

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO**

**O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO É EFICIENTE?**  
**AVALIANDO A PRESENÇA DE EFEITOS DE CALENDÁRIO NO IBOVESPA**

**Claudia Couri Nogueira Moscon**

**Nº de matrícula: 0711501**

**Orientador: Waldyr Dutra Areosa**

**Junho/2010**

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO**

**O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO É EFICIENTE?  
AVALIANDO A PRESENÇA DE EFEITOS DE CALENDÁRIO NO IBOVESPA**

**Orientador: Waldyr Dutra Areosa**

**Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para utilizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.**

---

**Claudia Couri Nogueira Moscon**

**Nº de matrícula: 0711501**

**Junho/2010**

**As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.**

## **Dedicatória**

Ao meu orientador Professor Waldyr Dutra Areosa;

À minha família, Denise, Marco e Gabriele, que muito me apoiou e tornou possível este projeto;

Ao meu namorado, Pedro, pela paciência durante muitos finais de semana;

À minha avó Jane, que lutou pela viabilidade de conclusão de todo este curso e me incentivou durante toda sua realização.

## Sumário

1. INTRODUÇÃO .....	5
2. EMBASAMENTO TEÓRICO .....	6
3. DADOS.....	9
<b>3.1. DAY-OF-THE-WEEK EFFECT</b> .....	9
<b>3.2. JANUARY EFFECT</b> .....	10
4. METODOLOGIA.....	11
<b>4.1. DAY-OF-THE-WEEK EFFECT</b> .....	11
<b>4.2. JANUARY EFFECT</b> .....	22
5. RESULTADOS .....	31
6. CONCLUSÃO .....	33
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	34
ANEXOS .....	36

## 1. Introdução

Este trabalho tem por tema a eficiência do mercado acionário brasileiro. De acordo com a Teoria de Eficiência dos Mercados, todos os agentes são racionais, o que se mostra incompatível com a presença de efeitos de calendário nos mercados acionários.

A contribuição original deste trabalho é uma tentativa de mapear empiricamente certos padrões de comportamento dos indivíduos que são refletidos no mercado acionário brasileiro recentemente, formando efeitos sazonais, que de acordo com a Teoria de Mercados Eficientes, não deveriam ocorrer.

Para testar se o mercado acionário brasileiro da última década tem se comportado como um mercado eficiente, foram realizados testes empíricos para detectar efeitos de calendário. Os efeitos estudados foram *day-of-the-week effect* e *january effect*, não sendo encontradas evidências recentes para nenhum deles.

De acordo com os resultados encontrados, percebemos uma trajetória evolutiva do mercado acionário tanto brasileiro quanto americano em relação à eficiência dos mesmos. Foram identificadas anomalias para os períodos anteriores ao ano de 2000, porém os efeitos foram se mostrando menos significativos até se tornarem inexistentes para a última década. Uma possível explicação para as evidências encontradas seria uma maior disseminação de informações, devido à evolução dos meios de comunicações, ao surgimento da Internet e ao aumento da transparência corporativa trazida pela maior regulamentação dos mercados.

Na próxima seção, apresentamos um embasamento teórico a respeito dos efeitos de calendários e sua relação com a hipótese de eficiência dos mercados. Detalhamos a obtenção dos dados na seção 3 e apresentamos nossos modelos de análise na seção 4. A seção 5 expõe os resultados e sugere possíveis argumentos que os justifiquem. Apresentamos a conclusão na seção 6, enquanto os Anexos contêm detalhes omitidos no texto principal.

## 2. Embasamento teórico

A Teoria dos Mercados Eficientes dominou os círculos acadêmicos por volta dos anos 1970, trazendo as Expectativas Racionais como uma revolução na teoria econômica. Fama (1991) define Mercados Eficientes como o estado em que os preços dos ativos refletem toda a informação disponível, podendo haver três níveis distintos de eficiência: fraca, semi-forte e forte. A eficiência é dita fraca quando os preços refletem apenas as informações contidas nos preços anteriores; semi-forte quando incorporam nos preços todas as informações públicas; e forte quando caracterizam preços de ativos que refletem as informações públicas e privilegiadas.

O crescimento do número de anomalias no mercado acionário americano trouxe questionamentos a respeito da Hipótese de Eficiência dos Mercados. De acordo com Shleifer (2000), as forças de mercado capazes de atingir a eficiência são mais fracas e mais limitadas do que as teorias dos mercados eficientes haviam proposto. Novos estudos de “*security prices*” contrariaram a Hipótese de Eficiência dos Mercados, o que resultou no surgimento da teoria em finanças comportamentais como uma visão alternativa aos mercados financeiros. De acordo com este ponto de vista, a teoria econômica não nos faz esperar que os mercados financeiros sejam eficientes. Certas anomalias podem ser avaliadas como um padrão comportamental dos *traders*, que se dominado e entendido, pode ser uma forma de aumentar a taxa de retorno. Dessa forma, a teoria em finanças comportamentais pode ser aplicada para a melhor previsibilidade dos preços dos ativos e, desta forma, maximizar os ganhos futuros.

Vários estudos foram realizados na área de finanças comportamentais com o objetivo de identificar padrões nestas anomalias, surgindo evidências como “*Day-of-the-week effect*” ou “*Weekend effect*” (French, 1980), “*Month-of-the-year effect*” ou “*January effect*” ou “*Turn-of-the-year effect*” (Thaler, 1987), “*Turn-of-the-month effect*” (Ariel, 1987), “*December-end effect*” ou “*Holiday effect*” (Lakonishok and Smith, 1988), entre outros. O chamado “*Weekend effect*” ou “*Day-of-the-week effect*” se refere à tendência dos ativos de exibir relativamente maiores taxas de retorno e menor variância dos preços nas sextas-feiras em comparação com as segundas. Este efeito é considerado uma anomalia, pois era de se esperar que os retornos nas segundas-feiras fossem maiores, uma vez que englobam três dias, um período mais longo que qualquer outro dia da semana, e conseqüentemente, maior risco. “*January effect*” é observado uma vez que os preços dos ativos aumentam no mês de janeiro, aumentando

também o retorno. “*Turn-of-the-month effect*” se refere aos maiores retornos geralmente observados por volta da virada do mês, principalmente no último dia de transações de cada mês. “*December-end*” ou “*Holiday effect*” faz referência a maiores taxas de retorno nos pré-feriados e, geralmente, menores taxas no inter-feriado.

Após o estudo de caso americano, outros estudos foram realizados no mercado de ações de diversos países, entre desenvolvidos e emergentes, e na sua grande maioria foram encontradas as mesmas evidências. Um exemplo está em Agrawal e Tandon (1994), em que são realizados estudos empíricos em 18 países, entre eles o Brasil, mostrando resultados compatíveis com a existência destes efeitos na maioria dos casos. Os dados utilizados no estudo, inclusive no caso brasileiro, são referentes ao período de 1971 a 1987, o que torna este presente estudo mais interessante, do ponto de vista de confirmar ou não estes mesmos efeitos no mercado de ações brasileiro dos últimos 10 anos. Outros autores também confirmaram o mesmo efeito para o caso brasileiro, como Correa e Pereira (1998) e Torres, Bonomo e Fernandes (2002), o segundo para o período de 1986 a 1998.

O primeiro efeito a ser estudado, o chamado “*Weekend effect*” ou “*Day-of-the-week effect*”, se refere à tendência dos ativos de exibir relativamente maiores taxas de retorno e menor variância dos preços nas sextas-feiras em comparação com as segundas. Este efeito é considerado uma anomalia, pois era de se esperar que os retornos nas segundas-feiras fossem maiores, uma vez que englobam três dias, um período mais longo que qualquer outro dia da semana, e conseqüentemente, maior risco.

Agrawal e Tandon (1994) realizaram a análise da anomalia “*day-of-the-week effect*” em 18 países, dentre os quais o Brasil apresentou o maior efeito observado. O período analisado foi de 01/01/1972 a 31/12/1988 e a série observada foi a taxa de retorno diária do índice da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. O resultado por eles apresentado mostrou uma taxa de retorno abruptamente negativa na segunda-feira, enquanto os outros dias da semana apresentaram taxas positivas, sendo que a sexta-feira apresentou a segunda maior taxa de retorno, perdendo somente para a quarta-feira.

O objetivo deste trabalho é tentar replicar o mesmo estudo para os últimos 10 anos do mercado acionário brasileiro e observar se estas anomalias ainda se mostram presente. Porém, para isso, não foi utilizado o índice da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, uma vez que a negociação de ações do país foi transferida para a Bolsa de Valores de São Paulo a partir de 2000.



O chamado “*Month-of-the-year effect*” ou “*January effect*” ou “*Turn-of-the-year effect*” (Thaler, 1987) se refere a um aumento generalizado dos preços das ações durante o mês de Janeiro. É o segundo efeito a ser analisado. Este efeito sazonal é geralmente atribuído ao aumento de operações de compra, devido à típica queda nos preços dos ativos que acontecem no mês de Dezembro, quando investidores buscam ganhos de capital para cobrir perdas fiscais. Este efeito foi explicado pela primeira vez por Keim (1983), que observou o fenômeno desde 1925.

### **3. Dados**

Na realização dos testes previstos neste estudo, foram utilizadas séries temporais do índice Ibovespa diário do período de 01 de janeiro de 1972 a 28 de janeiro de 2010 e mensal que estende-se de Janeiro de 1990 a Maio de 2010, tendo sido obtidos no site da BM&F Bovespa<sup>1</sup>. O índice Ibovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro, negociado na Bolsa de Valores de São Paulo. O índice expressa o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968 (valor-base: 100 pontos), a partir de uma aplicação hipotética. O índice reflete não apenas as variações dos preços das ações, mas também o impacto da distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes. A carteira teórica tem vigência de quatro meses, sendo que a ponderação depende do número de negócios e do volume financeiro negociado no período de doze meses anteriores à elaboração.

Também foi utilizada série diária do índice S&P 500 referente ao período de 01 de janeiro de 1950 a 27 de maio de 2010, obtida junto ao terminal da Bloomberg. O S&P 500 é um dos mais importantes índices da Bolsa de Valores de Nova York, sendo composto por 500 ações de empresas de diversos setores que foram selecionadas de acordo com o tamanho da indústria, a liquidez e a representatividade no setor.

#### **3.1. *Day-of-the-week effect***

Ao trabalhar com os dados diários de fechamento do índice Ibovespa, foram incluídas 2.372 observações: datadas de 30/06/2000 a 28/01/2010, excluindo sábados, domingos e feriados, sendo o Gretl o programa utilizado como ferramenta para as análises.

As estatísticas descritivas para as variáveis estudadas, que inclui as séries de fechamento e a taxa de retorno do índice Ibovespa, ambas referentes aos dias úteis do período citado anteriormente, assim como as séries das taxas de retorno para cada dia da semana de operação estão apresentadas no Anexo 1, podendo servir como fonte de informações relevantes para a nossa análise. Em resumo, a valorização do índice Ibovespa durante o período observado foi de 392,1%, que se distribuímos esta

---

<sup>1</sup> [www.bmfbovespa.com.br](http://www.bmfbovespa.com.br)

valorização para todos os dias de operação da Bolsa de Valores de São Paulo, vamos obter uma taxa de retorno diária média de 0,057%, que seria a média diária da variação do índice Ibovespa. Já a média aritmética da taxa de variação do Índice Bovespa neste período de acordo com as estatísticas descritivas para a série histórica foi de 0,078%, a qual podemos comparar com as médias de retorno observadas para cada dia da semana do mesmo período. Olhando apenas para as estatísticas descritivas, podemos observar que a média e a mediana da taxa de retorno para segunda-feira são negativas e menores que os valores observados para a média e mediana da taxa de retorno do índice Ibovespa como um todo. Através da mesma base de comparação, a média e a mediana para a taxa de retorno de sexta-feira representam o único dia da semana com valores positivos, além de superar os valores encontrados para o índice durante todos os dias úteis. Estas evidências estariam de acordo com *day-of-the-week effect*.

### **3.2. *January effect***

Para analisar os efeitos de calendário mensais, foram utilizados os dados do índice Ibovespa e do S&P 500, o segundo para ser usado como efeito de comparação. Para o índice da Bolsa de Valores de São Paulo, foram utilizadas 266 observações para o período de 1990 a 2010 e 125 observações para o período de 2000 a 2010. Já para o índice da Bolsa de Valores de Nova York, foram utilizadas 724 observações para o período de 1950 a 2010 e 125 observações para o período de 2000 a 2010.

As estatísticas descritivas das séries observadas estão disponíveis no Anexo 2. Tanto as médias quanto as medianas dos períodos de 1950 a 2010 do S&P 500 e de 1990 a 2010 do Ibovespa se apresentaram maiores, em módulo, que para os períodos de 2000 a 2010 para ambos os índices, respectivamente. Esta evidência pode indicar um aumento da eficiência dos mercados com o passar dos anos.

## 4. Metodologia

### 4.1. *Day-of-the-week effect*

Para testar as diferenças nas taxas de retorno do Índice Bovespa entre os dias da semana, foi escolhida a seguinte equação de regressão através do Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a fim de replicar o mesmo método utilizado por Agrawal e Tandon (1994):

$$(1) R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + \epsilon_t$$

onde  $R_t$  é a taxa de retorno do índice Ibovespa no dia  $t$ ;  $D_{1t}$ ,  $D_{2t}$ ,  $D_{3t}$ ,  $D_{4t}$ ,  $D_{5t}$  são variáveis *dummy* binárias para os dias úteis da semana: Segunda, Terça, Quarta, Quinta, Sexta, respectivamente; os coeficientes  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_3$ ,  $a_4$  e  $a_5$  significam o retorno de segunda a sexta-feira, respectivamente e  $\epsilon_t$  é termo de erro.

Em primeiro lugar, a regressão acima foi rodada para o mesmo período de análise de Agrawal e Tandon (1994), a fim de comparar com os resultados obtidos por eles. Devido à dificuldade de obter os dados referentes ao fechamento diário do índice da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro<sup>2</sup> utilizados em Agrawal e Tandon (1994), foram usados neste trabalho os dados referentes ao índice da Bolsa de Valores de São Paulo. O número de observações somou 4.180. Segue abaixo a tabela que resume ambos os resultados. Uma tabela com mais detalhes pode obtida no Anexo 3.

---

<sup>2</sup> A Bolsa de Valores do Rio de Janeiro foi a primeira bolsa a ser fundada no Brasil. Com a evolução do mercado acionário, acordos de integração, a partir de 2000, transferiram a negociação de ações no país para a Bolsa de Valores de São Paulo. Em 2002, a Bolsa de Mercadorias & Futuros adquiriu os títulos patrimoniais da BVRJ, passando a deter os direitos de administração e operacionalização do sistema de negociação de Títulos Públicos.

Tabela 1. Testes do *day-of-the-week effect* para o período de 1972 a 1988\*

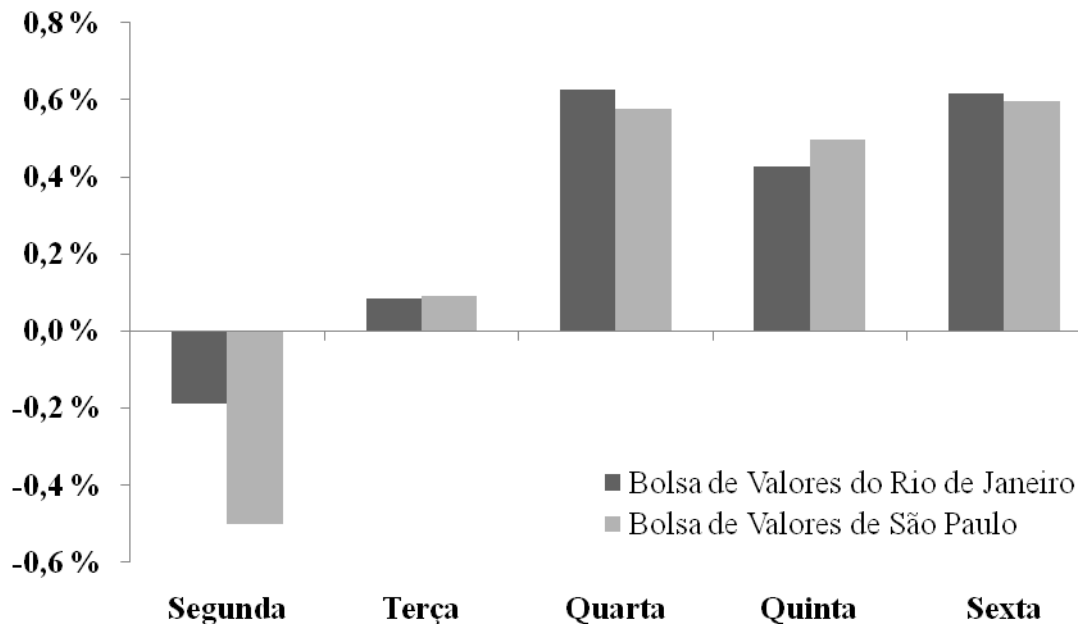
Taxa percentual de retorno para os dias da semana								
Autor/Ano	Índice	Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta	Média	P-Valor do Teste-F
Agrawal e Tandon (1994)	Bolsa de Valores do Rio de Janeiro	-0,189**	0,083	0,625***	0,427***	0,615***	0,312	0,026
Moscon (2010)	Bolsa de Valores de São Paulo	-0,500303	0,091315	0,576654	0,496636	0,594956	0,2518516	1,05E-12
	p-valor	0,00002	0,43773	<0,00001	0,00003	<0,00001		

\* 01/01/1972 a 31/12/1988.

\*\* Coeficiente estatisticamente significante ao nível de 5%.

\*\*\* Coeficiente estatisticamente significante ao nível de 1%.

Gráfico 1. Taxa de retorno percentual do Ibovespa para os dias da semana (1972 a 1988)



Observando o p-valor para cada coeficiente das variáveis *dummy*, somente aquele associado à terça-feira não se mostrou estatisticamente significativo ao nível de confiança de 90%. Ao analisar o teste-F de ambas as regressões, podemos afirmar que os resultados obtidos se mostraram relevantes. Apesar de estarmos comparando diferentes índices, os resultados obtidos se mostraram bastante semelhantes, apresentando inclusive a Bolsa de Valores de São Paulo queda na taxa de retorno ainda maior que do Rio de Janeiro na segunda-feira. Na sexta-feira, ambos apresentaram taxas de retorno bastante elevadas. Desta forma, a substituição do índice da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro pelo de São Paulo não alterou a conclusão. Em resumo, os resultados contrariam a Hipótese de Eficiência dos Mercados, validando o *day-of-the-week effect* para o período selecionado.

Para termos de comparação, segue o resultado obtido em Agrawal e Tandon (1994) de índices de outros países para as décadas de 1970 e 1980.

Tabela 2. Testes do *day-of-the-week effect* (Agrawal e Tandon, 1994)

País	Período	Taxa percentual de retorno para os dias da semana					Média	P-Valor do Teste-F
		Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta		
Brasil	1972 a 1988	- 0,189**	0,083	0,625***	0,427***	0,615***	0,3122	0,026
Austrália	1972 a 1988	- 0,056*	- 0,098***	0,06*	0,153***	0,137***	0,0392	<0,001
Bélgica	1972 a 1988	0,052**	- 0,072***	0,032	0,069***	0,09***	0,0342	<0,001
Canadá	1976 a 1987	- 0,134***	0,026	0,109***	0,106***	0,131***	0,0476	<0,001
Dinamarca	1973 a 1987	- 0,062**	- 0,023	0,081***	0,055*	0,062**	0,0226	0,001
França	1971 a 74 e 1980 a 87	0,044	- 0,116***	0,128***	0,094**	0,087**	0,0474	<0,001
Alemanha	1971 a 74 e 1980 a 87	- 0,078*	- 0,017	0,086**	0,091**	0,101**	0,0366	0,002
Hong Kong	1973 a 1987	- 0,088	- 0,157**	0,173**	0,092	0,176**	0,0392	0,006
Itália	1970 a 1987	- 0,044	0,102**	0,113	0,135***	0,178***	0,0968	<0,001
Japão	1970 a 1987	- 0,005	- 0,084***	0,164***	0,046	0,078***	0,0398	<0,001
Luxemburgo	1977 a 1984	0,001	0,218***	- 0,054	0,042	0,014	0,0442	0,005
México	1977 a 1988	- 0,028	0,008	0,319***	0,41***	0,578***	0,2574	<0,001
Holanda	1971-79 e 1983-87	0,006	- 0,072**	0,006	0,024	0,146***	0,022	0,002
Nova Zelândia	1966 a 1988	0,089***	- 0,005	0,022	0,022	0,085***	0,0426	<0,001
Singapura	1973 a 1987	- 0,047	- 0,023	0,085**	0,063	0,133***	0,0422	0,044
Suécia	1971 a 1979	- 0,037	- 0,096**	0,009	0,073*	0,174***	0,0246	<0,001
Suíça	1963 a 1988	- 0,082***	- 0,066***	0,061***	0,057**	0,107***	0,0154	<0,001
Reino Unido	1963 a 1987	- 0,165***	0,138***	0,073**	0,018	0,11***	0,0348	<0,001

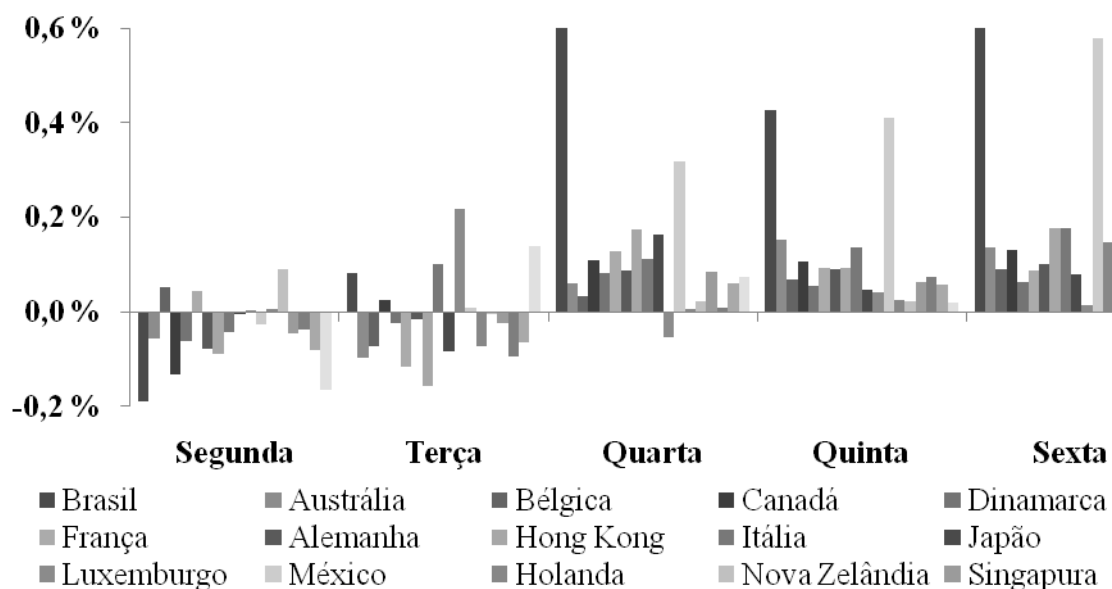
\* Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%.

\*\* Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%.

\*\*\* Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de significância de 10%.

Gráfico 2.

Taxa de retorno percentual para os dias da semana (Agrawal e Tandon, 1994)



Podemos perceber através do Gráfico 2 que o efeito analisado se mostra mais atenuado em países como Brasil e México. Em uma primeira análise, esta evidência se deve à maior volatilidade dos mercados acionários dos países em desenvolvimento.

Devido à grande volatilidade atingida pelo Ibovespa durante o período da crise financeira internacional de 2008, os anos de 2008 e 2009 foram retirados da análise, a fim de que a turbulência que contaminou o sistema financeiro de todo o mundo não venha interferir nos resultados. O aumento da volatilidade do período de crise pode ser observado pelos gráficos das séries temporais encontrados no Anexo 1. Do ponto de vista do número de observações, a análise não foi prejudicada uma vez que as observações de todos os dias úteis ao longo de sete anos somaram 1.858 observações, contra 2.371 observações do período que se estende a 2000 a 2010. Segue abaixo os resultados obtidos, comparando os dois períodos selecionados.

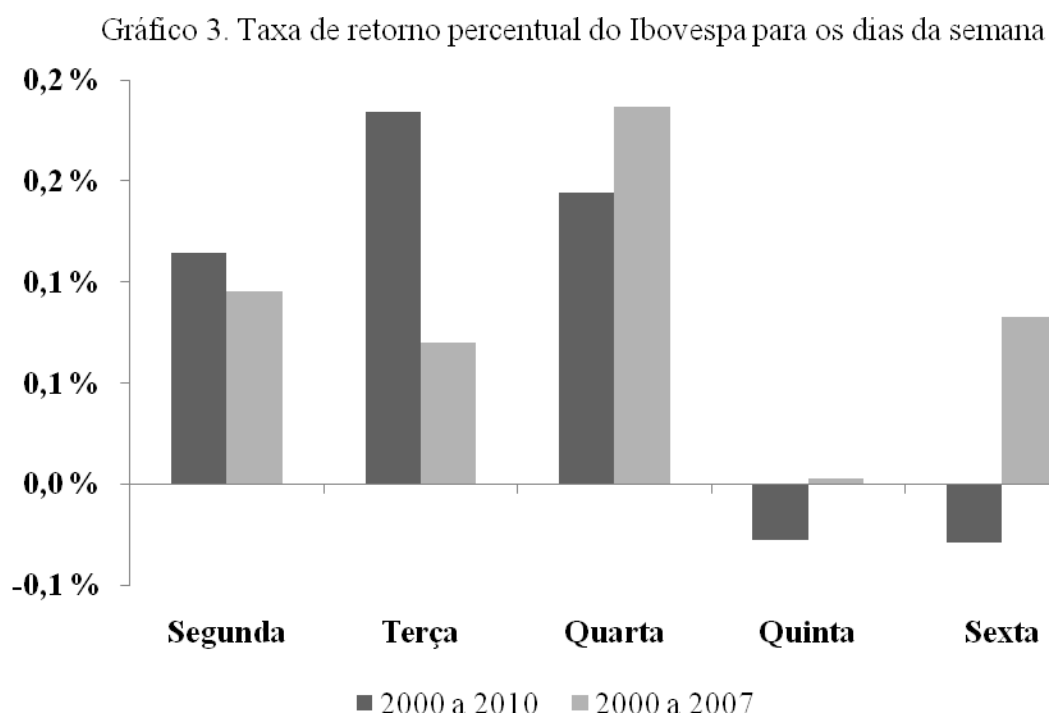


Tabela 3. Testes do *day-of-the-week effect* para o índice Ibovespa

Período	Taxa percentual de retorno para os dias da semana						P-Valor do Teste-F
	Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta	Média	
2000 a 2010*	0,114517	0,184029	0,144299	-0,0275002	-0,0286561	0,07733774	0,332684
p-valor	0,2177	0,04696	0,11579	0,76791	0,75795		
2000 a 2007**	0,0956866	0,0701558	0,186773	2,73E-03	0,0828748	0,08764409	0,728817
p-valor	0,30339	0,44864	0,04239	0,97663	0,37335		

\* 30/06/2000 a 28/01/2010.

\*\* 30/06/2000 a 31/12/2007.



A partir dos p-valores dos coeficientes das variáveis *dummy* de ambos os períodos selecionados e dos p-valores do teste-F das regressões, nada se pode concluir. Os dados não são estatisticamente significantes ao nível de 10%. Considerando o nível de significância de 5%, os coeficientes da terça-feira para o período de 2000 a 2010 e da quarta-feira para o período de 2000 a 2007 são estatisticamente relevantes, porém nada revelam para efeito da nossa análise uma vez que os principais coeficientes a serem observados são referentes a variáveis *dummy* da segunda e sexta-feira.

Para termos de comparação, segue os resultados obtidos através da realização da mesma regressão para o índice americano S&P 500. Os períodos analisados seguem as mesmas datas de coleta para o teste realizado com o Ibovespa. Apresentamos também o resultado obtido no trabalho de Jafle e Westerfield (1985).

Tabela 4. Testes do *day-of-the-week effect* para o S&P 500

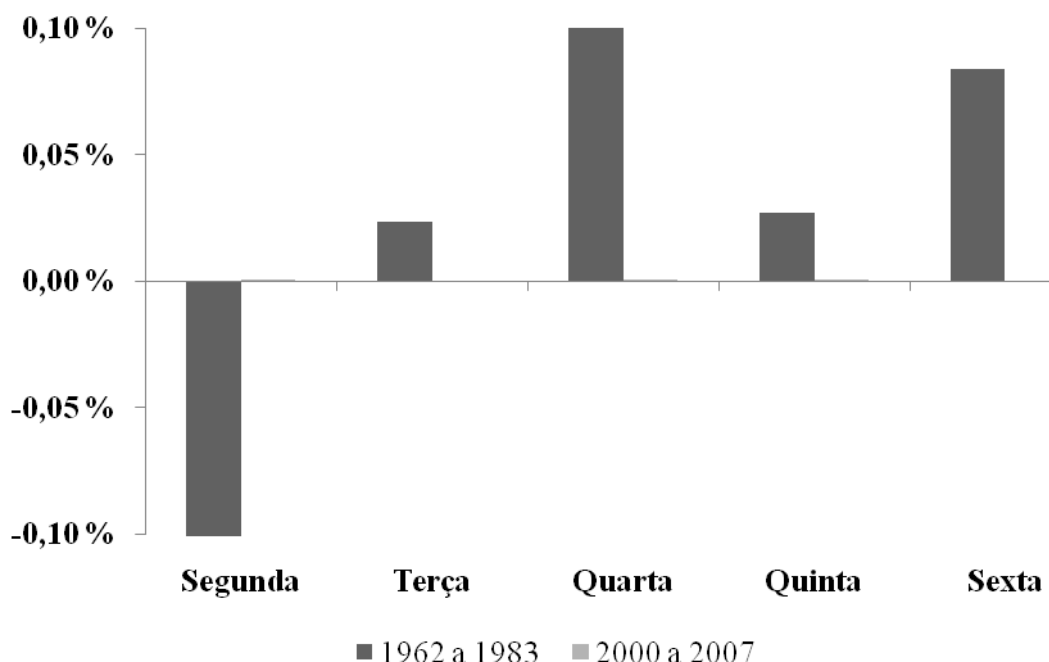
Taxa percentual de retorno para os dias da semana								
Autor/Ano	Período	Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta	Média	P-Valor do Teste-F
Jafle e Westerfield (1985)	1962 a 1983**	-0,126*	0,017	0,107*	0,028	0,082*	0,023	<0,001
Moscon (2010)	1962 a 1983** p-valor	-0,126311 <0,00001	0,0236253 0,32792	0,104591 0,00002	0,0270806 0,26518	0,0838782 0,00058	0,02257282	6,03E-11
Moscon (2010)	2000 a 2007*** p-valor	2,1816E-05 0,96966	-0,0001161 0,83328	0,00046559 0,39738	0,00035737 0,51976	-0,0003956 0,47494	6,6614E-05	8,06E-01

\* Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 1%.

\*\* 01/07/1962 a 31/12/1983.

\*\*\* 30/06/2000 a 31/12/2007.

Gráfico 4. Taxa de retorno percentual do S&P 500 para os dias da semana



Observando primeiramente os p-valores dos testes-F das regressões do período de 1962 a 1983, ambos validam os resultados obtidos. Olhando para os p-valores dos coeficientes das variáveis *dummy* da regressão realizada por este trabalho para o mesmo período, ao nível de significância de 10%, os coeficientes da segunda, quarta e sexta-feira são estatisticamente significantes. Os resultados de ambas as regressões para o período são bastante semelhantes, apresentando retorno negativo para as segundas-feiras e positivo nas sextas-feiras, o que está de acordo com a presença do *day-of-the-week effect*.

Já para o período de 2000 a 2007, o p-valor do teste-F valida os resultados da regressão, porém os p-valores dos coeficientes das variáveis *dummy* indicam que os resultados para nenhum dia da semana se mostrou estatisticamente significativo. Isto nos faz concluir a ausência deste efeito para o segundo período selecionado.

Dado as evidências não encontradas para o período de 2000 a 2007 ou 2010 através dos testes propostos por Agrawal e Tandon (1994), realizamos outros testes através da metodologia proposta por Torres, Bonomo e Fernandes (2002). Na avaliação do *day-of-the-week effect* em conjunção com o efeito auto-regressivo, foi adotada a especificação:

$$(2) R_t - \bar{R} = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + \beta R_{t-1} + \epsilon_t$$

onde  $R_t$  é a taxa de retorno do índice Ibovespa no dia  $t$ ;  $\bar{R}$  é a taxa de retorno média diária do índice Ibovespa;  $D_{1t}$ ,  $D_{2t}$ ,  $D_{3t}$ ,  $D_{4t}$ ,  $D_{5t}$  são variáveis *dummy* binárias para os dias úteis da semana: Segunda, Terça, Quarta, Quinta, Sexta, respectivamente; os coeficientes  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_3$ ,  $a_4$  e  $a_5$  significam o retorno de segunda a sexta-feira, respectivamente;  $R_{t-1}$  é a taxa de retorno do índice Ibovespa no dia  $t-1$ ;  $\beta$  é o coeficiente que reflete o quanto a taxa de retorno no dia  $t$  é influenciada pela taxa de retorno em  $t-1$  e  $\epsilon_t$  é termo de erro.

Os dados utilizados no estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2002) se referem às séries de preços diários do índice Ibovespa obtidos junto à Economática, estendendo-se de 4 de março de 1986 a 15 de abril de 1998. Foram utilizadas tanto ações agrupadas em carteiras, quanto ações individuais. Dois métodos distintos de cálculo de carteiras agregadas foram adotados em face da constatação da literatura norte-americana de que a evidência quanto à previsibilidade é sensível à sua metodologia de especificação. O primeiro destes métodos estabelece uma ponderação igual às ações das empresas que compõem a carteira. O segundo método estabelece uma ponderação de cada ação proporcional ao valor da empresa na carteira de mercado. A ponderação em cada ano foi determinada com base no valor de mercado da empresa ao final do respectivo ano. As carteiras chamadas de EW e VW, conforme sua metodologia de cálculo, obedecem ao primeiro e ao segundo método, respectivamente. A carteira EW é composta por 66 ações, enquanto a carteira VW por 62 ações. Segue abaixo a tabela comparativa dos resultados obtidos neste trabalho com aqueles obtidos em Torres, Bonomo e Fernandes (2002).

Tabela 5. Testes do *day-of-the-week effect*

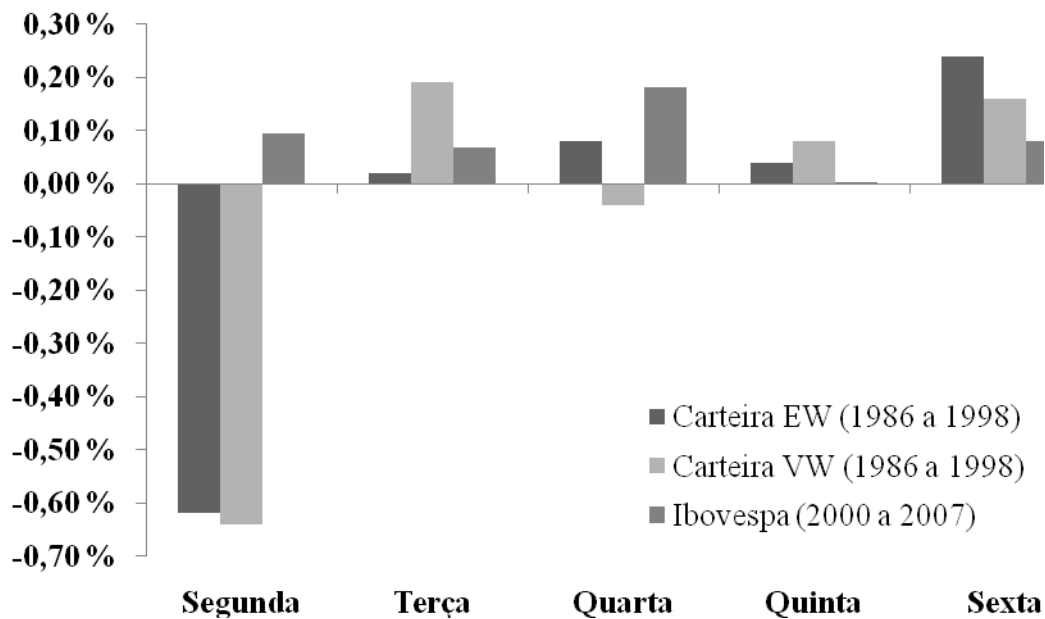
Autor/Ano Índice	Taxa percentual de retorno para os dias da semana							P-Valor do Teste-F
	Período	Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta	Rt-1	
Torres, Bonomo e Fernandes (2002) Carteira EW	1986 a 1998* p-valor	-0,62 0,0000	0,02 0,8494	0,08 0,3914	0,04 0,6446	0,24 0,0131	31,94 0,0000	n.i.
Torres, Bonomo e Fernandes (2002) Carteira VW	1986 a 1998* p-valor	-0,64 0,0000	0,19 0,1317	-0,04 0,7562	0,08 0,5441	0,16 0,1956	23,11 0,0000	n.i.
Moscon (2010) Ibovespa	2000 a 2007** p-valor	0,0941675 0,31115	0,0670595 0,4691	0,181071 0,04938	0,000543 0,99535	0,0793532 0,39426	2,44641 0,29228	0,696016

\* 04/03/1986 a 15/04/1998.

\*\* 04/07/2000 a 28/12/2007.

n.i. = não foi informado pelos autores.

Gráfico 5. Taxa de retorno percentual para os dias da semana



Observando os resultados obtidos, concluímos que os efeitos que se faziam presentes no período analisado por Torres, Bonomo e Fernandes (2002) não se mostram presentes no período de 2000 a 2007. Esta conclusão vem do fato de todos os coeficientes das variáveis *dummy* não serem estatisticamente significativos nem mesmo a um nível de 1%, com exceção da quarta-feira. Em resumo, este estudo adicional não altera as conclusões anteriores. Maiores detalhes a respeito dos resultados encontrados neste trabalho podem ser encontrados no Anexo 4.

#### 4.2. *January effect*

O chamado “*Month-of-the-year effect*” ou “*January effect*” ou “*Turn-of-the-year effect*” (Thaler, 1987) se refere a um aumento generalizado dos preços das ações durante o mês de Janeiro. Este efeito sazonal é geralmente atribuído ao aumento de operações de compra, devido à típica queda nos preços dos ativos que acontecem no mês de Dezembro, quando investidores buscam ganhos de capital para cobrir perdas fiscais. Este efeito foi explicado pela primeira vez por Keim (1983), que observou o fenômeno desde 1925.

Foram encontradas evidências deste efeito em vários trabalhos, dentre eles, Agrawal e Tandon (1994). Estes resultados servirão como base de comparação para os resultados encontrados no presente estudo. Segue abaixo os resultados obtidos por eles.



Tabela 6. Testes do *january effect* Agrawal e Tandon (1994)

País	Taxa percentual de retorno para os meses do ano											
	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maiο	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
Brasil	9,19	3,49	9,08**	9,52**	9,70**	10,48**	3,66	6,66	7,22**	5,06	5,05	6,25
Austrália	3,40**	-0,31	1,21	1,91	1,17	-1,20	-0,96	1,49	-0,76	2,26	0,04	2,92**
Bélgica	3,36***	1,97**	0,62	2,41**	-1,79*	-0,46	0,93	-0,05	-0,80	-0,24	0,87	1,88*
Canadá	1,86	1,04	0,94	0,84	1,33	0,22	0,29	3,51**	-1,30	-1,62	4,05***	2,42*
Dinamarca	2,36**	-0,47	0,53	2,20*	-0,05	0,36	1,13	0,55	-0,61	0,02	-2,23*	2,36**
França	4,36***	1,10	2,54*	3,89***	-0,85	-2,45*	0,84	1,68	-0,65	-0,36	1,15	0,93
Alemanha	2,20	0,39	2,50*	1,21	-1,75	0,69	-1,05	1,26	-0,07	1,80	0,15	1,91
Hong Kong	8,96***	0,89	-3,92	1,12	3,62	0,93	0,47	-1,99	-4,77*	4,69*	-1,99	2,86
Itália	6,85***	4,18**	1,87	0,25	-0,47	-1,92	-0,42	4,11**	-1,43	0,47	0,51	-0,67
Japão	2,85***	1,40	3,48***	0,47	0,02	2,11**	0,02	0,29	-0,45	0,62	1,77*	1,84*
Luxemburgo	2,73	0,24	3,42*	-0,21	1,35	2,68	-1,40	2,02	1,75	-0,48	-2,68	2,05
México	13,04***	12,55***	-0,08	1,91	5,62	4,49	5,89	8,19**	7,94*	-0,42	3,52	4,84
Holanda	4,02***	-0,56	1,71	1,26	-0,80	0,13	0,46	-1,17	-3,49***	-0,36	2,04	2,30
Nova Zelândia	0,94	0,26	2,61**	2,20*	0,89	0,76	1,42	0,08	0,47	-1,58	1,55	1,93*
Singapura	7,51***	2,18	-1,02	2,26	3,22	1,02	-1,53	-1,46	-0,48	2,91	-2,68	0,15
Suécia	51***	1,57	2,52*	1,68	-0,76	-0,52	1,36	-	2,69**	-1,45	-1,03	0,95

Suíça	2,52***	-0,44	0,17	0,50	-1,60*	0,20	0,66	1,18	-1,08	0,39	-0,07	1,96**
Reino Unido	4,62***	1,45	1,35	3,69***	-2,39*	-1,39	-1,66	2,69	-1,00	0,17	0,05	1,64
Estados Unidos (DJ)****	0,88	-0,18	0,98*	1,63**	-0,96	-0,01	0,78	0,05	-0,86	0,42	1,59*	1,43***
Estados Unidos (EW)*****	5,08	0,54	1,54	0,44	-1,42	-1,00	0,73	0,72	-0,42	-0,79	1,79	1,37

---

\* Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%.

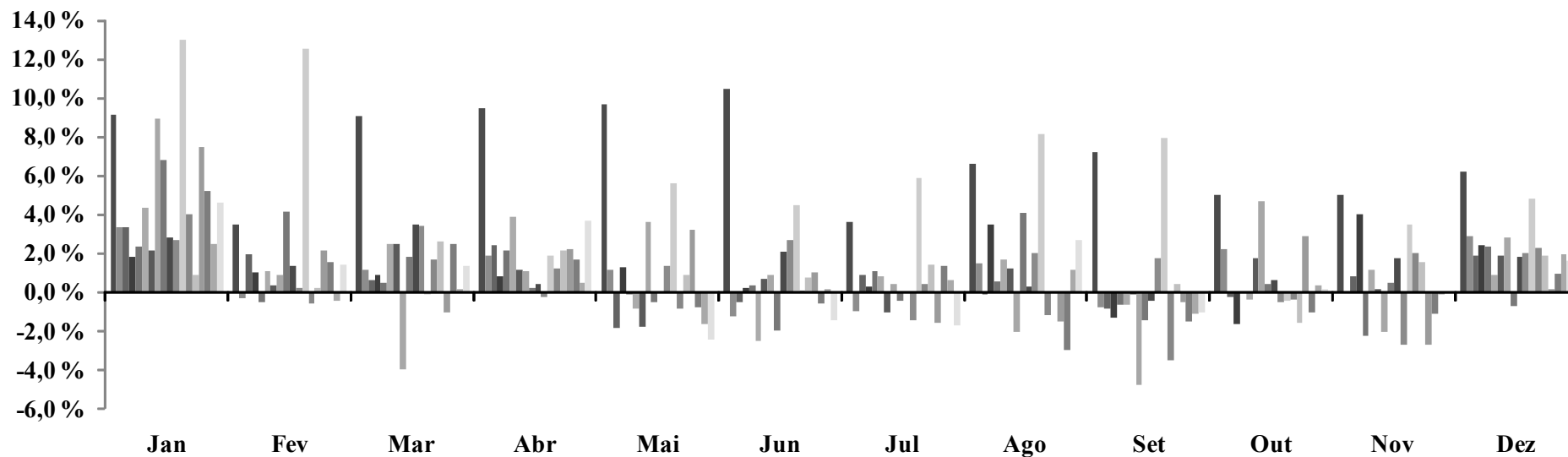
\*\* Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%.

\*\*\* Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de significância de 10%.

\*\*\*\* Dados do Dow-Jones Industrial Average para o período de Junho de 1952 a Maio de 1986 retirado de Lakonishok and Smidt.

\*\*\*\*\* Dados do NYSE equally-weighted index (EW) de 1959 a 1979 retirado de Gultekin e Gultekin (1983). Níveis de significância dos retornos mensais não foram informados.

Gráfico 6. Taxa de retorno percentual para os meses do ano (Agrawal e Tandon, 1994)



- |            |                 |             |          |              |               |
|------------|-----------------|-------------|----------|--------------|---------------|
| ■ Brasil   | ■ Austrália     | ■ Bélgica   | ■ Canadá | ■ Dinamarca  | ■ França      |
| ■ Alemanha | ■ Hong Kong     | ■ Itália    | ■ Japão  | ■ Luxemburgo | ■ México      |
| ■ Holanda  | ■ Nova Zelândia | ■ Singapura | ■ Suécia | ■ Suíça      | ■ Reino Unido |

A equação utilizada para testar a existência deste efeito para o índice Ibovespa está apresentada abaixo, através do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$(3) R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + \dots + a_{12} D_{12t} + \epsilon_t$$

onde  $R_t$  é a taxa de retorno do índice Ibovespa no mês  $t$ ;  $D_{1t}$ ,  $D_{2t}$ ,  $D_{3t}$ , ... e  $D_{12t}$  são variáveis *dummy* binárias para os meses do ano: Janeiro, Fevereiro, Março, ... e Dezembro, respectivamente (i.e.  $D_{1t} = 1$  se o dia  $t$  é Janeiro, enquanto as outras variáveis *dummy* são iguais a zero); os coeficientes  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_3$ , ... e  $a_{12}$  significam o retorno de Janeiro a Dezembro, respectivamente e  $\epsilon_t$  é o termo de erro.

Segue abaixo os resultados obtidos neste trabalho. Os detalhes das estimações podem ser encontrados no Anexo 5.

Tabela 7. Testes do *january effect*

Índice	Período	Taxa percentual de retorno para os meses do ano												P-Valor do Teste-F
		Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez	
Ibovespa	1990 - 2010*	17,385	12,892	2,978	113,699	8,680	6,339	11,449	2,111	5,843	0,999	9,502	11,781	7,71E-10
	p-valor	0,000	0,005	0,510	<0,000	0,056	0,172	0,014	0,649	0,208	0,829	0,041	0,012	
Ibovespa	2000 - 2010**	0,178	1,959	0,355	-12,810	0,988	-0,727	-0,657	2,199	-1,309	1,619	4,389	5,867	0,346731
	p-valor	0,941	0,416	0,883	0,111	0,681	0,773	0,795	0,384	0,604	0,522	0,084	0,022	
S&P 500	1950 - 2010***	0,010	-0,002	0,012	0,015	0,003	0,000	0,009	0,001	-0,006	0,006	0,016	0,016	0,029284
	p-valor	0,058	0,651	0,027	0,005	0,615	0,927	0,101	0,806	0,251	0,282	0,004	0,002	
S&P 500	2000 a 2010**	-0,019	-0,023	0,018	0,022	0,005	-0,015	-0,005	0,009	-0,024	0,001	0,009	0,006	0,27147
	p-valor	0,170	0,097	0,191	0,119	0,743	0,314	0,728	0,538	0,110	0,957	0,548	0,666	

\* 02/1990 a 05/2010

\*\* 01/2000 a 05/2010

\*\*\* 02/1950 a 05/2010

Gráfico 7a. Taxa de retorno percentual do Ibovespa para os meses do ano

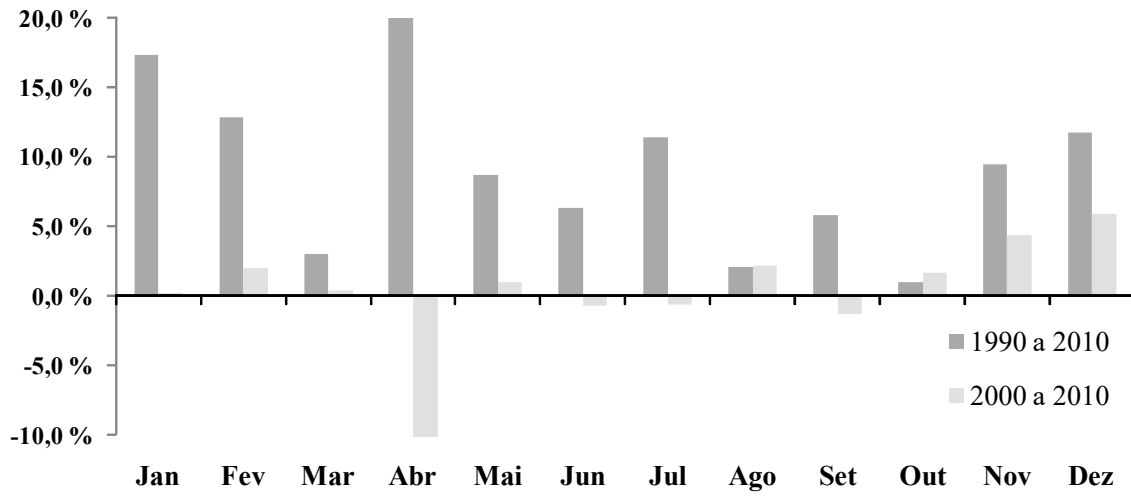
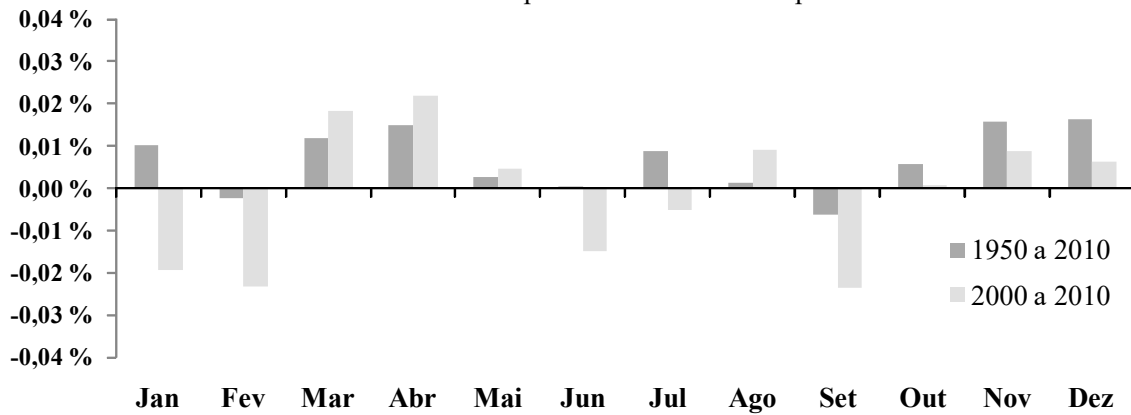


Gráfico 7b. Taxa de retorno percentual do S&P 500 para os meses do ano



Observando os resultados para o Ibovespa, no período de 1990 a 2010, os meses de Janeiro, Fevereiro e Abril são significantes ao nível de 10%, os meses de Julho, Novembro e Dezembro ao nível de 5% e o mês de Maio ao nível de 1%. O mês de Janeiro apresentou uma taxa de retorno bastante elevada, superada apenas pela taxa de retorno do mês de Abril. Essa evidência está de acordo com *january effect*, enquanto taxa de retorno positiva para o mês de Dezembro não é prevista pelo efeito.

Ao analisar os dados do Ibovespa para o período de 2000 a 2010, não há nenhum mês significativo ao nível de 10%, enquanto o mês de Dezembro é significativo ao nível de 5% e Novembro ao nível de 1%. Pelo teste-F, a regressão não é estatisticamente significativa. Logo, concluímos a ausência do mesmo efeito para o subperíodo mais recente. Mesmo os meses que se mostraram estatisticamente significantes, apresentaram taxas de retorno no mês bastante inferiores ao primeiro período selecionado, o que estaria relacionado a um mercado mais eficiente.

Olhando para o período de 1950 a 2010 do S&P 500, os meses de Abril, Novembro e Dezembro se apresentaram significantes ao nível de 10%. Março se mostrou significativo ao nível de 5%, enquanto o mês de Janeiro apresentou nível de confiança de 1%. O mês de Janeiro apresentou uma taxa de retorno positiva, superada pela taxa de retorno dos meses de Março, Abril, Novembro e Dezembro. A evidência de taxa de retorno positiva para o mês de Janeiro está de acordo com *january effect*, enquanto taxa de retorno positiva para o mês de Dezembro não é prevista pelo efeito.

Ao analisar os dados de S&P 500 para o subperíodo de 2000 a 2010, tanto o p-valor para o teste-F da regressão quanto os p-valores dos coeficientes das variáveis *dummy* não se mostraram estatisticamente significantes, o que representa a ausência dos efeitos de sazonalidade mensal analisados.

## 5. Resultados

Neste trabalho, confirmamos a presença do *day-of-the-week effect* para o índice Ibovespa no período de 1972 a 1988, enquanto no período de 2000 a 2007 o mesmo efeito não foi observado. Isto nos leva a concluir que o mercado acionário brasileiro tem se tornado mais eficiente nos últimos 10 anos, o que não ocorria no primeiro período selecionado. As mesmas evidências foram encontradas para o índice do mercado acionário americano S&P 500.

Em relação ao *january effect*, foram encontradas evidências que confirmam taxas de retorno positivas no mês de Janeiro tanto para o índice Ibovespa quanto para o S&P 500 nos períodos de 1990 a 2010 e 1950 a 2010, respectivamente. Taxas de retorno negativas no mês de Dezembro, conforme previsto no *january effect*, não foram observadas para nenhum dos dois índices citados anteriormente. Já no período de 2000 a 2010, os dados não se mostraram estatisticamente significantes, nos levando a concluir que a mesma evidência não se mostra presente no segundo período selecionado para nenhum dos dois índices.

Dentre as possíveis explicações que justificariam tais resultados, os mercados acionários teriam se tornado mais eficientes devido ao aprendizado dos agentes depois de sucessivos estudos dos efeitos de calendário, ao avanço dos meios de comunicações, principalmente ao surgimento da Internet e à maior regulação dos mercados.

Muitos foram os estudos realizados a respeito das sazonalidades observadas nos mercados acionários de todo o mundo, dessa forma as tomadas de decisões dos *traders* passaram a levar em consideração tais efeitos, eliminando as sazonalidades mensais e diárias nas taxas de retorno. O aprendizado dos agentes em relação aos anos anteriores tornou os mercados mais eficientes.

Outro fator que pode ser apontado como uma explicação para a maior eficiência dos mercados é o aumento da disseminação de informações. O surgimento da Internet como meio de interação entre indivíduos independente de suas localizações geográficas permitiu a transmissão de informações a uma velocidade muito superior a qualquer outro meio de comunicação anteriormente utilizado. Os dados que mostram a evolução da Internet nos diversos continentes do globo e no Brasil estão disponíveis no Anexo 6.



A partir da introdução da Internet, tornou-se possível uma mudança importante nas bolsas de valores de todo o mundo, através da substituição pelo pregão eletrônico, possibilitando maior rapidez nas ordens de operações dos *traders*. A disseminação de *home brokers* disponibilizados pelas corretoras para as pessoas físicas também representou mais um passo dos mercados em direção à eficiência. Em resumo, os preços dos ativos passaram a refletir cada vez mais informações, uma vez que maior era o volume de informações disponíveis. Na nomenclatura de Fama (1991), a eficiência teria se tornado mais forte, ao incorporar todas as informações públicas.

A maior regulação dos mercados também pode ser uma possível explicação para a maior eficiência dos mercados. Maior transparência passou a ser exigida das empresas de capital aberto, sendo obrigatória a publicação dos balanços patrimoniais e dos demonstrativos dos resultados de exercícios. No caso brasileiro, a Comissão de Valores Mobiliários (CVM), o Banco Central do Brasil (BCB) e o Conselho Monetário Nacional (CMN) seriam os responsáveis pela regulação do mercado acionário brasileiro.

## **6. Conclusão**

A colaboração entre finanças e outras ciências sociais tem se tornado conhecida como finanças comportamentais, que lida com a profundidade do nosso conhecimento dos mercados acionários. O estudo das finanças comportamentais, isto é, finanças de uma perspectiva mais ampla das ciências sociais, incluindo psicologia e sociologia, é agora um dos programas de pesquisa mais vital, e isto representa uma contradição muito grande em relação à teoria dos mercados eficientes (Shiller, 2003).

Para tentar responder a pergunta “Seria o mercado acionário brasileiro dos últimos anos caracterizado como eficiente?”, foram realizadas regressões utilizando a mesma metodologia do trabalho original de Agrawal e Tandon (1994) e de Torres, Bonomo e Fernandes (2002), a fim de encontrar resultados semelhantes para um período mais recente. Devido à ausência das mesmas evidências para a última década, tentamos identificar as possíveis explicações que justificassem tais resultados. Dentre elas estaria o aprendizado dos agentes em relação aos efeitos de sazonalidade observados no passado, a maior disseminação da informação como consequência dos avanços tecnológicos na área de comunicação, com destaque para a Internet e a melhor atuação dos agentes regulatórios.

Como motivação para futuros estudos, a confirmação das explicações propostas para os resultados obtidos neste trabalho seria um ponto interessante a ser abordado.

## 7. Referências Bibliográficas

AGRAWAL, A.; TANDON, K., '*Anomalies or illusion? Evidence from stock markets in eighteen countries*', Journal of International Money and Finance, 1994, 13: 83-106.

ARIEL, R.A., '*A Monthly Effect in Stock Returns*', Journal of Financial Economics, 1987, 18: 161-174.

CORREA, M.; PEREIRA, P., '*Modelos não lineares em finanças: previsibilidade em mercados financeiros e aplicações a gestão de risco*', Anais do Encontro Brasileiro de Econometria, 1998, 20.

FAMA, E. F., '*Efficient Capital Markets: II*', Journal of Finance, 1991, 46: 1575-1617.

FRENCH, K. R., '*Stock Returns and the Weekend Effect*', Journal of Financial Economics, 1980, 8: 55-69.

GULTEKIN, M.N.; GULTEKIN, N.B., '*Stock Market Seasonality: International Evidence*', Journal of Financial Economics, 1983, 12: 469-481.

JAFFE, J.; WESTERFIELD, R., '*The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence*', Journal of Finance, 1985, 40: 433-454.

KEIM, D. B., '*Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence*', Journal of Financial Economics, 1983, 12: 13-32.

LAKONISHK, J.; SMITH, S., '*Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety Year Perspective*', The Review of Financial Studies, 1988, 1: 403-425.

SHILLER, ROBERT J., '*From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance*', The Journal of Economic Perspectives, 2003, 17: 83-104.

SHLEIFER, A., '*Inefficient Markets*', New York: Oxford University Press Inc., 2000. 194 p.

THALES, R., '*Anomalies: The January Effect*', Journal of Economic Perspectives, 1987, 1: 197-201..

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C., '*A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro*', Revista Brasileira de Economia, 2002, 56: 199-247.

## Anexo 1

Estatísticas Descritivas, usando as observações 30/06/00 - 28/01/10

para a variável Ibovespa (2372 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
31476.7	25546.4	8370.88	73516.8
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
18183.3	0.577676	0.582393	-0.948467

Estatísticas Descritivas, usando as observações 30/06/00 - 28/01/10

para a variável Taxa de Retorno do Ibovespa (2371 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
0,000779890	0,00133554	-0,113931	0,146578
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0201806	25,8762	0,0666425	4,00377

Estatísticas Descritivas, usando as observações 30/06/00 - 28/01/10

para a variável Segunda-feira (472 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
-0,000423589	-0,000805182	-0,118357	0,101074
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0194442	45,9035	-0,107352	4,36680

Estatísticas Descritivas, usando as observações 30/06/00 - 28/01/10

para a variável Terça-feira (475 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
-0,00112813	-0,00170867	-0,0707302	0,128581
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0210267	18,6385	0,958629	5,25054

Estatísticas Descritivas, usando as observações 30/06/00 - 28/01/10

para a variável Quarta-feira (484 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
-8,16766e-005	-0,00107090	-0,0695232	0,0791752
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0206874	253,285	0,270662	1,03834

Estatísticas Descritivas, usando as observações 30/06/00 - 28/01/10

para a variável Quinta-feira (469 observações válidas)

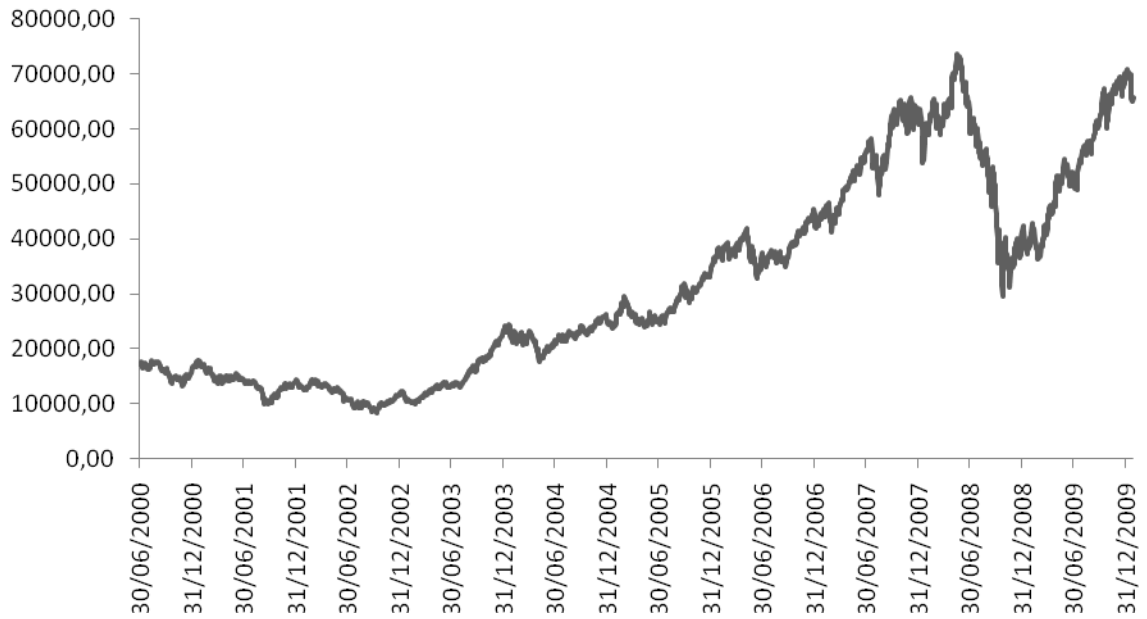
Média	Mediana	Mínimo	Máximo
-0,00176206	-0,00255866	-0,0873169	0,0742320
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0174236	9,88822	0,157570	2,45528

Estatísticas Descritivas, usando as observações 30/06/00 - 28/01/10

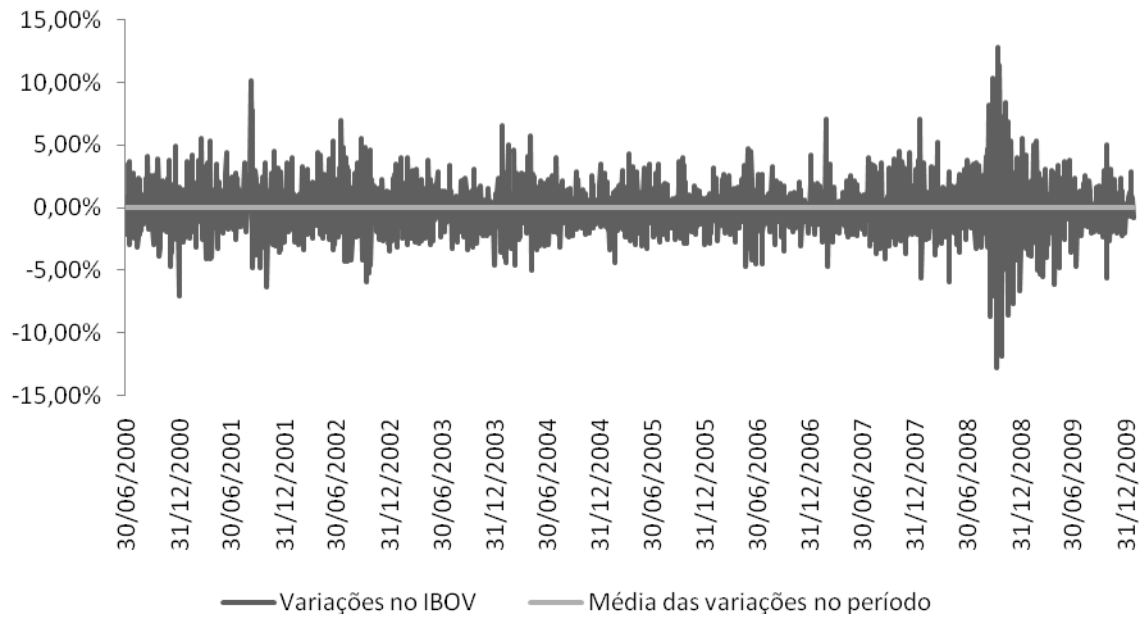
para a variável Sexta-feira (471 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
0,00152525	0,000329097	-0,127840	0,103305
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0220206	14,4374	-0,0512721	4,38749

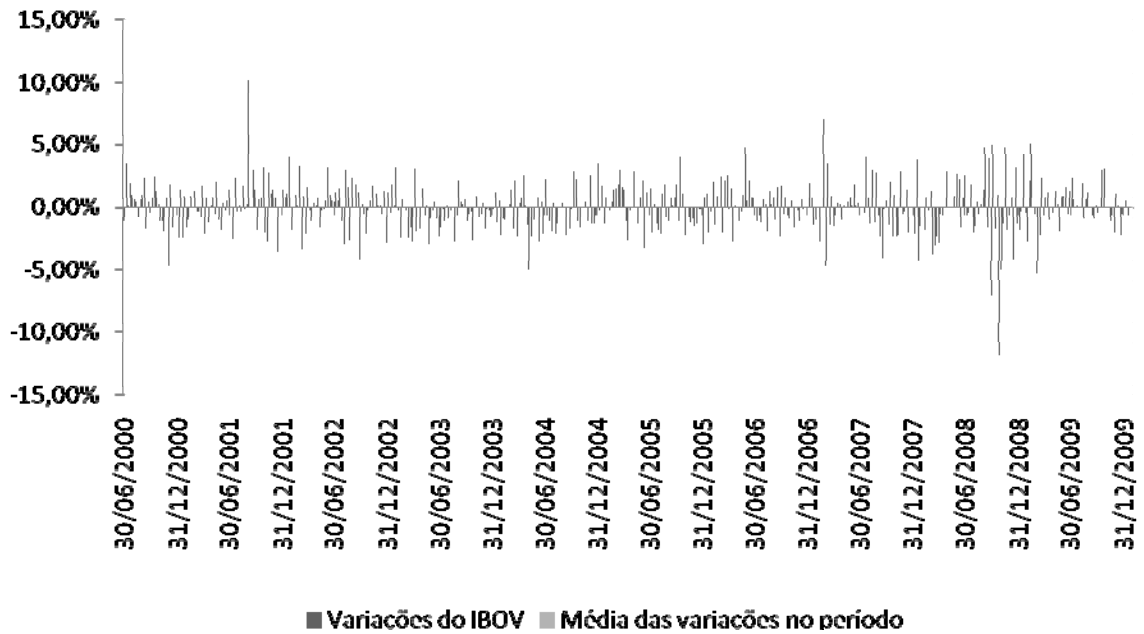
## Evolução do Índice Bovespa



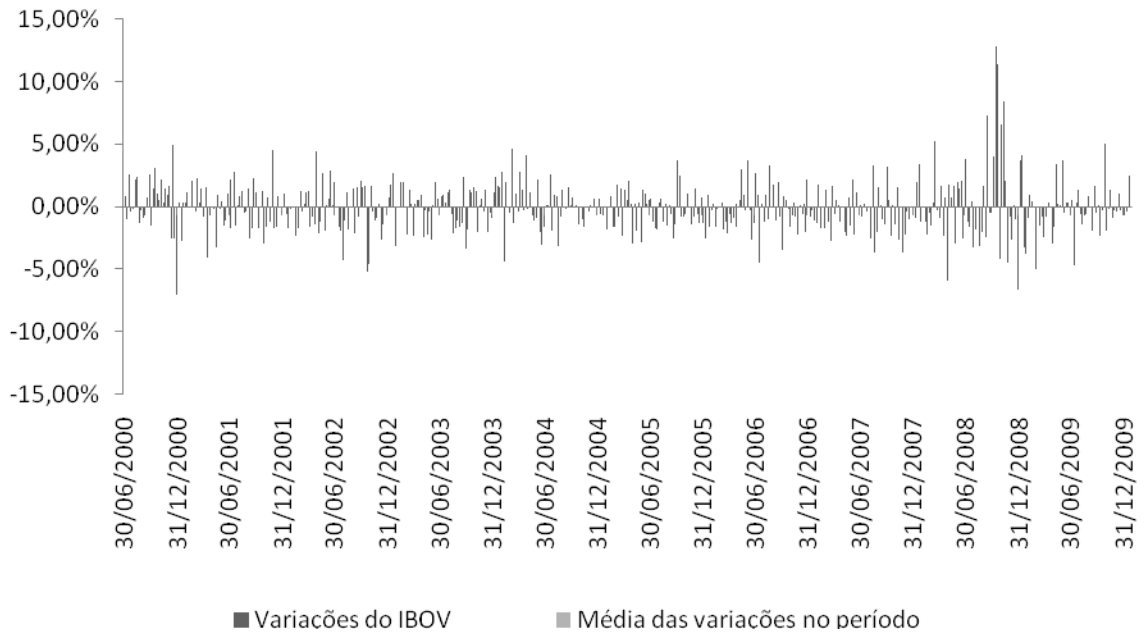
## Variações do Índice Bovespa



## Segunda-Feira

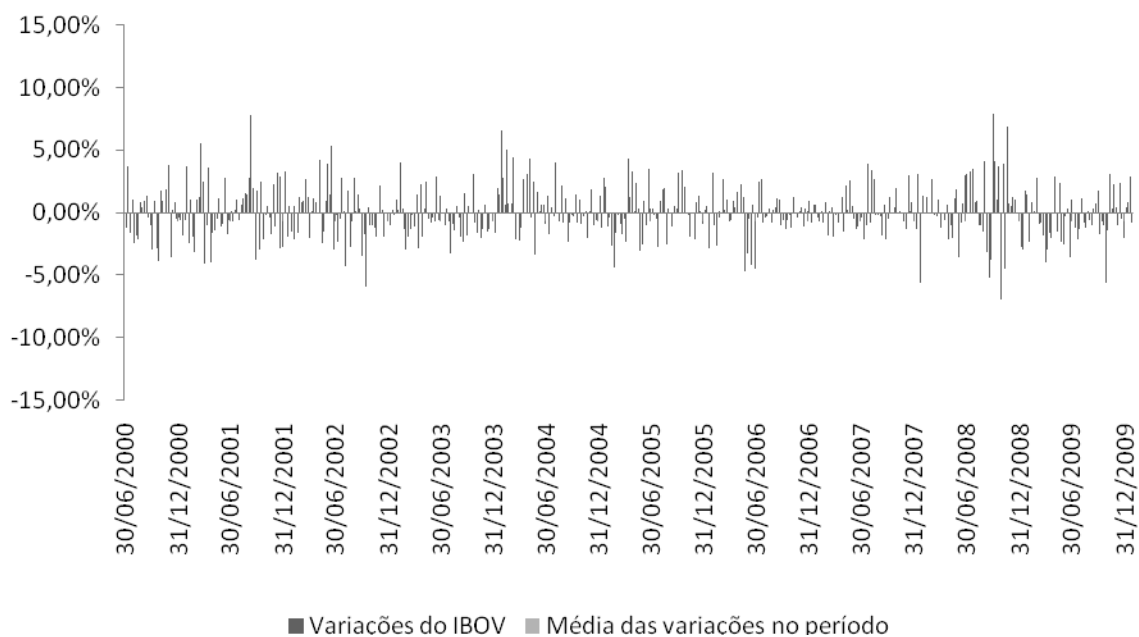


## Terça-Feira

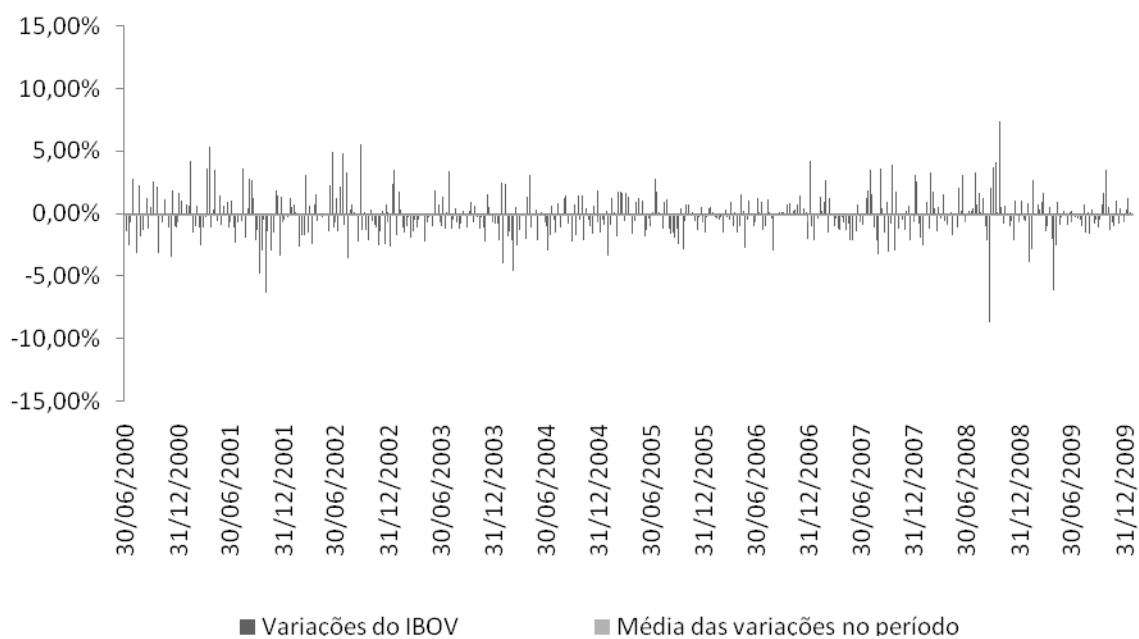




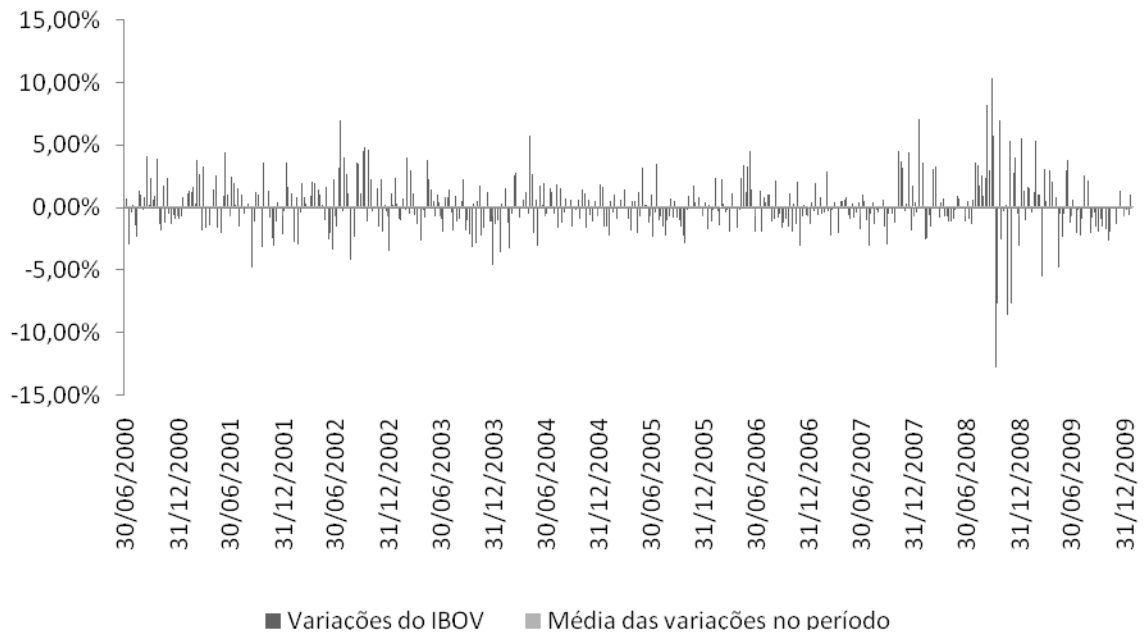
## Quarta-Feira



## Quinta-Feira



## Sexta-Feira



## Anexo 2

Estatísticas Descritivas, usando as observações 01/1990 – 05/2010  
para a variável Taxa de Retorno do Ibovespa (244 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
0,0850467	0,0445108	-0,560241	1,13699
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,217330	2,55542	1,79794	5,12439

Estatísticas Descritivas, usando as observações 01/2000 – 05/2010  
para a variável Taxa de Retorno do Ibovespa (125 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
0,0136551	0,0146263	-0,247964	0,179201
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0792787	5,80580	-0,352295	0,0347643

Estatísticas Descritivas, usando as observações 01/1950 – 05/2010  
para a variável Taxa de Retorno do S&P 500 (724 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
0,00664616	0,00909104	-0,217630	0,163047
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0419644	6,31408	-0,437520	1,76416

Estatísticas Descritivas, usando as observações 01/2000 – 05/2010  
para a variável Taxa de Retorno do S&P 500 (125 observações válidas)

Média	Mediana	Mínimo	Máximo
-0,00128527	0,00694894	-0,169425	0,0967199
Desvio Padrão	C.V.	Enviesamento	Curtose Ex.
0,0466702	36,3116	-0,565753	0,737022

### Anexo 3

MQO, usando as observações 04/01/1972 – 29/12/1988 (T = 4180)

Variável dependente: Taxa de Retorno do Ibovespa

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Segunda	-0,00500303	0,00118291	-4,2294	0,00002	***
Terça	0,00091315	0,00117658	0,7761	0,43773	
Quarta	0,00576654	0,00117727	4,8982	<0,00001	***
Quinta	0,00496636	0,00118647	4,1858	0,00003	***
Sexta	0,00594956	0,00118433	5,0236	<0,00001	***
Média var. dependente	0,002517	D.P. var. dependente		0,034400	
Soma resíd. quadrados	4,872186	E.P. da regressão		0,034161	
R-quadrado	0,014762	R-quadrado ajustado		0,013818	
F(4, 4175)	15,63841	P-valor(F)		1,05e-12	
Log da verossimilhança	8185,792	Critério de Akaike		-16361,58	
Critério de Schwarz	-16329,89	Critério Hannan-Quinn		-16350,38	
Rô	0,123862	Durbin-Watson		1,752134	

MQO, usando as observações 03/07/2000 – 28/12/2007 (T = 1858)

Variável dependente: Taxa de Retorno do Ibovespa

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Segunda	0,000956866	0,000929476	1,0295	0,30339	
Terça	0,000701558	0,000925731	0,7578	0,44864	
Quarta	0,00186773	0,000919588	2,0310	0,04239	**
Quinta	2,73027e-05	0,000931998	0,0293	0,97663	
Sexta	0,000828748	0,000930735	0,8904	0,37335	
Média var. dependente	0,000881	D.P. var. dependente		0,017869	
Soma resíd. quadrados	0,592316	E.P. da regressão		0,017879	
R-quadrado	0,001099	R-quadrado ajustado		-0,001058	
F(4, 1853)	0,509441	P-valor(F)		0,728817	
Log da verossimilhança	4842,964	Critério de Akaike		-9675,929	
Critério de Schwarz	-9648,292	Critério Hannan-Quinn		-9665,743	
Rô	0,024295	Durbin-Watson		1,950754	

MQO, usando as observações 03/07/2000 – 28/01/2010 (T = 2371)  
 Variável dependente: Taxa de Retorno do Ibovespa

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Segunda	0,00114517	0,000928771	1,2330	0,21770	
Terça	0,00184029	0,000925834	1,9877	0,04696	**
Quarta	0,00144299	0,000917185	1,5733	0,11579	
Quinta	-0,000275002	0,000931737	-0,2951	0,76791	
Sexta	-0,000286561	0,000929757	-0,3082	0,75795	
Média var. dependente	0,000780		D.P. var. dependente	0,020181	
Soma resíd. quadrados	0,963328		E.P. da regressão	0,020178	
R-quadrado	0,001935		R-quadrado ajustado	0,000247	
F(4, 2366)	1,146666		P-valor(F)	0,332684	
Log da verossimilhança	5892,588		Critério de Akaike	-11775,18	
Critério de Schwarz	-11746,32		Critério Hannan-Quinn	-11764,67	
Rô	0,002965		Durbin-Watson	1,993580	

#### Anexo 4

MQO, usando as observações 2000/07/04-2007/12/28 (T = 1857)

Variável dependente: Taxa de Retorno do Ibovespa

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Segunda	0,000941675	0,000929506	1,0131	0,31115	
Terça	0,000670595	0,000926116	0,7241	0,46910	
Quarta	0,00181071	0,000920737	1,9666	0,04938	**
Quinta	5,42985e-06	0,000932148	0,0058	0,99535	
Sexta	0,000793532	0,000931253	0,8521	0,39426	
T. Retorno (t-1)	0,0244641	0,0232232	1,0534	0,29228	
Média var. dependente	0,000870	D.P. var. dependente		0,017868	
Soma resíd. quadrados	0,591573	E.P. da regressão		0,017877	
R-quadrado	0,001632	R-quadrado ajustado		-0,001065	
F(5, 1851)	0,605154	P-valor(F)		0,696016	
Log da verossimilhança	4841,024	Critério de Akaike		-9670,048	
Critério de Schwarz	-9636,887	Critério Hannan-Quinn		-9657,826	
Rô	0,000441	Durbin-Watson		1,998947	

## Anexo 5

MQO, usando as observações 02/1990 – 05/2010 (T = 244)

Variável dependente: Taxa de Retorno do Ibovespa

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Janeiro	0,173846	0,0462828	3,7562	0,00022	***
Fevereiro	0,128918	0,0451674	2,8542	0,00470	***
Marco	0,0297834	0,0451674	0,6594	0,51029	
Abril	1,13699	0,206983	5,4931	<0,00001	***
Mai	0,0868035	0,0451674	1,9218	0,05585	*
Junho	0,0633905	0,0462828	1,3696	0,17213	
Julho	0,114494	0,0462828	2,4738	0,01409	**
Agosto	0,0211083	0,0462828	0,4561	0,64876	
Setembro	0,0584277	0,0462828	1,2624	0,20807	
Outubro	0,00998736	0,0462828	0,2158	0,82934	
Novembro	0,0950173	0,0462828	2,0530	0,04120	**
Dezembro	0,117808	0,0462828	2,5454	0,01156	**
Média var. dependente	0,085047	D.P. var. dependente		0,217330	
Soma resíd. quadrados	9,939349	E.P. da regressão		0,206983	
R-quadrado	0,249423	R-quadrado ajustado		0,213835	
F(12, 232)	6,424618	P-valor(F)		7,71e-10	
Log da verossimilhança	44,26034	Critério de Akaike		-64,52068	
Critério de Schwarz	-22,55466	Critério Hannan-Quinn		-47,61908	
Rô	0,294269	Durbin-Watson		1,383842	

MQO, usando as observações 01/2000 – 05/2010 (T = 125)

Variável dependente: Taxa de Retorno do Ibovespa

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Janeiro	0,00177563	0,0240166	0,0739	0,94119	
Fevereiro	0,0195918	0,0240166	0,8158	0,41635	
Marco	0,00354703	0,0240166	0,1477	0,88285	
Abril	-0,128099	0,0796542	-1,6082	0,11058	
Mai	0,0098843	0,0240166	0,4116	0,68144	
Junho	-0,00727199	0,0251889	-0,2887	0,77334	
Julho	-0,0065653	0,0251889	-0,2606	0,79484	
Agosto	0,0219923	0,0251889	0,8731	0,38446	
Setembro	-0,0130856	0,0251889	-0,5195	0,60443	
Outubro	0,016188	0,0251889	0,6427	0,52174	
Novembro	0,0438924	0,0251889	1,7425	0,08414	*
Dezembro	0,0586739	0,0251889	2,3294	0,02162	**
Média var. dependente	0,013655	D.P. var. dependente		0,079279	
Soma resíd. quadrados	0,716961	E.P. da regressão		0,079654	
R-quadrado	0,106770	R-quadrado ajustado		0,019819	

F(12, 113)	1,125600	P-valor(F)	0,346731
Log da verossimilhança	145,1982	Critério de Akaike	-266,3963
Critério de Schwarz	-232,4566	Critério Hannan-Quinn	-252,6084
rô	0,123551	Durbin-Watson	1,744220

MQO, usando as observações 02/1950 – 05/2010 (T = 724)

Variável dependente: Taxa de Retorno do S&P 500

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Janeiro	0,0102032	0,00537827	1,8971	0,05822	*
Fevereiro	-0,00241354	0,00533401	-0,4525	0,65106	
Marco	0,0118339	0,00533401	2,2186	0,02683	**
Abril	0,0149929	0,00533401	2,8108	0,00508	***
Maio	0,00268283	0,00533401	0,5030	0,61514	
Junho	0,000493704	0,00537827	0,0918	0,92689	
Julho	0,00883317	0,00537827	1,6424	0,10095	
Agosto	0,00132168	0,00537827	0,2457	0,80595	
Setembro	-0,00617383	0,00537827	-1,1479	0,25139	
Outubro	0,00579083	0,00537827	1,0767	0,28198	
Novembro	0,0157294	0,00537827	2,9246	0,00356	***
Dezembro	0,0164512	0,00537827	3,0588	0,00231	***

Média var. dependente	0,006646	D.P. var. dependente	0,041964
Soma resíd. quadrados	1,235711	E.P. da regressão	0,041660
R-quadrado	0,029452	R-quadrado ajustado	0,014457
F(11, 712)	1,964183	P-valor(F)	0,029284
Log da verossimilhança	1279,767	Critério de Akaike	-2535,534
Critério de Schwarz	-2480,517	Critério Hannan-Quinn	-2514,300
rô	0,043972	Durbin-Watson	1,906641

MQO, usando as observações 01/2000 – 05/2010 (T = 125)

Variável dependente: Taxa de Retorno do S&P 500

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Janeiro	-0,0192308	0,0139264	-1,3809	0,17004	
Fevereiro	-0,0233298	0,0139264	-1,6752	0,09665	*
Marco	0,018311	0,0139264	1,3148	0,19122	
Abril	0,0218595	0,0139264	1,5696	0,11929	
Maio	0,00458544	0,0139264	0,3293	0,74257	
Junho	-0,0147853	0,0146061	-1,0123	0,31357	
Julho	-0,00508303	0,0146061	-0,3480	0,72848	
Agosto	0,00902991	0,0146061	0,6182	0,53767	
Setembro	-0,023557	0,0146061	-1,6128	0,10957	
Outubro	0,00079772	0,0146061	0,0546	0,95654	
Novembro	0,00880248	0,0146061	0,6027	0,54794	
Dezembro	0,00631452	0,0146061	0,4323	0,66633	



Média var. dependente	-0,001285	D.P. var. dependente	0,046670
Soma resíd. quadrados	0,241072	E.P. da regressão	0,046188
R-quadrado	0,107423	R-quadrado ajustado	0,020535
F(11, 113)	1,236343	P-valor(F)	0,271470
Log da verossimilhança	213,3186	Crítério de Akaike	-402,6373
Crítério de Schwarz	-368,6975	Crítério Hannan-Quinn	-388,8494
rô	0,194479	Durbin-Watson	1,587888

## Anexo 6

### Usuários da Internet ao redor do mundo

Continentes	População	Usuários da Internet	Usuários da Internet	Penetração	Crescimento	Usuários como % do total
	2009	2000	2009	2009	2000-2009	2009
África	991.002.342	4.514.400	86.217.900	8,7%	1809,8%	4,8%
Ásia	3.808.070.503	114.304.000	764.435.900	20,1%	568,8%	42,4%
Europa	803.850.858	105.096.093	425.773.571	53,0%	305,1%	23,6%
Oriente Médio	202.687.005	3.284.800	58.309.546	28,8%	1675,1%	3,2%
América do Norte	340.831.831	108.096.800	259.561.000	76,2%	140,1%	14,4%
América Latina	586.662.468	18.068.919	186.922.050	31,9%	934,5%	10,4%
Brasil	198.739.269	5.000.000	72.027.700	36,2%	1440,6%	4,0%
Oceania	34.700.201	7.620.480	21.110.490	60,8%	177,0%	1,2%
Mundo	6.767.805.208	360.985.492	1.802.330.457	26,6%	399,3%	100,0%

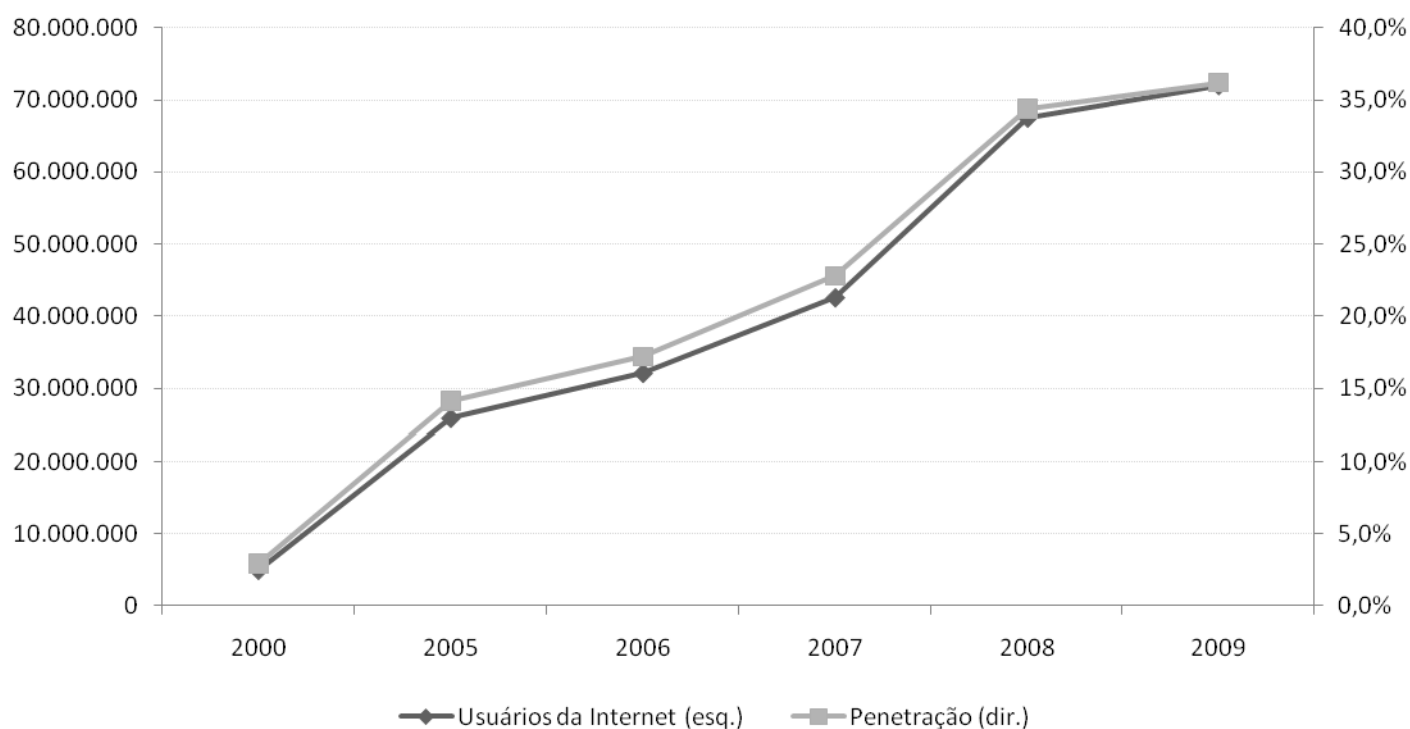
Fonte: Internet World Stats.

### Evolução do Número de Usuários da Internet no Brasil

Ano	População	Usuários da Internet	Penetração
2000	169.544.443	5.000.000	2,9%
2005	184.284.898	25.900.000	14,1%
2006	186.771.161	32.130.000	17,2%
2007	186.771.161	42.600.000	22,8%
2008	196.342.587	67.510.400	34,4%
2009	198.739.269	72.027.700	36,2%

Fonte: International Telecommunication Union.

### Evolução do número de usuários da Internet no Brasil



Fonte: Internet World Stats.

### Percentual de domicílios com microcomputador e com acesso à Internet no total de domicílios particulares permanentes - Brasil

	2007	2008
Domicílios com microcomputador no total de domicílios particulares permanentes	26,50%	31,20%
Domicílios com microcomputador com acesso à Internet no total de domicílios particulares permanentes	20,00%	23,80%

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).