

FUNDAÇÃO ESCOLA DE COMÉRCIO ÁLVARES PENTEADO
CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO
Mestrado em Administração de Empresas

**ESTUDO EMPÍRICO SOBRE ANOMALIAS
LIGADAS A EVENTOS DE CALENDÁRIO NA
BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO NO
PERÍODO DE 1987 A 2002**

LAWRENCE GAZARIAN

São Paulo
2003

FECAP - Biblioteca
Av. da Liberdade, 532 - SP
(11) 3272-2282 / 2251

U
d
332.6
G289e
2003
Ex.2 BC

N.Cham. d 332.6 G289e 2003
Autor: Gazarian, Lawrence
Título: Estudo empírico sobre anomalias



Ex.2 BC U

332.6
G289e
Et. 2

43584

FUNDAÇÃO ESCOLA DE COMÉRCIO ÁLVARES PENTEADO
CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO
MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS

ESTUDO EMPÍRICO SOBRE ANOMALIAS
LIGADAS A EVENTOS DE CALENDÁRIO NA
BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO NO
PERÍODO DE 1987 A 2002

LAWRENCE GAZARIAN

Dissertação apresentada ao Centro Universitário Álvares Penteado da Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado - UNIFECAP, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

Orientador : Prof. Dr. Diógenes Manuel Leiva Martin

São Paulo
2003



FUNDAÇÃO ESCOLA DE COMÉRCIO ÁLVARES PENTEADO-FECAP

Presidente Honorário FECAP - Sílvio Álvares Penteado Neto

Presidente do Conselho de Curadores: Horácio Berlinck Neto

Membros do Conselho:

Abram Abe Szajman

Antonio Carlos de Salles Aguiar

Ester de Figueiredo Ferraz

Flávio Fava de Moraes

Mário Amato

Paulo Ernesto Tolle

Diretor Superintendente: Marcelo Freitas Camargo

Diretor Institucional: José Joaquim Boarin

Diretor Administrativo-Financeiro: Roberto Uchôa Alves de Lima

Diretor Acadêmico: Manuel José Nunes Pinto

CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO

Reitor: Prof. Manuel José Nunes Pinto

Vice- Reitor: Prof. Luiz Fernando Mussolini Júnior

Pró-reitor de Extensão: Prof. Dr. Fábio Appolinário

Pró-reitor de Graduação: Prof. Jaime de Souza Oliveira

Pró-reitora de Pós-graduação: Profª. Drª Maria Sílvia Macchione Saes

Coordenador do Curso de Mestrado em Administração de Empresas: Prof. Dr. Dirceu Silva

Gazarian, Lawrence

G289e Estudo Empírico sobre Anomalias Ligadas a Eventos de Calendário na Bolsa de Valores de São Paulo no Período de 1987 a 2002. / Lawrence Gazarian - São Paulo – São Paulo : [s.n.], 2003. 133p.

Orientador : Prof.: Dr. Diógenes Manuel Leiva Martin

Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Ciências Econômicas de São Paulo, 2003

1. Bolsa de Valores. 2. Mercado de Capitais.

CDD 332.6

Data da Defesa : 28/03/2003

FOLHA DE APROVAÇÃO

Membros da Comissão Julgadora da Dissertação de Mestrado de **LAWRENCE GAZARIAN**,
apresentada ao Centro Universitário Álvares Penteado – UNIFECAP, em 28/03/2003.

COMISSÃO JULGADORA

Prof. Dr. Diógenes Manuel Leiva Martin
Centro Universitário Álvares Penteado – UNIFECAP
Professor Orientador – Presidente da Banca Examinadora

Prof. Dr. Wilson Toshiro Nakamura

Prof. Dr. Eolo Marques Pagnani

Dedico este estudo à minha querida mãe, Ayda Gazarian, cuja vida de sofrimento, altruísmo, dedicação e amor infelizmente encerrou-se pouco antes da conclusão deste trabalho.

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao professor Diógenes Manuel Leiva Martin pela orientação deste trabalho e à Bolsa de Valores de São Paulo S/A pelo pronto atendimento prestado em dados contidas neste conteúdo.

SUMÁRIO

<u>RESUMO</u>	XIII
<u>INTRODUÇÃO</u>	1
<u>CAPÍTULO 1 - A EVOLUÇÃO DO MERCADO BURSÁTIL E DO CAPITAL EXTERNO NAS BOLSAS NO BRASIL</u>	8
1.2 - A EVOLUÇÃO DO INVESTIMENTO INTERNO	8
1.3 - A EVOLUÇÃO DO FLUXO EXTERNO DE CAPITAL BURSÁTIL NO BRASIL	15
<u>CAPÍTULO 2 – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</u>	19
2.1 – INTRODUÇÃO	19
2.2 – DIVERSIFICAÇÃO DE ATIVOS E FORMAÇÃO DE CONJUNTOS EFICIENTES	19
2.3 - OS MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS	25
2.3.1 - O MODELO CAPM – CAPITAL ASSET PRICING MODEL	25
2.3.2 - O MODELO APT - ARBITRAGE PRICING MODEL	28
2.3.3 - O MODELO DE TRÊS FATORES	30
2.4 - CONSIDERAÇÕES SOBRE EFICIÊNCIA DE MERCADO	31
2.4.1 - CONSIDERAÇÕES SOBRE A EFICIÊNCIA FRACA DE MERCADO	35
2.4.2 - CONSIDERAÇÕES SOBRE A EFICIÊNCIA SEMI-FORTE DE MERCADO	37
2.4.3 - CONSIDERAÇÕES SOBRE A EFICIÊNCIA FORTE DE MERCADO	40
2.5 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA SOBRE AS ANOMALIAS DE CALENDARIO	41
2.5.1 - O EFEITO “JANEIRO” OU EFEITO “MÊS-DO-ANO”	41
2.5.3 - O EFEITO “FIM-DE-SEMANA” OU EFEITO “SEGUNDA-FEIRA”	48
2.5.4 - O EFEITO “VIRADA-DO-MÊS”	52
2.5.5 - O EFEITO “FERIADO”	53
<u>CAPÍTULO 3 - ASPECTOS SOBRE A METODOLOGIA APLICADA</u>	56
3.1 INTRODUÇÃO	56
3.2 - EFEITO “MÊS-DO-ANO”	59
3.3 - “EFEITO MENSAL”	64
3.4 – EFEITO “VIRADA-DO-MÊS”	66
3.5 - EFEITO “FIM-DE-SEMANA”	69
<u>CAPÍTULO 4 – OS RESULTADOS OBTIDOS</u>	75
4.1 – INTRODUÇÃO	75
4.2. TESTES DE HIPÓTESE PARA O EFEITO “JANEIRO” E “MÊS-DO-ANO” NA BOVESPA DE 1987 A 2002	76
4.2.1 – ANÁLISE PRELIMINAR DAS MÉDIAS E ESTABELECIMENTO DE HIPÓTESES	77
4.2.2 - ANÁLISE DETALHADA DOS DADOS APRESENTADOS	81
4.2.3 - O APARECIMENTO DO EFEITO “FIM-DE-ANO” NO PERÍODO DE 1995 A 2002	88
4.2.4 - DISCUSSAO SOBRE A ANÁLISE DO EFEITO “JANEIRO” OU EFEITO “MÊS-DO-ANO”	89

4.3 - TESTES DE HIPÓTESE PARA MANIFESTAÇÃO DO EFEITO “MENSAL” NA BOVESPA DE 1987 A 2002	91
4.3.1 - ANÁLISE ESTATÍSTICA DAS MÉDIAS E FORMULAÇÃO DE HIPÓTESES.....	91
4.3.2 - OS RESULTADOS AUFERIDOS SEGUNDO A METODOLOGIA DE ARIEL	94
4.3.3 - ANÁLISE DOS DADOS CONSIDERANDO A QUINZENA CHEIA.....	97
4.3.4 - DISCUSSÃO SOBRE OS RESULTADOS DA ANÁLISE DO “EFEITO MENSAL”	101
4.4 - TESTES DE HIPÓTESE PARA MANIFESTAÇÃO DO EFEITO “VIRADA-DO-MÊS” NA BOVESPA DE 1987 A 2002	102
4.4.1 - DISCUSSÃO SOBRE OS RESULTADOS DA ANÁLISE DO EFEITO “VIRADA-DO-MÊS”	104
4.5 - TESTES DE HIPÓTESE PARA O EFEITO “FIM-DE-SEMANA” NA BOVESPA DE 1987 A 2002	106
4.5.1 – ANÁLISE PRELIMINAR DE MÉDIAS E ESTABELECIMENTO DE HIPÓTESES	106
4.5.2 - A VERIFICAÇÃO DO EFEITO “FIM-DE-SEMANA”	108
4.5.3 - TESTE DE HIPÓTESE SOBRE O MODELO “TRADING TIME”	112
4.5.4 - TESTE DE HIPÓTESE SOBRE O MODELO DE “CALENDAR TIME”	116
4.5.5 - TESTE DE HIPÓTESE SOBRE A MANIFESTAÇÃO DO EFEITO FIM-DE-SEMANA DURANTE AS DUAS ÚLTIMAS SEMANAS DO MÊS.....	119
4.5.6 - DISCUSSÃO SOBRE OS RESULTADOS DA ANÁLISE DO “EFEITO FIM-DE-SEMANA”	123
<u>CONSIDERAÇÕES FINAIS</u>	124
<u>BIBLIOGRAFIA</u>	127

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 - Índice IBOVESPA deflacionado para o período de 1968 a 1990	11
Figura 2- Curva Retorno Esperado x Risco da Carteira	20
Figura 3 - Área Retorno X Risco de uma carteira	23
Figura 5 – Linha de Mercado de Capitais	27
Figura 6 - Evolução dos preços de BESP4 no período de 15/12/00 a 15/01/01	38
Figura 7 - Evolução do índice IBOVESPA entre 1986 a 2002	78

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 - Participação (%) dos Investidores na BOVESPA.....	18
Tabela 2 – Evolução dos preços de BESP4 no período de 15/12/00 a 15/01/01	39
Tabela 3 - Simulação e comparação entre taxa de retornos simples e taxa de retornos contínuos.....	58
.....	79
Tabela 4 - Média de Retornos Mensais do IBOVESPA entre 1987 a 2002	82
Tabela 5 - Resultados do teste t de diferenças entre médias de retornos mensais.....	83
Tabela 6 – Análise do Efeito “Janeiro” no período de 1987 a 2002	84
Tabela 7 - Teste t de diferenças entre médias de retornos mensais do IBOVESPA.....	84
Tabela 8 - Análise do Efeito “Janeiro” no período de 1987 a 1994	85
Tabela 9 - Resultados do teste t de diferenças entre médias de retornos mensais.....	86
Tabela 10 - Análise do efeito “Janeiro” no período de 1995 a 2002.....	87
Tabela 11 - Teste t entre Médias de Retornos para os quatro primeiros pregões do ano	89
Tabela 12 - Teste t para o bimestre novembro-dezembro.....	93
Tabela 13 - Teste t para os retornos do último dia de negociação	95
Tabela 14 - Teste t para o efeito “Mensal” segundo a metodologia de Ariel	95
Tabela 15 - Análise de regressão do efeito “Mensal” segundo a metodologia de Ariel.....	96
Tabela 16 - Análise de regressão do efeito “Mensal” segundo a metodologia de Ariel.....	97
Tabela 17 - Análise de regressão do efeito “Mensal” segundo a metodologia de Ariel.....	98
Tabela 18 – Teste t para o efeito “Mensal” considerando “quinzena cheia”	99
Tabela 19 - Análise de regressão para o efeito mensal – quinzena cheia	100
Tabela 20 - Análise de regressão para o efeito mensal – quinzena cheia	100
Tabela 21 - Teste t para os retornos dos quatro pregões, à partir do último dia de negociação do mês anterior	103
Tabela 22 - Teste t para os retornos dos quatro pregões, a partir do primeiro dia de negociação do mês corrente.....	104
Tabela 23 - Retornos Médios para cada Dia da Semana	107
Tabela 24 - Teste t de comparação entre médias por dia da semana.....	109
Tabela 25 - Estatística Descritiva para Retornos de Cada Dia da Semana	110
Tabela 26 - Regressão linear para hipótese “Trading Time” no Período de 1987 a 2002.....	113
Tabela 27 - Regressão linear para hipótese “Trading Time” no período de 1987 a 1994.....	114
Tabela 28 - Regressão linear para hipótese de “Trading Time” no período de 1994 a 2002	115
Tabela 29 - Regressão linear para hipótese “Calendar Time” no período de 1987 a 2002	116
Tabela 30 - Regressão linear para hipótese de “Calendar Time” no período de 1987 a 1994.....	117
Tabela 31 - Regressão linear para hipótese “Calendar Time” no período de 1994 a 2002	118
Tabela 32 - Teste t entre médias dos retornos de 3 primeiras e 2 últimas 2ª Feiras do mês.....	120
Tabela 33 - Regressão linear para médias dos retornos de 3 primeiras 2ª feiras do mês	122

ÍNDICE DE QUADROS

Quadro Resumo	126
---------------------	-----

ÍNDICE DE EQUAÇÕES

Equação 1: Variância da Carteira em Função da Correlação de Títulos	21
Equação 2 : Coeficiente β	26
Equação 3 : CAPM	26
Equação 4 : APT.....	28
Equação 5 : Modelo dos Três Fatores.....	31
Equação 6 : Retornos Discretos.....	57
Equação 7: Retornos Contínuos	57
Equação 8: Modelo de regressão linear para análise do efeito “Janeiro”	61
Equação 9 : Modelo de regressão linear para período genérico	62
Equação 10: Modelo de regressão linear para análise da concentração do efeito “Janeiro”	63
Equação 11: Modelo de regressão linear para análise do efeito “Mensal”	65
Equação 12 : Modelo de regressão linear para análise do efeito “Virada-do-Mês”	68
Equação 13: Modelo de regressão linear para análise da hipótese de “Trading Time”	71
Equação 14: Modelo de regressão linear para hipótese de “Calendar Time”	72
Equação 15: Regressão linear para análise da manifestação majoritária do efeito “Fim-de-Semana” nas duas últimas semanas do mês.	73

RESUMO

Esta pesquisa tem como objetivo analisar a hipótese de manifestação de um conjunto de imperfeições de mercado de capitais vinculadas a eventos de calendário no mercado bursátil brasileiro durante o período de 01/01/1987 a 31/12/2002. Foram estudados somente os quatro efeitos mais importantes ligados a eventos de calendário; o efeito “Janeiro” ou efeito “Mês-do-Ano”, que atribui retornos exagerados à algum mês específico do ano de negociação, mais frequentemente em janeiro; o efeito “mensal”, que manifesta maiores ganhos durante a primeira quinzena do mês de negociação; o efeito “Virada-do-Mês” que atribui uma maior média de retornos aos quatro primeiros dias de negociação do mês e; o efeito “Fim-de-Semana”, que reconhece perdas inexplicáveis ao primeiro dia da semana de negociação. Os dados analisados têm a intenção de revelar não apenas a manifestação ou não destas anomalias, como também detectar mudanças de comportamento de investidores no que se refere às mesmas.

O estudo compara dois subperíodos arbitrários de oito anos: o período pré - plano Real contendo dados referentes aos oito anos anteriores ao início do plano Real (01/01/1987 a 30/06/1994) e o período pós-Real que contém dados referentes aos oito primeiros anos de gestão do Real (01/07/1994 a 31/12/2002). Os resultados revelaram um inexplicável padrão de comportamento dos investidores do mercado bursátil brasileiro, com a manifestação de três das quatro anomalias estudadas para o período em questão.

Tais “imperfeições” ou “anomalias” foram tratadas estatisticamente de forma a sugerir-se um padrão provável, porém não certo, no comportamento de investidores do mercado de capitais brasileiro no decorrer de certos eventos de calendário.

Palavras chaves : Bolsa de Valores, Mercado de Capitais, anomalias de mercado

ABSTRACT

This research has as purpose analyze the hypothesis manifestation of four stock market imperfections framed in calendar events at Brazilian Stock Market, during the period from 01/01/1987 to 12/31/2002. They were studied only four most important effects linked to calendar events; the "January" or "Month-of-Year" effect, attributing overreacting returns to a specific month of the year, mostly in january; The "monthly" effect, that manifests larger earnings during the first fortnight of the negotiation month; the "Turn-of-the-Year" effect, attributing larger earnings during the first four negotiation day of the month and; the "Weekend" effect, that recognizes inexplicable losses to the first day of the week. Analyzed data has the intention of not just revealing or not the existence hypothesis of the mentioned anomalies, as well as to detect changes of investors' behavior, concerning to those anomalies.

This study compares two eight years arbitrary sub-periods : First one, called pre-Real Deal period, containing data from the last eight years before the beginning of "Real" Deal (01/01/1987 to 06/30/1994) and the second one containing data from the first eight year of "Real" Deal management (07/01/1994 to 12/31/2002). The results has revealed an inexplicable pattern of investors' behavior on the Brazilian stock market during the issue period, with manifestation of 3 from 4 studied anomalies.

Such anomalies were statistic framed for suggesting a most likely, but not sure, brazilian investor's behavior pattern at some calendar events.

Key words : stock exchange, capital market, markets anomalies

INTRODUÇÃO

O estudo de anomalias em mercados bursáteis tem demandado inúmeros testes empíricos ao redor de todo mundo e em várias épocas diferentes. Em alguns casos, questiona-se a aleatoriedade dos preços em um mercado que é de natureza imprevisível, atribuindo aos investidores comportamento de “manada” ou certa “irracionalidade previsível” em eventos ligados ao calendário, ao tamanho da empresa ou até mesmo à relação preço x lucro de uma empresa. Desta forma, infere-se de forma artificial preços distorcidos, depreciando ou supervalorizado os ativos por curtos ou longos períodos de tempo.

A simples existência de um evento anômalo, mesmo que por um período curto de tempo, desafia a todos que defendem a hipótese de que os mercados são fortemente eficientes, uma vez que possibilita a previsão de acontecimentos futuros e distorções no preço justo das ações, contradizendo os modelos de precificação de ativos que supõem que os preços das ações de empresas devem apenas refletir as informações e notícias inseridas no contexto. Tal fato, segundo vários autores, caracteriza uma distorção de mercado ou anomalia que em alguns casos pode efetivar uma oportunidade de ganhos significativos por parte de investidores, que têm ciência de que os preços distorcidos dos ativos não permanecerão neste estado por muito tempo e, após o período sazonal anômalo, serão, cedo ou tarde, acomodados aos valores corretamente definidos pelos diversos modelos de precificação adotados pelo mercado, como por exemplo, o CAPM (Capital Asset Pricing Model), o APT (Arbitrage Pricing Model) e o modelo dos três fatores.

Das anomalias referentes a preços de ações que se tem notícia nos vários mercados do mundo, as mais questionadas são:

- 1) O efeito "Janeiro", referente à alta generalizada de preços que ocorre no mês de janeiro estatisticamente relevante em relação aos outros meses do ano;
- 2) O efeito "Mensal", que observa uma tendência de alta nos retornos das ações estatisticamente relevante na primeira quinzena do mês em relação à segunda quinzena do mês;
- 3) O efeito "Fim-de-Semana", também chamado de "efeito Segunda-feira" (Monday effect) constitui eventos de calendário onde os retornos médios das sextas-feiras são maiores em relação aos demais dias da semana e os das Segundas-feiras são menores;
- 4) O efeito "Feriado", que diz respeito à uma tendência de alta de preços em vésperas de feriados;
- 5) O efeito "Virada-do-Mês", que também observa a predisposição de altas nos retornos do último dia de negociação do mês corrente e nos três primeiros pregões do mês posterior;
- 6) O efeito "Tamanho-da-Empresa" é o evento onde os retornos médios de empresas pequenas superam os retornos médios das grandes companhias e;
- 7) O efeito "Preço-Lucro" observa retornos médios superiores ao esperado pelo modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model) em empresas com baixa relação preço x lucro.

As anomalias de mercado nem sempre estão rigorosamente presentes em todos os mercados do mundo, ao mesmo tempo e o tempo todo, porém, estudos mostram que estes eventos vêm e vão no decorrer dos anos e em contextos geográficos, políticos e econômicos diferentes,

havendo coincidências ainda tão mal explicadas como as conjecturas de prováveis causas de sua presença nos mercados.

Apesar destes fenômenos serem detectados e documentados em vários mercados ao redor do mundo, esta pesquisa concentra-se em um estudo de caso do mercado brasileiro de capitais, pelas razões enumeradas a seguir:

- 1) O mercado brasileiro de capitais tem um volume pequeno em relação a outros mercados do mundo, o que o torna mais sensível a surgimento de anomalias.
- 2) Visto que é fato conhecido que muitos investidores, em época de elevada inflação, utilizavam-se de investimentos em ações como forma de garantir a correção monetária do dinheiro investido e, sendo a principal contribuição dos oito primeiros anos de gestão do plano Real o controle inflacionário da economia brasileira, torna-se evidentemente natural investigar se houve alguma mudança de comportamento em relação às sazonalidades de calendário, comparando este período com o período de oito anos anteriores à gestão do plano Real.
- 3) A partir de meados da década de 90, com a instauração de novas regulamentações adotadas pelo Sistema Financeiro Nacional e a tendência cada vez mais crescente da globalização dos mercados emergentes, o mercado bursátil brasileiro, assim como o mercado financeiro como um todo, administra e torna-se dependente de fluxos externos de capitais mais intensos (SODRÉ, 2000). Utilizando dados da autora e complementando com os da tabela 1.1 (página 20), observa-se que a participação do capital externo no mercado bursátil brasileiro, salta de meros 6% em 1991 para uma média superior a 25%

durante os anos de 1994 a 2002. Frente a estes dados, é da intenção deste estudo também avaliar se as anomalias de calendário ainda persistiram, ou se surgiram novos efeitos temporais na Bolsa de Valores de São Paulo, mesmo com a presença desta nova variável econômica.

O objetivo deste estudo é analisar a dinâmica do mercado bursátil brasileiro sob o enfoque das anomalias ligados aos eventos de calendário, durante os oito anos anteriores a implantação do plano Real (1987-1994) e durante os oito primeiros anos do plano Real (1994-2002). Foram abordados por este trabalho apenas as quatro maiores anomalias temporais conhecidas, que são : (1) O efeito "Mês-do-Ano", comparando os retornos médios entre todos os meses do ano e testando a hipótese de que há retornos médios anômalos em algum(ns) mês(es) do ano; (2) o efeito "Mensal", comparando as médias de retornos entre a primeira e segunda quinzena do mês; (3) o efeito "Fim-de-Semana" comparando as médias de cada dia da semana; e (4) o efeito "Virada-do-Mês", comparando as médias dos retornos produzidos nos quatro primeiros dias do mês em relação a média dos outros dias do mesmo mês.

A comparação com os oito anos do Real é relevante no contexto deste estudo devido à política econômica adotada pelo governo brasileiro durante os anos de 1994 a 2002. Esta política estabeleceu um modelo econômico de controle do déficit público e expansão monetária através de uma dependência de intensos fluxos externos de capitais e taxas de juros elevadas, fatores estes que tem forte influência sobre as decisões de compra e venda de ações, uma vez que em períodos de desinteresse ou desconfiança, os fluxos de capitais invertem-se em uma ação evasiva ocasionando grande pressão de venda na bolsa de valores paulista. Num contexto de volatilidade, os fluxos de capitais serão provisoriamente positivos em situações de grande prêmio pelo risco

como, por exemplo, uma maxi-desvalorização da moeda local ou uma elevação da taxa básica de juros básica.

Realizando análises comparativas entre os oito anos que antecedem o Real (1987-1994) e os oito anos iniciais do plano (1994 a 2002) identificou-se, conforme observações relatadas no capítulo 4 , uma mudança de comportamento no mercado bursátil brasileiro, com o enfraquecimento de alguns efeitos que antes se manifestavam e a proliferação de outras anomalias temporais até antes não detectadas.

O capítulo 1 agrega um contexto histórico socioeconômico, relevante à qualquer estudo sobre investimento bursátil no Brasil, e analisa a evolução do mercado de capitais e o investimento estrangeiro nas bolsas brasileiras. Nele são sintetizados as inúmeras regulamentações e esforços de desburocratização adotados pelos órgãos governamentais e pela própria BOVESPA, com o propósito de atrair mais investidores locais e estrangeiros para esta modalidade de investimento e capitalização, gerando regras mais claras e simplificadas, assim como maior transparência nas informações e conseqüente diminuição do risco. Porém, dentro deste mesmo contexto histórico, somam-se as crises econômicas que o país enfrentou e os ciclos de fluxos externos de capitais, taxa de juros e desvalorização do câmbio, contribuindo para um crescente grau de endividamento do Estado e empresas, desestimulando aplicações em investimentos de risco.

O capítulo 2 dedica-se à uma revisão da bibliografia relevante ao desenvolvimento de estudos sobre o mercado de capitais e suas anomalias temporais mais relatadas. Exploram-se conceitos básicos sobre o investimento de risco, eficiência de carteiras de ações, modelos de precificação de ativos mais utilizados e os diversos tipos de mercados eficientes. Este capítulo também resume alguns estudos feitos sobre anomalias de calendário realizados na Ásia , Europa, Estados Unidos e Brasil. De fato, apresenta subsídio importante para a evolução natural dos

questionamentos abordados no presente estudo, principalmente no que se refere à eficiência do mercado brasileiro de ações e aos efeitos Janeiro”, “Mensal”, “Fim-de-Semana”, “Feriado”, e “Virada do Mês”.

O capítulo 3 apresenta a metodologia empregada neste trabalho para a hipótese de manifestação das prováveis anomalias relacionados ao objetivo deste estudo. Esta metodologia fundamenta-se em trabalhos de vários autores que integram a revisão bibliográfica deste texto e constitui-se em uma sequência de análises regressivas de resíduos e comparações entre médias. Para cada um dos quatro efeitos citados serão executados testes de hipóteses e, através de ferramentas estatísticas apropriadas, serão procedidas comparações entre as médias de retornos acumulados em períodos estabelecidos pelo contexto anômalo.

Primeiro, será admitido como contexto principal o período anual, testando a existência ou não de retornos médios superiores em algum mês ou período do ano em comparação com as médias dos outros meses. Segundo, o universo amostral será restringido ao período intra-mês para teste do efeito mensal cujos resultados estatísticos confirmarão ou não a existência de diferença significativa entre retornos médios das primeira e segunda quinzenas de cada mês. Ainda no contexto intra-mês, forma-se um novo universo amostral para os quatro primeiros dias do mês de negociação, analisando se existe diferença estatisticamente relevante entre os retornos médios acumulados neste período em relação à média de seus dias complementares do mesmo mês de negociação. Também haverá preocupação em observar se as altas nos retornos médios do mês de janeiro se acumulam entre os quatro primeiros dias do mês, conforme proposto por alguns autores como CHANG & LEE (1988) no mercado Coreano e OGDEN (1990) no mercado americano, entre outros. Por fim, o quarto universo amostral a ser detalhado será o período semanal, verificando estatisticamente se os retornos médios das segundas-feiras são significativamente inferiores à média semanal. Desta forma, a constatação da manifestação do

efeito estudado dependerá da existência de diferença significativa entre estas médias acumuladas. Em todos os casos, testamos a significância destas diferenças por meio de estatísticas t e estatísticas F, que estimarão o grau de confiabilidade dos resultados apresentados.

Por último, o capítulo 4 relata os resultados dos testes sobre as quatro anomalias de calendário que formam o objeto deste estudo, para o período compreendido entre janeiro de 1987 a dezembro de 2002. Subdividindo o período total em dois subperíodos de oito anos e confrontando os resultados, o capítulo tem como objetivo principal não somente a detecção de todas ou algumas anomalias, como também a detecção de mudanças de padrões antes e após o início de gestão do plano Real.

CAPÍTULO 1 - A EVOLUÇÃO DO MERCADO BURSÁTIL E DO CAPITAL EXTERNO NAS BOLSAS NO BRASIL.

1.1 – INTRODUÇÃO

Comparado aos países industrializados, o Brasil tem pouca tradição e, conseqüentemente, uma legislação recente de controle e gestão do mercado de capitais. Este capítulo dedica-se ao estudo da trajetória e evolução da capitalização bursátil no Brasil, em pouco menos de quatro décadas de existência.

Nesta trajetória, destaca-se a evolução da captação de recursos externos conseqüentes de sucessivas regulamentações e desregulamentações realizadas pelo governo brasileiro, através de decretos e normas disciplinares, e pela Bolsa de Valores de São Paulo, através de suas próprias normas e regulamentações internas. Estas regulamentações e iniciativas de desburocratizações, implantadas tanto pelo Banco Central como pela BOVESPA, tinham a finalidade de tornar o investimento em ações mais transparente e simplificado, sobretudo ao investidor estrangeiro, de forma a atrair mais recursos ao mercado de capitais brasileiro e fluxos de divisas estrangeiras ao país.

1.2 - A EVOLUÇÃO DO INVESTIMENTO INTERNO

Anteriormente a década de 60, haviam poucas opções de financiamentos de longo prazo na economia brasileira, sendo restritos a concessão de empréstimos bancários e aos fundos fiscais administrados por instituições financeiras. Com o incremento da dívida externa, a partir da

década de 60, organismos internacionais restringiram empréstimos a América Latina, provocando uma falta de recursos para financiamento externo de empresas brasileiras e colocando às mesmas uma nova forma de financiamento, através da qual empresas brasileiras poderiam se capitalizar abrindo seu capital e emitindo ações. Nesta época, merece destaque a lei no. 4.728/65 que disciplinou o mercado brasileiro de capitais e estabeleceu medidas para o seu desenvolvimento. O governo também criou os fundos 157, onde recursos proveniente do imposto de renda devido poderiam, em parte, serem aplicados em ações de empresas brasileiras de capital aberto.

A queda do mercado bursátil devido principalmente às perdas do “crash” da bolsa em 1971, provocou um processo evolutivo e levou o governo a elaborar a lei no. 6385/76 (Lei do Mercado de Valores Mobiliários) na qual se cria a Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e a Lei no. 6.404/76 (Nova Lei de Sociedades Anônimas) que estabeleceu regras mais rigorosas quanto a emissão de ações, distribuição de dividendos e publicações de demonstrações financeiras.

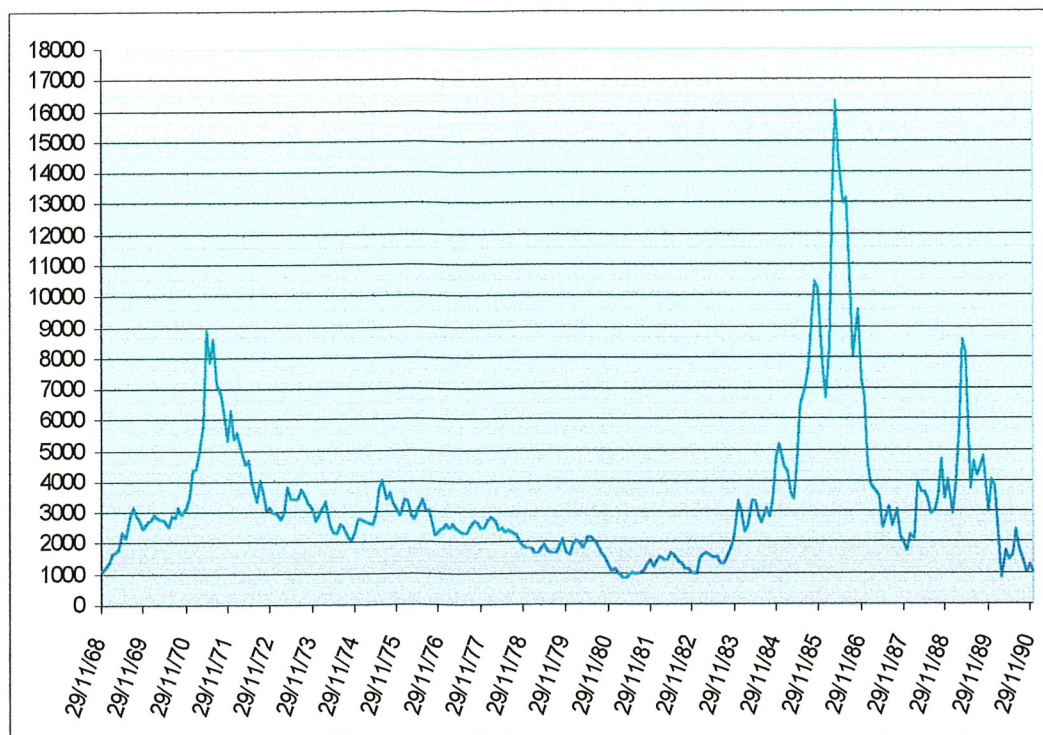
Autores como SODRÉ (2000) ressaltam que o mercado bursátil brasileiro foi muito prejudicado pela alta da inflação e pela desaceleração do crescimento econômico, o que culmina com três grandes crises financeiras entre 1986 a 1991. A autora destaca que, num primeiro momento histórico, a década de 70 foi marcada por inflação baixa e alta taxa interna de poupança em decorrência da estabilização dos preços e que entre 1971 e 1975. A taxa de poupança interna era em média de 20,6 % do Produto Interno Bruto (PIB), mantendo-se no patamar de 21%, e a média de investimentos em 23,2 % do PIB até o final da década.

A autora narra que, a partir dos anos 80, os mecanismos de financiamento da economia brasileira foram se esgotando, por conta do aumento da inflação, déficit publico e taxa de juros. O crescimento econômico médio anual de 8,6% atribuídos a década de 70 caem, na década seguinte para cerca de 2,94%, enquanto que a taxa de investimento se manteve em aproximadamente 21%

do PIB. Um crescimento econômico menor em conjunto com uma taxa de investimento aos níveis da década de 70, acentuou a fragilidade do mercado de capitais, inibindo abertura de capital pelas empresas, e criando condições para uma concentração no mercado acionário brasileiro. A inflação elevada obscurecia a transparência das informações apresentadas, uma vez que a avaliação dos balanços exigia uma análise mais complexa.

CYSNE & FARIA (1997) ressaltam uma pequena recuperação do mercado acionário brasileiro em meados dos anos 80 com crescimento, em termos reais, da lucratividade das empresas nos anos de 1983, 1984 e 1985. Entretanto, o índice Ibovespa teve uma queda de 83%, em termos reais, entre meados de 1986 e final de 1987, em meio a um contexto de moratória brasileira, fracasso do Plano Cruzado e a crise da Bolsa de Nova York. Em junho de 1989, o índice caiu 54% em função das operações alavancadas realizadas no mercado acionário pelo investidor Naji Nahas e , em 1990, cai 64% devido a falta de liquidez e recessão causados pelo Plano Collor. A figura 1 ilustra, de forma gráfica, a alta volatilidade do IBOVESPA durante a década de 80. Nela, apresenta-se a evolução do IBOVESPA deflacionado segundo o índice IGP-DI para o período de janeiro de 1968 a dezembro de 1990 .

Figura 1 - Índice IBOVESPA deflacionado para o período de 1968 a 1990



Fonte : Economática

No início dos anos 90, com o intuito de atrair fluxos externos de capitais para o país e para o mercado acionário brasileiro, o governo toma medidas de desregulamentação e facilita a entrada de recursos externos na Bolsa, visto que muitas empresas brasileiras, principalmente estatais como Petrobrás, Telebrás, Vale do Rio Doce, entre outras, despertavam o interesse do investidor estrangeiro. Porém, este último via entraves fiscais e burocráticos que o impediam de investir em empresas brasileiras de capital aberto.

Na segunda metade da década de 80, o governo brasileiro implementou algumas modificações na legislação vigente, no sentido de flexibilizar e facilitar o investimento no mercado de capitais brasileiro, como a Resolução no. 1289, criando os anexos I, II e III que

disciplinavam e davam mais transparência a constituição de Sociedades de Investimento, Fundos de Investimentos e carteiras administradas. Em 1991, a CVM – Comissão de Valores Mobiliários apresentou o seu Plano Diretor do Mercado de Capitais, que tinha como meta desregulamentar o mercado e fortalece-lo, aumentando a base de investidores estrangeiros e locais e, conseqüentemente, incrementando os volumes negociados. Tal reativação do mercado de capitais brasileiro foi apontada pelos formuladores do Plano Diretor da CVM como importante modelo alternativo de financiamento externo e interno. Havia o reconhecimento também de que o mercado de capitais, em particular o acionário, atravessava uma das piores crises, uma vez que a captação de poupança via mercado de capitais tinha sido a menor historicamente apontada. De acordo com cálculos da CVM, as emissões de ações e debêntures, como proporção do total de poupanças financeira e forçada, representaram a média anual de 4,6% entre 1973 e 1989. Em 1982, alcançaram 11,9%, reduzindo-se a apenas 1,0% em 1989. Um segundo aspecto a considerar era o valor de mercado das ações listadas em bolsas que situou-se, em outubro de 1990, em US\$ 17,6 bilhões, contra cerca de US\$ 86 bilhões em dezembro de 1986. Na seqüência foram apontados ainda o valor baixo das emissões primárias de ações, redução do volume negociado nas bolsas brasileiras, depreciação das cotações das ações, tendo como conseqüência valores de mercado das ações abaixo dos respectivos valores patrimoniais, desestimulando as empresas a abrirem seu capital e a lançarem novas ações, e, por último, a tendência apontada na ocasião, de fechamento de capital das empresas.

Feita tal avaliação pelo Plano Diretor, foi lançado um conjunto de 50 propostas de medidas de desregulamentação e de fomento com o objetivo de simplificar e desburocratizar procedimentos operacionais e administrativos com redução de custos e fortalecer o mercado, privilegiando o lado da oferta sem contemplação de medidas que pressionassem a demanda, tais como aumento da expansão monetária, dos gastos públicos e isenções fiscais. Entre essas

medidas, as dez mais importantes foram: (1) aumento da transparência das empresas, incluindo *estatais* e privadas de grande porte; (2) flexibilização das aplicações dos investidores institucionais e melhor qualificação dos analistas e outros profissionais do mercado; (3) melhora dos sistemas operacionais das bolsas, mercados de balcão, de acesso e regional; (4) maior agilidade e redução do custo de emissão de valores mobiliários; (5) revisão de questões tributárias referentes aos dividendos e sistemática de incentivos fiscais; (6) reavaliação da fiscalização do mercado de capitais e reestruturação da CVM; (7) maior proteção aos investidores e punição de irregularidades; (9) abertura do mercado de ações ao investimento estrangeiros; (10) melhoria na política de dividendos e aumento da proporção de ações ordinárias frente às preferenciais;

Em setembro de 1999, com o intuito de aumentar o volume negociado, atraindo a participação do investidor comum, que não tem tempo de acompanhar a evolução dos preços das ações durante o dia, a BOVESPA instituiu o “after market” que consiste em um pregão noturno de aproximadamente 90 minutos, adaptado da experiência americana da Bolsa de Chicago, cujos ativos são negociados 24 horas por dia.

Em 2001, destaca-se a aprovação definitiva, que tramitava no Congresso Nacional desde 1996, da chamada “Nova Lei das S/A s”, estabelecendo novas regras de proteção aos acionistas minoritários como :

- 1) Apresentação compulsória de oferta pública. no caso de cancelamento de registro de companhia aberta, para adquirir a totalidade das ações em circulação no mercado, tendo como preço mínimo o valor de 80% do valor econômico da empresa ou do preço pago pelos acionistas majoritários;
- 2) O número máximo de ações preferenciais, para as novas companhias abertas, não pode ultrapassar 50% do total das ações emitidas; enquanto a participação das ordinárias crescerá até igual percentual;

- 3) Restabelecimento do direito de recesso nas operações de fusão e aquisição e
- 4) Nas operações de cisão haverá direito de recesso desde que as mesmas resultem mudança do objeto da companhia, redução do dividendo obrigatório ou participação em grupo de sociedade.

Em 2002, percebendo que muitos investidores preferiam operar no mercado americano com ativos brasileiros via ADR's (American Depositary Receipts) para evitar a incidência de cobrança da CPMF (Contribuição Provisória de Movimentação Financeira), que encareciam muito os custos de transações de compra e venda em bolsa de valores, o governo brasileiro promulga o decreto no. 4.296 que isenta a cobrança deste imposto para operações relativas à transferência de fundos, de títulos, de valores mobiliários e de outros ativos financeiros, inclusive moedas estrangeiras ou documentos representativos dessas moedas, incentivando a permanência de um certo volume de capital no país e a liquidez dos negócios na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), uma vez que a incidência deste imposto chegava a tornar operações realizadas no Brasil oito vezes mais caras que as executadas em Nova York.

Em junho de 2000, a empresa de consultoria McKinsey & Co, em parceria com o Banco Mundial conduziu uma pesquisa ("Investors Opinion Survey") junto a investidores, representando um total de carteira superior a US\$ 1.650 bilhões, destinada a detectar e medir eventuais acréscimos de valor às companhias que adotassem boas práticas de governança corporativa. Apurou-se que os investidores pagariam entre 18% e 28% a mais por ações de empresas que adotam melhores práticas de administração e transparência. Por este motivo a BOVESPA criou em 2002 segmentos de listagem com regras mais rígidas, com o objetivo de evolução no sistema de divulgação de informações relevantes à tomada de decisão de investidores. Estas regras se inspiraram em normas internacionais de divulgação praticadas pela IOSCO (International Organizations of Securities Commissions) e SEC (Securities Exchange

Commission) americanas e foram denominadas pela BOVESPA de “boas práticas de governança corporativa”. Para o chamado “Novo Mercado”, Nível 1 e Nível 2., a adesão é voluntária, sendo que as empresas decidem se querem adotar as boas práticas de governança . Posteriormente, saíram algumas regulamentações - a Res. CMN 2829 que disciplina os limites de investimentos dos fundos de pensão e a Res. 2967 (semelhante para seguradoras) Tais resoluções estabeleceram limites adicionais para investimentos em renda variável desde que as empresas investidas façam parte do Novo Mercado. O objetivo do regulador é que os fundos de pensão e seguradoras invistam em empresas mais transparentes e que adotam tratamento igualitário para todos os acionistas (boas práticas de governança corporativa) de forma a atrair mais investidores e diminuir o risco causado por assimetria ou carência de informações inerentes às empresas. A regulamentação da CVM, CFC e Ibracon é ampla e prevê rotatividade dos auditores nas companhias; controle de qualidade interno e externo (*peer review*); exame de qualificação técnica, educação continuada para aprimorar a qualidade do serviço prestado e proibição de prestação simultânea de serviços de auditoria e consultoria.

1.3 - A EVOLUÇÃO DO FLUXO EXTERNO DE CAPITAL BURSÁTIL NO BRASIL

O investimento estrangeiro de portfólio no Brasil teve início com o Decreto-lei n °1401, de 1975, que autorizou as companhias de investimento capital estrangeiro a captar recursos no exterior com a finalidade de aplicar em carteira diversificada de títulos e valores mobiliários emitidos por companhias brasileiras. Porém, as crescentes dificuldades que o Brasil enfrentou no

setor externo e a rigidez desse instrumento de investimento inibiram a captação de recursos, gerando resultados inexpressivos. Em 1987, a Resolução do Conselho Monetário Nacional - CMN n ° 1.289 flexibilizou as regras para o investidor estrangeiro de portfólio, por meio de veículos coletivos de investimento regulados por três Anexos: Sociedade de Investimento - Capital Estrangeiro (Anexo I); Fundo de Investimento - Capital Estrangeiro (Anexo II); Carteira de Investimento - Capital Estrangeiro (Anexo III).

Em 1991, foi editado o Anexo IV à Resolução 1289/87, permitindo o investimento de investidores institucionais em carteira de valores mobiliários no mercado acionário doméstico e dispensando a necessidade de constituição de Sociedades ou Fundos de Investimento. Havia uma percepção de que o país deveria acompanhar as mudanças que estavam acontecendo no cenário internacional, onde países de liderança financeira mundial, como Estados Unidos e Japão, estavam em processo de desregulamentação de seus sistemas financeiros, devido ao crescimento das operações de securitização. Naquele ano a CVM lançou o Plano Diretor do Mercado de Capitais que tinha como objetivo principal a desregulamentação do mercado com o intuito de aumentar a base de investidores, principalmente os estrangeiros. De acordo com a avaliação feita pelo Plano Diretor, a inserção do mercado de capitais brasileiro no contexto internacional era relevante devido à crescente importância deste segmento no nível mundial, em função da crescente demanda por investimentos em novos mercados por parte de investidores estrangeiros e principalmente, pela forte complementaridade entre comércio e finanças, garantindo uma nova fonte de recursos para financiamento de empresas, através dos constantes fluxos externos de capitais.

Com as novas medidas anunciadas pelo governo em setembro de 1991, a ~~maxi-~~ desvalorização de 13% do cruzeiro em relação ao dólar americano e a elevação da taxa real de juros 6,5% a.a. para 30 % a.a., o capital externo começou a ingressar no país. Atraídos por ações

que estavam num patamar baixo de relação preço x valor e depreciadas ainda mais com a desvalorização da moeda nacional, quase a totalidade dos investimentos estrangeiros de portfólio direcionou-se à BOVESPA. O ingresso de recursos estrangeiros contribuiu para a alta das ações entre 1992 a 1994, sendo interrompido drasticamente neste ano, devido à crise financeira no México, trazendo a baixa das ações, que foi amplificada com a política de juros altos e contenção do crédito no primeiro semestre de 1995.

Em julho de 1994, o governo implementou mais uma etapa do programa de estabilização com a adoção da nova moeda, o Real, completando-se a reconstrução do sistema monetário iniciada com a criação da URV – Unidade Real de Valor. Foi estabelecido um limite máximo da taxa de câmbio na paridade de um para um com o dólar, sem que houvesse uma intervenção do Banco Central. Essa valorização contribuiu para conter a inflação dos preços que sofria influência do câmbio e impediu que a base monetária fosse pressionada pela oferta de dólares. Por outro lado, não evitou o surgimento dos primeiros déficits comerciais os quais deveriam ser financiados pelo constante ingresso de recursos externos.

Nessa fase, o Banco Central retornou ao mercado de câmbio, procurando manter a taxa dentro de uma banda informal de flutuação na faixa de R\$ 0,84 e R\$ 0,86 por dólar. SOUZA (1998) ressalta que a estabilização econômica do Real e a flexibilização das regras que regulamentavam o ingresso de capital estrangeiro foram os responsáveis pela alta das ações durante os anos de 1992 e 1994, permitindo uma ampliação dos volumes negociados nas Bolsas de Valores brasileiras. Houve um crescimento no volume de negócios de 67% entre 1992 a 1993 e 148% entre 1993 e 1994.

Porém, nos três primeiros meses de 1995, quase a totalidade dos recursos externos investidos nas bolsas brasileiras (São Paulo e Rio de Janeiro) foi resgatada, como consequência dos reflexos da crise mexicana que levou investidores estrangeiros a retirarem recursos do Brasil

para cobrir as perdas referentes às aplicações em títulos mexicanos. Em março de 1995, o saldo líquido foi negativo em US\$ 1,418 bilhão.

Segundo dados da BOVESPA, em 1998, a maior parte dos investimentos externos via Anexo IV foi aplicada em ações (94,8%) e, em menor grau em derivativos (4,2%) e em debêntures (1%). Essa concentração em ações manteve-se em anos anteriores. Em dezembro de 1998, o Anexo IV representou 92,1 % dos investimentos externos no mercado de capitais brasileiro (considerando-se os Anexos I, II e IV, renda fixa e outros).

Os investidores estrangeiros responderam por cerca de 6% do volume negociado nas bolsas de valores brasileiras em 1991, crescendo para 11% no ano seguinte, 25,9% em 1997, 25% em 1998, 20% em 1999 e algo entre 25% e 30% de todo o volume atualmente negociado na Bolsa de Valores de São Paulo. A tabela 1 mostra uma consolidação da participação de recursos estrangeiros na composição do volume total negociado nos últimos anos. Desta forma, a partir dos anos 90, introduz-se no Brasil uma nova e relevante variável contribuinte para a liquidez e eficiência do mercado bursátil brasileiro; daí a sua importância no contexto de estudo das anomalias de mercado.

Tabela 1 - Participação (%) dos Investidores na BOVESPA

Volume Total (Compras + Vendas)

ANO	Pessoas Físicas	Institucionais	Investidores Estrangeiros	Empresas Públicas E Privadas	Instituições Financeiras	Outros
1993	10,7	17,9	16,0	11,2	44,2	0,0
1994	9,0	17,1	21,4	6,9	45,5	0,2
1995	10,1	17,0	26,4	5,0	41,3	0,2
1996	9,3	13,6	28,6	3,2	45,1	0,2
1997	9,8	19,6	25,9	4,3	40,1	0,4
1998	11,7	18,2	25,1	7,2	37,0	0,7
1999	15,3	16,2	22,3	6,1	39,1	1,0
2000	19,2	16,8	22,0	4,2	36,7	1,1
2001	20,5	17,2	25,1	3,0	34,0	0,2
2002	20,8	17,6	26,0	3,3	32,1	0,2

Fonte: Bolsa de Valores de São Paulo – Boletim Informativo – vários números

CAPÍTULO 2 – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 – INTRODUÇÃO

Toda a discussão abordada neste trabalho parte do princípio de que existem no mercado de capitais, em determinadas situações, falhas em estabelecer preço justo às ações de empresas. Este capítulo tem como objetivo dois pontos principais :

- 1) A explanação de um embasamento teórico resumido sobre a formação de carteiras eficientes e hipótese de eficiência do mercado acionário.
- 2) A apresentação de alguns trabalhos realizados no Brasil, Estados Unidos, Alemanha, Coreia e Austrália, representando uma amostragem da pesquisa mundial sobre anomalias bursáteis de calendário.

2.2 – DIVERSIFICAÇÃO DE ATIVOS E FORMAÇÃO DE CONJUNTOS EFICIENTES

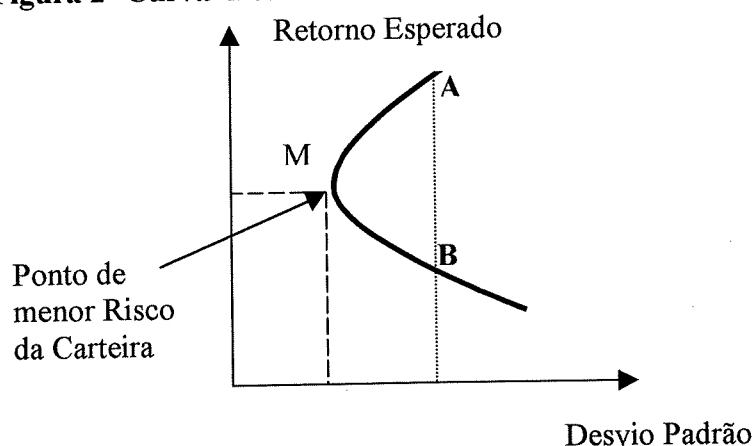
Antes de MARKOWITZ (1952) havia apenas uma noção intuitiva de que a formação de carteiras diversificadas de ações reduziria o risco total atribuído ao investimento, porém não se tinha a noção exata de como proceder esta diversificação, com que ativos e em que intensidade distribuir os recursos, adequando-se a um determinado grau de risco que cada investidor esteja disposto a se expor.

Em seu celebre artigo intitulado “Portfólio Selection” (1952), o autor discute o que chama de regra do retorno esperado pela variância dos retornos onde a adequação da diversificação não depende apenas da quantidade de títulos que integram a carteira, porém da covariância entre seus retornos. Se o investidor aplicar, por exemplo, em ações de duas empresas diferentes, ambas com

igual variância, porém não perfeitamente correlacionados, a variância total do portfólio será tipicamente menor do que a das ações individuais. Em outras palavras, o autor demonstrou como um investidor pode diminuir o risco dos retornos de carteiras escolhendo ações cujos preços não se movam exatamente juntas.

O gráfico do retorno esperado X desvio padrão em uma carteira de várias ações produz a curva ilustrada na figura 2. A combinação de dois ou mais ativos em proporções ideais cria o ponto M indicado no gráfico, onde o risco é mínimo, dado um nível de retorno. O segmento MA constitui a fronteira eficiente, ou seja, dado os vários níveis de retornos esperados, este segmento é o que apresenta os menores desvios padrões. Neste modelo, esta localização do ponto M na curva consiste no ponto ótimo que as carteiras procuram trabalhar, porém alguns investidores tem a liberdade em escolher proporções de ativos que envolvam um maior risco e, conseqüentemente um maior retorno como, por exemplo, o ponto A da curva. No entanto, a escolha do ponto B deve ser evitada, pois consiste em um sério erro e está associada a um retorno menor para o mesmo risco produzido pelo ponto A da curva.

Figura 2- Curva Retorno Esperado x Risco da Carteira



Fonte : ROSS (1995)

Se os investidores puderem emprestar ou pedir emprestado a uma taxa de juro sem risco, então deverão sempre deter uma combinação de um investimento em risco e de uma carteira específica de ações. A composição dessa carteira de ações depende apenas do julgamento do investidor no que toca às perspectivas de cada ação, e não da sua atitude em face do risco. Na falta de melhor informação, cada investidor deverá deter a mesma carteira de ações que qualquer outro investidor – por outras palavras, deverá deter a carteira de mercado.

O retorno esperado de uma carteira é simplesmente uma média ponderada dos retornos esperados dos títulos individuais que a compõem e variância total de uma carteira. No caso simplificado de uma carteira de dois títulos, a variância do portfólio é calculada pela fórmula da equação 1.

Equação 1: Variância da Carteira em Função da Correlação de Títulos

$$\text{Var}(\text{carteira}) = X_A^2 \sigma_A^2 + 2X_A X_B \rho_{AB} \sigma_A \sigma_B + X_B^2 \sigma_B^2$$

onde :

X_A = proporção da ação A na carteira diversificada

X_B = proporção da ação B na carteira diversificada

ρ_{AB} = correlação entre os retornos das ações A e B na carteira diversificada

σ_A = desvio padrão dos retornos da ação A

σ_B = desvio padrão dos retornos da ação B

O mesmo resultado poderá ser obtido através do tratamento matricial ilustrado a seguir.

$$\begin{array}{cc} X_A^2 \sigma_A^2 & X_A X_B \rho_{AB} \sigma_A \sigma_B \\ X_A X_B \rho_{AB} \sigma_A \sigma_B & X_B^2 \sigma_B^2 \end{array}$$

Existem quatro células na matriz, que somadas, formam a equação 1 para cálculo da variância de retornos de uma carteira composta de dois títulos. Os elementos a_{nn} ($n=1,2,3,\dots$) da matriz são referentes às variâncias dos retornos das ações das empresas isoladamente e as outras duas células contêm os termos envolvendo a covariância. Estas duas células contêm conteúdo idêntico, indicando porque o termo que inclui a covariância é multiplicado por 2 na equação 1.

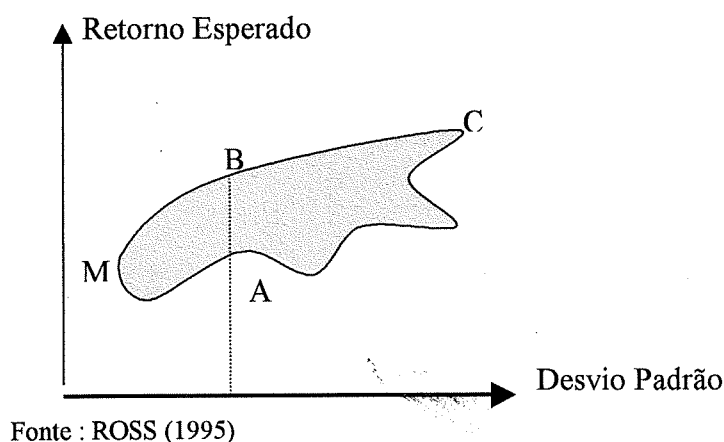
Da equação 1, conclui-se que se a correlação entre os retornos dos dois títulos for menor do que 1, então $\sigma_{A,B} < \sigma_A \sigma_B$, ou seja, o desvio padrão da carteira será menor que o desvio padrão das ações individuais em conjunto.

Para o cálculo da variância de uma carteira de vários títulos, far-se-á necessário o tratamento matricial ilustrado a seguir..

$X_1^2 \sigma_1^2$	$X_1 X_2$	$X_1 X_3$	$X_1 X_N$
	$\text{Cov}(R_1, R_2)$	$\text{Cov}(R_1, R_3)$		$\text{Cov}(R_1, R_N)$
$X_2 X_1$	$X_2^2 \sigma_2^2$	$X_2 X_3$	$X_2 X_N$
$\text{Cov}(R_2, R_1)$		$\text{Cov}(R_2, R_3)$		$\text{Cov}(R_2, R_N)$
$X_3 X_1$	$X_3 X_2$	$X_3^2 \sigma_3^2$	
$\text{Cov}(R_3, R_1)$	$\text{Cov}(R_3, R_2)$			
.				
.				
.				
$X_N X_1$	$X_N X_2$	$X_N X_3$		$X_N^2 \sigma_N^2$
$\text{Cov}(R_N, R_1)$	$\text{Cov}(R_N, R_2)$	$\text{Cov}(R_N, R_3)$		

O gráfico das infinitas possibilidades de combinações entre risco e retorno está ilustrado na figura 3. Ele é similar ao apresentado na figura 2., porém não mais representa uma curva, mas uma área de infinitas possibilidades. A formação de conjuntos eficientes consiste no posicionamento periférico desta área, representada pelos seguimentos MBC, onde M é o ponto de menor risco e retorno maximizado, B e C são pontos de risco e retornos maiores. Qualquer ponto fora deste seguimento, como, por exemplo, o ponto A, consiste em uma escolha infeliz, por não maximizar o retorno em relação ao risco. Conclui-se então que, na prática, a área da figura 3 torna-se a curva da figura 2..

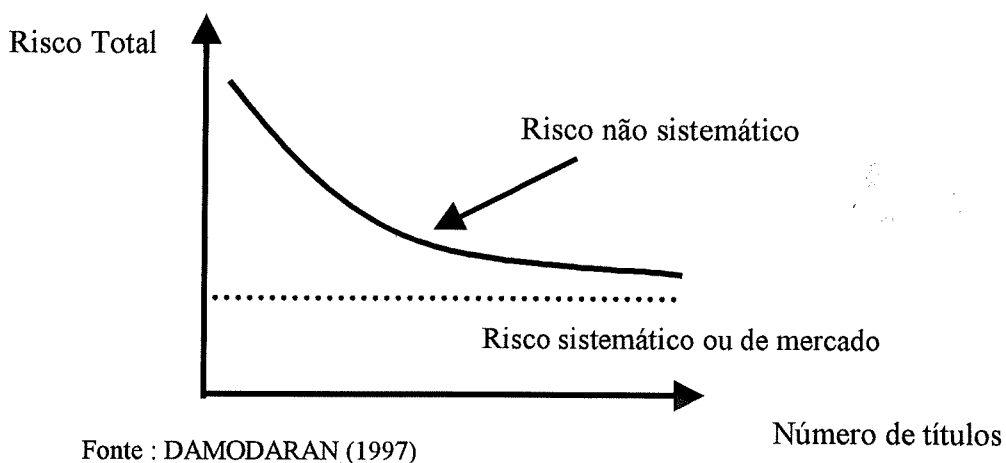
Figura 3 - Área Retorno X Risco de uma carteira



O que torna arriscado um investimento no mercado de ações é a dispersão dos resultados possíveis e a medida desta dispersão é dada pelo desvio-padrão ou pela variância. O risco de qualquer ação pode ser dividido em dois tipos: (1) Risco único ou não sistemático, que é inerente a natureza e sensibilidade de cada ação, e (2) Risco de mercado, que deriva das oscilações do próprio mercado.

Conforme demonstrado por MARKOWITZ (1952), uma forma de diminuir o risco único é diversificando a carteira de ações. A figura 4. exemplifica a relação entre risco e diversificação em uma carteira, cuja equação pode ser extraída da própria matriz de cálculo de variância de retornos em uma carteira. De fato, observa-se que quanto maior o numero de títulos em uma carteira, menor será a componente de risco não sistemático, até o ponto em que , numa carteira bem dimensionada a componente não sistemática é praticamente nula.

Figura 4– Gráfico do risco em relação ao número de ativos em uma carteira



Apesar disto, não pode-se eliminar o risco de mercado, porque todo o risco de uma carteira de ações completamente diversificada representa o próprio risco de mercado.

2.3 - OS MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS

Apresentam-se a seguir, as opções de modelos de precificações de ativos de maior aceitação nos vários mercados do mundo, assim como uma discussão vantagens e desvantagens de utilização de tais modelos nos mercados cada vez mais complexos.

2.3.1 - O MODELO CAPM – CAPITAL ASSET PRICING MODEL

Em meados da década de 60, três economistas – SHARP (1964) , LINTNER (1965) e Jack Treynor, cujo artigo não chegou a ser publicado¹ – elaboraram um modelo de risco conhecido como **CAPM – Capital Asset Pricing Model**. Este modelo é surpreendente por sua simplicidade, uma vez que evita muitos cálculos matriciais, como os descritos na seção anterior.

Num mercado competitivo, o prêmio de risco esperado varia proporcionalmente ao risco deste ativo. Isto significa que todos os investimentos devem situar-se em uma linha do mercado de capitais (figura 5, pg. 29), logo a diferença entre a rentabilidade do mercado r_m e a taxa de juros r_f designa-se por *prêmio de risco do mercado* e é dada pela relação $r_m - r_f$.

O modelo CAPM é o modelo mais conhecido para relacionar o risco e o retorno. A medida de risco é calculada pela relação entre a covariância de um título (ou carteira) em relação ao mercado dividido pela variância do mercado, conforme equação 2.

¹ Fonte : BREALEY & MYERS (2000, pp. 195)

Equação 2 : Coeficiente β

$$\beta = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)}$$

onde :

β = índice relacionado ao risco da ação ou carteira em relação ao mercado

R_m = retorno associado ao mercado.

R_i = retorno associado à carteira ou ação individual.

O CAPM determina que o risco por qualquer investimento deve residir na curva de mercado e o prêmio pelo risco deve ser proporcional a beta, segundo a relação dada pela equação 3.

Equação 3 : CAPM

$$R = R_f + \beta (R_m - R_f)$$

onde :

R = retorno associado à carteira ou ação individual

R_f = retorno associado ao ativo livre de risco.

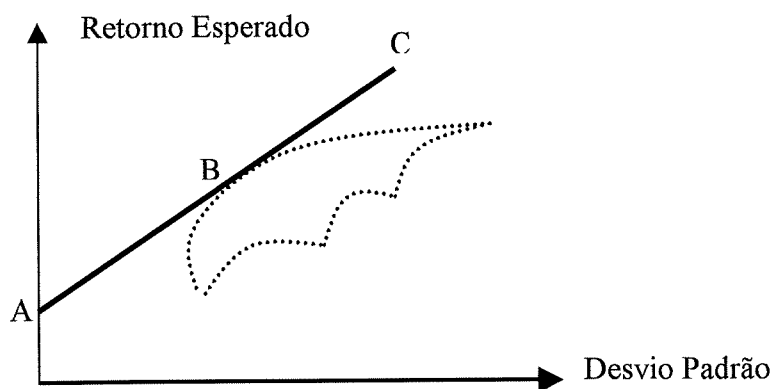
R_m = retorno associado ao mercado.

Onde todo o risco inerente aos pré-supostos de eficiência de mercado está contido em β e a princípio, β se ajusta às novas condições toda vez que houver uma divulgação de informação relevante, assim sendo, o risco relevante de uma ação individual é sua contribuição para o risco de uma carteira bem diversificada.

A composição entre aplicações livres de risco e aplicações com risco resulta no gráfico ilustrado na figura 5. Nela, observamos que o ponto B indica a interseção de resultado mais

eficiente com a área ilustrada na figura 3., representada na figura 5 através da linha tracejada. Em outras palavras, se B constitui a carteira de mercado, a linha ABC é denominada “*Linha de Mercado de Capitais*” e indica as carteiras formadas por combinações dos ativos sem risco com os títulos de risco contidos em B. Os pontos entre A e B são atingidos quando algum dinheiro é aplicado no ativo sem risco e o restante em B. Já os pontos entre B e C são alcançados por alavancagem, ou seja, quando pegamos emprestado capitais a taxas livre de risco para comprar mais de B do que se poderia com recursos próprios.

Figura 5 – Linha de Mercado de Capitais



Fonte : Brealey & Myers (2000)

O binômio CAPM x Eficiência de Mercado foi, até os anos 70, inquestionável e considerado suficiente para modelar e explicar o comportamento do mercado de capitais no mundo. Porém, a partir da década de 80, muitos estudos empíricos começaram a rejeitar esta hipótese, detectando padrões de comportamento em determinadas situações, que não seguiam este modelo. Desta forma, foram atribuídos a estes padrões o rótulo de “anomalia” ou “efeito”. O fato é que, apesar de muitos autores admitirem que o CAPM não traduz inteiramente o comportamento do mercado, uma teoria melhor formulada e abrangente ainda não surgiu ou

tomou definitivamente seu lugar no cenário econômico, de forma que o seu emprego em estudos relacionados com mercados bursáteis ainda é plenamente justificado e atual.

2.3.2 - O MODELO APT - ARBITRAGE PRICING MODEL

Segundo a definição de BREALEY & MYERS (2000), o APT (Arbitrage Pricing Model) consiste numa análise de como os investidores constituem seus portfólios eficientes, não entrando no detalhe de eficiência ou não de uma determinada carteira de ações, mas partindo do princípio de que o retorno de cada ação depende de dois fatores : (1) o conjunto de influências macroeconômicas que atingem o mercado como um todo e; (2) do que os autores chamaram de “ruído”, ou seja, eventos que exclusivos de cada empresa, onde cada uma é mais sensível a determinados eventos do que outras. Atribui-se a este “ruído” a parcela não sistemática de risco. Desta forma o retorno atribuído deve obedecer à relação definida pela fórmula da equação 4.

Equação 4 : APT

$$R_t = r + b_1 F_1 + b_2 F_2 + b_3 F_3 + \dots + b_n F_n + \varepsilon,$$

onde :

R_t = retorno total da carteira

r = retorno esperado

$b_1 \dots b_n$ = coeficiente de risco associado à sensibilidade de cada fator

$F_1 \dots F_n$ = fatores associados à divulgação de fatos relevantes ao mercado

ε = componente não sistemático do risco

Devido ao fato da difícil aceitação de um número elevado de fatores para a precificação de ativos por parte dos investidores, é comum a utilização de apenas algumas variáveis de mercado, que relacionem intrinsecamente os fatores mais comumente perceptíveis ao mercado, como por exemplo, à variação da inflação, Produto Interno Bruto e taxa de juros.

Existem autores que defendam a expectativa de que o APT tem melhores condições de explicar as anomalias do que o CAPM, visto que leva em consideração as diferentes sensibilidades e fatores que possam influenciar as ações que formam as carteiras, porém, segundo ROSS (1995) esta ferramenta tem utilidade prática somente se conseguirmos :

- 1) Identificar e modelar uma lista pequena de fatores macroeconômicos;
- 2) Medir o prêmio esperado pelo risco em cada fator e;
- 3) Medir a sensibilidade de cada ação a estes fatores

Entretanto, o APT encontra várias barreiras em sua implementação. A mais severa é que o APT não identifica os fatores relevantes. Assim, o APT não nos diz quais fatores que influenciam os retornos nem nos indica quantos fatores deveriam aparecer no modelo.

Os autores que defendem a proposição de utilização do APT como melhor modelo de precificação de ativos argumentam que não é necessário identificar os fatores relevantes. Os pesquisadores usam um procedimento estatístico complexo chamado análise fatorial para desenvolver os parâmetros do APT. Basicamente eles começam com centenas ou mesmo milhares de ações, então criam várias carteiras diferentes, em que os retornos de cada carteira não são correlacionados com os retornos das outras carteiras. Assim, cada carteira é aparentemente influenciada com maior força por um dos fatores desconhecidos, do que outras carteiras. Há, também, alguma evidência empírica de que somente três ou quatro fatores são relevantes: talvez a inflação, a produção industrial e a taxa de juros. Além disto, o APT não pressupõe que todos os

investidores mantenham a carteira de mercado, uma exigência do CAPM que claramente não é encontrada na prática.

2.3.3 - O MODELO DE TRÊS FATORES

FAMA & FRENCH (1993) desenvolveram um modelo com o intuito de aproximar e explicar as anomalias existentes no mercado de capitais, visto que o CAPM falhava muitas vezes ao explicar os padrões de comportamento dos retornos médios em algumas situações. Os autores argumentam que muitos dos comportamentos inexplicáveis dos mercados de capitais, denominados simplesmente de anomalias são, em verdade, capturados pelo modelo multifatorial. Este modelo é similar ao APT, porém considera apenas três fatores para a modelagem de risco das carteiras:

- 1) O fator mercado representado pelo excedente nos retornos do índice de mercado subtraído do índice de taxas livres de risco;
- 2) O fator tamanho da firma, representado pelos retornos de firmas pequenas menos os retornos proporcionados por grandes empresas e
- 3) O fator Book-to-market (relação entre valor da empresa e valor das ações), representado pela diferença entre os retornos de empresas com alto índice book-to-market e empresas com baixo índice. Dessa forma a equação que representa o retorno para portfólios que adotam o modelo dos três fatores fica resumida a equação 5.

Equação 5 : Modelo dos Três Fatores

$$r - r_f = b_{\text{mercado}} (F_{\text{mercado}}) + b_{\text{tamanho}} (F_{\text{tamanho}}) + b_{\text{(book-to-market)}} (F_{\text{book-to-market}})$$

onde :

r = retorno da ação

r_f = retorno livre de risco

b_{mercado} = coeficiente de risco associado à sensibilidade ao fator mercado

F_{mercado} = índice associado ao Fator de Mercado

b_{tamanho} = coeficiente de risco associado à sensibilidade ao fator tamanho da empresa

F_{tamanho} = índice associado ao Fator tamanho da empresa

$b_{\text{book-to-market}}$ = coeficiente de risco associado à sensibilidade ao fator book –to-market

$F_{\text{book-to-market}}$ = índice associado ao Fator book-to-market

Esta equação sugere não uma exclusão dos outros modelos, porém um equilíbrio entre o CAPM e o APT

2.4 - CONSIDERAÇÕES SOBRE EFICIÊNCIA DE MERCADO

O conceito de mercado competitivo admite a idéia de mercado eficiente, ou seja, onde seria impossível efetuar ganhos de arbitragem tendo, o investidor, acesso às mesmas informações do mercado. Desta forma, as informações garimpadas pelo mercado se refletem no preço das

ações no presente e não no futuro e, sendo assim, grandes oportunidades de negócios não demorariam muito para serem absorvidas pelos investidores que atuam no mercado. A tese é de que se algum fato relevante sobre uma determinada empresa for de domínio público, os preços se ajustariam quase que imediatamente a esta nova notícia, se houver algum grau de eficiência no mercado. Em verdade, um modelo eficiente admite os seguintes pressupostos :

- 1) Todos os investidores tem acesso as mesmas informações .
- 2) Todos os investidores têm estimativas idênticas de retornos esperados, variâncias e covariâncias entre todos os ativos.
- 3) Todos os ativos são perfeitamente divisíveis e perfeitamente líquidos (isto é, negociáveis ao preço corrente).
- 4) Não há custos de transação.
- 5) Não há impostos.
- 6) Todos os investidores são tomadores de preços.

Segundo TOBIN (1984), das modalidades de eficiência de mercado mais conhecidas destacam-se:

- a) **Eficiência quanto à informação:** É aquele onde o mercado procura informações relevantes para a composição do preço, ajustado pelo risco, segundo o modelo CAPM. Em mercado eficiente quanto à informação o mercado admite as diretivas abaixo :
- Os preços refletem adequadamente todas as informações conhecidas segundo uma racionalidade de mercado e investidores

- Os preços se ajustam prontamente ao surgimento de novas informações.

FAMA (1970) classificou três níveis de eficiência quanto à informação, são elas :

1. **Eficiência fraca:** é aquela onde a falta de informação no mercado faz com que os preços das ações reflitam-se aos dados contidos em preços passados. A evolução dos preços seguirá uma evolução randômica com considerada volatilidade, devido ao aumento da incerteza e, conseqüentemente, do risco, pois o investidor terá como principal fonte de informação as séries históricas passadas, que não necessariamente deverão se repetir no futuro.
 2. **Eficiência semiforte:** É aquela onde os preços dos papeis não apenas refletem a informação contida em séries passadas mas também toda a informação publicada. Neste caso, os preços são ajustados conforme a publicação de balanços, notas relevantes, anúncios de investimentos e dividendos, etc
 3. **Eficiência forte:** é aquela onde os preços refletem toda a informação, pública ou privada, que possa ser garimpada sobre uma empresa na forma de análise fundamentalista. Muitas vezes o ajuste de preços é antecipado pelo mercado antes mesmo de uma efetiva publicação de fato relevante pela empresa, pois investidores sensíveis à “ruídos” do mercado começam a formar ou dismantelar posições.
- b) **Eficiência quanto à avaliação:** Nesta modalidade de eficiência de mercado, os preços de oferta das ações refletem ou deveriam refletir o valor presente dos seus rendimentos futuros (dividendos). Assim, o preço da ação deveria ter um fundamento ou um valor intrínseco. Nesse sentido, os preços deveriam refletir o resultado futuro da empresa,

face às mudanças imprevistas na economia, além de refletir o resultado de fatores próprios da indústria e da empresa. Neste tipo de abordagem, os preços têm uma volatilidade elevada, uma vez que o risco associado ao preço é de difícil mensuração. Uma explicação seria a existência de ruído, resultante da atração de investidores desinformados, que obedecem a comportamentos não racionais.

- c) **Eficiência quanto ao número de ativos em uma carteira** : mercado deve ser completo: dada a existência de N ativos, a existência de mais um não traria benefício adicional, ou seja, seria redundante, se houvesse N estados possíveis da natureza. No contexto de opções, sabe-se que seria possível formar uma carteira que replicasse os rendimentos de uma opção combinando-se um ativo de risco (ação) e um ativo sem risco (título público). Logo, tal carteira não apresentaria qualquer risco, e a existência do ativo derivado dar-se-ia para completar o mercado. A possibilidade de se formar carteiras que diversifiquem o risco sistemático implica mercados completos e para que o mercado fosse completo seria necessário que houvesse um ativo de risco para cada fonte de incerteza, de modo a se poder formar uma carteira equivalente, capaz de diversificar o risco sistemático (carteira com beta igual a zero);
- d) **Eficiência operacional** : É aquele onde o mercado estaria organizado de tal maneira que permitiria uma alocação eficiente de recursos ao menor custo possível. Isto pode ser ocasionado pela política tributária de cada país ou pelo fato do investidor jurídico, para diminuir custos de transação, somente comprar ações quando tiver um caixa acumulado de reservas, o que geralmente ocorre no final do mês.

No que diz respeito à regras de negociações, considera-se extremamente difícil a detecção de anomalias quanto a eficiência de mercado, uma vez que existem infinitas maneiras de estabelecer uma estratégia de negociação e algumas delas, de tão sofisticadas, não podem ser detectadas estatisticamente. Estudos como o de FAMA (1991) contribuem para o estabelecimento de premissas básicas para o estudo do comportamento de mercados no contexto macroeconômico através de análises de séries históricas e comportamento de investidores. O autor classifica testes de eficiência de mercado em três grupos principais: (1) testes de “*previsibilidade de retornos*”, (2) “*estudos de eventos*” e (3) *testes de informação privada*. Os testes empíricos de previsibilidade de retorno procuram verificar a eficiência fraca do mercado. Os estudos de eventos estão relacionados a divulgação pública de informações e correspondem aos testes de eficiência semi forte. E por último, os testes de informação privada que examinam informações privilegiadas e correspondem aos testes de eficiência forte.

2.4.1 - CONSIDERAÇÕES SOBRE A EFICIÊNCIA FRACA DE MERCADO

Se a série de informações é aleatória, isto é, podem ocorrer informações boas e ruins com igual probabilidade, a série de variações de preços também deve ser aleatória. Assim, caso seja comprovado a aleatoriedade diz-se que o mercado aceita o teste de mercado eficiente de forma fraca. Os principais testes empíricos para a avaliação da eficiência fraca são de autocorrelação serial, resultados de estratégias de filtro e testes de corrida de sinais.

Os testes de autocorrelação serial avaliam o grau de dependência entre as taxas de rentabilidade de um período (dia, semana, mês, ano, etc) com as taxas de rentabilidade de

períodos anteriores. Uma correlação serial de zero significaria que as mudanças de preços em períodos de tempos consecutivos não seriam correlacionáveis entre si, rejeitando dessa forma que os investidores poderiam obter retornos extraordinários a partir de informações passadas. FAMA (1991) e ROSS (1995), entre outros, sustentam a idéia de que se um determinado ativo tiver eficiência semi-forte ou forte de mercado, a correlação entre os retornos médios de um período t e um período histórico qualquer deverão ser próximos de zero, ou seja, se não houver no ativo ou no mercado em estudo a forma fraca de eficiência, também não deverá haver correlação alguma entre os retornos atuais e retornos passados. A maioria dos testes realizados em mercados de capitais mais desenvolvidos corroboram a hipótese de eficiência sob a forma fraca através dos testes de autocorrelação serial de períodos curtos

Os testes de filtro consistem na avaliação de dependência do tipo senoidal. A estratégia utilizada é a compra de ações caso o preço suba em $X\%$ e a manutenção até que o preço caia de pelo menos $X\%$. Estes testes podem adotar as mais variadas estratégias e magnitudes de mudanças de $X\%$ nas regras de filtragem.

Os testes de corrida de sinais examinam as taxas de variação de preço de ações com o mesmo sinal em diversos dias consecutivos. Deste modo, para que o mercado fosse eficiente não deveriam existir longos períodos de um mesmo sinal.

No mercado brasileiro, o estudo realizado por THROSTENSEN (1978) sobre a eficiência fraca do mercado de capitais, com dados obtidos do índice Bovespa no período de 1971 a 1975 demonstrou os seguintes pontos: (1) nos testes de correlação serial para diferentes tipos de períodos, os resultados mostraram pouca evidência de dependência para as variações do índice; (2) já nos testes de sequência efetuados, apesar de nos anos de 1971 e 1972 terem demonstrado evidências de padrões de dependência, anos considerados atípicos, estes não foram suficientes para se obter ganhos significativos. Nos demais períodos de análise, o estudo

demonstrou ausência de padrões de dependência, evidenciando que o Índice Bovespa se adapta ao modelo de “*Randon Walk*”. Um outro estudo de teste de autocorretção serial e corrida de sinal realizado na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro foi feito por BRITO (1989) que demonstrou haver ganhos de eficiência de mercado no período de 1983 e no período de janeiro a julho de 1984.

Apesar de não realizarem testes específicos sobre a eficiência de mercado para o caso brasileiro, vários trabalhos mais recentes eclodiam em sua discussão, como o de ALMEIDA (1991) no estudo do efeito “Mensal”, SOBANSKI (1994) no estudo da anomalia de “Fim-de-Semana” e MARTIN & NAKAMURA (2002) no estudo do efeito “Alavancagem”, efeito “Fim-de-Semana” e efeito “Feriado” durante o período dos oito primeiros anos do plano Real (1994-2002)

2.4.2 - CONSIDERAÇÕES SOBRE A EFICIÊNCIA SEMI-FORTE DE MERCADO

A preocupação dos testes da eficiência semi-forte é com o ajuste dos preços a informações novas tais como anúncio de dividendos, lucros, fusões e incorporações de empresas, desdobramentos, etc. Quando são publicados estes fatos relevantes ao mercado, espera-se que haja uma reação dos investidores no intuito de que as cotações se ajustem. Muitas pesquisas foram realizadas na tentativa de verificar em qual velocidade estes ajustes ocorrem. Para que o mercado seja perfeito haveria a necessidade de que estes ajustes ocorressem de forma instantânea e não tendenciosa, como no exemplo ilustrado pela figura 6 e tabela 2 que ilustram a evolução dos preços do lote de 1000 ações preferenciais do banco Banespa durante o período de 20/12/00 a

10/01/01. Fato relevante divulgado após o horário normal de negociação do pregão do dia 30 de dezembro de 2000 foi que o Banco Santander, novo controlador e acionista majoritário do Banco Banespa após leilão de privatização recentemente realizado, realizou oferta publica de recompra de ações preferenciais a um sobrepreço de aproximadamente 50% do valor médio negociado no pregão do dia 30 de dezembro de 2000. Observa-se através da tabela que o valor negociado na abertura do pregão do primeiro dia útil de negociação após o anuncio do fato relevante já considerava um novo patamar de preço aproximadamente igual ao ágio divulgado.

Figura 6 - Evolução dos preços de BESP4 no período de 15/12/00 a 15/01/01
Valores em R\$

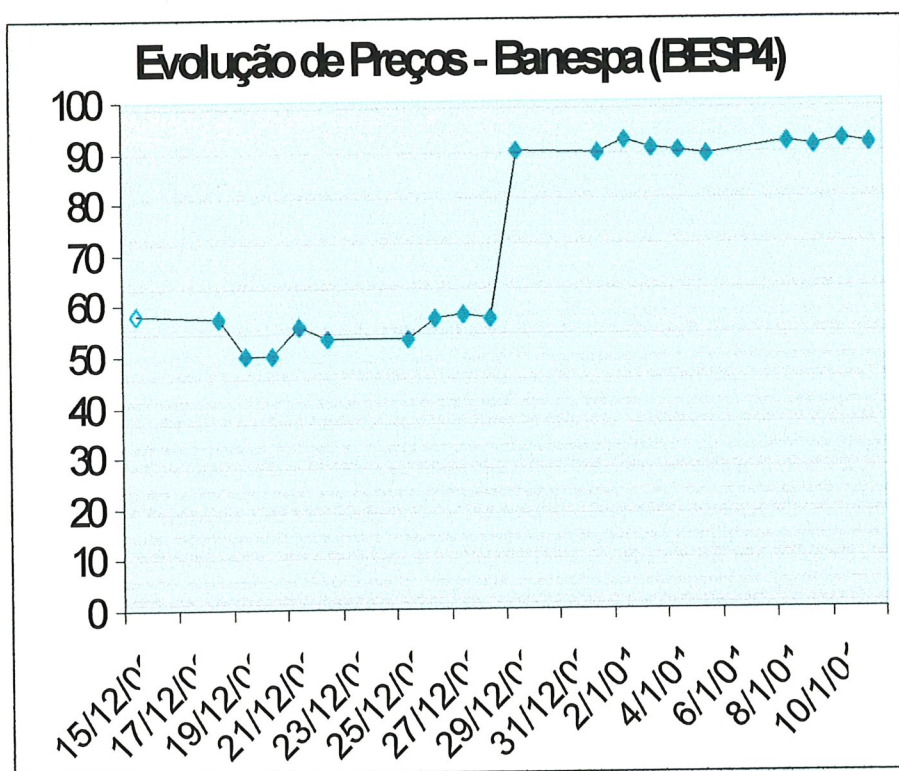


Tabela 2 – Evolução dos preços de BESP4 no período de 15/12/00 a 15/01/01

	Data	Abertura	Fechamento
BESP4	20/12/00	62,22	61,45
BESP4	21/12/00	61,11	60,50
BESP4	22/12/00	61,99	62,40
BESP4	26/12/00	63,19	61,40
BESP4	27/12/00	61,50	60,80
BESP4	28/12/00	60,45	60,01
BESP4	02/01/01	90,00	90,31
BESP4	03/01/01	89,00	89,20
BESP4	04/01/01	88,99	88,65
BESP4	05/01/01	88,60	89,00
BESP4	06/01/01	95,52	95,52
BESP4	08/01/01	88,01	89,70
BESP4	09/01/01	89,79	89,71
BESP4	10/01/01	89,70	89,60

No mercado brasileiro LEITE & SANVICENTE (1990) realizaram um estudo objetivando verificar se a divulgação do valor patrimonial causava variações significativas nos preços das ações na Bolsa de Valores de São Paulo. As observações concentraram-se nos período de 02/01/1989 a 28/04/1989. Foram calculados os retornos extraordinários e resíduos de 43 ativos, a partir do *CAPM (Capital Asset Pricing Model)*, 30 dias antes e 5 dias após a divulgação da data do evento

Os autores chegaram a conclusão, pelos testes de hipótese realizados, de que a variação do valor patrimonial, a partir da divulgação dos dados dos demonstrativos financeiros, não possuía conteúdo informacional estatisticamente significante.

2.4.3 - CONSIDERAÇÕES SOBRE A EFICIÊNCIA FORTE DE MERCADO

O mercado é eficiente, como já exposto anteriormente, quando os preços dos títulos refletem todas as informações disponíveis, não havendo dessa forma, nenhum ganho anormal, pois os preços se ajustariam prontamente ao surgimento de novas informações, inclusive para os “*Insiders*” (pessoas com acesso privilegiado à informações).

No mercado acionário existe um sentimento de que as pessoas que tem informações privilegiadas, tais como diretores administrativos, analistas e gerentes de carteira deveriam obter retornos maiores que o mercado. Os principais estudos que vêm sendo feitos para comprovar este tipo de *eficiência forte do mercado*, concentram-se na verificação de obtenção de retornos maiores por parte dos *Insiders*, uma vez que teriam informações antes do mercado e na questão de recomendações feitas por analistas de investimentos (emitem parecer de compra e venda sobre determinada ação). No mercado americano, como observa DAMODARAN (1997), as recomendações de venda feitas por analistas de investimentos afetam muito mais os preços adversamente do que as recomendações de compra afetam positivamente. Um outro tipo de estudo realizado é se os administradores de carteira conseguiriam obter retornos maiores que o mercado. As observações consistem em comparar o desempenho de fundos de investimentos com o mercado.

2.5 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA SOBRE AS ANOMALIAS DE CALENDARIO

Desde WATCHEL (1942), a existência de sazonalidades nos retornos do mercado bursátil já é fato estudado pela literatura mundial. Entretanto, foi somente a partir da década de 70 que alguns estudos empíricos, como o de FAMA (1970), argumentando a previsibilidade em um mercado de natureza imprevisível, afluíram a discussão sobre a competência de um mercado eficiente. Assim sendo, os investidores podem antecipar movimentos de compra e/ou venda com ciência de que, em circunstâncias de normalidade, onde não haja nenhum fato de grande relevância que possa precipitar movimentos, mesmo com preços distorcidos, o mercado não tenderá a corrigi-los a valores condizentes com o modelo CAPM descrito anteriormente pela equação 3 (página 28) ou mesmo inverter tendências durante o período sazonal. Por este motivo, alguns autores rejeitam a idéia de que o CAPM seja o melhor modelo para explicar o comportamento do mercado.

2.5.1 - O EFEITO “JANEIRO” OU EFEITO “MÊS-DO-ANO”

O efeito “Janeiro” foi estudado pela primeira vez por ROZEFF & KINNEY (1976), quando analisaram o comportamento dos retornos mensais das principais ações que formavam o índice Dow Jones durante o período entre 1904 e 1974. Concluíram que subtraindo-se o conturbado subperíodo de 1929 até 1940, os retornos médios das ações continham diferenças positivas significativas no mês de janeiro, quando comparados com a de outros meses do ano,

seguidos por altos retornos médios em julho, novembro e dezembro e baixas de retornos médios em fevereiro e junho.

Segundo LAKONISHOK & SMITH (1988) existem na verdade dois fenômenos distintos identificados que compõem o “efeito Janeiro”:

- 1º.) Pequenas empresas tem desempenho melhor do que grandes empresas em janeiro e ;
- 2º.) Todas as empresas têm um melhor desempenho em janeiro.

Ainda não existe unanimidade entre os estudiosos de mercados financeiros sobre os motivos satisfatórios que poderiam ocasionar uma tendência de alta de preços no mês de janeiro, porém, pode-se classificar a maior parte das análises em dois grupos principais :

- 1) **Corrente Determinista** formada por autores que acreditam que o efeito “Janeiro” tem um motivo claro de existência. Uma das teses mais defendidas tem sido o efeito da incidência de impostos e da política tributária de cada país. Pesquisadores como ROLL (1983) defendem a tese de que este fenômeno é causado por investidores que, após suportarem perdas no retorno das ações durante o ano, tenderiam a realizar tais perdas de capital na mudança do ano fiscal, com o intuito de pagar menos impostos, pressionando ainda mais os preços para baixo. Por este motivo, após a mudança do ano, os preços das ações tenderiam a se recuperar rapidamente nos primeiros dias de janeiro. BHABRA, UPINDER & RAMIREZ (1999) observaram que a partir da data de vigor da lei de reforma tributária americana de 1986 (TAC - Tax Reform Act) que obriga administradores de fundos mútuos a distribuírem pelo menos 98% dos ganhos

de capital gerados em 12 meses até a data de 31 de outubro de cada ano e estipula uma sobretaxa de 4% aos lucros não distribuídos.

Segundo estes autores, a fixação de uma data limite para a distribuição de lucros e a sobretaxa de 4% consiste em um incentivo extra para que exista uma forte pressão de vendas no mês de outubro, forçando queda nos lucros e realizações de prejuízos com intuitos tributários e, conseqüentemente, uma forte demanda de compra durante o mês de novembro, fazendo com que os retornos médios se excedam neste mês, configurando o que os autores chamaram de “efeito Novembro”. De fato, aplicando análise regressiva simples a dez portfólios de ações que variavam de empresas pequenas até grandes corporações, os autores comprovaram comparativamente esta mudança de comportamento do mercado americano após a lei de reforma tributária de 1986.

CHAN & CHEN (1985) sustentam a tese de que existe um maior risco embutido no mercado de capitais durante o mês de janeiro, fazendo com que os investidores requeiram um retorno maior durante este mês como forma de compensação a elevação natural do risco. Isto se deve ao fato de que nas primeiras semanas do ano é difícil e torna-se quase que especulativo prever como a lucratividade das empresas irá se comportar durante o transcorrer dos sucessivos meses do ano. Desta forma, o efeito janeiro seria explicado por um aumento de β (risco) durante o mês de janeiro, gerado pela falta de informação do início do ano. Entretanto, FAMA (1993) (1995), ROZEFF & ROSS (1996), entre outros, tem demonstrado que os retornos no preços das ações não tem seguido a relação elementar entre preço e β (risco) na última década.

Por último, OGDEN (1990) sustenta um terceiro raciocínio de que investidores pessoas jurídicas estariam propícios a concentrarem a compra de ações somente quando as suas reservas de caixas acumulem excedentes máximos, reduzindo assim o custo das transações. Isto naturalmente deve ocorrer no início de cada ano com o caixa acumulado do ano anterior.

- 2) **Corrente Não - Determinista** formada por autores que acreditam que o efeito “Janeiro” é uma anomalia de mercado ainda sem uma explicação consistente. GULTEKIM & GULTEKIM (1983) analisaram o padrão do efeito “Janeiro” em 17 dos países mais industrializados do mundo, com políticas tarifárias distintas em quatro continentes (América, Ásia, Europa e Oceania) e detectaram o “efeito Janeiro” em 13 países (Alemanha, Austrália, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Japão, Noruega, Países Baixos, Reino Unido, Suécia e Suíça), onde é importante ressaltar que o Austrália não cobrava imposto por ganhos de capital no período em estudo. De forma similar, o estudo de CHANG & LEE (1988) encontrou a manifestação deste fenômeno no mercado de capitais Coreano durante o período de 1976 a 1985 onde, na época da pesquisa, predominava na Coreia o seguinte panorama fiscal: (1) Não se tributava ganhos de capitais para investidores individuais, (2) Apesar de estarem sujeitas ao fisco, as corporações poderiam escolher arbitrariamente o período do ano fiscal, constatando-se não haver concentração de escolhas de anos fiscais em nenhum mês do ano; (3) O investidor estrangeiro, um fator potencial para o efeito “Janeiro”, não tinha acesso a este mercado no período.

Deste modo, devido ao fato de vários países terem diferentes (ou nenhuma) estruturas fiscais para ganhos de capital, concluíram os autores de que a tese fiscal por si só, não é suficiente para descrever completamente o efeito “Janeiro”, permanecendo ainda incógnita(s) a(s) sua(s) verdadeira(s) causa(s).

KELM (1983), examinando a estabilidade do efeito “Tamanho-da-Empresa” no período entre 1963 a 1979 e utilizando dados da CRSP (Center of Research in Securities Prices), construiu dez portfólios de ações baseando-se no tamanho das empresas. Do grupo das menores empresas (portfólio no. 1) ao grupo das maiores (portfólio no. 10), descobriu uma nova relação entre o maior retorno das ações das pequenas empresas e o mês de janeiro. Concluiu o autor que aproximadamente 50% da amplitude do efeito “Tamanho-da-Empresa” se devia aos retornos no mês de janeiro, sendo que quase 7% foi atribuído ao primeiro dia de negociação.

No Brasil, o primeiro estudo sobre sazonalidades bursáteis de que se tem notícia é o de Costa Júnior (1990) que observando as cotações mensais do IBOVESPA durante 20 anos (1969 a 1988) e realizando testes de regressão paramétricos (estatística t e F) e não-paramétrica (Kruskal-Wallis) não detectou a presença significativa do chamado “efeito Mês-do-Ano” para o período. Este estudo contribuiu a favor da tese fiscal, pois o governo brasileiro ainda não tributava os ganhos de capital na época da pesquisa de Costa Jr., uma vez que o artigo 29 da Lei nº 8.541/92, combinado com o artigo 72 da Lei nº 8.981/95 e o artigo 71 da Lei nº 9.430/96 estipulam os contornos fundamentais e principais da regra-matriz tributária do imposto de renda sobre ganhos auferidos em operações realizadas em bolsas de valores, de mercadorias, de futuros e assemelhadas e a elas equiparadas para o mercado brasileiro.

ALMEIDA (1991), examinando os retornos do IBV no período de setembro de 1983 a dezembro de 1990, e do IBOVESPA de 1978 a 1990, apurou que a média dos retornos diária do

mês de abril é estatisticamente mais alta que a dos outros meses do ano, atribuindo por este motivo, o que chamou de “efeito Abril” ao IBOVESPA no período, porém não realizou nenhum teste paramétrico que comprovasse esta conclusão.

2.5.2 - O “EFEITO MENSAL”

O “efeito mensal” foi investigado primeiramente por ARIEL (1987) que, através dos índices americanos “value-weighted” e “equally-weighted” para o período de 1963 a 1981, verificou a existência de uma média maior nos retornos da primeira quinzena em comparação com a segunda quinzena de cada mês. O autor dividiu o mês de negociação em dois períodos de nove dias úteis cada, totalizando 18 dias de negociação no mês, sendo que o primeiro dia útil de negociação foi definido arbitrariamente como o último dia de negociação do mês anterior e o último dia útil do mês de negociação foi determinado como o penúltimo dia útil do mês. Para estabelecer uma simetria entre os dias úteis de cada mês, Ariel decidiu simplesmente desprezar os retornos ocorridos nos dias intermediários às duas quinzenas arbitrariamente definidas por ele. Desta forma, a primeira quinzena do mês era composta por nove dias úteis sucessivos de negociação, a partir do último dia útil do mês anterior, e a segunda quinzena era composta pelos nove últimos dias de negociação, anteriores ao último dia do mês de estudo.

Com o propósito de realizar testes com as diferenças entre médias, o autor divide o período de 228 meses de estudo em 4 subperíodos de aproximadamente 5 anos cada, sendo o primeiro de 1963 a 1966, o segundo indo de 1967 a 1971, o terceiro entre 1972 a 1976 e o último entre 1977 a 1981. O autor concluiu que os retornos cumulativos médios na primeira quinzena

eram, significantes ao nível de 5%, maiores do que a média de retornos acumulados para a segunda quinzena, comprovando-se, então a existência do efeito mensal no mercado americano para o período de 1963 a 1981.

Com o intuito de verificar a sensibilidade dos resultados à hipótese de normalidade, Ariel submete seus dados a um teste χ^2 , verificando que a hipótese nula é rejeitada para todos os níveis de confiança, confirmando assim que os dados pertencem a uma distribuição normal e os testes paramétricos aplicados são confiáveis. O autor faz também uma comparação pertinente com o efeito “janeiro”, uma vez que tal efeito poderia influenciar as médias. Ariel repetiu os cálculos sem os dados referentes ao mês de janeiro, concluindo, que mesmo desconsiderando os elevados retornos do mês de janeiro, o efeito mensal permanecia presente nos restantes dos meses do estudo.

Dentre as prováveis explicações para o efeito mensal, Ariel destaca a concentração de pagamentos de dividendos na primeira quinzena do mês e sua própria metodologia tendenciosa, uma vez que ele inclui o último dia de negociação do mês anterior como parte do conjunto de dias de negociação da primeira quinzena do mês seguinte. Entretanto FOSBACK (1976) e ROLL (1983) já haviam enfatizado a tendência de maiores retornos no último dia de negociação do mês e nos quatro primeiros dias do mês seguinte.

ERICKSON, LI & WANG (1997), estudando o efeito “Fim-de-Semana” e analisando dados de três tipos diferentes de índices americanos em períodos variados (o NYSE-AMEX para o período de julho de 1962 a dezembro de 1993, o NASDAQ de janeiro de 1973 a dezembro de 1993 e o S&P 500 no período de janeiro de 1928 a dezembro de 1993) encontraram uma relação entre o efeito “Fim-de-Semana” e o efeito “Mensal”. Os autores não verificaram médias significativamente diferentes de zero entre as primeiras três segundas-feiras do mês. Concluíram

então, que o efeito “Fim-de-Semana” manifestava-se preferencialmente nas duas últimas semanas do mês, como decorrência direta do efeito “Mensal” (Vide próxima seção deste capítulo).

Entretanto, FAMA & FRENCH (1989) documentaram que condições econômicas influenciam e produzem expectativas diferentes para retornos de ações e títulos. Seguindo esta linha de raciocínio, LIANO, MANAKYAN & MARCHAND (1992), investigando a existência de alguma relação entre ciclos econômicos e o efeito “Mensal”, encontraram evidências de que, no mercado americano, esta anomalia estava diretamente relacionada com ciclos de expansão econômica e foi praticamente ausente nos ciclos de contração da economia americana entre os anos de 1973 a 1989.

No Brasil, Almeida (1991) , aplicando a mesma metodologia de ARIEL(1987) e utilizando-se dos índices IBV para o período entre 31/08/83 a 27/12/90 e IBOVESPA para o período de 01/01/78 a 30/08/83, testou a hipótese de diferença nula entre os retornos médios da primeira e segunda quinzena de cada mês do período de estudo e concluiu que apesar das médias de retornos diários na primeira quinzena dos meses de negociação serem maiores que as médias diárias referentes a segunda quinzena de negociação, as diferenças, segundo seu modelo de regressão, não eram significativamente diferentes de zero, indicando portanto a não existência do efeito mensal para o período amostral.

2.5.3 - O EFEITO “FIM-DE-SEMANA” OU EFEITO “SEGUNDA-FEIRA”

Tem-se verificado que, em certos períodos, os retornos diários médios das sextas-feiras são maiores do que os demais dias da semana e que os retornos médios das segundas-feiras são menores. A primeira destas anomalias é denominada de efeito “Sexta-feira” e a última, de efeito “Segunda-feira”. Em certos textos utiliza-se a denominação efeito “Fim-de-semana” para a junção destas duas anomalias, uma vez que o retorno da Segunda-feira esta positivamente correlacionado com o retorno do dia anterior de negociação (ABRAHAM & IKENBERRY,1994).

GODFREY, GRANGER & MORGENSTERN (1964) analisando as variações nos preços de abertura e fechamento das ações da ITT e Eastman Kodak, durante o período de 02/01/51 a 27/06/52 e 02/01/52 a 31/05/53 respectivamente, observaram a existência de “janelas” (“gaps”) entre os preços de fechamento de Sexta-feira e abertura do pregão de Segunda-feira e concluíram que uma parte significativa da evolução dos preços permanece atuante durante as horas de inatividade das bolsas, o que sugeriria a adoção de preços hipotéticos de negociação durante o fim de semana. Mais recentemente, ROGALSKI (1984) documentou o mesmo fenômeno concluindo que os retornos médios negativos da segunda-feira ocorriam durante o período de inatividade entre o fechamento do pregão da Sexta-feira e abertura na Segunda-feira.

FRENCH (1980), analisando os retornos diários do índice americano Standard & Poor's Composite Stock Index (S&P 500) durante o período de 1953 a 1977 , realizou comparações entre as médias dos retornos dos cinco dias úteis da semana para o período integral e para subperíodos de 5 anos, apurando que em 4 dos 5 subperíodos estudados, as Segundas-feiras tiveram retornos menores que os de qualquer outro dia da semana. O autor realizou testes de regressão múltipla com variável dummy baseando-se em duas hipóteses: (1) hipótese para “Trading Time”, onde admitiu-se que o retorno médio esperado para a segunda-feira fosse idêntico a qualquer outro dia da semana e; (2) Hipótese para “Calendar Time”, segundo a qual os

retornos médios das segundas-feiras devam incluir retornos hipotéticos para todos os dias do fim de semana, incluindo sábados e domingos, de forma a supostamente compensar os dias em que não houveram negociação durante o fim de semana. Desta forma, segundo a linha de raciocínio da última hipótese mencionada, o retorno médio da segunda-feira deveria ser da ordem de três vezes maior do que a média dos outros dias da semana.

Os resultados destas duas regressões para o período estudado foram inconclusivos sobre qual o modelo mais adequado para aferição do efeito “Fim-de-Semana”, uma vez que a hipótese nula não foi rejeitada nos dois modelos e se a estimativa da proposição “Trading Time” estivesse correta, deveria gerar diferenças de médias próximas de zero e estatística F para as variáveis dummy insignificantes. A estimativa para a proposição “Calendar Time”, indicou que os retornos encontrados são inconsistentes com a hipótese de que os retornos médios da segunda-feira são idênticos aos retornos médios dos outros dias da semana, para os quatro primeiros semi-períodos estudados e se estivesse correta, esperaríamos retornos médios três vezes maiores para a segunda-feira em relação a média de retornos dos outros dias da semana, o que só ocorre para o último subperíodo (1973-1977) e não ocorre para os quatro primeiros subperíodos, nem tão pouco para o período total, uma vez que a estatística F majoritariamente rejeitou tal hipótese.

Aplicada uma análise bayesiana sobre os retornos das segundas-feiras, French concluiu ser 1000% mais provável que os retornos neste dia da semana sejam negativos. O autor também analisou a hipótese do efeito “Fim-de-Semana” ser causado pelo feriado do fim de semana. Comparando os retornos das Segundas-feiras com os retornos médios dos dias posteriores a feriados, observou que, quando a Segunda-feira era feriado, os retornos das terças-feiras passavam a incluir o efeito fim-de-semana com retornos baixos e inferiores aos dos dias posteriores a feriados. Desta forma o autor concluiu que o efeito “fim-de-semana” independe do efeito “feriado”.

Mais recentemente, ERICKSON, LI & WANG (1997), analisando dados de três tipos diferentes de índices americanos em períodos variados: o NYSE-AMEX para o período de julho de 1962 a dezembro de 1993, o NASDAQ de janeiro de 1973 a dezembro de 1993 e o S&P 500 no período de janeiro de 1928 a dezembro de 1993, categorizaram o efeito “Segunda-Feira” pela semana do mês, verificando que a manifestação do efeito “Segunda-feira” era majoritariamente causada pelos retornos nas duas últimas semanas do mês. Seguindo mais adiante com este raciocínio, os autores utilizaram-se de um sistema de equações paramétricas com variáveis independentes para eventos de primeira quinzena, última quinzena, todas as segundas-feiras do mês e últimas duas Segundas-feiras do mês para posterior análise regressiva comparativa.

O resultado obtido foi que, descontando-se as segundas-feiras, os retornos médios das primeiras quinzenas dos meses, não eram significativamente diferentes dos retornos médios das segundas quinzenas, contrariando assim, num primeiro momento, a análise de ARIEL (1987). Porém, acrescentando-se os efeitos da Segunda-feira, o efeito mensal de Ariel, torna-se novamente coerente e perceptível. Os autores concluíram que o efeito mensal é majoritariamente influenciado pelo efeito “Segunda-feira” que, por sua vez, é causado pela presença de médias negativas de relativa amplitude nas últimas duas segundas-feiras do mês.

Nos últimos tempos, tem-se relatado o declínio do efeito Segunda-feira no mercado americano e até mesmo o efeito reverso deste fenômeno e numerosas explicações tem sido desenvolvidas para justificar este efeito. KAMARA (1995) forneceu provas de que investidores particulares contribuem em muito para o fenômeno, uma vez que o autor documenta o declínio significativo do efeito “Segunda-feira” para o índice S&P 500 durante o período de 1962 a 1993, período este que se destaca pelo crescimento de investidores institucionais. MEHDIAN & PERRY (2001), continuando o estudo de Kamara, realizaram testes paramétricos para os índices Dow Jones Composite, NASDAQ, RUSSEL e S&P 500 no período de 1964 a 1998, e

perceberam um ponto de inflexão no *crash* da bolsa de Nova York em 1987 onde, a partir desta data, não só a magnitude do efeito “Segunda-feira” começou a diminuir como também a inverter, ou seja, a gerar retornos médios positivos nas segundas-feiras.

No Brasil, SOBANSKI (1994) analisou o IBOVESPA deflacionado para o período de 1987 a 1993 e após a determinação dos retornos médios de cada dia da semana em diversos sub-períodos, testou a hipótese nula de igualdade entre os retornos médios de cada dia da semana, porém não levou em consideração a hipótese de retornos médios negativos significantes nas duas últimas segundas-feiras do mês, provavelmente porque esta hipótese foi levantada posteriormente à sua pesquisa. Os dados, segundo a metodologia aplicada, não evidenciaram o efeito “Segunda-feira” para o período integral de estudo, porém foi dado como significativo para o sub-período de 01/07/1987 a 31/12/1991 e que, em dias que a Segunda-feira era feriado, o efeito não se transferia para outro dia, mas era diluído durante a semana.

2.5.4 - O EFEITO “VIRADA-DO-MÊS”

Um ano após a publicação da pesquisa de ARIEL (1987), LAKONOSHOV & SMITH (1988) examinando os retornos médios para o índice Dow Jones durante o período de 1897 a 1986 descobriram que os retornos médios acumulados entre o último dia de negociação do mês anterior e os três primeiros dias de negociação do mês corrente eram significativamente maiores do que a média mensal dos retornos para os outros dias do mês. Os autores concluíram que o efeito mensal era, em sua maior parte, causado pelos retornos excessivos durante este período,

que passou a se chamar de período de “Virada-do-Mês”. Uma vez que o efeito “Janeiro”, já documentado anteriormente por ROZEFF & KINNEY (1976), possui os mesmos retornos anômalos nos primeiros dias de negociação do ano, os autores estabeleceram semelhanças entre os três efeitos (“Mensal, “Virada-do-Mês” e “Janeiro”), mas descartaram a hipótese de que os efeitos “Mensal e Virada-do-Mês” fossem uma manifestação do efeito “Janeiro”, uma vez que esta anomalia não levava em consideração os retornos produzidos no último dia de negociação de dezembro e estava confinada majoritariamente às firmas pequenas.

OGDEN (1990), analisando os índices americanos Value-Weigthed e Equally Weighted durante o período de 1969 a 1986 sugere que, no mercado americano, tanto o efeito “Mensal” como o efeito “Janeiro” tem relação estreita com a política monetária do Federal Reserve System (FED), que orienta a liquidez do mercado, e que o efeito “virada-do-mês é principalmente causado pelo fato do investidor jurídico, para diminuir custos de transação, somente comprar ações quando tiver um caixa acumulado de reservas, o que geralmente ocorre no final do mês. De fato, o autor relacionou os retornos dos índices americanos Value-Weigthed e Equally Weighted no final de cada mês com a diferença de juros oferecida pelos fundos do FED americano durante o período de 1969 a 1986.

2.5.5 - O EFEITO “FERIADO”

O efeito feriado também foi analisado por FRENCH (1980) quando, estudando o efeito “Fim-de-Semana”, comparou os retornos médios da segunda-feira com os retornos produzidos em dias posteriores a feriados para estabelecer se existe alguma correlação ou coincidência entre

os dois fenômenos. O autor comparou as médias e desvios padrões dos retornos em porcentagem do fechamento do dia de negociação anterior ao fechamento do dia indicado, para períodos que incluem feriados e para períodos que não incluem feriados no período de 1953 a 1977. O autor observou que (1) as médias da segunda-feira para dias de não-feriados são menores do que a média da segunda-feira posterior a feriados na sexta-feira; (2) somente a média de segunda-feira é negativa para dias de não-feriado e (3) quando é feriado na segunda-feira, os retornos médios das terças-feiras são predominantemente negativos. Desta forma, French concluiu que os dois efeitos são independentes, visto que os retornos médios da segunda-feira são negativos enquanto e produzem o efeito "Fim-de-Semana" e que os retornos médios dos pregões após feriados são predominantemente positivos, com exceção das segundas e terças-feiras. Também concluiu que quando a segunda-feira é feriado o efeito "Fim-de-Semana" transfere-se às terças-feiras.

Pode-se classificar o efeito feriado como dois efeitos diferentes: um para feriados normais e outro para feriados especiais. O primeiro trata de analisar o comportamento das ações em períodos pré e pós feriados normais, ou seja, aqueles previstos no calendário da região em que se situa a negociação, geralmente abrangendo todos os feriados nacionais, estaduais e municipais, sejam elas cívicas ou religiosas. O segundo efeito trata da análise de comportamento de mercado para feriados especiais, subdivididos em duas classes : os feriados institucionais causados por ocorrências endógenas do mercado como, por exemplo, uma forte crise financeira, um volume extremo de negociação ou especulação no mercado, greves, etc, e os feriados não-institucionais, causados por morte de presidentes ou chefes de estado, severas condições climáticas como nevascas, furacões, tempestades, inundações, etc, ou até mesmo questões de infraestrutura como blackouts, pane de computadores, etc .

Apesar de não fazer parte deste estudo, devido principalmente ao fato de que o período que este trabalho abrange somente se estende por dezesseis anos e não traz eventos suficientes

para uma conclusão estatística precisa, destaca-se aqui a pesquisa de SEILER (1997) que estudou os efeitos do comportamento das ações da NYSE (New York Stock Exchange) para feriados institucionais e não institucionais durante o período de fevereiro de 1885 a julho de 1962.

O autor auferiu, com desvios padrões da ordem de duas vezes ao da média geral, que o retorno médio de dias associados com fechamentos devidos a feriados não-institucionais foi positiva e 17,89 vezes maior do que as médias de retornos dos outros 22.449 dias de negociação, enquanto que a média dos retornos associados à dias posteriores a feriados institucionais foi 36,03 vezes menor que a média dos outros dias. Segundo o autor, estes números invalidaram a hipótese de “Retornos Contínuos” ou “Calendar Time”, que prediz que os retornos em dias posteriores a um dia onde não houver negociação deva ser compensado no próximo dia útil de negociação (neste caso duas vezes maior do que o retorno de um dia comum de negociação), assim como a hipótese “da indiferença” ou “Trading Time”, que prediz que o retorno médio associados a estes dias devam ser iguais a média dos outros dias.

O autor também associou sua pesquisa com outros fenômenos como o efeito “Fim-de-Semana” e o efeito “Janeiro”, obtendo como resultado uma confirmação do efeito “Fim-de-Semana”, visto que os menores retornos médios estavam associados as segundas-feiras.

CAPÍTULO 3 - ASPECTOS SOBRE A METODOLOGIA APLICADA

3.1 INTRODUÇÃO

Neste capítulo será abordada a metodologia utilizada para a análise dos diversos efeitos ligados a eventos de calendário no mercado brasileiro de capitais. Serão analisados quatro efeitos : (1) o efeito “Mês-do-Ano”, abordando o estudo dos efeitos “Janeiro” e “Novembro”; (2) o efeito “Mensal”; (3) a anomalia de “Fim-de-Semana” e; (4) o efeito “Virada-do-Mês”.

A análise deste estudo é feita com base nas cotações de fechamento do índice BOVESPA (IBOVESPA) durante o período de 01 de janeiro de 1987 a 31 de dezembro de 2002, observando a evolução do fechamento do índice ao decorrer dos dias e meses. Os dados são originários de uma série histórica fornecida pela empresa ECONOMÁTICA S/A e consideram apenas os valores de fechamento do índice BOVESPA do período de pregão diurno, ignorando valores intermediários que oscilam durante o decorrer do próprio pregão diurno, muito menos quaisquer valores do pregão noturno, este último caracterizado pela falta de liquidez.

Este estudo achou mais apropriado utilizar como evolução de cotações de preços de carteiras eficientes o índice IBOVESPA, ao invés de estabelecer cálculos com dados de preços de ações individuais, uma vez que, segundo a análise de OFFICER (1975), as sazonalidades (anomalias de mercados eficientes) são melhor detectadas através dos índices das ações do que através das ações individuais. Desta forma, utiliza-se nesta pesquisa a evolução do índice IBOVESPA, não deflacionados, calculados através de seus valores de fechamento fornecidos

diariamente pela BOVESPA – Bolsa de Valores de São Paulo, como forma representativa de uma carteira de mercado.

A decisão de não ajustar os valores de fechamento do índice IBOVESPA com a inflação foi tomada devidos aos seguintes fatores:

- 1) Caso, utilizando-se a matemática financeira, fosse determinada uma taxa diária de correção a partir de uma taxa mensal, esta seria constante ao longo dos dias do mês e o deflacionamento da série não traria nenhuma informação adicional, produzindo aproximadamente as mesmas variações em seus valores do que a série não deflacionada.
- 2) A dificuldade de se estabelecer, com precisão, um índice diário de ajuste, já que não existe oficialmente tal índice e o simples cálculo de uma média diária através de valores mensais poderia produzir pequenas distorções ou imprecisões, apesar de consistir em uma aproximação válida.

Com relação à fórmula adotada para auferir retornos, existem duas maneiras de atualizar os retornos diários: a primeira delas é o cálculo de retorno através de taxa de retorno simples, dada pela fórmula 6 e a segunda maneira é através da taxa de retorno contínua, apresentada pela equação 7. O logaritmo neperiano (\ln) exibido na equação 7 tem a função de tornar contínua o retorno discreto calculado pela equação 6.

Equação 6 : Retornos Discretos

$R_c = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$ onde,

R_c = Taxa de retorno de capital

P_t = Valor do Índice Bovespa no período t

P_{t-1} = valor do Índice Bovespa no período t-1

Equação 7: Retornos Contínuos

$R_c = \ln(P_t / P_{t-1})$ onde,

R_c = Taxa de retorno de capital

P_t = Valor do Índice Bovespa no período t

P_{t-1} = valor do Índice Bovespa no período t-1

A utilização de taxas de retornos contínuas traz desvantagens em relação ao cálculo efetuado considerando apenas taxas de retornos simples, como pequenas distorções nas amplitudes para retornos, como se pode observar pela tabela 3. Entretanto, uma das maiores vantagens de sua adoção é que, em oscilações nulas de altas e baixas, tanto as somas dos retornos quanto às médias do período são zeradas, enquanto que estas mesmas apresentam resíduos que não condizem com a realidade, quando os cálculos são submetidos à metodologia de média simples. A tabela 3 apresenta uma simulação comparativa entre os dois métodos de cálculos para o caso de uma oscilação nula para um período de cinco dias. Observa-se que, apesar dos cálculos efetuados para retornos contínuos apresentarem uma pequena atenuação em amplitude para retornos positivos e uma pequena amplificação para retornos negativos, este método de cálculo é o único, que no final do período, apresentou variação nula de retornos.

Tabela 3 - Simulação e Comparação entre taxa de retornos simples e taxa de retornos contínuos.

Dia	Índice Hipotético (Rt)	Variação diária	Taxa de retorno simples $(R_t/R_{t-1})-1$	Taxa de retorno contínua $\ln(R_t/R_{t-1})$
0	100	0		
1	105	+5	+0,05000	+0,04879
2	100	-5	-0,04762	-0,04879
3	95	-5	-0,05000	-0,05129
4	100	+5	+0,05163	+0,05129
Soma		0	+0,00501	0,000000
Média		0	+0,00123	0,000000

Fonte : SOBANSKI (1994)

Por este motivo, este trabalho adota como taxa de retorno dos ativos a taxa de retorno de capital contínua, cujos valores são calculados pela fórmula da equação 7, devido à linearidade dos retornos, melhor detecção de movimentos compensatórios de médias nulas e padronização com a grande massa de autores da literatura mundial existente sobre finanças corporativas.

Porém, reconhece-se que ao utilizar este tipo de metodologia, os retornos apresentam-se diferenciados e, de certo modo, distorcidos dos encontrados no banco de dados da BOVESPA, jornais e revistas especializadas.

A metodologia aplicada para a constatar ou não a manifestação dos fenômenos descritos será a formulação de hipóteses comparativas entre diferenças de médias de retornos em períodos de tempo estabelecidos pelo contexto. Para isto, os dados serão submetidos a testes paramétricos de Student (teste t) que verificarão quão forte e significativa a hipótese de diferença entre médias H_0 se apresenta, seja ela aceita ou não, comprovando ou não a existência de cada anomalia no mercado brasileiro de capitais para o período de estudo. A média utilizada para este tipo de comparação será a média aritmética simples. Para casos em que seja necessário um maior nível de detalhe de quanto um parâmetro está relacionado com outro, proceder-se-á à formulação de modelos matemáticos de regressão linear simples, conforme as hipóteses estabelecidas.

3.2 - EFEITO “MÊS-DO-ANO”

Para verificação da manifestação da anomalia “Mês-do-Ano” na BOVESPA durante o período de 1987 a 2002, adotando a mesma metodologia de COSTA JR. (1990), porém com um maior detalhamento dos critérios, justificativas e cálculos efetuados.

O objetivo da metodologia aplicada ao efeito “Mês-do-Ano” consiste em verificar:

- 1) Se existe algum mês do ano em que os retornos médios de capital são significativamente maiores em relação a média agrupada dos outros meses do ano;

- 2) Se o mês de retornos anômalos é o mês de janeiro, confirmando a existência do efeito “Janeiro” no mercado de capitais brasileiro durante o período de estudo;
- 3) Se a média de retornos acumulados durante os quatro primeiros dias de negociação do ano são significativamente maiores do que a média agrupada de retornos dos outros dias do mês de janeiro, sustentando a hipótese de existência do efeito “janeiro” nos quatro primeiros dias do ano;
- 4) Se existe algum outro período do ano em que os retornos médios são excessivos em comparação com a média anual e;
- 5) Se houve alguma mudança de comportamento por parte dos investidores em relação aos pressupostos anteriores, com relação aos oito anos anteriores ao estabelecimento do plano Real (1987-1994) e oito primeiros anos de gestão do Real (1995-2002).

Para verificarmos a existência ou não das proposições (1) e (2) na BOVESPA durante o período de janeiro de 1987 a dezembro de 2002, a hipótese fundamental a ser verificada é de que não existe diferença significativa entre os retornos médios de janeiro com os retornos médios de cada um dos outros meses do ano, ou seja :

$$H_0 : \mu_{jan} = \mu_{fev} = \mu_{mar} \dots \dots \dots = \mu_{dez}$$

Onde :

μ_{jan} = média de retornos atribuídos ao mês de janeiro

$\mu_{fev} \dots \dots \mu_{dez}$ = média de retornos atribuídos aos outros meses do ano

Para isto, adota-se um modelo matemático de regressão linear com variáveis “dummies” independentes para cada mês do ano, conforme ilustrado na equação 8.

Equação 8: Modelo de regressão linear para análise do efeito “Janeiro”

$$R_t = b_0 + b_1 \text{Fev}_t + b_2 \text{Mar}_t + \dots + b_{12} \text{Dez}_t + e_t$$

onde :

b_0 = o ponto de intersecção do modelo que representa o retorno esperado durante o período de estudo, exceto o mês de estudo.

b_n = a inclinação da reta de regressão que representa o excesso nos retornos no mês de estudo (n) em relação ao tempo

$\text{Fev}_t \dots \text{Dez}_t$ = variável booleana que recebe o valor de 1 se o mês coincidir com o mês n e o ano t de estudo e 0 em caso contrário

e_t = erro padrão não previsto

Através da estatística t e F registra-se a significância, rejeição ou não da hipótese formulada e conclui-se sobre os dados apresentados.

Semelhantemente, para verificarmos a existência ou não da proposição (5), os cálculos serão novamente executados para os subperíodos de janeiro de 1987 a dezembro de 1994 e janeiro de 1995 a dezembro de 2002 e comparados entre si.

Os resultados nos fornecerão embasamento para prosseguir ou não com a proposição (4) e estabelecer um período do ano em que os retornos sejam maiores à média anual. Para isto, a nova hipótese a ser formulada é de que a média de retornos no período em questão seja igual à média anual.

$$H_0 : \mu_x = \mu_{\text{mês}}$$

Onde :

μ_x = média de retornos atribuídos ao período de teste (período X)

$\mu_{\text{mês}}$ = média de retornos mensais excluindo-se o período de teste (período X)

A fórmula de regressão linear associada a este teste é apresentada pela equação 9.

Equação 9 : Modelo de regressão linear para período genérico

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + e_t$$

onde :

b_0 = o ponto de intersecção do modelo que representa a média dos retornos dos meses, exceto o período X

b_1 = a inclinação da reta de regressão que representa o excesso nos retornos no período de estudo (período X) em relação ao tempo

X_t = variável booleana que recebe o valor de 1 se o mês coincidir com o período X e o ano t de estudo e 0 em caso contrário

e_t = erro padrão não previsto

Se houver comprovação da existência de retornos excessivos no período em questão, espera-se rejeitar a hipótese nula e encontrar b_1 significativamente diferente de zero, ao contrário dos demais meses do ano.

Por último, analisa-se a tese de que o maior parte dos retornos causados pela anomalia de janeiro está concentrado nos primeiros quatro dias do ano. Para isto, repete-se o procedimento anteriormente explicitado, comparando as médias dos retornos diários nos quatro primeiros dias úteis do mês de janeiro com a média diária nos dias úteis restantes no mesmo mês, formando a equação 10.

Equação 10: Modelo de regressão linear para análise da concentração do efeito “Janeiro”

$$R_t = b_0 + b_1 D_{1234} + e_t$$

onde :

b_0 = o ponto de intersecção do modelo com a média dos dias de janeiro, exceto os quatro primeiros dias do ano

b_1 = a inclinação da reta de regressão que representa o excesso nos retornos nos quatro primeiros dias do mês de janeiro em relação ao tempo

D_{1234} = variável booleana que recebe o valor de 1 se o dia coincidir com os quatro primeiros dias do mês de janeiro e 0 em caso contrário

e_t = erro aleatório não previsto

Efetua-se a comparação entre as duas médias, admitindo-se como hipótese H_0 que a média dos primeiros quatro dias do mês de janeiro (μ_0) é menor ou igual a média do restante dos dias úteis do mês (μ_r) e H_1 para o caso contrário.

$$H_0 : \mu_0 = \mu_r$$

Se os retornos médios nos quatro primeiros dias do ano forem maiores do que a média dos demais dias do mês de janeiro, espera-se rejeitar a hipótese H_0 .

3.3 - “EFEITO MENSAL”

Para a constatação do efeito “mensal” na BOVESPA, inicialmente será adotada a mesma metodologia de ARIEL (1987), ou seja, divide-se o mês em duas quinzenas, computando os retornos acumulados do último dia de negociação do mês anterior até o oitavo dia de negociação do mês atual, computando cumulativamente os retornos para a primeira quinzena do mês e os retornos acumulados dos nove últimos dias de negociação anteriores ao último dia útil do mês corrente como sendo o retorno acumulado da segunda quinzena do mês. Desta maneira, serão realizados testes paramétricos comparativos entre as médias do retornos intra-meses para verificar as seguintes proposições :

- 1) Se existe justificativa, para o caso brasileiro, na adoção dos mesmos períodos de comparação arbitrariamente definidos por ARIEL (1987), ou seja, se a acumulação do último dia de negociação do mês anterior à computação do período denominado “primeira quinzena do mês” é relevante para os cálculos;

- 2) Se os retornos médios das primeiras quinzenas são significativamente maiores do que os retornos médios das segundas quinzenas dos meses computados pertencentes ao período de estudo;
- 3) Se houve alguma mudança de comportamento por parte dos investidores do mercado bursátil brasileiro em relação ao efeito “Mensal”, considerando-se os oito anos anteriores ao plano Real e os oito primeiros anos do Real.

Seguindo a metodologia similar à aplicada no outros testes, será verificada a hipótese H_0 de que a média dos retornos na primeira quinzena do mês (μ_0) é igual a média de retornos da segunda quinzena do mês de negociação (μ_{sq})

$$H_0 : \mu_{pq} = \mu_{sq}$$

Onde :

μ_{pq} = média de retornos atribuída à primeira quinzena do mês

μ_{sq} = média de retornos atribuída à segunda quinzena do mês

Para isto, nosso modelo de regressão terá a forma da equação 11.

Equação 11: Modelo de regressão linear para análise do efeito “Mensal”

$$R_t = b_0 + b_1 D_{pq,t} + e_t$$

onde :

b_0 = o ponto de intersecção do modelo com a média dos dias, que representa o retorno esperado para os dias pertencentes à segunda quinzena do mês de negociação

b_1 = a inclinação da reta de regressão que representa o excesso nos retornos atribuídos à primeira quinzena do mês de negociação em relação ao tempo

D_{pqt} = variável booleana que recebe o valor de 1 se o dia de negociação pertencer à primeira quinzena do mês e 0 em caso contrário

e_t = erro aleatório não previsto

Desta forma, se os retornos médios da primeira quinzena de estudo forem significativamente superiores aos retornos médios computados à segunda quinzena, espera-se rejeitar a hipótese H_0 e confirmar a manifestação do efeito “Mensal” no mercado brasileiro.

Semelhantemente, para verificar a existência ou não da proposição (3), os cálculos serão novamente executados para os subperíodos de 01 de janeiro de 1987 a 30 de junho de 1994 e 01 de julho de 1994 a 31 de dezembro de 2002.

3.4 – EFEITO “VIRADA-DO-MÊS”

Em seguida, analisa-se a hipótese de que a maior parte dos retornos causados pela anomalia mensal está relacionada aos retornos dos primeiros quatro dias do mês. Para isto, utiliza-se uma metodologia semelhante à adotada por LAKONISHOK & SMITH (1988).

Contudo, diferentemente dos autores, não será adotado o período arbitrário de quatro dias sucessivos, a partir do último dia de negociação do mês anterior, mas sim à partir do primeiro dia de negociação do mês corrente. Isto ocorre porque os resultados demonstraram que os retornos médios do último dia do mês são predominantemente negativos e influenciariam negativamente as médias mensais acumuladas para o início de cada mês. Logo, exclui-se o último dia de negociação do mês anterior e confrontam-se as médias dos retornos diários acumulados nos quatro primeiros dias úteis de cada mês com a média diária nos dias úteis restantes no mesmo mês, formando as seguintes proposições :

1) Se a média de retornos acumulados durante os quatro primeiros dias de negociação do mês são significativamente diferentes das médias de retornos considerando os outros dias complementares de negociação do mês corrente.

2) Se houve alguma mudança de comportamento por parte dos investidores do mercado bursátil brasileiro em relação ao efeito “Virada-do-Mês”, considerando-se os oito anos anteriores ao plano Real e os oito primeiros anos do Real.

Para verificar a proposição (1) , procede-se à uma comparação entre as duas médias, admitindo-se como hipótese H_0 que a média dos retornos acumulada nos primeiros quatro dias úteis de cada mês (μ_0) seja igual a média do restante dos dias úteis do mês (μ_r) e H_1 para o caso contrario.

$$H_0 : \mu_0 = \mu_r$$

A equação de regressão linear associada a esta comparação entre diferenças de médias é dada pela equação 12.

Equação 12 : Modelo de regressão linear para análise do efeito “Virada-do-Mês”

$$R_t = b_0 + b_1 D_{1234t} + e_t$$

onde :

b_0 = o ponto de intersecção do modelo com a média dos dias, exceto os quatro primeiros dias do mês

b_1 = a inclinação da reta de regressão que representa o excesso nos retornos nos quatro primeiros dias do mês em relação ao tempo

D_{1234t} = variável booleana que recebe o valor de 1 se o dia coincidir com os quatro primeiros dias do mês de negociação e 0 em caso contrário

e_t = erro aleatório não previsto

Se os retornos positivos médios nos quatro primeiros dias do mês forem significativamente maiores do que a média dos demais dias do mesmo mês, tem-se, através das estatísticas F e t, a rejeição de H_0 e uma evidente concentração de retornos anômalos nos primeiros dias do mês, caracterizando o efeito “Virada-do-Mês”.

Semelhantemente, para verificarmos a existência ou não da proposição (2), os cálculos serão novamente executados para os subperíodos de 01 de janeiro de 1987 a 30 de junho de 1994 e 01 de julho de 1994 a 31 de dezembro de 2002.

3.5 - EFEITO “FIM-DE-SEMANA”

Para a verificação do efeito “Fim-de-Semana” no mercado de capitais brasileiro durante o período de estudo, utiliza-se a mesma metodologia aplicada por FRENCH (1980), estendendo os cálculos para a verificação da hipótese mais recentemente por levantada por ERICKSON, LI & WANG (1997) de que a manifestação do efeito “Fim-de-Semana” está majoritariamente relacionada com os retornos das duas últimas segundas-feiras do mês. Para isto, utiliza-se a mesma metodologia clássica de comparação entre diferenças de médias das três primeiras semanas do mês e das duas últimas.

As novas proposições formuladas para a aferição do efeito “Fim-de-Semana” na BOVESPA durante o período de 1987 a 2002 serão :

- 1) Se os retornos auferidos na segunda-feira são, em média, menores do que a média semanal , excluindo-se as segundas-feiras.
- 2) Se os retornos auferidos na segunda-feira são, em média, iguais aos dos outros dias da semana, segundo a hipótese de “Trading Time”.
- 3) Se os retornos médios auferidos às segunda-feira são no mínimo três vezes a média dos outros dias da semana, segundo a hipótese do “Calendar Time”
- 4) Se a média dos retornos das segundas-feiras, considerando apenas as três primeiras semanas do mês são iguais à média dos retornos das segundas-feiras para as duas últimas semanas do mês

- 5) Se existiu alguma mudança de comportamento estatisticamente relevante entre os investidores do mercado de ações brasileiro, considerando os períodos de oito anos anterior e posterior ao início do Plano Real, segundo as outras proposições discriminadas anteriormente.

Para comprovação ou não da proposição (1), o procedimento será o teste de hipótese de diferença entre médias dos retornos auferidos às segundas-feiras e a média de retornos dos outros dias complementares da semana, ou seja

$$H_0 : \mu_{\text{seg}} = \mu_{\text{Ter..sex}}$$

onde :

μ_{seg} = retornos auferidos às segundas-feiras

$\mu_{\text{Ter...sex}}$ = média de retornos entre terça-feira e sexta-feira de cada semana

Para a verificação da proposição (2), testa-se a hipótese nula de igualdade entre os retornos médios de todos os dias da semana, ou seja, as médias de retornos das Segundas-feiras (μ_{seg}) são iguais aos das Terças-feiras (μ_{ter}), Quartas-feiras (μ_{qua}), Quinta-feira (μ_{qui}) e Sextas-feiras (μ_{sex})

$$H_0 : \mu_{\text{seg}} = \mu_{\text{ter}} = \mu_{\text{qua}} = \mu_{\text{qui}} = \mu_{\text{sex}}$$

Seguindo os passos de FRENCH (1980), o teste consiste em estabelecer valor do resultado da estatística t para a comparação entre médias e de F para a comparação entre os modelos

matemáticos de hipótese de “Trading Time”, determinado pela regressão ilustrada na equação 13.

Equação 13: Modelo de regressão linear para análise da hipótese de “Trading Time”

$$R_t = \alpha + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \varepsilon_t$$

onde :

α = o ponto de intersecção do modelo ou retorno esperado para 2ª. Feira.

$\gamma_2 \dots \gamma_5$ = diferença entre o retorno esperado para 2ª. Feira e o retorno auferido para os outros dias da semana

$d_{2t} \dots d_{5t}$ = variável booleana que recebe o valor de 1 se o dia coincidir com o dia da semana em estudo e 0 em caso contrário

ε_t = erro aleatório não previsto

Se a diferença entre médias dos retornos de segunda-feira e os demais dias da semana forem estatisticamente significantes e diferentes de zero, espera-se rejeitar a hipótese nula estabelecida e auferir qual dia da semana que apresenta o menor retorno em média para o período analisado. Se o modelo de “Trading Time” for melhor associado ao mercado brasileiro de capitais, espera-se encontrar estatística F que confirme a equação de regressão correspondente.

Para a verificação da proposição (3), testa-se a hipótese nula de igualdade entre os retornos médios de todos os dias da semana, admitindo-se que as médias de retornos das Segundas-feiras (μ_{seg}) são iguais ao triplo das médias dos outros dias das semanas, ou seja.

$$H_0 : \mu_{seg} = 3\mu_{ter} = 3\mu_{qua} = 3\mu_{qui} = 3\mu_{sex}$$

Seguindo os passos de FRENCH (1980), o teste consiste em estabelecer valor do resultado de t de Student para a comparação entre médias e de F para a comparação entre os modelos matemáticos de hipótese de “CalendarTime”, determinado pela equação 14 .

Equação 14: Modelo de regressão linear para hipótese de “Calendar Time”

$$R_t = \alpha (1+2d_{1t}) + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \varepsilon_t$$

onde :

α = o ponto de intersecção do modelo ou retorno esperado para 2^a. Feira.

$\gamma_1... \gamma_5$ = diferença entre o retorno esperado para 2^a. Feira e o retorno aferido para os outros dias da semana

$d_{1t} d_{5t}$ = variável booleana que recebe o valor de 1 se o dia coincidir com o dia da semana em estudo e 0 em caso contrário

ε_t = erro aleatório não previsto

Se a diferença entre médias dos retornos de segunda-feira e os demais dias da semana forem estatisticamente significantes, segundo o modelo proposto, espera-se rejeitar a hipótese nula estabelecida. Se o modelo de “Calendar Time” for associado ao mercado brasileiro de capitais, espera-se encontrar estatística F que confirme a equação de regressão correspondente.

Por último, procede-se à análise da proposição (4), defendida por ERICKSON, LI & WANG (1997), entre outros, de que a manifestação do efeito segunda-feira é majoritariamente causada pelos retornos médios das últimas duas semanas do mês. Para isto, formula-se uma nova

hipótese de comparação, admitindo que a média entre os retornos das três primeiras semanas do mês é igual a média de retornos das últimas duas semanas do mês de negociação.

$$H_0 : \mu_{123} = \mu_{45}$$

Onde :

μ_{123} = média dos retornos das três primeiras segundas-feiras do mês de negociação.

μ_{45} = média dos retornos das últimas duas segundas-feiras do mês de negociação.

Analogamente aos outros testes executados, os cálculos poderão ser confirmados, com maior acuidade, pela análise de regressão linear descrita pela equação 15.

Equação 15: Regressão linear para análise da manifestação majoritária do efeito “Fim-de-Semana” nas duas últimas semanas do mês.

$$R_t = \alpha + \gamma d_{45} + \varepsilon_t$$

onde :

α = ponto de intersecção do modelo ou retorno médio esperado para as três primeiras 2^{as}. Feiras do mês.

γ = diferença entre os retornos médios esperados entre as três primeiras para 2^{as}. Feiras do mês e as duas últimas 2^{as}. Feiras do mês

d_{45} = variável booleana que recebe o valor de 1 se a dia coincidir com as 2^{as}. Feiras pertencentes às duas ultimas semanas do mês e 0 em caso contrário

ε_t = erro aleatório não previsto

Desta forma, se o efeito “Fim-de-Semana” tiver sua manifestação significativamente associada às duas últimas semanas do mês, espera-se rejeitar a hipótese nula.

Semelhantemente, para verificarmos a existência ou não da proposição (5), os cálculos serão novamente executados para os subperíodos de 01 de janeiro de 1987 a 30 de junho de 1994 e 01 de julho de 1994 a 31 de dezembro de 2002

CAPÍTULO 4 – OS RESULTADOS OBTIDOS

4.1 – INTRODUÇÃO

Neste capítulo serão realizados os testes para uma série de hipóteses que comprovarão ou não a existência de anomalias "Mês-do-Ano", "Mensal", "Virada-do-Mês" e "Fim-de-Semana" para o mercado de ações brasileiro durante o período de estudo. Através de várias regressões de séries históricas do índice IBOVESPA, os resultados serão comparados com o intuito de verificar :

- 1) Se existe veracidade significativamente relevante na hipótese de manifestação de algum dos fenômenos anômalos descritos para o mercado bursátil brasileiro, durante o período total de estudo (1987 a 2002) e subperíodos de oito anos anteriores e posteriores a instituição da gestão do Plano Real .
- 2) Se houve, no Brasil, alguma ruptura ou mudança de comportamento por parte de investidores do mercado de ações em algum dos subperíodos analisados, com relação às anomalias citadas.

Os retornos das ações foram calculados utilizando-se as cotações diárias de fechamento no mercado à vista do índice IBOVESPA e, conforme discussão sobre a relevância na deflação de índices abordada no capítulo 3, não foram submetidos a nenhum filtro ou ajuste para compensar a inflação do período.

4.2. TESTES DE HIPÓTESE PARA O EFEITO “JANEIRO” E “MÊS-DO-ANO” NA BOVESPA DE 1987 A 2002

Neste item, será iniciado o procedimento para a aferição da hipótese de existência do efeito “Mês-do-Ano” durante o período de janeiro de 1987 a dezembro de 2002, conforme metodologia elucidada no capítulo 3, identificando ou não a existência do efeito “Janeiro”, efeito “Novembro” ou qualquer outro período do ano onde os retornos médios sejam significativamente maiores às médias registradas nos outros meses do ano. Serão analisados também os retornos acumulados nos quatro primeiros dias do ano como parte do estudo sobre o efeito “Janeiro”, assim como possíveis mudanças de comportamentos de investidores do mercado bursátil brasileiro no que se refere às anomalias de eventos anuais.

Por fim, salienta-se que este estudo reconhece o fato de que a amostragem de eventos é pequena, principalmente no que se refere à análise dos subperíodos. Porém, devido a discrepâncias acentuadas no comportamento dos investidores no que se refere às anomalias de eventos anuais e a própria filosofia deste trabalho em realizar uma comparação entre os período pré e pós plano Real, forçam a registrar o que se considera neste trabalho como “mudanças de tendências” e espera-se que novos dados venham, no futuro, comprovar e agregar mais consistência aos testes aqui realizados.

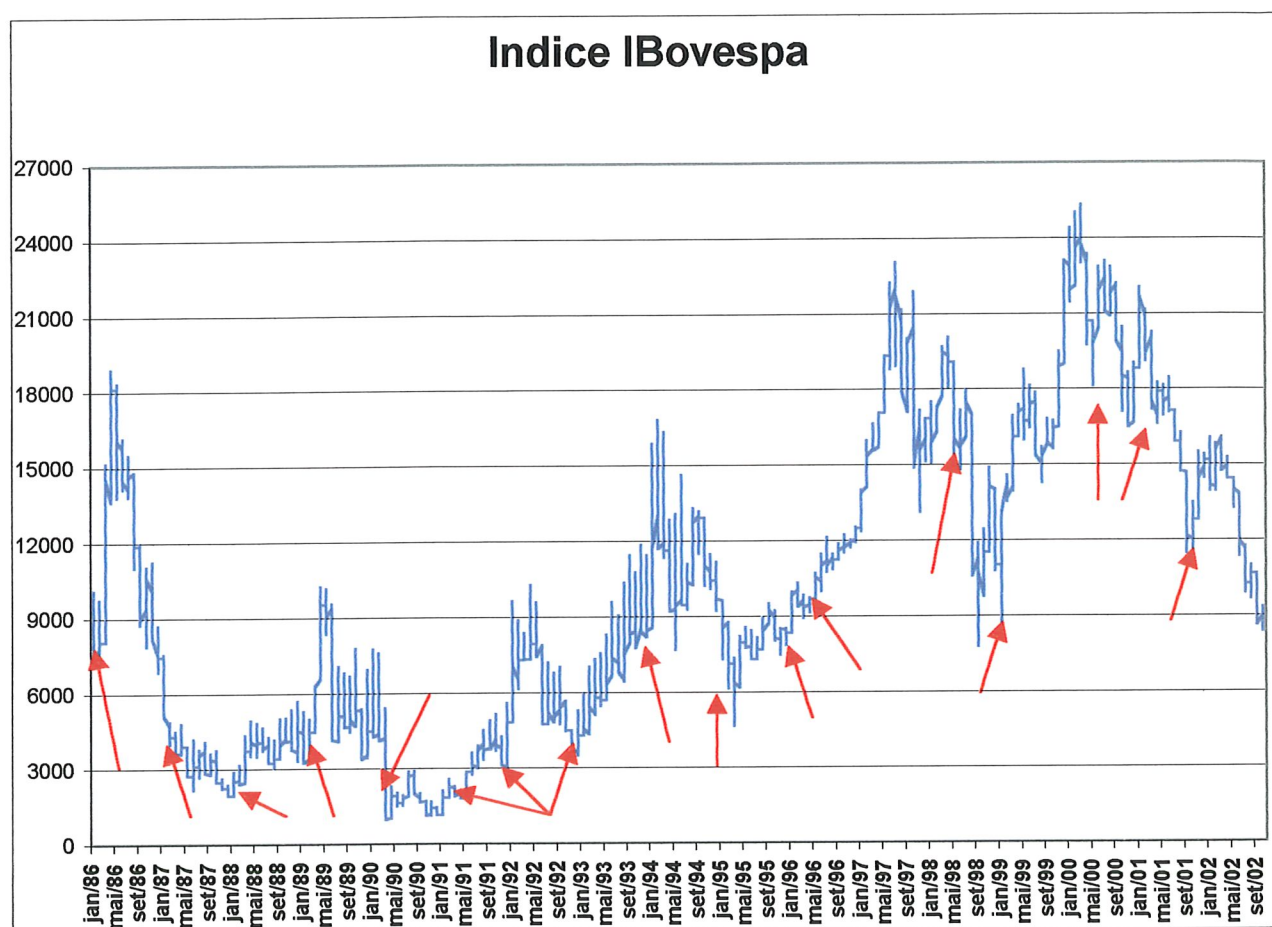
4.2.1 – ANÁLISE PRELIMINAR DAS MÉDIAS E ESTABELECIMENTO DE HIPÓTESES

Nesta primeira etapa investigatória, procede-se apenas à constatação de observações analíticas referentes a gráficos e médias apuradas, justificando e sugerindo hipóteses que serão confirmadas ou desmentidas conforme a análise econométrica procedida na próxima seção deste capítulo.

A figura 7 apresenta o gráfico de variações de cotações de fechamento do índice BOVESPA (IBOVESPA) para o período de janeiro de 1986 a outubro de 2002. Os valores foram deflacionados segundo o IGP-M para melhor visualização gráfica. As setas ilustradas no gráfico ajudam a localizar o início do mês de janeiro de cada ano de estudo. Através de uma análise superficial do gráfico da figura 7, induz-se a idéia de que, majoritariamente durante o mês de janeiro de cada ano, um canal de alta de preços é estabelecido entre os valores negociados para os principais papéis que compõem o IBOVESPA.

Não só o fenômeno no mês de janeiro chama a atenção como também alguns movimentos durante o mês de novembro e dezembro, indicando que o “efeito janeiro” pode fazer parte de um período de acumulações de retornos positivos que se inicia alguns meses antes. No entanto, a análise gráfica por si só consiste em instrumento insuficiente e ingênuo para comprovação da hipótese de retornos excessivos no mês de janeiro. De fato, o próximo passo será constatar se existe veracidade nestas afirmações através de cálculos estatísticos e análise de modelos de regressão.

Figura 7 - Evolução do índice IBOVESPA entre 1986 a 2002.



Fonte : Gráfico gerado a partir do banco de dados fornecido pela empresa Economática S/A.

A tabela 4 apresenta os valores não deflacionados dos retornos médios mensais relacionados aos anos de 1987 a 2002. Nela, além de visualizar os retornos mensais organizados por ano de estudo, pode-se também ter uma idéia de como a média de retornos mensais se comporta nos oito anos anteriores ao plano real e nos oitos anos subseqüentes ao início do plano. A análise preliminar dos dados contidos na tabela 4 permite observar que o mês de janeiro é detentor da maior média histórica dos retornos médios atribuídos ao IBOVESPA durante o período total de estudo, aparentemente dando consistência à hipótese da anomalia de janeiro.

Tabela 4 - Média de Retornos Mensais do IBOVESPA entre 1987 a 2002

	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
1987	-26,56%	-3,73%	-3,12%	25,78%	-11,21%	37,23%	20,78%	-17,68%	25,47%	-21,46%	3,70%	0,72%
1988	42,42%	12,35%	60,74%	27,19%	16,64%	13,54%	3,57%	25,59%	37,40%	27,64%	16,98%	43,60%
1989	-2,08%	42,97%	38,16%	46,93%	7,20%	-54,44%	52,77%	21,55%	38,85%	41,48%	-9,57%	68,63%
1990	48,92%	50,17%	-82,48%	76,20%	-6,25%	18,50%	52,63%	-17,35%	-8,19%	-25,79%	39,56%	-5,24%
1991	63,52%	42,46%	-12,23%	3,84%	51,46%	19,19%	28,62%	14,71%	15,93%	27,10%	0,67%	63,19%
1992	61,19%	25,75%	19,13%	25,15%	13,79%	-25,55%	28,92%	19,81%	30,89%	3,70%	-0,94%	39,36%
1993	31,43%	41,38%	31,15%	22,79%	38,53%	41,74%	19,89%	38,55%	41,90%	22,91%	39,64%	31,49%
1994	67,93%	35,28%	36,33%	11,98%	36,75%	38,42%	14,81%	23,78%	2,86%	-13,37%	-3,00%	-6,71%
1995	-11,39%	-17,21%	-9,35%	24,70%	-2,47%	-3,20%	7,33%	10,59%	8,01%	-12,33%	5,88%	-1,83%
1996	18,09%	-3,83%	-0,06%	4,14%	10,36%	5,37%	1,31%	2,20%	2,95%	1,33%	2,01%	5,46%
1997	12,34%	10,30%	2,41%	9,87%	12,79%	10,24%	2,40%	-19,34%	10,61%	-27,22%	4,44%	8,19%
1998	-4,78%	8,38%	12,24%	-2,28%	-17,06%	-1,72%	10,10%	-50,34%	1,85%	6,66%	20,28%	-24,08%
1999	18,60%	8,66%	18,27%	5,93%	-2,33%	4,73%	-10,75%	1,17%	5,00%	5,21%	16,35%	21,55%
2000	-4,20%	7,48%	0,90%	-13,71%	-3,81%	11,19%	-1,65%	5,28%	-8,53%	-6,89%	-11,24%	13,84%
2001	14,68%	-10,62%	-9,59%	3,26%	-1,81%	-0,62%	-5,69%	-6,88%	-18,84%	6,63%	12,92%	4,87%
2002	-6,51%	9,82%	-5,71%	-1,28%	-1,73%	-14,37%	-13,20%	6,16%	-18,58%	16,48%	3,30%	6,98%
MÉDIA GERAL	20,22%	16,22%	6,05%	16,91%	8,80%	6,27%	13,24%	3,61%	10,47%	3,26%	8,81%	16,88%
MÉDIA 1987-1994	35,85%	30,83%	10,96%	29,98%	18,36%	11,08%	27,75%	13,62%	23,14%	7,78%	10,88%	29,38%
MÉDIA 1995-2002	4,60%	1,62%	1,14%	3,83%	-0,76%	1,45%	-1,27%	-6,39%	-2,19%	-1,27%	6,74%	4,37%

No entanto, também observa-se que, durante os oito anos de gestão do Plano Real, a tendência de retornos excessivos de janeiro cede lugar aos retornos do mês de novembro, detentor da maior média entre os anos de 1995 a 2002. De fato, observa-se que, no período pré-Real, a média de retornos atribuídos ao mês de novembro ocupou o segundo lugar entre as maiores baixas, com ordem de grandeza de apenas 1/3 da média registrada para o mês de janeiro e que, no período pós-Real, este quadro se inverte, atribuindo ao mês de novembro uma média de retornos aproximadamente 50% maior do que a de janeiro, sugerindo neste primeiro estágio investigatório, uma mudança de comportamento dos investidores no mercado brasileiro de ações.

A análise da coluna de dezembro indica que em várias ocasiões, os movimentos de alta no mês de novembro se estenderam para os meses de dezembro e janeiro, contrariando a “Tese

Fiscal” que argumenta a existência de um movimento artificial de venda de ativos no mês de dezembro, com o objetivo claro de forçar queda de preços para a diminuição ou isenção de impostos.

Por estas observações, verificam-se pré-requisitos para proceder com a formulação das seguintes hipóteses :

- 1) Se existe algum mês do ano em que os retornos médios de capital são significativamente maiores em relação a média agrupada dos outros meses do ano;
- 2) Se o mês de retornos anômalos é o mês de janeiro, confirmando a existência do efeito “Janeiro” no mercado de capitais brasileiro durante o período de estudo;
- 3) Se a média de retornos acumulados durante os quatro primeiros dias de negociação do ano são significativamente maiores do que a média agrupada de retornos dos outros dias do mês de janeiro, sustentando a hipótese de manifestação do efeito “janeiro” nos quatro primeiros dias do ano;
- 4) Se existe algum outro período do ano em que os retornos médios são excessivos em comparação com a média anual e;
- 5) Se houve alguma mudança de comportamento por parte dos investidores em relação ao efeito “Janeiro” ou efeito “Mês-do-Ano”, com relação aos oito anos anteriores ao estabelecimento do plano Real (1987-1994) e oito primeiros anos de gestão do Real (1995-2002)

4.2.2 - ANÁLISE DETALHADA DOS DADOS APRESENTADOS

Conforme discutido no capítulo 4, para comprovarmos ou não as conjecturas enumeradas e relacionadas na seção anterior, procede-se à formulação de vários testes de hipóteses, comparando a média do mês em estudo com a média agrupada dos meses que completam o ano, ou seja, para constatar ou não a proposição (1), estabelece-se inicialmente a hipótese de que não existe diferença significativa entre os retornos médios acumulados, seja qual for o mês de estudo, ou seja,

$$H_0 : \mu_{jan} = \mu_{fev} = \mu_{mar} \dots \dots \dots = \mu_{dez}$$

Onde :

μ_{jan} = média de retornos atribuídos ao mês de janeiro

$\mu_{fev} \dots \dots \mu_{dez}$ = média de retornos atribuídos aos outros meses do ano

Os resultados destes testes de hipótese para cada mês no ano, considerando-se os dados das tabelas 4, podem ser observados nas tabelas 5 a 10. Além da análise do período total de estudo, as tabelas também apresentam análises parciais para períodos de oito anos, com o intuito de detectar alguma possível variação de tendência durante o plano Real.

A tabela 5 apresenta os resultados do teste t para diferenças entre as médias de retornos para cada mês do ano em relação à média anual, excluindo-se o mês de estudo, para o período integral de análise.

Tabela 5 - Resultados do teste t de diferenças entre médias de retornos mensais

Período de 1987 a 2002											
	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
Média	0,2022	0,16225	0,0605	0,1691	0,088	0,06265	0,132	0,1047	0,032562	0,08811	0,16876
Variância	0,0866	0,04379	0,0992	0,0474	0,0368	0,05992	0,04	0,0388	0,041479	0,02226	0,06712
Obs	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16
Stat t	1,2816	0,95933	-0,623	1,0353	-0,401	-0,72262	0,433	-0,0791	-1,38896	-0,34365	0,91409
P(T<=t) uni-caudal	0,1073	0,17348	0,27015	0,1554	0,3459	0,2386	0,334	0,4688	0,088548	0,36679	0,18552
t crítico uni-caudal	1,7247	1,71088	1,72472	1,7109	1,7056	1,71387	1,708	1,7081	1,70814	1,69913	1,72074
P(T<=t) bi-caudal	0,2147	0,34696	0,54031	0,3108	0,6919	0,4772	0,669	0,9376	0,177096	0,73359	0,37104
t crítico bi-caudal	2,086	2,0639	2,08596	2,0639	2,0555	2,06865	2,06	2,0595	2,059537	2,04523	2,07961

Muito próximos do limite de 10 % de significância, destacam-se os meses de janeiro com retornos anômalos positivos, e o mês de outubro com retornos médios predominantemente menores do que a média do conjunto de meses complementares.

Com o intuito de obter informações mais detalhadas sobre o comportamento individual das médias de cada mês, em relação à média de referência, faz-se necessário efetuar uma regressão linear que analise a relação dos retornos de cada mês do ano com a média do mês de janeiro, apresentado na tabela 5 como provável referência anômala. Satisfazendo a proposição (2), a regressão linear simples determina, entre outras coisas, se a diferença entre as médias dos retornos do mês de janeiro e de outros meses do ano é significativamente diferente de zero.

Desta forma, se os retornos médios atribuídos a cada mês do ano não forem significativamente diferentes dos retornos atribuídos ao mês de janeiro, espera-se encontrar o valor de b_n próximo de zero, confirmando a hipótese nula e rejeitando a hipótese de manifestação do efeito “Mês-do-Ano”. A tabela 6 apresenta os resultados desta regressão para o período integral.

Tabela 6 – Análise do Efeito “Janeiro” no período de 1987 a 2002

Estatística de Regressão					
R múltiplo					0,238715
R-Quadrado					0,056985
R-quadrado ajustado					-0,00064
Erro padrão	0,229494				
Observações	192				
ANOVA	GI	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	11	0,572869	0,052079	0,988829	0,45826618
Resíduo	180	9,480122	0,052667		
Total	191	10,05299			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0,202249	0,057373	3,525128	0,000537	
Variável b2 (Fev)	-0,04	0,081138	-0,49298	0,622624	
Variável b3 (Mar)	-0,14174	0,081138	-1,74695	0,082351	
Variável b4 (Abr)	-0,03319	0,081138	-0,40906	0,682982	
Variável b5 (Mai)	-0,11421	0,081138	-1,40764	0,160961	
Variável b6 (Jun)	-0,1396	0,081138	-1,72046	0,087068	
Variável b7 (Jul)	-0,06984	0,081138	-0,86077	0,39051	
Variável b8 (Ago)	-0,16612	0,081138	-2,04736	0,042076	
Variável b9 (Set)	-0,0975	0,081138	-1,2017	0,231058	
Variável b10 (Out)	-0,16969	0,081138	-2,09133	0,037903	
Variável b11 (Nov)	-0,11414	0,081138	-1,40668	0,161245	
Variável b12 (Dez)	-0,03348	0,081138	-0,41265	0,680351	

Os resultados obtidos na tabela 6 demonstram que :

- 1) Os coeficientes b_n (b_2, \dots, b_{12}) são todos negativos, indicado que a média de janeiro foi maior que a média de cada um dos outros meses do ano.
- 2) Ao nível de 5,0 % de significância, pode-se afirmar que não existiu diferença significativa entre a média de retornos do mês de janeiro e os retornos médios dos meses de agosto e outubro. Isto indica retornos anômalos para estes meses com diferenças entre médias (b_n) 16 % inferiores, ou seja, retornos anômalos de baixas durante o período.

As tabelas 7 e 8 analisam o mesmo procedimento para o período anterior ao plano Real (1987 a 1994), apresentando os resultados para o teste t e regressão linear, respectivamente.

Tabela 7 - Teste t de diferenças entre médias de retornos mensais do IBOVESPA

Período de 1987 a 1994											
	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
Média	0,3585	0,30829	0,10962	0,2998	0,1836	0,11079	0,277	0,2314	0,077787	0,1088	0,29380
Variância	0,1143	0,03357	0,19718	0,0504	0,0496	0,11618	0,03	0,033	0,065402	0,03705	0,09017
Obs	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Stat t	1,3196	1,48326	-0,6697	1,1225	-0,312	-0,83402	1,041	0,3479	-1,48414	-1,31697	0,8432
P(T<=t) uni-caudal	0,1117	0,08304	0,26095	0,1439	0,381	0,21293	0,159	0,3672	0,085963	0,10861	0,21179
T crítico uni-caudal	1,8595	1,79588	1,85955	1,8125	1,8331	1,83311	1,782	1,7959	1,833114	1,81246	1,85954
P(T<=t) bi-caudal	0,2235	0,16608	0,52191	0,2879	0,7621	0,42585	0,319	0,7345	0,171926	0,21723	0,42359
T crítico bi-caudal	2,306	2,20099	2,30601	2,2281	2,2622	2,26216	2,179	2,201	2,262159	2,22814	2,30600

Tabela 8 - Análise do Efeito “Janeiro” no período de 1987 a 1994

Estatísticas de Regressão					
R múltiplo	0,350956				
R-Quadrado	0,12317				
R-quadrado ajustado	0,008347				
Erro padrão	0,267498				
Observações	96				
ANOVA	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	11	0,844327	0,076757	1,072697	0,39295763
Resíduo	84	6,010635	0,071555		
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção b0	0,358463	0,094575	3,790263	0,000282	
Variável b2 (Fev)	-0,05017	0,133749	-0,37514	0,708504	
Variável b3 (Mar)	-0,24885	0,133749	-1,86056	0,066305	
Variável b4 (Abr)	-0,05864	0,133749	-0,43845	0,662185	
Variável b5 (Mai)	-0,17483	0,133749	-1,30712	0,194741	
Variável b6 (Jun)	-0,24767	0,133749	-1,85178	0,06757	
Variável b7 (Jul)	-0,08097	0,133749	-0,60541	0,546537	
Variável b8 (Ago)	-0,22226	0,133749	-1,66177	0,100287	
Variável b9 (Set)	-0,12708	0,133749	-0,95016	0,344757	
Variável b10 (Out)	-0,28068	0,133749	-2,09853	0,038861	
Variável b11 (Nov)	-0,24967	0,133749	-1,86668	0,065435	
Variável b12 (Dez)	-0,06466	0,133749	-0,48343	0,630049	

Os resultados nas tabelas 7 e 8 mostram que:

- 1) Apesar do mês de fevereiro apresentar, ao nível de significância de 10 %, maior consistência em sua média positiva em relação à média agrupada do resto dos meses do ano, estes dados não são confirmados pela análise de regressão, desconfigurando qualquer conclusão à respeito do mês de fevereiro.
- 2) O mês de outubro, ao nível de significância de 5,0 %, apresenta a variação anômala negativa, em relação ao mês de janeiro.
- 3) O mês de novembro, ao nível de significância de 10 %, apresenta a segunda maior variação anômala negativa, em relação ao mês de janeiro.

Para o período de oito anos iniciais de gestão do plano Real, as tabelas 9 e 10 apresentam os resultados obtidos. A informação mais importante evidenciada pelos resultados nestas tabelas é que, durante o período de 1995 a 2002, o mês de retornos anômalos passa a ser o mês de novembro, com uma média de retornos aproximadamente 2,1 % maior que a média de janeiro e a maior média de retornos do período, significativa ao nível de 5,0 %.

Tabela 9 - Resultados do teste t de diferenças entre médias de retornos mensais

Período de 1995 a 2002											
	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
Média	0,046	0,01621	0,01139	0,0383	-0,008	0,01452	-0,013	-0,0219	-0,01266	0,06743	0,04372
Variância	0,0155	0,01152	0,00988	0,0121	0,0084	0,00692	0,007	0,0135	0,018807	0,00967	0,01793
Obs	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Stat t	0,8668	0,16981	0,0433	0,7516	-0,547	0,15625	-0,75	-0,8056	-0,48321	1,80578	0,75677
P(T<=t) uni-caudal	0,2057	0,43446	0,4832	0,2357	0,2987	0,43947	0,234	0,2219	0,320948	0,05222	0,23543
t crítico uni-caudal	1,8595	1,83311	1,83311	1,8331	1,8331	1,81246	1,796	1,8595	1,859548	1,83311	1,8595
P(T<=t) bi-caudal	0,4113	0,86891	0,9664	0,4715	0,5974	0,87894	0,469	0,4438	0,641896	0,10443	0,4708
t crítico bi-caudal	2,306	2,26216	2,26216	2,2622	2,2622	2,22814	2,201	2,306	2,306006	2,26216	2,3060

Tabela 10 - Análise do efeito “Janeiro” no período de 1995 a 2002

Estatísticas de Regressão					
R múltiplo	0,296232				
R-Quadrado	0,087753				
R-quadrado ajustado	-0,03171				
Erro padrão	0,119472				
Observações	96				
ANOVA	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	11	0,115335	0,010485	0,734577	0,7025129
Resíduo	84	1,198973	0,014273		
Total	95	1,314308			
	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0,046034	0,04224	1,089824	0,278907	
Variável b2 (Fev)	-0,02983	0,059736	-0,49929	0,61888	
Variável b3 (Mar)	-0,03464	0,059736	-0,57991	0,563527	
Variável b4 (Abr)	-0,00774	0,059736	-0,12955	0,897236	
Variável b5 (Mai)	-0,0536	0,059736	-0,89732	0,372114	
Variável b6 (Jun)	-0,03152	0,059736	-0,52759	0,599177	
Variável b7 (Jul)	-0,05871	0,059736	-0,98282	0,32852	
Variável b8 (Ago)	-0,10998	0,059736	-1,84108	0,06914	
Variável b9 (Set)	-0,06792	0,059736	-1,13709	0,258735	
Variável b10 (Out)	-0,0587	0,059736	-0,9826	0,328625	
Variável b11 (Nov)	0,021395	0,059736	0,358168	0,721116	
Variável b12 (Dez)	-0,00231	0,059736	-0,0386	0,9693	

Com o intuito de testar a proposição (3) de que as médias de retornos acumulados entre os quatro primeiros dias do ano são maiores do que as médias dos dias remanescentes do mês de janeiro, nossa nova hipótese a ser formulada será de que não existe diferença entre os retornos médios nos quatro primeiros dias do ano e os retornos auferidos aos outros dias remanescentes do mês de janeiro, ou seja ,

$$H_0 : \mu_{jan,1...4} = \mu_{jan 5...31}$$

Onde :

$\mu_{jan,1...4}$ é a média de retornos referente aos quatro primeiros pregões do mês de janeiro

$\mu_{jan,5...31}$ é a média de retornos associados ao restante dos dias de negociação do mês de janeiro

Se houver a incidência deste efeito, espera-se que a estatística-t rejeite a hipótese H_0 , graficamente situando-se na zona de exclusão.

Os resultados podem ser observados através da tabela 11., onde o período total e os subperíodos de oito anos são discriminados para efeito de posterior comparação.

Tabela 11 - Teste t entre Médias de Retornos para os quatro primeiros pregões do ano

	1987-2002		1987-1994		1995-2002	
	4 primeiros dias	Outros dias	4 primeiros dias	Outros dias	4 primeiros dias	Outros dias
Média	0,0175	0,008065	0,0315	0,014115	0,0035	0,002015
Variância	0,0007	0,000149	0,0008	0,000205	0,0002	3,07E-05
Observações	16	16	8	8	8	8
Hipótese da diferença de média	0		0		0	
Stat t	21		11		9	
t crítico uni-caudal	1,3163		1,5881		0,2554	
P(T<=t) uni-caudal	0,1011		0,0703		0,4021	

Ao nível de significância de 10 %, a tabela 11 aponta retornos anômalos nos quatro primeiros dias do ano para o período integral e período anterior ao Plano Real.

4.2.3 - O APARECIMENTO DO EFEITO “FIM-DE-ANO” NO PERÍODO DE 1995 A 2002

Com referência ao teste da proposição (4), os retornos atribuídos aos meses de novembro e dezembro durante o período de 1994 a 2002 chamam a atenção sobre qual foi o melhor momento para um investidor investir durante estes anos. Conforme relatado anteriormente, durante este período, o mês de novembro apresentou um retorno médio significativamente maior em relação aos dos outros meses do ano. Uma análise mais detalhada da tabela 4 sugere-nos uma complementaridade positiva entre os retornos dos meses de novembro e dezembro, ou seja, durante o período do Real, quando os retornos de novembro foram negativos, estes foram compensados no mês de dezembro e vice-versa.

A nova hipótese a ser testada será, então, de que os retornos médios dos meses de novembro e dezembro agrupados são idênticos aos retornos médios atribuídos ao grupo formado pelos demais meses do ano, ou seja,

$$H_0 : \mu_{\text{nov/dez}} = \mu_{\text{outros}}$$

Onde :

$\mu_{\text{nov/dez}}$ = média do grupo formado pelos meses novembro e dezembro

μ_{outros} = média do grupo formado pelos meses de janeiro a outubro

A tabela 12 apresenta a análise estatística da diferença entre médias dos retornos agrupados de novembro e dezembro em relação ao demais meses do ano, durante os três períodos de estudo. Observa-se que a hipótese de diferença nula entre médias foi rejeitada apenas para o período do plano Real (1995 a 2002), caracterizando o que este trabalho chama de efeito “Fim-de-Ano”, ou seja, as perdas acumuladas durante o ano, inverteram-se e iniciaram valorizações significativas nos meses de novembro e dezembro.

Tabela 12 - Teste t para o bimestre novembro-dezembro

	1987-2002	1987-1994	1995-2002
Média	0,12844	0,201301	0,055579
Variância	0,017695	0,021773	0,004011
Observações	16	8	8
Hipótese da diferença de média	0	0	0
Gl	30	12	11
Stat t	0,504656	-0,12853	2,141509
P(T<=t) uni-caudal	0,308744	0,44993	0,02773
t crítico uni-caudal	1,69726	1,782287	1,795884
P(T<=t) bi-caudal	0,617488	0,899859	0,05546
t crítico bi-caudal	2,04227	2,178813	2,200986

4.2.4 - DISCUSSÃO SOBRE A ANÁLISE DO EFEITO “JANEIRO” OU EFEITO “MÊS-DO-ANO”

A amostragem pequena, limitada pelo intuito de comparar o comportamento do investidor do mercado brasileiro de capitais durante o plano Real, compromete qualquer afirmação sobre retornos médios excessivos durante algum período do ano. Porém movimentos detectados neste estudo constituem uma tendência válida que poderão vir a se confirmar no futuro, com a inclusão de novos dados.

Por este motivo, fronteiras em nível de significância de 10 % não constituem evidência clara que comprove a hipótese de que os retornos médios atribuídos ao mês de janeiro sejam maiores dos que os atribuídos a outros meses do ano, nem tampouco a hipótese de que as médias de retornos atribuídas aos quatro primeiros dias de janeiro são maiores do que a média formada pelos dias remanescentes do mesmo mês. Porém, estes fatos não invalidam a hipótese de manifestação do efeito “Janeiro” no mercado bursátil brasileiro durante o período de estudo. De fato, estes dados serão aceitos por este estudo como demonstrativo de uma “tendência” de alta de preços durante o mês de janeiro, sobretudo nos quatro primeiros dias do ano.

No entanto, nota-se uma mudança clara no comportamento dos investidores em relação ao mês de novembro. Este mês apresentava-se no período anterior ao Real (1987 a 1994) como um dos dois meses de média mais baixa do período, sendo superado apenas pelos baixos retornos do mês de outubro. Entretanto, no período pós-Real, este mesmo mês manifesta retornos anômalos com a maior média do ano e a estatística-t ao nível de significância de 5%, rejeitando a hipótese de diferença nula entre médias e caracterizando a manifestação do efeito “Novembro” no mercado de ações brasileiro no período de 1995 a 2002.

De fato, durante os anos de 1995 a 2002, torna-se mais acurada e evidente do que o próprio efeito “Novembro”, a manifestação do efeito “Fim-de-Ano” no mercado bursátil brasileiro, conferindo com nível de significância de 5% (nominal de 2,77%), retornos anômalos ao período formado pelos meses de novembro e dezembro em conjunto.

4.3 - TESTES DE HIPÓTESE PARA MANIFESTAÇÃO DO EFEITO “MENSAL” NA BOVESPA DE 1987 A 2002

Como apresentado anteriormente no capítulo 3, o teste de hipótese de existência do efeito “Mensal” na Bolsa de Valores de São Paulo – BOVESPA consiste na formulação da hipótese de que os retornos médios atribuídos a primeira quinzena de negociação são menores do que os retornos médios atribuídos à segunda quinzena de negociação.

Também é desenvolvida uma breve discussão sobre a validade, para o mercado acionário brasileiro, da adoção do mesmo critério arbitrado por ARIEL (1987) para estabelecimento dos dias que compõem cada quinzena de negociação.

4.3.1 - ANÁLISE ESTATÍSTICA DAS MÉDIAS E FORMULAÇÃO DE HIPÓTESES

Conforme a metodologia discutida no capítulo 3, o estudo do efeito “Mensal” no mercado de capitais brasileiro, admite a verificação dos seguintes pressupostos:

- 1) Se existe justificativa, para o caso brasileiro, na adoção dos mesmos critérios arbitrariamente definidos por ARIEL (1987) para formação das quinzenas de negociação, ou seja, se a acumulação do último dia de negociação do mês anterior à computação do período denominado “primeira quinzena do mês” é relevante para os cálculos;

- 2) Se os retornos médios das primeiras quinzenas são significativamente maiores do que os retornos médios das segundas quinzenas dos meses computados pertencentes ao período de estudo;
- 3) Se houve alguma mudança de comportamento por parte dos investidores do mercado bursátil brasileiro em relação ao efeito “Mensal”, considerando-se os oito anos anteriores ao plano Real (1997-1994) e os oito primeiros anos do Real.

Com referência ao pressuposto (1), uma pré-análise dos dados revelou que os retornos produzidos no último dia de negociação tem médias majoritariamente negativas em relação à média mensal e que em nada contribuiria para formar uma média maior que a média mensal. De fato, para endossar tal argumentação, faz-se necessária a comparação entre as médias de retornos do último dia útil de negociação com as médias mensais. Formula-se, então, a hipótese de que os retornos médios do último dia de negociação são iguais às médias mensais, ou seja :

$$H_0 : \mu_{udn} = \mu_{mês}$$

Onde :

μ_{udn} = média de retornos do último dia útil do mês de negociação

$\mu_{mês}$ = média de retornos mensais

Desta forma, se a definição arbitrária de ARIEL (1987) sobre a inclusão do último dia de negociação do mês anterior como primeiro dia de negociação da primeira quinzena do mês corrente for válida para o mercado de capitais brasileiro durante o período de estudo, espera-se que a média de retornos do último dia de negociação seja maior que a média mensal, rejeitando a hipótese nula com médias e estatística T positivos. Caso contrário, não se pode afirmar que os retornos produzidos no último dia de negociação contribuem significativamente para os retornos excessivos da primeira semana de negociação, como previsto pelo autor para o mercado americano.

A tabela 13 apresenta os resultados obtidos com esta comparação. Observa-se que, em nenhum dos períodos analisados, os retornos auferidos ao último dia de negociação foram estatisticamente maiores do que a média mensal e, ao contrário do proposto por ARIEL (1987) para o mercado americano, os retornos do último dia de negociação são, ao nível de 0,01 % de significância, menores que a média mensal, para os períodos integral (1987-2002) e pré-Real (1987-1994).

Tabela 13 - Teste t para os retornos do último dia de negociação

Período	01/1987 a 12/2002		01/1987 a 06/1994		07/1994 a 12/2002	
	Último dia	Mês	Último dia	Mês	Último dia	Mês
Média	0,005342	0,103613	0,010726	0,209106	0,000593	0,010531
Variância	0,000765	0,050806	0,000999	0,072114	0,000518	0,013866
Observações	192	192	90	90	102	102
Hipótese da diferença de média	0		0		0	
Stat t	-5,99615		-6,96027		-0,83692	
P(T<=t) uni-caudal	4,75E-09		2,56E-10		0,202235	
P(T<=t) bi-caudal	9,5E-09		5,11E-10		0,40447	

Em vista ao pressuposto (2), a hipótese nula a ser testada é a de que não existe diferença entre as médias dos retornos diários durante a primeira quinzena e a segunda quinzenas de negociação de cada mês, ou seja.

$$H_0 : \mu_{1a.q} = \mu_{2a.q}$$

Onde :

$\mu_{1a.q}$ = médias de retornos acumulados na primeira quinzena de negociação

$\mu_{2a.q}$ = médias de retornos acumulados durante a segunda quinzena de negociação

Através da análise de regressão linear, determina-se se existe diferença significativa entre os retornos das duas quinzenas, segundo o critério estabelecido.

4.3.2 - OS RESULTADOS AUFERIDOS SEGUNDO A METODOLOGIA DE ARIEL

Seguindo a mesma metodologia de ARIEL(1987), definiu-se arbitrariamente como “primeira quinzena” do mês ao conjunto de dias formados pelo último dia de negociação do mês anterior até o oitavo dia de negociação do mês corrente e como “segunda quinzena” ao conjunto de dias formados pelos nove dias de negociação anteriores ao último dia de negociação do mês corrente. Foram considerados somente dias úteis em que houve pregão na Bolsa de Valores de São Paulo e não foram considerados os dias de negociações intermediários entre a primeira e segunda quinzena definidas.

Os resultados da diferença entre médias podem ser observados pelas tabelas 14 a 17.

Tabela 14 - Teste t para o efeito "Mensal" segundo a metodologia de Ariel

Período	01/01/87 a 31/12/02		01/01/87 a 30/06/94		01/07/94 a 31/12/02	
	1 ^a .	2 ^a .	1 ^a .	2 ^a .	1 ^a .	2 ^a .
	Quinzena	quinzena	Quinzena	quinzena	Quinzena	Quinzena
Média	0,048709	0,052804	0,101622	0,10984	0,001559	0,00198
Variância	0,016527	0,026466	0,022349	0,041361	0,006745	0,007938
Observações	191	191	90	90	101	101
Hipótese da diferença de média	0		0		0	
Stat t	361		163		199	
P(T<=t) uni-caudal	-0,27296		-0,30888		-0,03495	
t crítico uni-caudal	0,392521		0,378905		0,486078	
P(T<=t) bi-caudal	1,649087		1,654255		1,652547	
t crítico bi-caudal	0,785043		0,757809		0,972157	

Os resultados apresentados pela tabela 14 não rejeitam a hipótese de diferença nula entre as médias da primeira e segunda quinzena para todos os períodos estudados.

A tabela 15 mostra maiores detalhes sobre a diferença entre as médias das duas quinzenas, através da regressão linear já descrita anteriormente, para o período integral de estudo.

Tabela 15 - Análise de regressão do efeito "Mensal" segundo a metodologia de Ariel**Período : 1987 –2002**

Estatística de regressão					
R múltiplo	0,007083				
R-Quadrado	5,02E-05				
R-quadrado ajustado	-0,00258				
Erro padrão	0,015466				
Observações	382				
ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	4,56E-06	4,56E-06	0,019064	0,890258
Resíduo	380	0,090898	0,000239		
Total	381	0,090902			
	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0,005412	0,001119	4,836149	1,93E-06	
Variável γ_2	-0,00022	0,001583	-0,13807	0,890258	

Observa-se pelos resultados que a diferença entre médias γ_2 é desprezível (0,022 %) e que a estatística t não rejeita a hipótese nula de igualdade entre as médias.

Tabela 16 - Análise de regressão do efeito “Mensal” segundo a metodologia de Ariel

Período : 1987 – 1994					
Estatística de regressão					
R múltiplo	0,015504				
R-Quadrado	0,00024				
R-quadrado ajustado	-0,00538				
Erro padrão	0,018651				
Observações	180				
ANOVA					
	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	1,49E-05	1,49E-05	0,042799	0,836341
Resíduo	178	0,061922	0,000348		
Total	179	0,061937			
	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	
Interseção	0,011291	0,001966	5,743205	3,94E-08	
Variável γ_2	-0,00058	0,00278	-0,20688	0,836341	

O mesmo comportamento pode ser observado na análise dos dados das tabelas 16 e 17 que apresentam os resultados da regressão linear para os períodos de 1 de janeiro de 1987 a 30 de junho de 1994 e 1 de julho de 1994 a 31 de dezembro de 2002, respectivamente.

Tabela 17 - Análise de regressão do efeito “Mensal” segundo a metodologia de Ariel

Período : 1994 – 2002					
Estatística de regressão					
R múltiplo	0,005275				
R-Quadrado	2,78E-05				
R-quadrado ajustado	-0,00497				
Erro padrão	0,009461				
Observações	202				
ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	4,98E-07	4,98E-07	0,005566	0,836341
Resíduo	200	0,017902	8,95E-05		
Total	201	0,017902			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0,000173	0,000941	0,183985	0,854212	
Variável γ_2	9,93E-05	0,001331	0,074605	0,940603	

4.3.3 - ANÁLISE DOS DADOS CONSIDERANDO A QUINZENA CHEIA

Em vista aos resultados obtidos através da tabela 13 que deixam dúvidas sobre a aplicação do mesmo critério utilizado por ARIEL (1987) para definição do período de dias que compõem as quinzenas de negociação, torna-se necessária a verificação deste efeito respeitando-se o calendário correto de cada quinzena de negociação, retirando-se apenas os dias intermediários entre as duas quinzenas que possam desequilibrar a igualdade entre os números de elementos de cada grupo. Desta forma, para os meses em que o número de dias úteis que compõem a segunda quinzena for maior do que o número de dias úteis que compõem a primeira quinzena, exclui(em)-se o(s) primeiro(s) elemento(s) da segunda quinzena de negociação.

As tabelas 18, 19 e 20 apresentam os resultados do teste t de diferenças entre médias e da regressão da equação 11 aplicada aos dados, durante o período total, superíodos de 1987 a 1994 e de 1994 a 2002, respectivamente .

Tabela 18 – Teste t para o efeito “Mensal” considerando “quinzena cheia”

	01/01/87 a 31/12/02		01/01/87 a 30/06/94		01/07/94 a 31/12/02	
	1 ^a . Quinzena	2 ^a . Quinzena	1 ^a . Quinzena	2 ^a . Quinzena	1 ^a . Quinzena	2 ^a . Quinzena
Média	0,005455	0,005503	0,010873	0,010979	0,000578	0,000575
Variância	0,000197	0,00028	0,000289	0,000453	6,55E-05	7,63E-05
Observações	192	192	90	90	102	102
Hipótese da diferença de média	0		0		0	
GI	367		170		197	
Stat t	-0,03039		-0,03667		0,00271	
P(T<=t) uni-caudal	0,487886		0,485397		0,49892	
t crítico uni-caudal	1,649016		1,653866		1,652625	
P(T<=t) bi-caudal	0,975772		0,970794		0,997841	
t crítico bi-caudal	1,96645		1,974017		1,97208	

Teste-t: duas amostras presumindo variâncias diferentes

Semelhantemente à análise realizada anteriormente, os dados ilustrados na tabela 19 evidenciam a confirmação da hipótese de diferença nula entre as médias, não conferindo nenhuma diferença significativa entre as médias da primeira e segunda quinzena de cada mês.

Tabela 19 - Análise de regressão para o efeito mensal – quinzena cheia

Período de 1987 a 2002					
R múltiplo	0,003914				
R-Quadrado	1,53E-05				
R-quadrado ajustado	-0,0026				
Erro padrão	0,015377				
Observações	384				
ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	1,38E-06	1,38E-06	0,005852	0,939061
Resíduo	382	0,090325	0,000236		
Total	383	0,090326			
	Coeficiente				
	s	Erro padrão	Stat t	Valor-P	
Interseção	0,005386	0,00111	4,853517	1,77E-06	
γ_2	0,00012	0,001569	0,076501	0,939061	

Tabela 20 - Análise de regressão para o efeito mensal – quinzena cheia**Estatística de Regressão****Parte A : Período : 01/01/1987 a 30/06/1994**

R múltiplo	0,000508
R-Quadrado	2,58E-07
R-quadrado ajustado	-0,00565
Erro padrão	0,019298
Observações	179

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	1,7E-08	1,7E-08	4,57E-05	0,994616
Resíduo	177	0,065918	0,000372		
Total	178	0,065918			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0,010873	0,002034	5,345311	2,76E-07	
Variável γ_2	-1,9E-05	0,002885	-0,00676	0,994616	

Parte B : Período : 01/07/1994 a 31/12/2002**Estatística de regressão**

R múltiplo	0,020222
R-Quadrado	0,000409
R-quadrado ajustado	-0,00452
Erro padrão	0,008469
Observações	205

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	5,96E-06	5,96E-06	0,083046	0,773506
Resíduo	203	0,014561	7,17E-05		
Total	204	0,014567			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0,000544	0,000839	0,649187	0,516951	
Variável γ_2	0,000341	0,001183	0,288177	0,773506	

Os resultados obtidos nas tabelas 19 e 20 também conferem valores desprezíveis para a variável γ_2 , não evidenciando a manifestação do efeito “Mensal”.

4.3.4 - DISCUSSAO SOBRE OS RESULTADOS DA ANÁLISE DO “EFEITO MENSAL

Os dados apresentados nas tabelas não sustentam a hipótese de existência do efeito “Mensal” no mercado bursátil brasileiro para o período total ou qualquer subperíodo estudado. De fato, analisando as tabelas apresentadas, chega-se à conclusão que a média de retornos da primeira quinzena de negociação não é significantemente diferente da média de retornos da segunda quinzena de negociação.

Não há também qualquer indicio de mudança de comportamento por parte dos investidores do mercado bursátil brasileiro no que se refere ao efeito “Mensal”, durante o período de janeiro de 1987 a dezembro de 2002.



4.4 -TESTES DE HIPÓTESE PARA MANIFESTAÇÃO DO EFEITO “VIRADA-DO-MÊS” NA BOVESPA DE 1987 A 2002

Para a verificação do efeito “Virada-do-Mês” na BOVESPA durante o período de 1987 a 2002, este estudo utiliza a mesma metodologia de LAKONISHOK & SMITH (1988), porém, da mesma forma que foi procedido com a metodologia de ARIEL (1987) para a teste do efeito “Mensal”, foram realizados cálculos considerando e desconsiderando o último dia útil de negociação do mês anterior como primeiro dia de negociação do corrente mês na computação do período de acumulação anômalo de ganhos de capital. Desta forma, comparam-se os resultados dos dois métodos de cálculo.

Como discutido anteriormente no capítulo 3, o teste sobre a manifestação do efeito “Virada-do-Mês” na BOVESPA durante o período de 1987 a 2002 parte dos seguintes pressupostos :

- 1) Se a média de retornos acumulados durante os quatro primeiros pregões de negociação do mês são significativamente diferentes das médias de retornos considerando os outros dias de negociação do mês corrente.
- 2) Se houve alguma mudança de comportamento por parte dos investidores do mercado bursátil brasileiro em relação ao efeito “Virada-do-Mês”, considerando-se os oito anos anteriores ao plano Real (1997-1994) e os oito primeiros anos de gestão do Real.

Para verificar a proposição (1) , procede-se a uma comparação entre as duas médias, admitindo-se como hipótese H_0 que a média dos retornos acumulada nos primeiros quatro

pregões de negociação de cada mês (μ_0) seja igual a média do restante dos dias úteis do mês (μ_r) e H1 para o caso contrário.

$$H_0 : \mu_0 = \mu_r$$

Os resultados podem ser observados nas tabelas 21 e 22. A tabela 21 mostra os resultados considerando como primeiro dia de negociação do mês corrente o último dia de negociação do mês anterior e a tabela 22 ilustra os resultados que foram efetuados considerando como período de retornos anômalos apenas os quatro primeiros dias de negociação de cada mês.

Tabela 21 - Teste t para os retornos dos quatro pregões, à partir do último dia de negociação do mês anterior

	Estatística t para o Efeito "Virada do Mês"					
	4 primeiros dias		4 primeiros dias		4 primeiros dias	
	Outros dias		Outros dias		Outros dias	
Período	1987-2002		1987-1994		1994-2002	
Média	0,005838	0,005361	0,00987	0,011391	0,002321	9,96E-05
Variância	0,000422	0,000166	0,000652	0,000249	0,000199	3,46E-05
Observações	192	192	89	89	102	102
Hipótese da diferença de média	0		0		0	
GI	319		147		135	
Stat t	0,27222		-0,47797		1,468521	
P(T<=t) uni-caudal	0,392815		0,316689		0,072144	
t crítico uni-caudal	1,649644		1,655285		1,656219	
P(T<=t) bi-caudal	0,785629		0,633379		0,144289	
t crítico bi-caudal	1,967428		1,976232		1,977692	

Tabela 22 - Teste t para os retornos dos quatro pregões, a partir do primeiro dia de negociação do mês corrente

	Estatística t para o Efeito “Virada do Mês”					
	4 primeiros dias		4 primeiros dias		4 primeiros dias	
Período	1987-2002		1987-1994		1994-2002	
Média	0,006039	0,005206	0,009793	0,011064	0,002727	3,66E-05
Variância	0,000479	0,000162	0,000775	0,000245	0,000199	3,31E-05
Observações	192	192	90	90	102	102
Hipótese da diferença de média	0		0		0	
GI	307		140		134	
Stat t	0,456043		-0,37783		1,782462	
P(T<=t) uni-caudal	0,324341		0,353065		0,038469	
t crítico uni-caudal	1,649832		1,65581		1,656304	
P(T<=t) bi-caudal	0,648681		0,706129		0,076938	
t crítico bi-caudal	1,967719		1,977055		1,977824	

Na observação das duas tabelas, conclui-se que, analogamente aos resultados obtidos na análise do efeito “Mensal”, estes são melhor obtidos desconsiderando o último dia do mês de negociação do período de retornos anômalos e considerando apenas quatro pregões sucessivos, a partir do primeiro dia útil do mês de negociação.

4.4.1 - DISCUSSÃO SOBRE OS RESULTADOS DA ANÁLISE DO EFEITO “VIRADA-DO-MÊS”

Pelos resultados apresentados na tabela 22, observa-se, ao nível de significância de 5,0%, a manifestação do efeito “Virada-do-Mês” apenas para o período pós-Real (1994 a 2002). A metodologia para agrupamento dos dias de comparação diferiu do proposto por LAKONISHOK & SMITH (1988), que arbitrariamente definiram como período de acumulação de retornos quatro dias consecutivos, com início no último dia de negociação do mês anterior. Ao invés disto, este estudo computou como período de comparação os quatro primeiros dias úteis consecutivos, a partir do primeiro dia de negociação do mês corrente.

Desta forma, com o surgimento de uma nova modalidade anômala , registra-se uma conseqüente mudança de comportamento dos investidores do mercado bursátil brasileiro, com relação à anomalia “Virada-do-Mês” para o período de oito primeiros anos de gestão do Plano Real, uma vez que não foi registrada esta anomalia para o período anterior.

4.5 - TESTES DE HIPÓTESE PARA O EFEITO “FIM-DE-SEMANA” NA BOVESPA DE 1987 A 2002

Nesta etapa investigatória, foram realizados testes de regressão com o intuito de verificar se houve a manifestação do efeito “Fim-de-Semana” estatisticamente significativa no mercado bursátil brasileiro durante o período de estudo. Este estudo utiliza a metodologia de FRENCH (1980) como principal referência e testa a hipótese levantada por ERICKSON, LI & WANG (1997) de que este efeito tem sua maior frequência de manifestação durante as duas últimas semanas do mês.

4.5.1 – ANÁLISE PRELIMINAR DE MÉDIAS E ESTABELECIMENTO DE HIPÓTESES

Nesta primeira etapa investigatória, constata-se observações analíticas referentes a médias apuradas, justificando e sugerindo hipóteses que serão confirmadas ou desmentidas conforme a análise econométrica procedida neste capítulo. Conforme comentado anterior, o teste de hipótese para a verificação da manifestação do efeito “Fim-de-Semana” consiste em afirmar que os retornos médios das segundas-feiras são menores em comparação à média semanal.

A tabela 23 mostra a evolução dos retornos do IBOVESPA, considerando como filtro os dias da semana em relação a cada ano do período de estudo. Nela observamos que, salvo algumas exceções, os retornos médios anuais das segundas-feiras são majoritariamente menores do que os dos outros dias da semana.

Tabela 23 - Retornos Médios para cada Dia da Semana

	2ª feira	Obs	3a feira	obs	4a feira	obs	5a.feira	obs	6a. Feira	obs
1987	-1,76%	45	-0,12%	50	0,53%	48	0,59%	48	1,28%	48
1988	0,86%	46	1,21%	50	1,73%	50	1,13%	50	1,68%	49
1989	-0,34%	44	1,56%	50	1,79%	50	2,02%	47	0,97%	50
1990	-0,34%	48	1,40%	49	0,11%	49	2,16%	47	-0,37%	47
1991	0,24%	50	1,81%	49	1,20%	49	1,78%	50	1,34%	48
1992	0,19%	48	1,42%	50	-0,14%	50	1,31%	49	2,07%	49
1993	1,24%	49	1,76%	48	1,49%	50	1,58%	49	2,11%	49
1994	0,81%	50	1,29%	49	1,23%	48	0,75%	48	0,88%	49
1995	-0,81%	49	-0,07%	51	0,12%	49	0,26%	46	0,52%	49
1996	0,06%	50	0,27%	50	0,07%	49	0,18%	48	0,40%	50
1997	0,27%	50	0,97%	50	0,10%	49	-0,57%	48	-0,07%	51
1998	-0,48%	48	0,73%	50	-0,22%	51	-1,44%	47	0,49%	49
1999	0,49%	49	-0,24%	48	0,71%	51	-0,11%	49	0,99%	48
2000	-0,32%	49	-0,13%	50	-0,31%	51	0,33%	47	0,20%	50
2001	-0,06%	48	-0,24%	49	0,19%	52	-0,12%	49	0,01%	47
2002	-0,79%	50	-0,22%	48	0,54%	50	0,07%	51	0,01%	49
Média	-0,05%		0,71%		0,57%		0,62%		0,78%	

Desta forma, como também apresentado anteriormente no capítulo 3, o teste para constatação ou não da hipótese de manifestação do efeito Fim-de-Semana na Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA consiste na formulação das seguintes conjecturas:

- 1) Se os retornos produzidos na Segundas-feiras são, em média, iguais à média agrupada dos outros dias da semana;
- 2) Se os retornos produzidos na Segunda-feira são, em média, iguais aos dos outros dias da semana, segundo a hipótese de “Trading Time”;
- 2) Se os retornos médios auferidos às segunda-feira são no mínimo três vezes maiores do que a média dos outros dias da semana, segundo a hipótese do “Calendar Time”;
- 3) Se a média dos retornos das segundas-feiras nas três primeiras semanas do mês são iguais às médias de retornos das duas últimas segundas-feiras do mês;

- 4) Se existiu alguma mudança de comportamento estatisticamente relevante entre os investidores do mercado de capitais brasileiro, considerando os períodos de oito anos anteriores e posteriores ao início do plano Real, segundo as outras proposições discriminadas anteriormente.

4.5.2 - A VERIFICAÇÃO DO EFEITO “FIM-DE-SEMANA”

Admitindo-se, então, conforme pressuposto (1), a hipótese de que a média de retornos das segundas-feiras seja idêntica a média produzida pelos retornos de terças até sextas-feiras, temos :

$$H_0 : \mu_{\text{seg}} = \mu_{\text{ter...sex}}$$

Onde :

$\mu_{\text{seg.}}$ = média dos retornos das segundas-feiras

$\mu_{\text{ter...sex}}$ = média dos retornos dos dias remanescente da semana

Os resultados são apresentados na tabela 24 e 25. A tabela 25 expande informações estatísticas mais detalhadas de cada período de estudo. Estas tabelas também realizam o mesmo procedimento para os outros dias das semanas, de forma a estabelecer parâmetros de comparação entre os dias da semana.

Tabela 24 - Teste t de comparação entre médias por dia da semana

Dia da Semana X Outros Dias										
Parte A : Período de 01/01/1987 a 31/12/2002										
	2ª. Feira	Outros	3ª. Feira	Outros	4ª. Feira	Outros	5ª. Feira	Outros	6ª. Feira	Outros
Média	-0,00018	0,0066149	0,0070024	0,004692	0,005699	0,005332	0,0062214	0,005233	0,007766	0,004619
Variância	0,0013752	0,0003361	0,0013653	0,000373	0,001111	0,000398	0,0013907	0,000389	0,001142	0,000504
Observações	737	736	788	788	799	799	780	780	783	783
Hipótese da diferença	0		0		0		0		0	
GI	1076		1187		1305		1183		1360	
Stat t	-4,458485		1,5553669		0,267192		0,6544419		2,170205	
P(T<=t) uni-caudal	4,56E-06		0,0600626		0,394682		0,2564772		0,015082	
t crítico uni-caudal	1,6462718		1,6461377		1,646022		1,6461422		1,645976	
P(T<=t) bi-caudal	9,119E-06		0,1201253		0,789364		0,5129544		0,030164	
t crítico bi-caudal	1,9621712		1,961962		1,961785		1,9619711		1,961707	
Parte B : Período de 01/01/1987 a 30/06/1994										
	2ª. Feira	Outros	3ª. Feira	Outros	4ª. Feira	Outros	5ª. Feira	Outros	6ª. Feira	Outros
Média	0,0021703	0,0133807	0,0135861	0,009724	0,010275	0,010873	0,0146313	0,010008	0,013253	0,010089
Variância	0,0022106	0,0004609	0,0020324	0,00056	0,001701	0,000588	0,0018326	0,000616	0,001418	0,000757
Observações	337	337	368	368	373	373	366	366	364	364
Hipótese da diferença	0		0		0		0		0	
GI	470		555		602		586		665	
Stat t	-3,981608		1,4552694		-0,24156		1,7872632		1,294307	
P(T<=t) uni-caudal	3,964E-05		0,07308		0,404602		0,0372058		0,098004	
t crítico uni-caudal	1,6481022		1,6476042		1,647388		1,6474587		1,647149	
P(T<=t) bi-caudal	7,929E-05		0,1461601		0,809204		0,0744117		0,196009	
t crítico bi-caudal	1,9650224		1,9642493		1,963913		1,964022		1,963535	
Parte C : Período de 01/07/1994 a 31/12/2002										
	2ª. Feira	Outros	3ª. Feira	Outros	4ª. Feira	Outros	5ª. Feira	Outros	6ª. Feira	Outros
Média	-0,000452	0,0021762	0,0012338	0,000284	0,001693	0,000481	-0,001213	0,001011	0,002999	-0,00013
Variância	0,0007752	0,0002046	0,0007128	0,000168	0,000563	0,000182	0,0008853	0,000151	0,000856	0,000236
Observações	429	429	420	420	426	426	414	414	419	419
Hipótese da diferença	0		0		0		0		0	
GI	639		606		674		550		632	
Stat t	-1,738863		0,6557495		0,917058		-1,406204		1,939279	
P(T<=t) uni-caudal	0,0412702		0,2561171		0,17972		0,0801141		0,026456	
t crítico uni-caudal	1,6472404		1,6473723		1,647118		1,6476292		1,647268	
P(T<=t) bi-caudal	0,0825405		0,5122342		0,35944		0,1602283		0,052912	
t crítico bi-caudal	1,9636809		1,9638856		1,96349		1,9642857		1,963726	

Tabela 25 - Estatística Descritiva para Retornos de Cada Dia da Semana

Estatísticas Diárias					
Parte A : Período de janeiro de 1987 a dezembro de 2002					
	2 ^a . Feira	3 ^a . Feira	4 ^a . Feira	5 ^a . Feira	6 ^a . Feira
Média	-0,00018	0,007131	0,005685	0,0062178	0,007828
Erro padrão	0,0013660	0,001312	0,001183	0,0013451	0,001209
Mediana	0,0006017	0,00408	0,003886	0,0062781	0,006238
Desvio padrão	0,0370841	0,036928	0,033385	0,0373978	0,033799
Variância da amostra	0,0013752	0,001364	0,001115	0,0013986	0,001142
Curtose	7,2395077	6,148592	5,167665	1,3931988	8,569307
Assimetria	0,5637465	0,314307	-0,38922	-0,120049	1,053079
Mínimo	-0,162238	-0,23506	-0,25199	-0,172292	-0,13939
Máximo	0,3079213	0,210961	0,125437	0,1403852	0,288176
Soma	-0,132673	5,647957	4,525025	4,8063717	6,121354
Contagem	737	792	796	773	782
Nível de confiança(95,0%)	0,0026817	0,002576	0,002323	0,0026405	0,002373
Parte B : Período de janeiro de 1987 a junho de 1994					
	2 ^a . Feira	3 ^a . Feira	4 ^a . Feira	5 ^a . Feira	6 ^a . Feira
Média	0,0021702	0,013778	0,01028	0,0147782	0,013329
Erro padrão	0,0025612	0,002342	0,002146	0,0022085	0,001972
Mediana	0,0029517	0,014677	0,010484	0,0157716	0,01317
Desvio padrão	0,0470174	0,04505	0,041341	0,0425383	0,037631
Variância da amostra	0,0022106	0,00203	0,001709	0,0018095	0,001416
Curtose	4,7313602	4,575632	4,024746	-0,025229	0,566725
Assimetria	0,6278150	-0,06345	-0,66476	-0,082432	-0,34553
Mínimo	-0,160087	-0,23506	-0,25199	-0,099402	-0,13939
Máximo	0,3079213	0,210961	0,125437	0,1403852	0,104269
Soma	0,7313832	5,097991	3,813949	5,4827166	4,851691
Contagem	337	370	371	371	364
Nível de confiança(95,0%)	0,0050380	0,004605	0,004221	0,0043427	0,003879
Parte C : Período de julho de 1994 a dezembro de 2002					
	2 ^a . Feira	3 ^a . Feira	4 ^a . Feira	5 ^a . Feira	6 ^a . Feira
Média	-0,0021601	0,001272	0,001673	-0,001347	0,003037
Erro padrão	0,0012909	0,0013	0,001152	0,0014726	0,001432
Mediana	-0,0004235	0,000603	0,001084	0,001142	0,002906
Desvio padrão	0,0258181	0,026679	0,023743	0,0298173	0,029281
Variância da amostra	0,0006665	0,000712	0,000564	0,0008891	0,000857
Curtose	4,8233228	6,122531	2,502637	4,3278897	29,45865
Assimetria	-0,636799	0,619084	-0,00877	-1,056159	3,355642
Mínimo	-0,1622387	-0,10384	-0,10753	-0,172292	-0,06594
Máximo	0,0926155	0,171289	0,104293	0,1134605	0,288176
Soma	-0,8640563	0,535643	0,711076	-0,55222	1,269663
Contagem	400	421	425	410	418
Nível de confiança(95,0%)	0,0025378	0,002556	0,002264	0,0028948	0,002815

Através dos resultados das tabelas, observa-se que:

- 1) Com referência aos retornos médios atribuídos às segundas-feiras, a hipótese de diferença nula entre as médias é rejeitada, ao nível de significância de 0,1 % para os períodos total e pré-Real.
- 2) Com referência aos retornos médios das segundas-feiras, a hipótese de diferença nula entre as médias é rejeitada, ao nível de significância de 5,0 % para o período pós-Real
- 3) Com referência aos retornos médios atribuídos às quintas-feiras, percebe-se uma mudança de comportamento após o início do período pós-Real. No período anterior à gestão do Real, a média de quinta-feira era, ao nível de significância de 5,0 %, maior que a média semanal e, para o período pós-Real (1994 a 2002), a média de retornos passou a ser menor que a média semanal, relevante ao nível de 10 % de significância.
- 4) A assimetria negativa atribuída aos retornos da segunda-feira durante o período de 1994 a 2002 confirma a indicação de que os retornos foram predominantemente negativos neste período.
- 5) Os retornos de sexta-feira são os que detém a mais elevada curtose e desvio padrão, indicando assim como possível dia de maior volatilidade durante a semana.

4.5.3 - TESTE DE HIPÓTESE SOBRE O MODELO “TRADING TIME”

Como exposto anteriormente, a metodologia para aferição do efeito “Fim-de-Semana” na BOVESPA consiste na comparação entre médias segundo dois modelos hipotéticos: a hipótese de “*Trading Time*” ou a hipótese de *Calendar Time*.

Para teste da hipótese de “*Trading Time*” considera-se que não exista diferença entre os retornos médios de Segunda-feira com os auferidos aos demais dias da semana , ou seja, considera-se a igualdade entre as médias de cada dia da semana.

$$H_0 : \mu_{\text{seg}} = \mu_{\text{ter}} = \mu_{\text{qua}} = \mu_{\text{qui}} = \mu_{\text{sex}}$$

Se o retorno esperado for o mesmo para todos os dias da semana, os valores estimativos de diferenças entre médias estarão próximos de zero e a estatística F que mede a relevância conjunta das variáveis Dummies do modelo de regressão linear deverá ser insignificante. Os resultados para o período total e subperíodos parciais podem ser observados nas tabelas 26., 27 e 28.

Tabela 26 - Regressão linear para hipótese “Trading Time” no Período de 1987 a 2002

Trading Time – Período : 01/01/1987 a 31/12/2002					
R múltiplo	0,080085				
R-Quadrado	0,006414				
R-quadrado ajustado	0,005401				
Erro padrão	0,035824				
Observações	3931				
ANOVA					
	GI	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	4	0,032523	0,008131	6,3356	4,44E-05
Resíduo	3926	5,038434	0,001283		
Total	3930	5,070957			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
α	-0,00029	0,001286	-0,22895	0,818923	
γ_2	0,007426	0,001809	4,103781	4,15E-05	
γ_3	0,005994	0,001806	3,319639	0,00091	
γ_4	0,006516	0,001816	3,587319	0,000338	
γ_5	0,008067	0,001814	4,446906	8,95E-06	

Os resultados resumidos na tabela 26 mostram uma estatística F insignificante e que, para o período de 01 de janeiro de 1987 a 31 de dezembro de 2002, a hipótese de Trading Time é rejeitada, portanto este modelo não é mais apropriado para o período citado.

Tabela 27 - Regressão linear para hipótese “Trading Time” no período de 1987 a 1994

Trading Time – Período : 01/01/1987 a 30/06/1994					
R múltiplo	0,107386				
R-Quadrado	0,011532				
R-quadrado ajustado	0,009365				
Erro padrão	0,04302				
Observações	1830				
ANOVA					
	GI	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	4	0,039403	0,009851	5,322768	0,000292
Resíduo	1825	3,3775	0,001851		
Total	1829	3,416903			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
α	0,00186	0,00228	0,81592	0,414652	
γ_2	0,011918	0,003194	3,731605	0,000196	
γ_3	0,008414	0,003188	2,63981	0,008366	
γ_4	0,012771	0,003202	3,988002	6,93E-05	
γ_5	0,011392	0,003205	3,554975	0,000388	

Pelo mesmo motivo citado na análise da tabela 26, os resultados resumidos na tabela 27 também rejeitam o modelo de “Trading Time”, para o período de 01 de janeiro de 1987 a 30 de junho de 1994 .

Tabela 28 - Regressão linear para hipótese de “Trading Time” no período de 1994 a 2002

Trading Time – Período : 01/07/1994 a 31/12/2002					
R múltiplo	0,069966				
R-Quadrado	0,004895				
R-quadrado ajustado	0,002996				
Erro padrão	0,027135				
Observações	2101				
ANOVA					
	GI	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	4	0,007592	0,001898	2,577761	0,035806
Resíduo	2096	1,543273	0,000736		
Total	2100	1,550865			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
α	-0,00212	0,001324	-1,60179	0,109353	
γ_2	0,003424	0,00187	1,830802	0,067272	
γ_3	0,003814	0,001866	2,044097	0,041069	
γ_4	0,000907	0,001879	0,482839	0,629261	
γ_5	0,00512	0,001874	2,732515	0,006338	

Para os dados contidos na tabela 28, a estatística F, ao nível de significância de 5%, rejeita a hipótese de “Trading Time” para período de oito anos iniciais do plano Real. Entretanto, ao nível de significância de 1,0 %, a hipótese H_0 não é rejeitada e o modelo de Trading Time passa a ser aceito para explicar o comportamento dos investidores no período de 01 de julho de 1994 a 31 de dezembro de 2002. Além disto, para o nível de significância de 1,0 %, nota-se a ausência de diferença significativa entre os retornos de segunda-feira e os retornos médios das sextas-feiras, indicando que os movimentos anômalos do fim de semana iniciaram-se na sexta-feira.

4.5.4 - TESTE DE HIPÓTESE SOBRE O MODELO DE “CALENDAR TIME”

Em seguida, analisa-se a hipótese de “Calendar Time” para o mercado brasileiro de ações. Se o retorno esperado para segunda-feira for da ordem de três vezes o retorno esperado para cada um dos outros dias da semana, a estatística F que testa a hipótese de diferença nula entre os retornos esperados para cada dia da semana deverá ser relevante e não desprezível.

Os resultados da regressão, para os três períodos de estudo, podem ser examinados através das tabelas 29., 30 e 31.

Tabela 29 - Regressão linear para hipótese “Calendar Time” no período de 1987 a 2002

Calendar Time – Período : 01/01/1987 a 31/12/2002					
R múltiplo	0,080085				
R-Quadrado	0,006414				
R-quadrado ajustado	0,005147				
Erro padrão	0,035824				
Observações	3931				
ANOVA					
	GI	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	5	0,032523	0,006505	5,06848	0,000124
Resíduo	3926	5,038434	0,001283		
Total	3931	5,070957			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0	#N/D	#N/D	#N/D	
α	-0,00029	0,001286	-0,22895	0,818923	
γ_2	0,007131	0,001273	5,602169	2,26E-08	
γ_3	0,005699	0,001267	4,497025	7,09E-06	
γ_4	0,006221	0,001283	4,850234	1,28E-06	
γ_5	0,007772	0,001279	6,07494	1,36E-09	

Os resultados resumidos na tabela 29 mostram uma estatística F muito baixa e que, analogamente à hipótese de “Trading Time”, a hipótese de “Calendar Time” também é rejeitada para o período de 01 de janeiro de 1987 a 31 de dezembro de 2002, não constituindo modelo adequado para explicar algum padrão de comportamento para o período citado.

Tabela 30 - Regressão linear para hipótese de “Calendar Time” no período de 1987 a 1994

Calendar Time – Período : 01/01/1987 a 30/06/1994					
Estatística de regressão					
R múltiplo	0,107386				
R-Quadrado	0,011532				
R-quadrado ajustado	0,008817				
Erro padrão	0,04302				
Observações	1830				
ANOVA					
	GI	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	5	0,039403	0,007881	4,258214	0,000747
Resíduo	1825	3,3775	0,001851		
Total	1830	3,416903			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0	#N/D	#N/D	#N/D	
α	0,00186	0,00228	0,81592	0,414652	
γ_2	0,013778	0,002236	6,160727	8,89E-10	
γ_3	0,010275	0,002227	4,612734	4,25E-06	
γ_4	0,014631	0,002249	6,506655	9,9E-11	
γ_5	0,013252	0,002252	5,885339	4,72E-09	

Pelo mesmo motivo citado na análise da tabela 29, os resultados resumidos na tabela 30 também rejeitam o modelo de “Calendar Time”, para o período de 01 de janeiro de 1987 a 30 de junho de 1994 .

Tabela 31 - Regressão linear para hipótese “Calendar Time” no período de 1994 a 2002

Calendar Time – Período : 01/07/1994 a 31/12/2002					
R múltiplo	0,069966				
R-Quadrado	0,004895				
R-quadrado ajustado	0,002519				
Erro padrão	0,027135				
Observações	2101				
ANOVA					
	GI	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	5	0,007592	0,001518	2,062209	0,067343
Resíduo	2096	1,543273	0,000736		
Total	2101	1,550865			
	Coefficients	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção	0	#N/D	#N/D	#N/D	
α	-0,00212	0,001324	-1,60179	0,109353	
γ_2	0,001303	0,001321	0,986629	0,323938	
γ_3	0,001693	0,001315	1,287908	0,19792	
γ_4	-0,00121	0,001334	-0,90991	0,362974	
γ_5	0,002999	0,001326	2,262179	0,023788	

Os resultados das regressões revelaram que :

- 1) Analogamente à hipótese de “Trading Time”, o modelo “Calendar Time” também não é rejeitado, ao nível de significância de 1,0 %, para o período do Real (1994 a 2002).
- 2) Diferentemente ao modelo “Trading Time”, o modelo “Calendar Time” também não é rejeitado para um nível de significância de 5,0 %.
- 3) Ao nível de 5% de significância, não existe diferença estatisticamente relevante entre os retornos das 2^a. Feiras e os retornos das 6^a. Feiras para o período de 1994

a 2002, visto que a variável independente γ_5 não produziu um valor significativamente diferente de zero.

4.5.5 - TESTE DE HIPÓTESE SOBRE A MANIFESTAÇÃO DO EFEITO FIM-DE-SEMANA DURANTE AS DUAS ÚLTIMAS SEMANAS DO MÊS.

O próximo teste a ser procedido será a submissão dos retornos diários do IBOVESPA durante o período de 1987 a 2002 à análise da hipótese levantada por ERICKSON, LI & WANG (1997), ao afirmar-se que os retornos médios nas duas últimas segundas-feiras do mês produzem majoritariamente o efeito “Fim-de-Semana”. A hipótese H_0 formulada será de a média dos retornos das primeiras três segundas-feiras do mês é igual aos retornos médios das últimas duas segundas-feiras do mês.

$$H_0 : \mu_{\text{seg123}} = \mu_{\text{seg45}}$$

Onde :

μ_{seg123} = Média de retornos computados para as três primeiras segundas-feiras do mês.

μ_{seg45} = Média de retornos computados para as duas últimas segundas-feiras do mês.

Os resultados são apresentados na tabela 32

Tabela 32 - Teste t entre médias dos retornos de 3 primeiras e 2 últimas segundas-feiras do mês

Segunda-Feira X Semana do Mês		
Painel A: período de 01/01/1987 a 31/12/2002		
	1 ^a , 2 ^a e 3 ^a . semanas	4 ^a . e 5 ^a . semanas
Média	0,002025	-0,00249
Variância	0,000846	0,000871
Observações	185	185
Hipótese da diferença de média	0	
Stat t	1,481229	
P(T<=t) uni-caudal	0,069701	
t crítico uni-caudal	1,649005	
Painel B: período de 01/01/1987 a 30/06/1994		
	1 ^a , 2 ^a e 3 ^a . semanas	4 ^a . e 5 ^a . semanas
Média	0,005235	-0,00042
Variância	0,001329	0,001524
Observações	86	86
Hipótese da diferença de média	0	
Stat t	0,982513	
P(T<=t) uni-caudal	0,163626	
t crítico uni-caudal	1,653921	
Painel C: período de 01/07/1994 a 31/12/2002		
	1 ^a , 2 ^a e 3 ^a . semanas	4 ^a . e 5 ^a . semanas
Média	-0,00076	-0,00428
Variância	0,000419	0,000306
Observações	99	99
Hipótese da diferença de média	0	
Stat t	1,299515	
P(T<=t) uni-caudal	0,097667	
t crítico uni-caudal	1,65287	

Os resultados rejeitam, ao nível de significância de 10%, a hipótese de que não existe diferença entre os retornos médios das três primeiras segundas-feiras do mês e os retornos médios das duas últimas segundas-feiras, para o período total (1987 a 2002) e período do Real (1994 a 2002). Para o período de 1987 a 1994 a hipótese H_0 é confirmada, ou seja, não há diferença

significativa entre os retornos médios das três primeiras segundas-feiras do mês em relação às duas últimas.

No entanto, devido ao fato de que, no período de 1994 a 2002 (Plano Real), os resultados estiveram muito próximos da zona de não rejeição da hipótese H_0 , faz-se prudente a confirmação destes resultados pelo método de regressão linear.

Os resultados, foram novamente confirmados através da tabela 33, ou seja, para um nível de significância de 10 %, o efeito "Fim-de-Semana" manifestou-se na BOVESPA durante o período de estudo, com maior intensidade nas duas últimas semanas do mês.

Tabela 33 - Regressão linear para médias dos retornos de 3 primeiras segundas-feiras do mês

Segunda-Feira : 1^a, 2^a. e 3^a. X 4^a e 5^a. do Mês					
Parte A: Período de 1 de janeiro de 1987 a 31 de dezembro de 2002					
R múltiplo	0,062655				
R-Quadrado	0,003926				
R-quadrado ajustado	0,002639				
Erro padrão	0,037572				
Observações	776				
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	0,004306	0,004306	3,050441	0,081112
Resíduo	774	1,092601	0,001412		
Total	775	1,096907			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção (α)	0,001764	0,001791	0,984889	0,324987	
Variável γ	-0,00475	0,002722	-1,74655	0,081112	
Parte B: Período de 1 de janeiro de 1987 a 30 de junho de 1994					
R múltiplo	0,055306				
R-Quadrado	0,003059				
R-quadrado ajustado	0,000243				
Erro padrão	0,047827				
Observações	356				
ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	0,002484	0,002484	1,08614	0,298039
Resíduo	354	0,809733	0,002287		
Total	355	0,812217			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção (α)	0,00418	0,003373	1,239141	0,216114	
Variável γ	-0,00533	0,005112	-1,04218	0,298039	
Parte B: Período de 1 de julho de 1994 a 31 de dezembro de 2002					
R múltiplo	0,082228				
R-Quadrado	0,006761				
R-quadrado ajustado	0,004385				
Erro padrão	0,025869				
Observações	420				
ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	0,001904	0,001904	2,845494	0,092377
Resíduo	418	0,279732	0,000669		
Total	419	0,281636			
	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	
Interseção (α)	-0,00027	0,001673	-0,16005	0,872916	
Variável γ	-0,0043	0,002549	-1,68686	0,092377	

4.5.6 - DISCUSSÃO SOBRE OS RESULTADOS DA ANÁLISE DO “EFEITO FIM-DE-SEMANA”

Os resultados comprovam a manifestação do efeito “Fim-de-Semana” durante o período integral e todos os subperíodos estudados.

Os modelos de “Trading Time” e “Calendar Time” foram rejeitados para explicar o comportamento diário dos preços durante o subperíodo anterior à implantação do Plano Real (1987 a 1994) e durante o período integral (1987 a 2002). Ao nível de significância de 1,0 %, permanece inconclusiva a escolha do melhor modelo de regressão para o período pós-Real (1994 a 2002), uma vez que tanto a hipótese de “Trading Time” como a de “Calendar Time” não foram rejeitadas. Tal fato também foi evidenciado por FRENCH (1980) no mercado americano, ao confirmar os dois modelos em sua pesquisa. No entanto, parece mais plausível admitir a hipótese de “Calendar Time” como o modelo matemático mais adequado para o período, visto que este também não foi rejeitado a 5,0 % de significância para o citado período.

Uma observação importante é que, ambos os modelos matemáticos detectaram, para o período do Real, a indiferença estatística entre os retornos médios das sextas-feiras e os retornos das segundas-feiras, indicando um provável movimento anômalo, a partir da sexta feira e prolongando-se até as segundas-feiras.

Por último, verifica-se procedente para o caso brasileiro, com um nível de significância de 10 %, a hipótese levantada por ERICKSON, LI & WANG (1997) de que o efeito “Fim-de-Semana” manifesta-se majoritariamente durante as duas últimas semanas do mês. Contudo, não tendo sido observada nenhuma evidencia de manifestação do efeito mensal durante o período de estudo, não se pode atribuir associação entre o efeito “Mensal” e o efeito “Fim-de-Semana” no mercado brasileiro de capitais durante o período de estudo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pelos dados sintetizados neste trabalho a respeito das anomalias de calendário “Fim-de-Semana”, “Virada-do_mês”, “Mensal” e “Mês-do-Ano”, no período de estudo de 01/01/1987 a 31/12/2002 e subperíodos de 01/01/1987 a 30/06/1994 e 01/07/1994 a 31/12/2002, concluí-se que:

- 1) Os resultados apresentados não sustentaram a afirmação de existência do efeito mensal no período integral ou quaisquer subperíodos de estudo.
- 2) Foi detectada a manifestação do efeito “Fim-de-Semana” durante todos os períodos analisados, caracterizando baixas anômalas de retornos às segundas-feiras.
- 3) A manifestação mais intensa do efeito Fim-de-Semana durante as duas últimas semanas do mês de negociação ocorreu para os períodos de integral (01/01/1987 a 31/12/2002) e pós-Real (01/07/1994 a 31/12/2002)
- 4) Foi detectada a manifestação do efeito “Virada-do-Mês” durante o período pós-Real, caracterizando altas anômalas nas médias de retornos dos quatros primeiros dias de negociação de cada mês.
- 5) Foram detectadas as manifestações dos efeitos “Novembro” e “Fim-de-Ano” (agrupamento dos meses de novembro e dezembro) durante o subperíodo de 01/07/1994 a 31/12/2002, caracterizando altas anômalas nas médias de retornos dos meses de novembro e bimestre formado pelos meses de novembro e dezembro, no período pós-Real.

Com relação ao efeito “Fim-de-Semana”, a análise comparativa com outros dias da semana sugere que sua manifestação se inicie, com menor intensidade, em data anterior, ou seja, na sexta-feira da semana anterior e se prolongue, desta vez com maior força, até o final do pregão da segunda-feira. Constatou-se também a validade do modelo que admite que os retornos das segundas-feiras embutem intrinsecamente retornos fictícios atribuídos aos dias do fim de semana (sábados e domingos) em que não há negociação.

Em relação ao efeito “Virada-do-Mês”, registra-se que, ao contrário de outros mercados mundiais, a manifestação deste efeito inicia-se no primeiro dia de negociação do mês corrente e estende-se até o quarto dia de negociação do mesmo mês.

Na análise do efeito “Mês-do-Ano”, registrou-se durante o período integral de estudo, movimentos de alta de preços, significantes ao nível de 10 %, para o mês de janeiro. Estes movimentos tiveram maior intensidade nos quatro primeiros dias de negociação do ano. Entretanto, devido à tênue fronteira de 10% de significância em um espaço amostral pequeno, tais movimentos foram classificados por este estudo como tendência válida para alta de preços durante o mês de janeiro. Estas tendências somam evidências para a formação do efeito “Janeiro”, mas não chegam a sustentar a hipótese de clara manifestação desta anomalia. De forma análoga, registrou-se para o período integral e superperíodo de 01/01/1987 a 31/12/1994, tendências de baixas de preços durante o mês de outubro, ao nível de 10% de significância.

O Quadro Resumo apresenta uma síntese dos efeitos encontrados neste trabalho, detalhando os períodos estudados e o nível de significância encontrados.

Quadro Resumo – Efeitos detectados por período e nível de significância

Efeito/ Período	Janeiro	Novembro	Fim-de- Ano	Mensal	Virada do Mês	Fim-de- Semana
1987-2002	X*					XXX
1987-1994		X				XXX
1994-2002		XX	XX		XX	XX

* = Registrada apenas tendência

X = 10 % de significância

XX = 5 % de significância

XXX = 0,1 % de significância

Com relação à mudanças de comportamento de investidores do mercado bursátil brasileiro após a instituição do plano Real na economia brasileira, destacam :

- 1) A inversão de tendência dos retornos auferidos ao mês de novembro, constatando-se para o período pré-Real retornos anômalos negativos e para o período pós-Real retornos anômalos positivos.
- 2) O enfraquecimento do efeito “Fim-de-Semana”, constatando-se para o período pré-Real e integral nível de significância de 0,1 % e, para o período pós-Real, nível de significância de 5,0 %.
- 3) O surgimento do efeito “Virada-do-Mês” no período pós-Real.

BIBLIOGRAFIA

ABRAHAM, Abraham, IKENBERRY, David L. **The Individual Investors and the Weekend Effect**. Journal of financial and Quantitative Analysis, v. 20 , p. 263-277, 1994.

ALMEIDA, Gessi Rodrigues de. **O efeito mensal no mercado brasileiro de ações**. 1991. Dissertação (Mestrado em Administração) – UFRJ, Rio de Janeiro.

ARIEL, Robert A. **A Monthly Effect in Stock Returns**. Journal of Financial Economics, v. 18, p. 161-174, 1987

BERENSON, Mark L., LEVINE, David M. **Basic business statistics**. 4 ed. Rio de Janeiro: Prentice Hall, 2000

BHABRA, Harjeet S., Dhillon, UPINDER S., RAMÍREZ, Gabriel G. **A November Effect ? Revisting the Tax-loss-selling Hipótesis**. Financial Management , 1999

BDI, Boletim Diário Informativo da Bolsa de Valores de São Paulo, vários volumes.

BOVESPA. Bolsa de Valores de São Paulo, Resenha Anual. São Paulo: Bovespa, vários.

BREALEY , Richard A., MYERS, Stewart. **Principles of corporate finance**. São Paulo: McGraw Hill , 2000

BRITO, Ney R. O. **Eficiência Informacional Fraca de Mercado de Capitais sob Condições de Inflação**. Revista Brasileira de Mercado de Capitais, v. 4, n. 10, p. 63-85, jan/abr. 1978.

_____. **Gestão de investimentos**. São Paulo: Atlas, 1989

BROCKMAN, Paul, MICHAYLUK, David. **The Holiday Anomaly: An Investigation Of Firm Size and Share Price Effects**. QJBE, v. 36 , n. 3 , p. 23-35, Summer 1997.

BUSSAB, Wilton O., MORETTIN, Pedro A. **Métodos quantitativos – estatística básica**. 2 ed. São Paulo: Atual, 1987.

_____. **Análise de variância e regressão**. 1 ed. São Paulo: Atual, 1988

CAIN, Michael. **Testing for Statistical and Market Efficiency when Forecast Errors are Non-normal: The NFL Betting Market Revisited**. Journal of Forecasting. Chichester: Dec 2000, v. 19, Iss. 7; p. 575.

CHAN, K. C. , e CHEN, N. **An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect**. Journal of Financial Economics , v.14, p 451-471, set,1985.

CHANG, Chung-Sik, LEE, Ki-Young. **Anomalies In The Stock Returns Over Trading and Nontradings Periods : Futher Evidence In the Korean Stock Markets**. Quaternary Journal Of Business and Economics, Lincon: v. 27, p 139-162, Spring 1988.

COSTA JR. Newton C. A. **Sazonalidades do IBOVESPA**. Revista de Administração de Empresas, v. 30, p. 79-84, São Paulo: 1990.

COSTA NETO, Pedro L. de Oliveira, **Estatística**. 1 ed. São Paulo: Blüsher, 1977.

CYSNE, Rubens P., FARIA, Lauro F. V. **Sistema Financeiro Brasileiro: diagnósticos e reformas requeridas**. EPEGE Ensaio Econômicos, Rio de Janeiro, p. 4-58, mar. 1997.

DAMODARAN, Aswalt. **Corporate finance – theory and practice**. 4 ed. New York: John Wiley & Sons, Inc.,1997

ECONOMATICA, Banco de dados da Economática, dez. 2002

ERICKSON, John, LI, Yuming, WANG, Ko. **A New Look at Monday Effect**. The Journal of Finance, v. 52, n. 5, dec. 1997

FAMA, E.F. **Common Risk factors in the Returns on Stocks and Bonds**. Journal of Financial Economics. v. 33, p. 3-56, 1993.

_____. **Multifactors Explanation of Assets Pricing Anomalies.** Journal of Finance. v. 51 , p. 55-84, 1995.

_____. **Efficient Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work.** The Journal of Finance, v. 25, p.383-417, may 1970.

_____. **Efficient Capital Markets II.** The Journal of Finance, p.1575-1617, dez 1991.

_____, FRENCH, Kenneth R. **Bussiness Conditions and Expected Return on Stocks and Bonds.** Journal of Financial Economics, v. 25, p. 23-49, nov. 1989.

FOSBACK, Norman. **Stock Market Logic.** The Institute of Econometric Research, 1976

FRENCH, Kenneth R.. **Stocks Returns and the Weekend Effect.** Journal of Financial Economics, v. 8, n. 1, p 55-69, Mar. 1980.

GAZARIAN, Lawrence, NAKAMURA, Wilson T. **O Efeito Janeiro na Bolsa de Valores de São Paulo no período de 1988 a 2001.** In: ENCONTRO DE PESQUISA E POS GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO 2. São Paulo (SP): FECAP, mar. 2002. 1 CD-ROM.

GODFREY, Michael D.,GRANGER, Clive W.J., MORGENSTERN, Oskar. **The Randon Walk Hypotesis of Stock Market Behavior.** Kyklos, v. 17, n. 1, p. 1-30, 1964

GULTEKIN, Mustafâ N., e GULTEKIN, Bulent. **Stock Market Seasonality : International Evidence.** Journal of Financial Economics, v.12, 1983

HAUGEN, Robert A., JORIAN, Philippe. **The January Effect : Still There After All These Years.** Financial Analysis Journal . jan.-feb., 1996

HAZZAN, Samuëll. **Desempenho das ações da bolsa de valores de São Paulo e sua relação com o índice preço-lucro.** 1991. Tese (Doutorado em Administração) – FGV, São Paulo.

- HIGA, Ana Paula Harumi. **Impactos da abertura financeira no mercado de capitais brasileiro – 1991 a 1997**. 1998. Dissertação (Mestrado em Administração) - UNICAMP, Campinas.
- HSIA, Chi-Cheng, FULLER, Beverly R., CHEN, Brian Y. J. **Is Beta Dead or Alive ?**. Journal of Business Finance & Accounting. april, 2000.
- JONES, David M. **Fed policy, Financial Market Efficiency, and Capital Flows**. The Journal of Finance. v. 54, n. 4, p. 1501-1508, aug. 1999.
- KAMARA, Avraham. **New Evidence of the Monday Sazonal in the Stocks Returns**. University of Washington. 1995.
- KELM, Donald B. **Size-related Anomalies and Stock Returns Seasonality : Further Empirical Evidence**. Journal of Financial Economics. v. 12, p 13-32, 1983.
- LAKONOSHOV, Joseph, e SMITH, Seymour. **Are Seasonal Anomalies Real ? A Nineteen Year Perspective**. Review of Financial Studies. v. 1, p. 403-425, 1988.
- LEITE, Hélio de Paula , SANVICENTE, Antônio Zoratto. **Valor Patrimonial: Usos, Abusos e Conteúdo Informacional**. Revista de Administração de Empresas. v. 30, n. 3, 1990.
- LEWELLEN, Jonathan, SHANKEN, Jay. **Learning Asset Pricing Tests, and Market Efficiency**. The Journal of Finance. v. 57, n. 3, june 2002.
- LIANO, Kartono, MANAKYAN, Herman, MARCHAND, Patrick H. **Economic Cycles and the Montly Effect in the OTC Market**. Quarterly Journal of Business and Economics. v. 31, n. 4, p. 41-50, Autumn, 1992.
- LINTNER, John. **The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risk Investments in Stock Portfólios and Capital Budgets**. Review of Economics and Statistics. v. 47, p. 13-37, feb, 1965.
- MARKOWITZ, H.M. **Portfólio Selection**. The Journal of Finance. v. 7, p. 77-91, mar. 1952

- MARTIN, Diógenes M. L., NAKAMURA, Wilson T. **Mensuração e Teste de Anomalias de Calendário e do Efeito Alavancagem no Período pós-Plano Real**, COPEAD/FGV, 2002.
- MEHDIAN, Seyed, e PERRY, Mark J. **The Reversal of Monday Effect: The New Evidence of US Equity Markets**. Journal Of Business Finance & Accounting. p. 1043-1065, Sep/Oct, 2001.
- OFFICER, R. R. **Seasonality in Australian Capital Market: Market Efficiency and Empirical Issues**. Journal of Financial Economics. v. 2, p. 29-51, 1975
- OJAH, Kalu. **Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit**. The Financial Review. Tallahassee. v. 34, n. 2, pg. 57, may 1999.
- OGDEN, Joseph p. **Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns: A Common explanation of Monthly and January Effects**. The Journal of Finance. n. 4, Sep, 1990.
- REINGANUM, Marc R., SHAPIRO, Alan C. **Taxes and Stock Return : Evidence from the London Stock Exchange**. Journal of Business. v. 60, n. 2, 1987.
- ROGALSKI, R. **New finding Regarding Day of the Week Over Trading and Non-trading Periods: a Note**. The Journal of Finance. v.39, p. 1603-1614, 1984.
- ROLL, Richard, **Vas Is Das ? The Turn-of-The Year Effect and the Return Premium of Small Firms**. Journal of Portfólio Management. p. 18-26, winter 1983.
- ROZEFF, M.S., KINNEY, W.R. Jr. **Capital Market Seasonality : The Case of Stock Returns**", Journal of Financial Economics. v. 3, p 379-402, 1976.
- _____, ROSS, Stephen.A.. **On The Cross-sectional Relation Between Expected Returns And Betas**, Journal of Finance. v. 49, p. 101-121, 1996.

ROSS, Stephen A., WESTERFIELD, Randolph W., JAFFE, Jeffrey F. **Administração financeira**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 1995.

SEILER, Michael J. **Historical Pre and Post Special Closing Effects**. Studies in Economics And Finance. v. 18, Fall, 1997.

SHARP, William F. **Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk**. Journal of Finance. v. 19, p.425-442, sep, 1964.

SILVA, Marco Aurélio V. R. da. **Um estudo empírico sobre a anomalia de efeito preço-lucro na bolsa de valores de São Paulo no período de março de 1992 a fevereiro de 1997**.

1998. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica, São Paulo.

SOBANSKI, Jaert J. **O efeito fim de semana no IBOVESPA no período de 01-07-1987 a 15/09/1993**. 1994. Dissertação (Mestrado em Administração) – Pontifícia Universidade

Católica, São Paulo.

SODRÉ, Maria Cecília de Azevedo. **Investimentos externos em bolsa de valores no brasil**

– anexos IV e V. 2000. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica, São Paulo.

SOUZA, Lucy Aparecida de. **O mercado de capitais brasileiro no período de 1987-1997**.

1998. Tese (Doutorado em Economia) – UNICAMP, Campinas.

STATMAN, Meir. **How many Stocks Made a Diversified Portfólio ?**. Journal of Financial and Quantitative Analysis. set, 1987.

THROSTENSEN, Vera Helena. **A teoria da eficiência dos mercados de capitais: Uma**

revisão de trabalhos empiricos. 1976. Disertação (Mestrado em Administração) - FGV, São Paulo.

TOBIN, J. **On the Efficiency of The Financial System**, *Lloyds Bank Review*. v. 153, p. 1-15, 1984.

VETTER, Daniel E., WINGENDER, John R.. **The January Effect In Preferred Stock Investments.** The Journal of Finance, v. 8, p. 135-143, 1988

WATCHEL, S. **Certain Observations on Seazonal Moviment in Stock Prices.** Journal of Business. p. 184-193, april 1942.