON	2.877 (0.002)	-0.531 (0.298)	50.322 (0.000)	-1.695 (0.045)	2540.541 (0.000)	3.157 (0.206)
Ipiranga Pet PN	3.135 (0.001)	3.506 (0.000)	-33.509 (0.000)	0.049 (0.481)	1132.712 (0.000)	12.295 (0.002)
Telefonica Data Hld PN	3.150 (0.001)	-1.425 (0.077)	3.306 (0.000)	-10.829 (0.000)	20.854 (0.000)	119.309 (0.000)
% de rejeições da H <sub>0</sub>	68%	72%	95%	88%	98%	91%

As estatísticas de Assimetria e Curtose apresentadas correspondem aos valores propostos por D'Agostino & Pearson. Os respectivos testes foram realizados sob a hipótese nula de normalidade dos dados. As duas últimas colunas ilustram uma estatística que combina os dois primeiros testes para formar um teste de normalidade ajustado para pequenas amostras. Considerando uma população normalmente distribuída, este teste apresenta aproximadamente uma distribuição  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade. Os p-valores foram considerados significativos ao nível de 5%.

**Tabela 8**  
**Autocorrelação serial de primeira ordem dos retornos diários – FAC(1)**

	transação	não transação		transação	não transação
Telemar PN	0.088	-0.104	CRT Celular PNA	0.135	-0.208
Petrobras PN	0.115	-0.026	Sid Nacional ON	0.217	0.089
Bradesco PN	0.177	-0.012	Cesp PN	0.081	0.032
Telesp Cel Part PN	0.097	-0.075	Gerdau PN	0.119	0.010
Eletronbras PNB	0.086	-0.016	Bradespar PN	-0.017	-0.029
Embratel Part PN	0.111	-0.009	Tele Leste Celular PN	0.151	0.046
Vale Rio Doce PNA	0.044	0.006	Sabesp ON	0.094	0.063
Brasil T Par PN	0.055	0.039	Transmissao Paulist PN	0.179	0.129
Globo Cabo PN	0.031	0.074	Brasil T Par ON	0.019	0.027
Petrobras ON	0.129	0.008	Comgas PNA	0.125	0.038
Cemig PN	0.104	-0.004	Telesp Operac PN	0.073	0.069
Brasil Telec PN	0.110	0.059	Acesita PN	-0.004	0.020
Itaubanco PN	0.136	0.036	Souza Cruz ON	0.062	0.129
Eletronbras ON	0.092	0.029	Aracruz PNB	0.036	0.067
Embraer PN	0.078	0.042	Eletropaulo Metro PN	0.096	0.061
Embratel Part ON	0.124	-0.036	Celesc PNB	0.024	0.040
Ambev PN	0.019	0.093	Petrobras Distrib PN	0.100	0.022
Usiminas PNA	0.218	0.085	Tele Celular Sul ON	0.132	0.040
Itausa PN	0.107	-0.023	Votorantim C P PN	0.144	0.069
Embraer ON	0.027	0.143	Copene PNA	0.129	0.083
Telemig Celul Part PN	0.098	0.084	Sid Tubarao PN	0.136	0.067
Tele Centroeste Cel PN	0.111	0.027	Light ON	0.017	0.015
Copel PNB	0.087	0.029	Brasil ON	-0.020	0.025
Tele Nordeste Celul PN	0.100	0.041	Klabin PN	-0.040	0.066
Brasil PN	-0.049	-0.018	Gerasul ON	0.021	0.058
Telemar Norte Leste PNA	0.297	0.182	Inepar PN	0.022	0.074
Telemar ON	0.009	-0.002	Cemig ON	-0.003	0.021
Tele Celular Sul PN	0.124	0.013	Ipiranga Pet PN	0.048	0.030
			Telefonica Data Hld PN	0.110	-0.036

Estadísticas da Amostra

	transação	não transação
média	0.086	0.031
desvio padrão	0.066	0.060
n° de negativos	6	14

**Tabela 9**  
**Estatística de Levene modificada para testes de igualdade de variância entre**  
**retornos nos períodos de transação e não transação do mercado**

Ações	LM <sub>02</sub>	Ações	LM <sub>02</sub>	Ações	LM <sub>02</sub>
Telemar PN	266.312 (0.000)	Embraer ON	131.756 (0.000)	Telesp Operac PN	117.330 (0.000)
Petrobras PN	252.129 (0.000)	Telemig Celul Part PN	235.341 (0.000)	Acesita PN	205.564 (0.000)
Bradesco PN	312.864 (0.000)	Tele Centroeste Cel PN	180.254 (0.000)	Souza Cruz ON	142.495 (0.000)
Telesp Cel Part PN	183.891 (0.000)	Copel PNB	153.261 (0.000)	Aracruz PNB	206.199 (0.000)
Eletrobras PNB	294.112 (0.000)	Tele Nordeste Celul PN	218.989 (0.000)	Eletropaulo Metro po PN	181.709 (0.000)
Embratel Part PN	300.355 (0.000)	Brasil PN	259.111 (0.000)	Celesc PNB	198.153 (0.000)
Vale Rio Doce PNA	237.193 (0.000)	Telemar Norte Leste PNA	33.206 (0.000)	Petrobras Distrib PN	118.464 (0.000)
Brasil T Par PN	250.718 (0.000)	Telemar ON	207.601 (0.000)	Tele Celular Sul ON	158.307 (0.000)
Globo Cabo PN	203.907 (0.000)	Tele Celular Sul PN	256.776 (0.000)	Votorantim C P PN	139.282 (0.000)
Petrobras ON	214.137 (0.000)	CRT Celular PNA	39.224 (0.000)	Copene PNA	106.256 (0.000)
Cemig PN	261.455 (0.000)	Sid Nacional ON	166.935 (0.000)	Sid Tubarao PN	173.066 (0.000)
Brasil Telec PN	223.568 (0.000)	Cesp PN	109.332 (0.000)	Light ON	171.651 (0.000)
Itaubanco PN	322.318 (0.000)	Gerdau PN	163.247 (0.000)	Brasil ON	115.587 (0.000)
Eletrobras ON	143.655 (0.000)	Bradespar PN	159.831 (0.000)	Klabin PN	147.940 (0.000)
Embraer PN	147.127 (0.000)	Tele Leste Celular PN	202.807 (0.000)	Gerasul ON	103.720 (0.000)
Embratel Part ON	280.333 (0.000)	Sabesp ON	219.056 (0.000)	Inepar PN	236.497 (0.000)
Ambev PN	225.662 (0.000)	Transmissao Paulist PN	194.211 (0.000)	Cemig ON	61.332 (0.000)
Usiminas PNA	249.814 (0.000)	Brasil T Par ON	253.220 (0.000)	Ipiranga Pet PN	115.547 (0.000)
Itausa PN	168.838 (0.000)	Comgas PNA	90.439 (0.000)	Telefonica Data Hld PN	34.536 (0.000)

Nota: Os p-valores da estatística de teste foram calculados sob a hipótese de que ela segue uma distribuição  $F_{P-1, N-P}$ .

**Tabela 10**  
**Estatísticas de Levene modificada para testes de igualdade de variância entre**  
**retornos nos períodos de transação e não transação – Comparação entre valores**  
**reais e provenientes das distribuições empíricas após re-amostragem em blocos**  
**(percentis de 5%)**

Ações	LM <sub>02</sub>	Perc 5% B_LM <sub>02</sub>	Ações	LM <sub>02</sub>	Perc 5% B_LM <sub>02</sub>
Telemar PN	270.205	318.306	CRT Celular PNA	53.215	142.956
Petrobras PN	251.624	297.100	Sid Nacional ON	167.788	208.968
Bradesco PN	313.226	356.311	Cesp PN	157.051	307.710
Telesp Cel Part PN	185.880	250.648	Gerdau PN	162.742	207.077
Eletrabras PNB	298.626	353.370	Bradespar PN	164.244	210.301
Embratel Part PN	299.634	347.907	Tele Leste Celular PN	203.357	249.726
Vale Rio Doce PNA	235.553	274.802	Sabesp ON	227.185	271.567
Brasil T Par PN	250.275	306.432	Transmissao Paulist PN	193.869	235.765
Globo Cabo PN	210.437	263.699	Brasil T Par ON	252.992	297.940
Petrobras ON	219.448	263.992	Comgas PNA	89.722	121.685
Cemig PN	264.486	313.919	Telesp Operac PN	116.055	149.435
Brasil Telec PN	222.635	268.757	Acesita PN	207.627	248.695
Itaubanco PN	326.089	383.314	Souza Cruz ON	141.409	176.997
Eletrabras ON	149.512	186.592	Aracruz PNB	204.954	247.552
Embraer PN	149.184	188.140	Eletropaulo Metro po PN	178.753	218.884
Embratel Part ON	279.393	325.337	Celesc PNB	202.422	247.474
Ambev PN	226.949	269.542	Petrobras Distrib PN	118.321	151.073
Usiminas PNA	250.838	297.824	Tele Celular Sul ON	157.695	204.079
Itausa PN	167.871	207.620	Votorantim C P PN	140.164	181.131
Embraer ON	139.049	199.711	Copene PNA	108.289	147.274
Telemig Celul Part PN	236.483	283.546	Sid Tubarao PN	172.974	211.379
Tele Centroeste Cel PN	181.839	227.434	Light ON	171.873	221.934
Copel PNB	151.181	187.699	Brasil ON	115.387	150.441
Tele Nordeste Celul PN	217.567	263.757	Klabin PN	148.140	186.922
Brasil PN	257.935	302.894	Gerasul ON	104.016	137.990
Telemar Norte Leste PNA	29.802	49.876	Inepar PN	240.656	296.668
Telemar ON	211.614	270.024	Cemig ON	61.949	89.830
Tele Celular Sul PN	254.648	302.397	Ipiranga Pet PN	114.514	147.229
			Telefonica Data Hld PN	38.550	56.855

**Tabela 11**  
**Estatísticas de teste de normalidade dos retornos intradiários do Ibovespa**  
**propostas por D'Agostino & Pearson**

	Assimetria	Curtose	D'Agostino & Pearson
Retorno 11 h	-0.139 (0.445)	19.116 (0.000)	365.458 (0.000)
Retorno 12 h	-0.368 (0.356)	19.540 (0.000)	381.952 (0.000)
Retorno 13 h	-1.337 (0.091)	27.206 (0.000)	741.970 (0.000)
Retorno 14 h	2.134 (0.016)	1.986 (0.024)	8.497 (0.014)
Retorno 15 h	0.769 (0.221)	19.949 (0.000)	398.563 (0.000)
Retorno 16 h	-1.610 (0.054)	19.630 (0.000)	387.922 (0.000)
Retorno 17 h	1.365 (0.086)	20.775 (0.000)	433.471 (0.000)
% de rejeições da $H_0$	14%	100%	100%

Nota: As estatísticas de Assimetria e Curtose apresentadas correspondem aos valores propostos por Agostino & Pearson. Os respectivos testes foram realizados sob a hipótese nula de normalidade dos dados. A última coluna ilustra uma estatística que combina os dois primeiros testes para formar um teste de normalidade ajustado para pequenas amostras. Considerando uma população normalmente distribuída, este teste apresenta aproximadamente uma distribuição  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade. Os p-valores foram considerados significativos ao nível de 5%.

**Tabela 12 – Variância dos retornos intradiários durante o período de 01/10/2001 a 01/11/2001**

	Embratel PN	Eletróbrás ON	Eletróbrás PN	Petrobrás ON	Petrobrás PN	Globo Cabo PN	Telemar PN
abertura - abertura	0.215%	0.113%	0.128%	0.049%	0.035%	0.121%	0.103%
fechamento - fechamento	0.197%	0.164%	0.156%	0.038%	0.026%	0.183%	0.125%
abertura - fechamento	0.164%	0.119%	0.103%	0.043%	0.025%	0.106%	0.083%
fechamento - abertura	0.017%	0.014%	0.019%	0.012%	0.006%	0.030%	0.019%
VR (abertura / fechamento)	1.094	0.690	0.818	1.290	1.353	0.665	0.824
VR (transação / não transação)	9.918	8.751	5.408	3.459	4.398	3.597	4.411

**Tabela 13**  
**Estatística de teste de normalidade dos retornos intradiários das ações proposta por D'Agostino & Pearson**

Ações	Embratel PN	Eletróbrás ON	Eletróbrás PN	Petrobrás ON	Petrobrás PN	Globo Cabo PN	Telemar PN
Retorno 11 h	531.663 (0.000)	455.914 (0.000)	29.037 (0.000)	8.601 (0.014)	80.856 (0.000)	32.742 (0.000)	390.727 (0.000)
Retorno 12 h	525.504 (0.000)	500.126 (0.000)	371.547 (0.000)	382.558 (0.000)	478.398 (0.000)	19.432 (0.000)	445.936 (0.000)
Retorno 13 h	443.252 (0.000)	367.901 (0.000)	397.665 (0.000)	443.454 (0.000)	1657.973 (0.000)	351.604 (0.000)	430.291 (0.000)
Retorno 14 h	367.901 (0.000)	48.363 (0.000)	7.518 (0.023)	351.547 (0.000)	390.039 (0.000)	419.543 (0.000)	13.088 (0.001)
Retorno 15 h	403.117 (0.000)	58.801 (0.000)	12.665 (0.002)	546.342 (0.000)	7.710 (0.021)	414.554 (0.000)	441.435 (0.000)
Retorno 16 h	379.981 (0.000)	542.836 (0.000)	423.679 (0.000)	661.440 (0.000)	423.001 (0.000)	10.137 (0.006)	0.505 (0.777)
Retorno 17 h	488.928 (0.000)	1090.567 (0.000)	386.864 (0.000)	488.011 (0.000)	414.160 (0.000)	16.321 (0.000)	17.147 (0.000)

Nota: As estatísticas de Assimetria e Curtose apresentadas correspondem aos valores propostos por Agostino & Pearson. Os respectivos testes foram realizados sob a hipótese nula de normalidade dos dados. A última coluna ilustra uma estatística que combina os dois primeiros testes para formar um teste de normalidade ajustado para pequenas amostras. Considerando uma população normalmente distribuída, este teste apresenta aproximadamente uma distribuição  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade. Os p-valores foram considerados significativos ao nível de 5%.

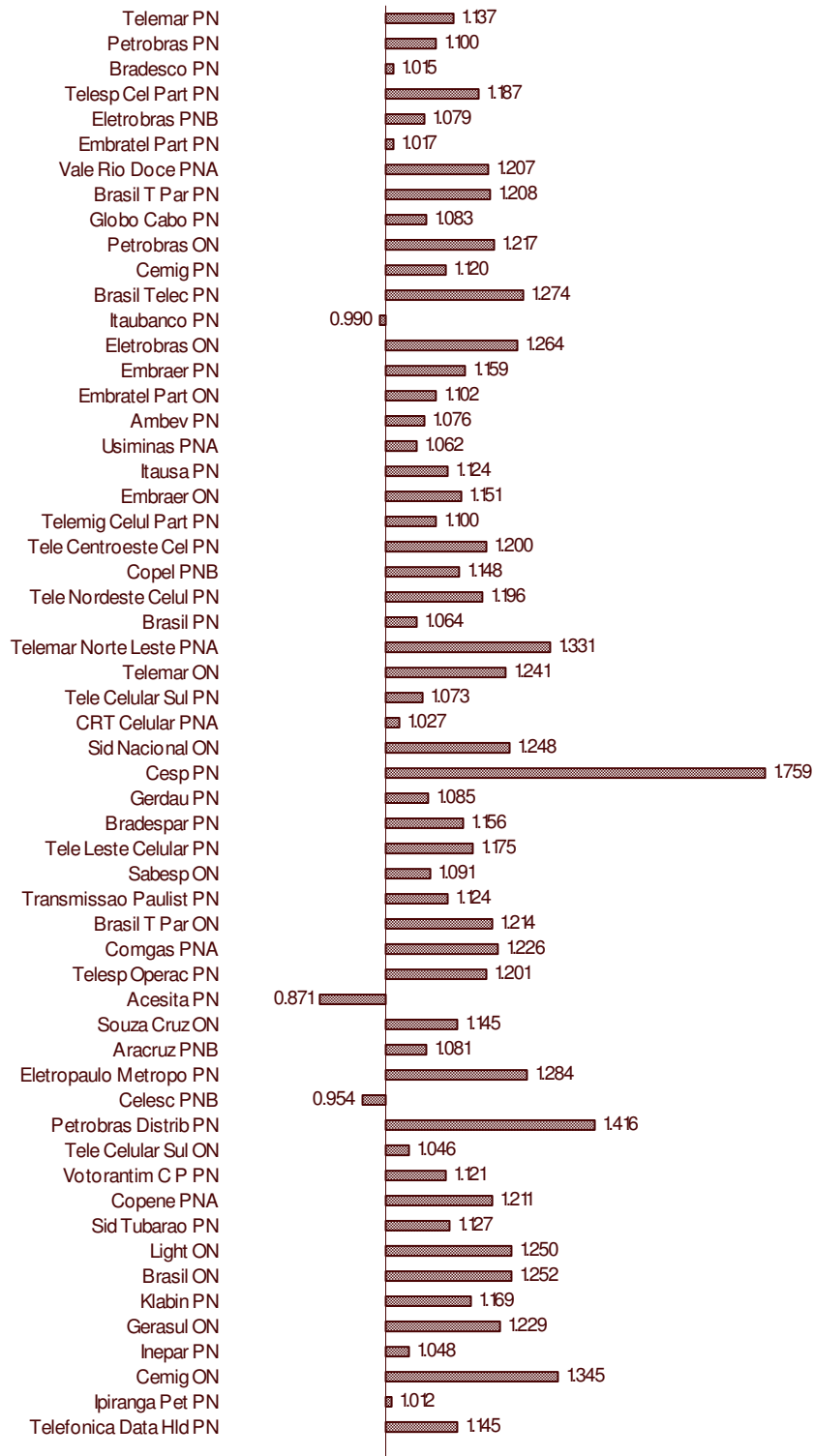
**Tabela 14**  
**Estatísticas de Levene modificada para testes de igualdade de variância dos retornos intradiários (intervalos de uma hora) das ações – Comparação entre valores reais e provenientes das distribuições empíricas após re-amostragem em blocos (percentis de 5%)**

Ações	LM04	B_LM04
Embratel PN	15.973	20.928
Eletróbrás ON	14.337	19.528
Eletróbrás PN	15.316	20.909
Petrobrás ON	14.278	20.968
Petrobrás PN	14.657	19.580
Globo Cabo PN	9.823	19.513
Telemar PN	13.791	19.489



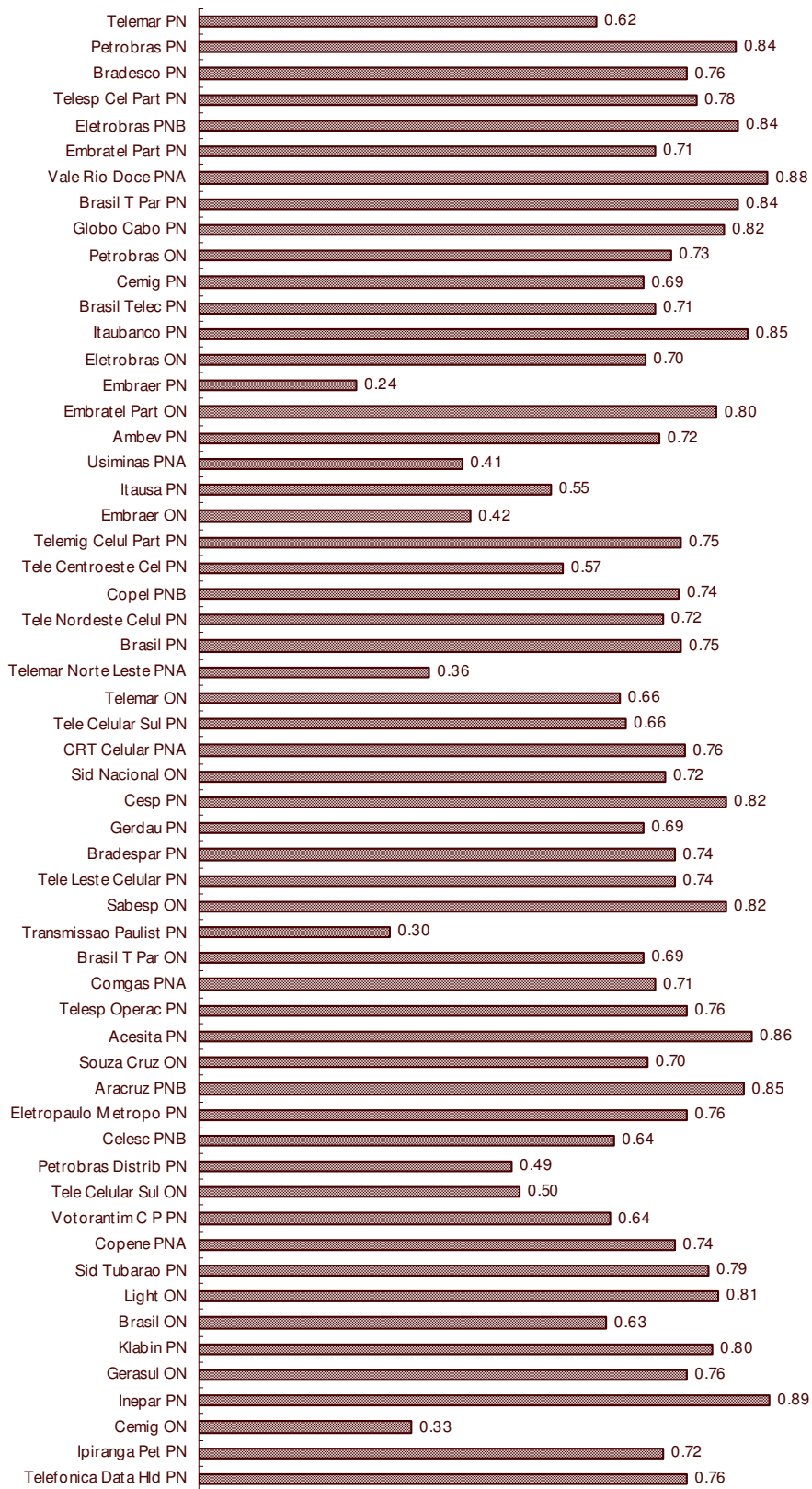
**Gráfico 1**  
**Razão das variâncias dos retornos diários (abertura / fechamento)**

Período: 01/02/1999 a 01/02/2002



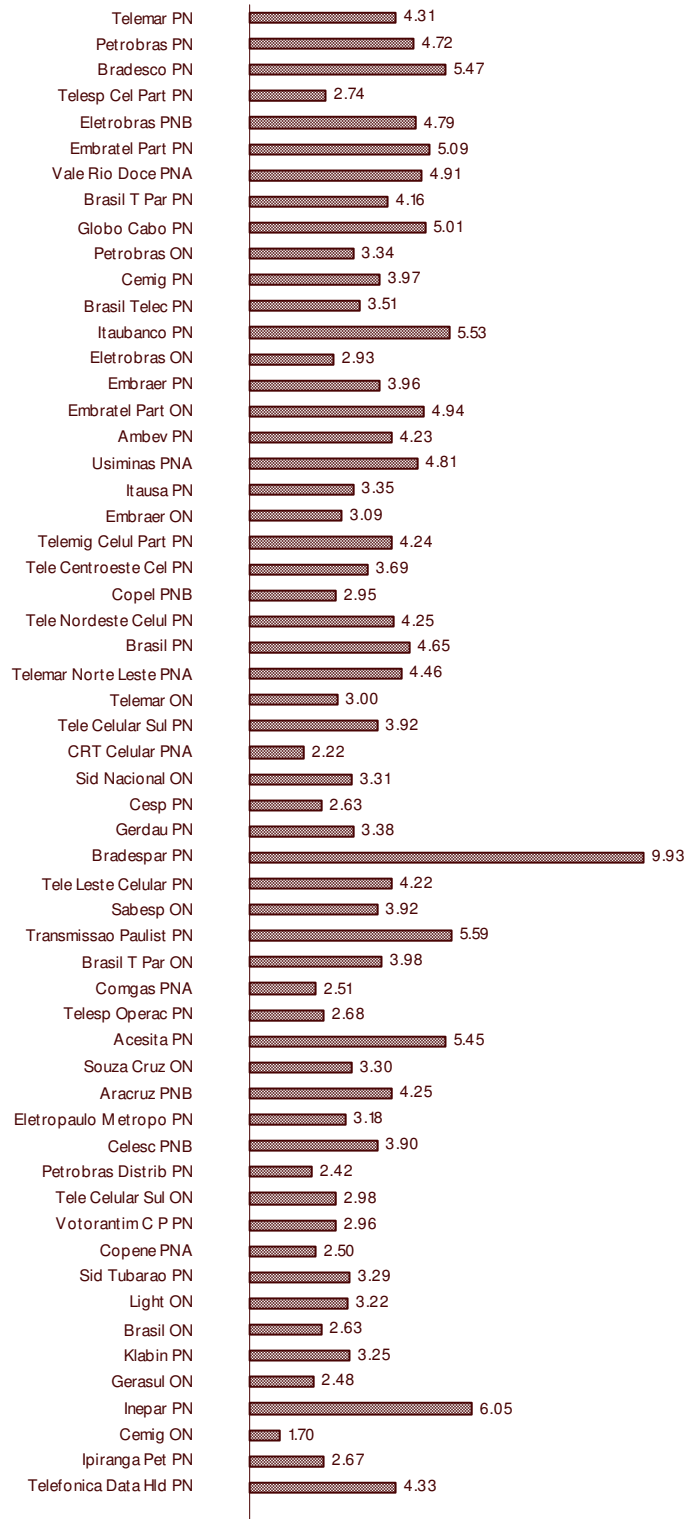
## Gráfico 2 Correlação entre retornos diários contemporâneos (abertura / fechamento)

Período: 01/02/1999 a 01/02/2002

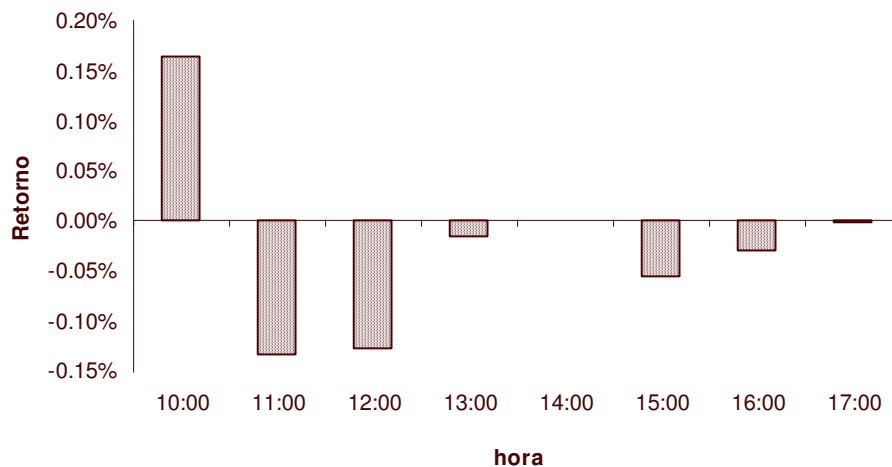


**Gráfico 3**  
**Razão das variâncias dos retornos diários (transação / não transação)**

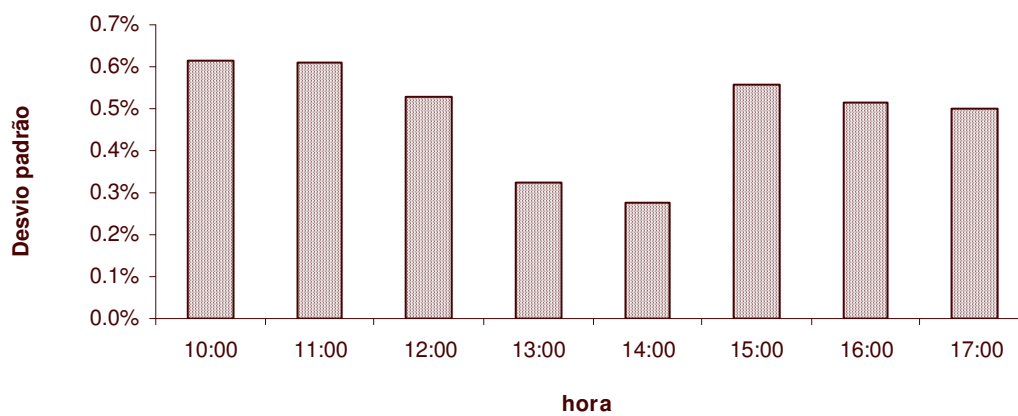
Período: 01/02/1999 a 01/02/2002



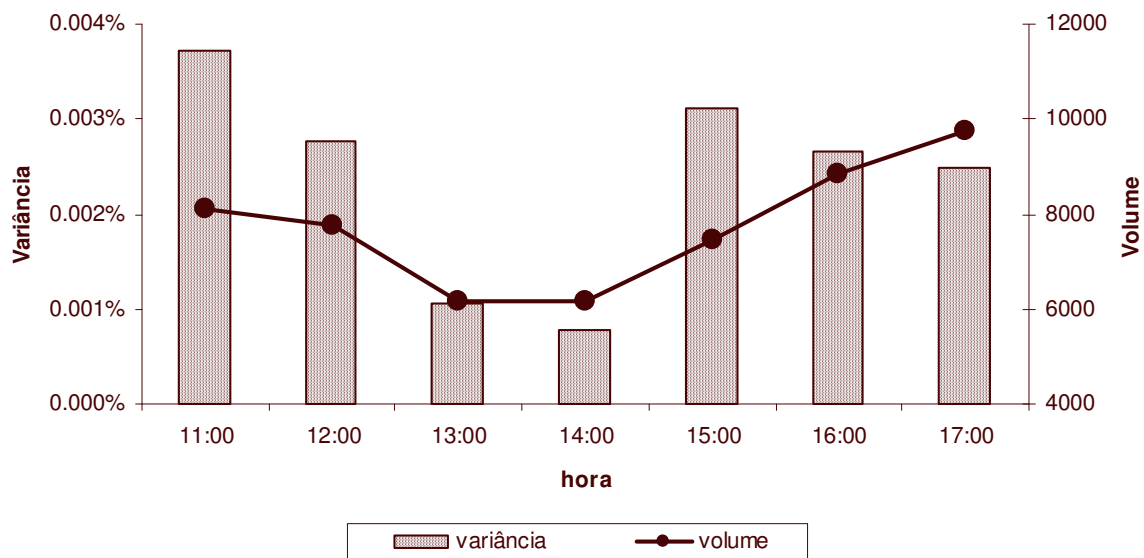
**Gráfico 4**  
**Média dos retornos intradiários do Ibovespa para o período 01/06/2001 a 30/08/2001**



**Gráfico 5**  
**Desvio padrão dos retornos intradiários do Ibovespa para o período de 01/06/2001 a 30/08/2001**



**Gráfico 6**  
**Variância dos retornos intradiários e volume médio negociado do Ibovespa durante o período de 01/06/2001 a 30/08/2001**



## Gráficos 7 a 14

Variância dos retornos intradiários e volume médio de ações negociadas durante o período de 01/10/2001 a 01/11/2001

