

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

**UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA DETECTAR O EFEITO FIM DE SEMANA
EM CINCO BOLSAS DE VALORES DO CONTINENTE AMERICANO**

RENATA DE ARAÚJO VEZONE

Florianópolis, Agosto de 1999.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

**UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA DETECTAR O EFEITO FIM DE SEMANA EM
CINCO BOLSAS DE VALORES DO CONTINENTE AMERICANO**

Monografia submetida ao Departamento de Ciências Econômicas para obtenção de carga horária na disciplina CNM 5420 – Monografia.

Por: Renata de Araújo Vezone

Orientador: Prof. Newton C. A. da Costa Júnior

Área de pesquisa: Mercado de Capitais

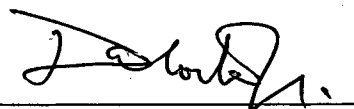
Palavras – Chaves: 1. Efeito Fim de Semana
 2. Retorno de Ações
 3. Índices de Bolsas de Valores

Florianópolis, Agosto de 1999.

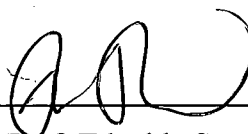
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

A Banca Examinadora resolveu atribuir a nota 9,0 a aluna Renata de Araújo Vezone na disciplina CNM 5420 – Monografia, pela apresentação deste trabalho.

Banca Examinadora:



Prof. Newton C. A. da Costa Júnior
Presidente



Prof. Edvaldo Santana
Membro



Prof. Fernando Seabra
Membro

“Há quem se cala e é considerado sábio,
e quem se torna odioso pela
intemperança no falar.

Há quem se cala por não saber falar, e há
quem se cala porque reconhece quando é
tempo (de falar).”

Eclesiástico 20, 5-6

AGRADECIMENTOS

A Deus, a quem devo minha vida e todas as graças recebidas durante estes anos.

Aos meus pais, Rosalina e Clóvis, pelo sacrifício e dedicação para que eu tivesse uma formação digna.

Ao meu esposo, Paulo, e a minha filha, Bruna, pelo apoio e incentivo a concretização deste trabalho.

Aos Mestres, em especial ao prof. Newton, que acreditaram e incentivaram a execução deste trabalho.

SUMÁRIO

- LISTA DE ANEXOS.....	vi
- LISTA DE TABELAS.....	vii
- RESUMO.....	viii
CAPÍTULO I: O PROBLEMA	1
1.1 INTRODUÇÃO	1
1.2 A SITUAÇÃO PROBLEMA.....	2
1.3 OBJETIVOS	3
1.3.1 OBJETIVO GERAL.....	3
1.3.2 OBJETIVO ESPECÍFICO.....	3
1.4 METODOLOGIA	4
1.5 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO.....	6
CAPÍTULO II: O MERCADO DE CAPITAIS E AS BOLSAS DE VALORES.....	7
2.1 UMA INTRODUÇÃO AO MERCADO DE CAPITAIS.....	7
2.2 FATOR RISCO VERSUS FATOR RETORNO	12
CAPÍTULO III: METODOLOGIA DE CÁLCULO DOS ÍNDICES DE BOLSAS DE VALORES ANALISADOS NO TRABALHO	16
3.1 OS ÍNDICES DE BOLSAS DE VALORES	16
3.1.1 ÍNDICE BOVESPA.....	17
3.1.2 ÍNDICE MÉXICO.....	20
3.1.3 ÍNDICE MERVAL	21
3.1.4 ÍNDICE DE PREÇOS SELETIVOS DE AÇÕES.....	23
3.1.5 ÍNDICE DOW JONES.....	24
CAPÍTULO IV: MERCADOS EFICIENTES VERSUS ANOMALIAS DO MERCADO DE AÇÕES.....	27
4.1 A TEORIA DOS MERCADOS EFICIENTES	27
4.2 ANOMALIAS SAZONAIS SE CONTRAPONDO A EMH E O CAPM.....	30
4.3 REVISÃO DE LITERATURA	32
4.3.1 FRENCH (1980).....	32
4.3.2 JAFFE & WESTERFIELD (1985).....	34
4.3.3 GIBBONS & HESS (1981).....	35
4.3.4 COSTA JR. E LEMGRUBER (1993).....	38
4.3.5 SILVA CHAVES (1988).....	41
CAPÍTULO V: ANÁLISE EMPÍRICA	45
5.1 FORMA DE ABORDAGEM DO PROBLEMA.....	45
5.2 RESULTADOS.....	51
CAPÍTULO VI: CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	63
6.1 CONCLUSÃO	63
6.2 RECOMENDAÇÕES	66
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA	67

LISTA DE ANEXOS

Anexo 1: Testes de significância (t e F) para os retornos médios dos índices.

Anexo 2: Testes de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos dos índices.

Anexo 3: Testes de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos dos índices.

Anexo 4: Testes de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos dos índices.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas da distribuição diária dos retornos dos Índices no período de 02.01.92 a 30.06.95 (Primeiro Período).....	51
Tabela 2: Estatísticas da distribuição diária dos retornos dos Índices no período de 03.07.95 a 31.12.98 (Segundo Período).....	54
Tabela 3: Estatísticas da distribuição diária dos retornos dos Índices no período de 02.01.92 a 31.12.98 (Período Completo).....	57
Tabela 4: Estatística F e Coeficiente de Autocorrelação de 1ª ordem.....	60

RESUMO

Este trabalho examina o processo de geração de retornos de cinco índices de bolsas de valores, utilizando as cotações diárias do mercado à vista de cada índice no período compreendido entre 02. 01. 92 e 31. 12. 98, sendo que a análise estatística dos dados é feita com base nos retornos médios calculados para cada dia da semana.

O período de estudo é dividido em duas partes, sendo que é analisada separadamente cada uma das partes e também o período total da amostra.

Para poder se concretizar esta análise empírica, que tem como objetivo verificar se a anomalia efeito fim de semana está presente no comportamento dos retornos de cada índice analisado, é realizado um teste da hipótese do modelo de geração de retornos por dias negócio, que afirma que os retornos esperados para os cinco dias úteis da semana são idênticos, o que pressupõe que o mercado seja eficiente.

O teste da hipótese de geração por dias negócio foi rejeitada para todas as amostras dos índices utilizadas.

O efeito fim de semana foi detectado nos seguintes mercados, de acordo com os respectivos períodos: mercado brasileiro (índice Bovespa) nos três períodos analisados; mercado mexicano (índice INMEX) no primeiro período; mercado argentino (índice Merval) no primeiro período e no período completo; mercado chileno (índice IPSA) no primeiro período e no período completo.

O efeito fim de semana não foi detectado em nenhum dos períodos analisados da amostra do índice Dow Jones.

CAPÍTULO I: O PROBLEMA

1.1 INTRODUÇÃO

As bolsas de valores são, como afirmado por Gitman (1997: 36), a espinha dorsal do mercado de capitais.

Há vários fatores que levam as pessoas a escolherem as bolsas de valores para aplicarem seus capitais, porém o objetivo de todos é a busca de valores acrescentados para seus capitais, ou seja, buscam um bom retorno para seus investimentos.

Em outras palavras, os investidores buscam as bolsas de valores com o intuito de obterem retornos maiores para suas aplicações, pois é uma das aplicações mais rentáveis do mercado. Entretanto, como ela possibilita maiores variações para o capital, estas variações também podem resultar em diminuição da magnitude do capital que foi aplicado, isto é, é uma das aplicações mais arriscadas do mercado.

Muitos teóricos acreditam que os mercados acionários funcionam de forma eficiente, ou seja, os retornos das ações se comportam de maneira imprevisível não podendo os investidores obter qualquer ganho anormal devido à obtenção de alguma informação, pois todas as informações sobre as ações são imediatamente embutidas nos seus preços. Contudo, existem análises empíricas demonstrando a presença de anomalias sazonais nestes mercados, as quais indicam existir certas tendências de comportamento dos retornos das ações. Isto pode levar a uma relativa previsão para os investidores sobre quais serão seus possíveis retornos de acordo com o período em que escolherem para investir no mercado de ações.

1.2 A SITUAÇÃO PROBLEMA

A teoria dos mercados eficientes faz parte da moderna teoria de finanças. Este conceito surgiu no início dos anos 70, tendo Fama (1970) como pioneiro e um dos principais defensores desta teoria.

De acordo com Costa Jr. (1990: 21 e 22), nas décadas de 60 e 70 trabalhos acadêmicos sobre a teoria dos mercados eficientes foram publicados em inúmeras revistas de finanças e economia. Vários trabalhos foram feitos com o objetivo de comprovar esta teoria e a maioria destas publicações eram a favor da existência da eficiência informacional no mercado de ações.

Entretanto, a partir do início dos anos 80, com o surgimento dos computadores mais poderosos, de técnicas estatísticas mais sofisticadas e de bancos de dados mais detalhados, as pesquisas puderam ser mais profundas e minuciosas, levando os pesquisadores a perceber que as séries de retorno de ações não eram totalmente aleatórias como afirmado até o momento, e que, existiam certas anomalias, influenciando a geração dos retornos das ações (Costa Jr., 1990: 22).

Existem várias anomalias já conhecidas afetando o mercado de ações, como por exemplo: as anomalias sazonais (efeito mês do ano, efeito feriado, efeito fim de semana, etc), a anomalia tamanho da empresa, o efeito preço/lucro.

É dentro deste contexto que está o presente trabalho, que é uma análise de cinco importantes índices de ações de bolsas de valores do continente americano, com o objetivo de descobrir se estes mercados estão sendo afetados, nesta última década, pela anomalia efeito fim de semana.

O pressuposto é que a anomalia efeito fim de semana está presente no mercado acionário quando se constata que neste mercado está ocorrendo uma queda nos retornos no início da

semana e que com a proximidade do fim da semana estes retornos vão aumentando de magnitude.

1.3 OBJETIVOS

1.3.1 OBJETIVO GERAL

É testar a hipótese de existência da anomalia efeito fim de semana em sete bolsas de valores do continente americano, utilizando para cada bolsa de valores o seu principal índice. O período de estudo está compreendido entre janeiro de 1992 a dezembro de 1998.

As Bolsas de Valores estudadas são: Bolsa de Valores de São Paulo – Índice Bovespa (Brasil); Bolsa Mexicana de Valores – Índice México (México); Bolsa de Comércio de Buenos Aires – Índice Merval (Argentina); Bolsa de Comércio de Santiago – Índice de Preços Seletivos de Ações (Chile); Bolsa de Valores de New York – Índice Dow Jones Industrial (Estados Unidos).

1.3.2 OBJETIVO ESPECÍFICO

⇒ Verificar com o resultado da análise se esta anomalia ainda ocorre, nesta última década, no processo de geração dos retornos das ações dos mercados americano e brasileiro, pois, em ambos, o efeito fim de semana estava presente na década de 80.

1.4 METODOLOGIA

O trabalho foi realizado utilizando dados coletados a partir do *software* Economática, à disposição no NISPE (Núcleo de Informações e Suporte à Pesquisa Econômica), no departamento de Ciências Econômicas da UFSC.

Como não existe um deflator diário, ou seja, um índice que meça a inflação diária, opta-se pela coleta dos dados em dólar ao invés da moeda local de cada país. Logo, os dados são influenciados pelas variações nos retornos e pelas variações cambiais nominais.

Para detectar se nas cinco bolsas de valores está ocorrendo o efeito fim de semana, nesta última década, utiliza-se as cotações diárias de fechamento do mercado à vista dos índices escolhidos: Índice Bovespa (Brasil), Índice México (México), Índice Merval (Argentina), Índice de Preços Seletivos de Ações (Chile) e Índice Dow Jones Industrial (EUA).

Estes índices, que representam o comportamento médio das principais e mais líquidas ações dos seus respectivos mercados acionários, refletem, em grande medida, o desempenho médio dos mercados de capitais destes países.

Por ser um período de análise relativamente longo (sete anos), os dados de cada índice são agrupados em três períodos, formando três séries de retorno por índice, sendo que é estudado cada período de cada índice separadamente.

Os períodos são dispostos desta forma:

- período compreendido entre 02 de janeiro de 1992 e 30 de junho de 1995;
- período compreendido entre 03 de julho de 1995 e 31 de dezembro de 1998;
- período compreendido entre 02 de janeiro de 1992 e 31 de dezembro de 1998.

Para cada índice de bolsa mencionado acima é utilizado o seguinte método de cálculo:

1º) calcula-se a rentabilidade diária de cada índice, a partir da coleta dos dados na Económica;

2º) calcula-se uma média dos retornos do índice para cada dia da semana;

3º) a partir dos valores encontrados é testada a hipótese de igualdade dos retornos para os cinco dias da semana contra a hipótese alternativa de não igualdade entre os retornos dos cinco dias da semana;

4º) para se testar a hipótese acima serão utilizados testes estatísticos. O teste ocorrerá através da análise de regressão de duas equações para, de acordo com as estatísticas t e F, verificarmos se estes retornos são idênticos no decorrer dos dias da semana¹.

Como estas equações de regressão pressupõem a normalidade da distribuição e a independência dos resíduos serão também calculados os coeficientes de assimetria e de curtose (para demonstrar o formato da curva de distribuição da série de retornos) e o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem (para analisar se os retornos dos índices estudados são independentes).

Todos estes testes estatísticos são descritos detalhadamente no capítulo VI desta monografia.

¹ O uso destes testes é baseado nos trabalhos pioneiros de French (1980) e de Jaffe e Westerfield (1985).

1.5 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO

Este trabalho está organizado da seguinte forma:

No capítulo I se faz uma breve introdução do tema escolhido, mostrando rapidamente os métodos utilizados para tornar possível a análise e conclusão do trabalho.

No capítulo II são expostos os principais conceitos do mercado de capitais, levando em consideração apenas o mercado à vista.

No capítulo III é demonstrado os índices escolhidos para análise, explicitando suas fórmulas de cálculo e critérios usados para seleção das ações que integram suas carteiras.

No capítulo IV é apresentado a teoria dos mercados eficientes, bem como os principais tipos de anomalias existentes no mercado de ações.

No capítulo V é feita uma revisão de literatura, demonstrando os principais trabalhos feitos sobre a anomalia efeito fim de semana e os resultados alcançados.

O capítulo VI apresenta o tratamento dado aos dados para tornar possível a análise estatística, detalhes da metodologia utilizada e os resultados obtidos.

Por último, o capítulo VII apresenta as conclusões obtidas com a pesquisa e recomendações de futuros trabalhos nesta área.

CAPÍTULO II: O MERCADO DE CAPITAIS E AS BOLSAS DE VALORES

Neste capítulo são apresentados os principais conceitos existentes no mercado de capitais, considerando-se apenas as transações à vista nas bolsas de valores. Também são demonstrados o problema de tomada de decisão dos investidores quando ao dilema risco X retorno.

2.1 UMA INTRODUÇÃO AO MERCADO DE CAPITAIS

O Mercado de Capitais e o Mercado Monetário formam o que chamamos de Mercado Financeiro.

Com base em Gitman (1997: 33) a distinção básica entre eles é que no Mercado Monetário, as transações através de compra e venda de títulos são feitas com prazo de vencimento de curto prazo (letras do tesouro, notas promissórias, certificados de depósito bancário), enquanto que no Mercado de Capitais, as transações são feitas com prazo de vencimento de longo prazo (ações, títulos de dívida pública de longo prazo, debêntures), sendo as instituições que moldam este mercado, os bancos de investimento, as bolsas de valores e o mercado de balcão.

O Mercado de Balcão é onde são comprados e vendidos títulos acionários que não estão registrados em bolsas de valores. Estes títulos são negociados pelos *dealers* (instituições que mantêm títulos em estoque para revender futuramente - revendedores), sendo que os preços serão fixados de acordo com a oferta e procura destes agentes por estes títulos.

Já os Bancos de Investimento são aqueles que compram títulos dos emissores (governo, sociedades anônimas) e os vendem ao público no mercado primário de títulos.

Toledo Filho (1997: 30) define como principal objetivo dos bancos de investimento “promover um processo de capitalização das empresas para sua expansão, através de financiamento com prazos mais longos e taxas adequadas e, principalmente, promover a abertura e aumento de capital, através de lançamento de suas ações ao público, melhorando sua estrutura financeira”.

As sociedades anônimas podem manter seu capital aberto ou fechado. A Lei das Sociedades por Ações (Lei nº 6404/76) demonstra que uma sociedade é dita de capital aberto quando ela possui valores mobiliários (ações, debêntures, partes beneficiárias, bônus de subscrição) negociados nas bolsas de valores ou no mercado de balcão, ou seja, possui valores mobiliários registrados na Comissão de Valores Mobiliários. Já a empresa com capital fechado não possui valores mobiliários registrados na CVM (Casagrande Neto, 1989: 20).

A legislação atual diferencia as sociedades de capital aberto e fechado através do critério de financiamento da empresa. As empresas de capital fechado financiam seus investimentos através da subscrição de ações para os antigos acionistas ou para determinados grupos de pessoas. As empresas de capital aberto buscam recursos para seus investimentos através da subscrição pública, isto é, oferecem seus títulos acionários para o público geral (Casagrande Neto, 1989: 20 e 21).

De acordo com a Comissão Nacional de Bolsas de Valores (1980: 58) o mercado Primário é onde são vendidos os títulos emitidos pelas empresas. É quando a empresa obtém capital para seus empreendimentos. A venda de novas ações e debêntures das empresas pode acontecer de duas formas: subscrição particular (quando estes novos papéis são adquiridos totalmente pelos antigos acionistas) e operações de *underwriting* (quando a venda destes papéis é feita por um intermediário financeiro e é aberta a subscrição pública).

Mercado Secundário é o local onde é revendido um título, ou seja, onde o título adquire liquidez, no entanto, não traz “dinheiro novo” à empresa. O local onde são feitas estas transações são as bolsas de valores.

A Bolsa de Valores é o local onde são negociadas transações de compra e venda de títulos de empresas (títulos estes que devem estar registrados nestas bolsas). Estas

negociações são feitas exclusivamente por corretoras membros da bolsa de valores à mando dos proprietários dos títulos.

A função das corretoras dentro das bolsas de valores é que elas são as responsáveis pela execução das transações dentro da bolsa de valores. Elas executam operações de compra e venda de títulos acionários, de acordo com a vontade dos proprietários. “Sua constituição depende de autorização do Banco Central e o exercício de sua atividade depende de autorização da CVM” (Mellagi Filho, 1995: 31).

O preço que cada título terá nas transações, no mercado à vista, dependerá de como estará no momento a procura e oferta por estes papéis, o que se pode averiguar na seguinte frase obtida no *site* da Bovespa (1999: 1):

“Os preços são formados em pregão, pela dinâmica das forças de oferta e demanda de cada papel, o que torna a cotação praticada um indicador confiável do valor que o mercado atribui às diferentes ações. A maior ou menor oferta e procura por determinado papel está diretamente relacionada ao comportamento histórico dos preços e, sobretudo, às perspectivas futuras da empresa emissora, aí incluindo-se sua política de dividendos, prognósticos de expansão de seu mercado e dos seus lucros, influência da política econômica sobre as atividades da empresa, etc.”

A Comissão de Valores Mobiliários (CVM) é a entidade que fiscaliza as negociações dentro das bolsas de valores com o objetivo de verificar a legalidade e a disciplina das transações dos valores mobiliários.

Segundo Toledo filho (1997: 51 e 52) “as ações são títulos representativos da menor parcela de capital das sociedades anônimas. O proprietário de uma ou mais ações é sócio da empresa emitente, participando de seus resultados. Se a empresa for de capital aberto, isto é, registrada nas bolsas, seu proprietário pode negociá-las a qualquer tempo”.

As ações podem ser, basicamente, ordinárias ou preferenciais.

As Ações Ordinárias são aquelas que dão ao seu detentor o direito a voto, isto é, o detentor desta ação possui uma parcela do patrimônio da empresa, tendo, portanto, o direito

de participar da escolha das pessoas que dirigem a empresa. Entretanto, estes acionistas não possuem a garantia de que receberão periodicamente seus dividendos.

Os acionistas que possuem Ações Preferenciais geralmente não têm direito a voto na empresa. Contudo, possuem uma preferência no momento da distribuição dos dividendos da empresa, eles têm mais garantia de recebimentos periódicos dos dividendos da empresa. Além disso, caso a empresa venha a ser extinta, eles também possuem prioridades no reembolso do capital (Comissão Nacional de Bolsas de Valores, 1980: 131).

Recebimento de dividendos é um direito que os acionistas, tanto de ações ordinárias como de ações preferenciais, possuem. O lucro que a empresa obterá em um determinado exercício será dividido em: uma parte será retida na empresa, ou seja, irá para a “conta” de lucros acumulados; a outra parte será distribuída para os acionistas, em proporção ao número de ações que cada um possui, a título de dividendos.

No Brasil, a legislação obriga as empresas a distribuírem como dividendos, pelo menos 25% do lucro líquido obtido no exercício (se o estatuto da empresa for omissivo, ela deverá distribuir até 50% dos lucros).

Entretanto, quando for retida esta porcentagem para distribuir como dividendos, já terá que ter sido retido a parcela que se destina à reserva legal, a parcela que é destinada à formação de reservas para contingências e reversão das mesmas reservas, quando formadas em exercícios anteriores, e a parcela destinada aos lucros a realizar transferidos para a respectiva reserva e lucros anteriormente registrados nessa reserva que tenham sido realizados no exercício então findo (Mellagi Filho, 1995: 89).

Os acionistas têm o direito de serem informados periodicamente sobre a situação econômica da empresa, sua perspectiva futura. Isto ocorre através de publicação, aberta ao público, do balanço patrimonial da empresa ao fim de cada exercício.

Outra oportunidade que os acionistas possuem é o de ter preferência na subscrição de novas ações, em número proporcional ao das ações que já possuem, em relação ao público em geral.

Um outro benefício que os acionistas recebem é o da bonificação. A bonificação significaria distribuir novas ações aos já detentores de ações, em proporção ao número de ações que estes já possuíssem. Este instrumento não altera o patrimônio líquido, pois o que ocorre é uma transferência de valor dos lucros acumulados para os valores das ações.

Um último direito que o acionista detém é o de poder se retirar da empresa, tendo direito a reembolsar o valor de suas ações.

As Debêntures são emitidas pelas empresas (sociedades anônimas abertas ou fechadas) com o objetivo de obter capital. Elas diferem das ações porque levam seus detentores a condição de credores da empresa e não como proprietários da empresa. Com o final do prazo preestabelecido a empresa terá que devolver ao possuidor da debêntures o valor pago por ele (o possuidor), acrescido dos juros rendidos no período. Caso as debêntures sejam conversíveis, elas podem ser convertidas em ações.

Partes Beneficiárias são títulos sem valor nominal que são criados pelas empresas, que dão aos seus proprietários o direito de crédito em relação à empresa, participando dos lucros anuais.

Bônus de Subscrição são títulos criados pelas empresas, que dão aos proprietários o direito de subscrever ações do capital social, de acordo com as condições preestabelecidas.

Logo, as bolsas de valores e os mercados de balcão possuem grande importância na economia:

⇒ São instrumentos que possibilitam as empresas buscarem recursos de capital fora do universo dos atuais acionistas, que muitas vezes não estão interessados em subscrever mais ações, ou não estão aptos financeiramente à subscrevê-las (abertura de capital);

⇒ São instrumentos que atraem capital estrangeiro para o país, acrescentando suas divisas internacionais;

⇒ Junto com o capital nacional movimentam as transações financeiras dentro das bolsas de valores e dos mercados de balcão, dando condições aos investidores de obter ganhos de

capital com suas ações, tendo a possibilidade destes acréscimos de capital serem reinvestidos na economia.

2.2 FATOR RISCO VERSUS FATOR RETORNO

Gitman (1997: 202) define risco como “a possibilidade de prejuízo financeiro ou, mais formalmente, a variabilidade de retornos associada a um determinado ativo”.

Já o conceito de retorno de uma ação (R) é definido por Gitman (1997: 203) como sendo “o total de ganhos ou prejuízos dos proprietários decorrentes de um investimento durante um determinado período de tempo”.

$$R = \frac{\text{Preço no final do período} - \text{Preço no início do período} + \text{Dividendos}}{\text{Preço inicial}} \quad (2.1)$$

Com base em Securato (1993: 42 e 43), o risco total que um ativo pode correr se divide em: risco sistemático ou conjuntural e risco não sistemático ou próprio.

O primeiro está relacionado ao risco que os sistemas econômico, político e social impõem a todos os ativos da economia, ou seja, àquele risco que se tem devido a possibilidade de mudanças na conjuntura, a qual de acordo com o tipo de transformação, terá certas influências sobre cada ativo (inflação, eventos políticos, etc).

O segundo tipo de risco diz respeito àquele intrínseco ao ativo e ao subsistema onde se situa. Em outras palavras, é o risco gerado por acontecimentos que atingem o ativo ou o seu subsistema, sem atingir os demais ativos ou subsistemas da economia (greves, processos jurídicos, etc).

Esta identificação dada, diferenciando dois tipos de risco, também possui outras designações. O risco sistemático é chamado de risco não diversificável e o risco não sistemático é designado de risco diversificável.

Markowitz (1952) demonstrou que o risco diversificável pode ser eliminado através da construção de uma carteira de ações, pois este tipo de risco é gerado por acontecimentos que influem diretamente sobre a ação de uma determinada empresa, sendo que as outras ações da carteira não serão prejudicadas, ou seja, não correrão o risco de terem seus rendimentos reduzidos.

Entretanto, o risco não diversificável não tem como ser evitado através da opção por uma carteira de ações.

De acordo com Costa Jr (1999: 24) “hoje, denomina-se diversificação de Markowitz ao procedimento de combinar ativos cujos retornos não sejam perfeita e positivamente correlacionados, de maneira a diminuir o risco da carteira sem sacrificar seu retorno”.

O modelo de precificação de ativos de capital (CAPM) desenvolve uma relação entre o retorno esperado de um ativo, ou o retorno esperado de todos os ativos de um portfólio, com o risco não diversificável que pode influenciar este, ou estes ativos.

Com base na CAPM, o retorno esperado de um ativo pode ser estimado através da seguinte equação:

$$\bar{R} = R_F + \beta \cdot (\bar{R}_M - R_F) \quad (2.2)$$

onde:

\bar{R} é o retorno esperado de um título;

R_F é o retorno de um ativo sem risco;

β é o beta do título;

$(\bar{R}_M - R_F)$ é a diferença entre o retorno esperado da carteira de mercado e a taxa livre de risco.

“O coeficiente beta, b , é usado para medir o risco não diversificável. É um índice do grau de movimento do retorno de um ativo em resposta à mudança no retorno de mercado” (Gitman, 1997: 222). O retorno de mercado geralmente é medido através de índices de bolsas de valores.

A equação do coeficiente beta é dada por:

$$\beta = \frac{\text{COV}(R_{\text{ação}}, R_{\text{mercado}})}{\text{VAR}(R_{\text{mercado}})} \quad (2.3)$$

onde:

$\text{COV}(R_{\text{ação}}, R_{\text{mercado}})$ é a covariância do retorno da ação e a carteira do mercado;

$\text{VAR}(R_{\text{mercado}})$ é a variância do retorno sobre a carteira de mercado;

β é o coeficiente beta de uma ação.

Quando o coeficiente beta de uma ação possui valor nulo significa que este título não tem correlação com o índice de mercado. Se este coeficiente possuir valor igual a um, a ação variará conforme o mercado e nas mesmas proporções que ele. Já se este coeficiente tiver um valor superior a um, a ação variará conforme o mercado, mas em maior proporção que ele. Por último, se o beta de uma ação possuir valor inferior a zero, significa que este ativo variará em sentido contrário ao mercado, ou seja, quando o mercado estiver subindo, esta ação estará caindo, e vice-versa.

Existem várias críticas aos testes do CAPM. Uma delas, é que ele se baseia em dados passados dos ativos. Logo, os valores dos betas obtidos, que serão utilizados para encontrar os retornos esperados das ações, nem sempre demonstrarão o efetivo comportamento futuro dos retornos das ações.

Entretanto, a principal crítica ao CAPM é a impossibilidade de se obter uma carteira de mercado, composta por todos os ativos de risco existentes e na mesma proporção que o mercado.

Um outro modelo desenvolvido, relacionando risco e retorno, é a *arbitrage pricing theory* (APT).

Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (1995: 231) “a APT supõe que os retornos sobre os títulos sejam gerados por uma série de fatores de âmbito setorial ou macroeconômico”.

Na APT o coeficiente beta está associado a reação da taxa de retorno de um ativo a um risco sistemático (existindo um coeficiente beta para cada risco sistemático), sendo que o valor do coeficiente dependerá da intensidade do impacto que cada risco sistemático causará sobre a taxa de retorno da ação. Já na CAPM, o beta mede o quanto a taxa de retorno do título é sensível a um risco sistemático específico, o retorno da carteira de mercado (Ross, Westerfield e Jaffe, 1995: 234).

Logo, de acordo com o modelo APT, o retorno de uma ação é dado por:

$$R = \bar{R} + \beta_1 \cdot F_1 + \beta_2 \cdot F_2 + \dots + \beta_k \cdot F_k + \varepsilon \quad (2.4)$$

onde:

R é o retorno total de uma ação;

\bar{R} é o retorno esperado;

$\beta_1, \beta_2, \beta_k$ são os betas da ação em relação aos fatores (fontes sistemáticas de risco) F_1, F_2, F_k , respectivamente;

ε é o risco não sistemático.

Os coeficientes beta da equação (2.4) são calculados a partir da diferença entre a magnitude efetiva de cada fator e a magnitude esperada para cada fator.

As diferenças entre a APT e a CAPM são várias, mas a mais importante é que: embora ambas acreditem que exista correlação entre os retornos dos ativos, a APT determina quais os fatores que levam a esta correlação, enquanto que a CAPM não os identifica.

CAPÍTULO III: METODOLOGIA DE CÁLCULO DOS ÍNDICES DE BOLSAS DE VALORES ANALISADOS NO TRABALHO

Neste capítulo demonstramos brevemente a importância dos índices de bolsas, que servem como um sinalizador do mercado de ações e, em um segundo momento, é feita uma introdução sobre cada índice analisado neste trabalho, juntamente com a exposição das metodologias de cálculo utilizadas na construção de cada um destes índices.

3.1 OS ÍNDICES DE BOLSAS DE VALORES

Os números-índices “são usados para indicar variações relativas em quantidades, preços, ou valores de um artigo, durante um período de tempo” (Mellagi Filho, 1995: 144). Em outras palavras, eles demonstram as mudanças de magnitude dos valores das variáveis econômicas durante um período de tempo, ou ainda, são as razões entre os valores no período atual e os valores no período que se escolheu como base.

Os números-índices possuem grande importância para a economia, pois são um instrumento que permite analisar movimentos de variáveis econômicas sem que os valores, ao longo do tempo, sejam influenciados por outras variáveis (o que alteraria as conclusões da análise).

Quando o índice, isto é, o número-índice é uma comparação de um único bem, nos diferentes períodos, chama-se de simples ou relativo. Quando este índice for constituído para comparar períodos e tiver na sua composição um grupo de artigos, este será designado de índice agregado ou composto.

Os índices de bolsas nada mais são do que números-índices que são construídos para demonstrar as variações de preços no mercado de ações.

Eles funcionam como um termômetro deste mercado, refletindo a tendência dos preços das ações, sendo portanto, um guia para os investidores na momento da tomada de decisão sobre como agir em relação aos seus investimentos.

A seguir, se fará um breve resumo sobre a construção de cada índice que será analisado adiante, se baseando nas páginas eletrônicas das bolsas de valores dos respectivos índices ².

3.1.1 ÍNDICE BOVESPA

O índice Bovespa foi implementado em 1968 e nunca sofreu alteração em sua metodologia.

O Ibovespa é o indicador financeiro que demonstra o desempenho médio do mercado acionário brasileiro.

Ele é o instrumento que melhor representa as oscilações deste mercado porque é constituído pelas ações mais importantes e transacionadas da bolsa de valores de São Paulo, sendo que esta instituição representa 85% de todas as transações ocorridas em bolsas de valores brasileiras.

Este índice é calculado em tempo real, isto é, ele varia instantaneamente de acordo com a variação que os preços das ações constituintes da carteira teórica vão sofrendo no decorrer do pregão.

Ele é construído através de uma carteira teórica, representando a lucratividade média desta, sendo que as ações que compõem esta carteira devem responder aos seguintes critérios, em relação aos últimos 12 meses:

² As páginas eletrônicas utilizadas como base são: Índice bovespa – <http://www.bovespa.com.br>; Índice INMEX – <http://www.bmv.com.mx>; Índice Merval – <http://www.bcba.sba.com.ar>; Índice IPSA – <http://www.bolsantiago.cl>; Índice Dow Jones – <http://www.averages.dowjones.com>.

⇒ ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período;

⇒ apresentar participação, em termos de volume, superior a 0,1% do total;

⇒ estar incluída em uma relação de ações resultantes da soma, em ordem decrescente, dos índices de negociabilidade (liquidez) até 80% do valor da soma de todos os índices individuais.

Logo, as ações que compõem este índice são escolhidas em função de seus índices de negociabilidade.

O índice de negociabilidade das ações é definido por:

$$\sqrt{\frac{n}{N} * \frac{v}{V}} \quad (3.1)$$

onde:

n é o número de negócios com a ação, realizados no mercado à vista (lote-padrão), nos últimos 12 meses;

N é o número de negócios total do mercado à vista (lote-padrão) dos últimos 12 meses;

v é o valor em moeda corrente movimentado com a ação no mercado à vista (lote-padrão) nos últimos 12 meses;

V é o valor em moeda corrente total do mercado à vista (lote-padrão) dos últimos 12 meses.

A carteira teórica do Ibovespa é reavaliada a cada quatro meses, sempre com base nos 12 meses anteriores, para detectar se ocorreu modificações na participação relativa de cada ação integrante do índice.

Caso tenha ocorrido alguma alteração nesta participação, será constituída uma nova carteira, mas sempre utilizando a mesma metodologia de cálculo.

Portanto, o Ibovespa é obtido através da seguinte equação:

$$\text{Ibovespa } T = \sum_{i=1}^n P_{it} \cdot Q_{it} \quad (3.2)$$

onde:

Ibovespa T é o índice Bovespa no instante T;

n é o número total de ações componentes da carteira teórica;

P é o último preço da ação i no instante T;

Q é a quantidade teórica da ação i na carteira no instante T.

Quando há distribuição de proventos relativos às ações constituintes da carteira teórica, eles serão reinvestidos na mesma carteira, sendo que terá que ser feito um ajuste da quantidade teórica da ação.

Este ajuste, devido a distribuição de proventos, é feito pela equação:

$$Q_n = \frac{Q_0 \cdot P_0}{P_{ex}} \quad (3.3)$$

onde:

Q_n é a quantidade nova;

Q_0 é a quantidade antiga;

P_0 é o último preço de fechamento anterior ao início da distribuição do provento;

P_{ex} é o preço ex-teórico, calculado com base em P.

O preço ex-teórico é obtido pela equação abaixo:

$$P_{ex} = \frac{P_c + (\% S \cdot Z) - \text{Div}}{1 + \% B + \% S} \quad (3.4)$$

onde:

P_{ex} é o preço ex-teórico;

P_c é o último preço de fechamento anterior ao início da distribuição do provento;

$\%S$ é o percentual de subscrição;

Z é o valor em moeda corrente de emissão de cada ação a ser subscrita;

Div é o valor em moeda corrente recebido por ação a título de dividendo;

$\%B$ é o percentual de bonificação.

3.1.2 ÍNDICE MÉXICO

O Índice México (INMEX) é um índice da Bolsa Mexicana de Valores que é ponderado pelo valor de capitalização das ações componentes da amostra.

Este número-índice se ajusta de acordo com as capitalizações e os direitos dos acionistas. Entretanto, ele não é ajustado em relação a dividendos.

O INMEX é constituído por uma amostra de 20 a 25 ações, escolhendo-se, a cada tipo de ação, a série mais representativa e com maior liquidez e valor de mercado, podendo incluir nesta amostra somente um série por ação.

A condição para que uma série de ação possa integrar este índice é que, no momento da reavaliação da carteira de ações (amostra), o peso relativo desta série (a quantidade de ações multiplicada pelo seu preço naquele instante) não pode ser superior a 10% do valor de mercado do INMEX.

Uma outra condição para que uma série de ações seja admitida na carteira do índice é que somente é aceita séries cujo valor de mercado mínimo seja de 100 milhões de dólares.

A composição do índice México é reavaliada a cada seis meses. O tamanho da amostra pode ser alterado conforme a disponibilidade das ações em cumprir os critérios para compor o índice.

A fórmula para se calcular o INMEX é:

$$I_t = I_{t-1} \left(\frac{\sum_i^n P_{it} \cdot Q_{it}}{\sum_i^n P_{it-1} \cdot Q_{it-1} \cdot F_{it}} \right) \quad (3.5)$$

onde:

I_t é o INMEX do dia t ;

P_{it} é o preço da ação i no dia t ;

Q_{it} é a quantidade da ação i no dia t inscritas na bolsa mexicana de valores ³;

F_{it} é o fator de ajuste por direitos dos acionistas no dia t ;

$t-1$ é o dia útil anterior;

$i = 1, 2, 3, \dots, n$;

n é o número de ações na amostra.

3.1.3 ÍNDICE Merval

O Índice Merval é o valor de mercado de uma carteira de ações, selecionadas de acordo com a participação, quantidade de transações e valor de cotação na Bolsa de Comércio de Buenos Aires.

Este indicador é reavaliado trimestralmente, quando o mercado acionário é revisto para que o índice mantenha sua representatividade deste mercado.

Neste momento, serão escolhidas as ações que constituirão a carteira pelos próximos três meses, sendo que esta escolha e as ponderações que cada ação terá na carteira dependerão de como foi a participação de cada ação no mercado nos últimos seis meses.

O Merval é calculado continuamente durante o pregão e as pessoas podem acompanhar o movimento do índice pelas telas do Sistema de Informação Bursátil.

³ Números destas que, multiplicado pelo seu preço, não excede os 10% do valor de mercado do INMEX.

O cálculo do Merval é feito, tendo como data base o dia 30 de junho de 1986 e valor base igual a \$0,01.

O coeficiente de participação no mercado de cada ação incluída no índice é:

$$P_i = \sqrt{\frac{n_i}{N} \cdot \frac{v_i}{V}} \quad (3.6)$$

onde:

n_i é a quantidade de transações da ação i ;

N é a quantidade total de transações em ações durante os últimos seis meses;

v_i é o valor efetivo negociado da ação i durante os últimos seis meses;

V é o valor efetivo total operado em ações durante os últimos seis meses;

P_i é a participação da ação i sobre o total de transações e valores efetivos operado.

Todas as cotações das ações são consideradas em forma decrescente, de acordo com a sua participação, até atingir 80% das cotações do mercado.

A participação ajustada de cada ação da carteira é:

$$PAJ_i = \frac{P_i}{Z} \quad (3.7)$$

onde:

$$Z = \sum_{i=1}^n P_i \quad (3.8)$$

sendo:

PAJ_i é a participação ajustada da ação i ;

A quantidade teórica de cada ação da carteira é obtida da seguinte maneira:

$$Q_i = PAJ_i \cdot \frac{IA}{C_i} \quad (3.9)$$

onde:

IA é o valor anterior do índice (correspondente ao do fechamento do trimestre anterior);

C_i é a cotação da ação i ;

Q_i é a quantidade teórica da ação i ;

Finalmente, o cálculo do índice Merval é feito pela equação:

$$I_t = \sum_{i=1}^n Q_i \cdot C_{it} \quad (3.10)$$

onde:

I_t é o valor do índice no período t ;

Q_i é a quantidade teórica da ação i ;

C_{it} é a cotação da ação i no período t .

3.1.4 ÍNDICE DE PREÇOS SELETIVOS DE AÇÕES

O Índice de Preços Seletivos de Ações (IPSA) é constituído pelas 40 ações, as quais são as de maior valor de mercado na Bolsa de Comércio de Santiago.

Sua finalidade é refletir as variações de preços dos títulos mais ativos do mercado.

A cada três meses ocorre a seleção destas ações que comporão o índice no trimestre seguinte.

A data base para o cálculo do IPSA é o dia 30 de dezembro de 1998.

3.1.5 ÍNDICE DOW JONES

O Índice Dow Jones Industrial Average (DJIA) é um dos índices utilizados na Bolsa de Valores de New York e é usado para refletir o movimento do mercado financeiro americano.

Foi introduzido em 26 de maio de 1896 por Charles H. Dow, sendo por isto, o mais antigo índice que ainda permanece em uso, sendo que no século passado, ele se tornou o mais reconhecido indicador da Bolsa de Valores de New York e, provavelmente, do mundo inteiro.

Quando surgiu em 1896, as bolsas de valores não possuíam grande importância na economia, como o tem atualmente. Os valores das ações não eram confiáveis, seus movimentos eram tidos como duvidosos, pois eram bastante vulneráveis a jogos de interesse.

Hoje em dia, as ações são consideradas como um veículo de investimento e as bolsas de valores possuem normas e comissões designadas a fiscalizar todas as transações ocorridas dentro da bolsa.

A composição atual do DJIA é de 30 ações que são registradas na Bolsa de Valores de New York, as quais são todas Blue-chips que refletem a saúde da economia dos estados Unidos.

Estas ações que compõem o DJIA são amplamente requisitadas por investidores individuais como, também, por investidores institucionais. Elas representam aproximadamente $\frac{1}{5}$ dos \$8 trilhões de dólares somados no mercado de valor de todas as ações dos Estados Unidos e aproximadamente $\frac{1}{4}$ do valor de todas as ações registradas na Bolsa de Valores de New York.

Estas companhias que integram o DJIA possuem negócios pelo mundo inteiro. Logo, qualquer oscilação nestas ações repercutirá em todo o mundo, evidenciando a importância destas na economia americana e mundial.

O Dow Jones tem sido atualizado repetidamente durante décadas para refletir as mudanças na sociedade americana e tem, ao longo do tempo, se movimentado, paralelamente, as oscilações do mercado.

Das originais 12 ações em 1896, foi acrescentado para 20 ações em 1916 e, então, para 30 ações em 1928.

A última modificação ocorreu em 23 de março de 1997, quando quatro ações foram mudadas para melhor representar a tecnologia, finanças e os setores da saúde.

A substituição ocorreu da seguinte maneira:

As companhias Travelers Group, Hewlett Packard Co, Johnson & Johnson e Wal-Mart Stores substituíram as companhias Westinghouse Electric Corp., Texaco Inc., Bethlehem Steel Corp. e Woolworth Corp., respectivamente.

O cálculo do DJIA teve algumas modificações, com o passar dos anos.

Em 1896 o Dow Jones estava computado como a soma dos preços de 12 ações dividido pelo número de ações. Desde então, o divisor tem sido ajustado para compensar os *splits* de ações e a outras distribuições, o que criaria distorções na média que não refletiria uma mudança no valor das ações.

Um exemplo seria um *split* de 2-para-1 da ação de uma determinada empresa integrante do índice. Isto levaria todos os possuidores deste tipo de ação a receber mais uma ação por cada ação que já detivesse. Geralmente, isto leva a um corte no preço de cada ação para a metade do valor anterior. Portanto, o ajuste do divisor teria que ser para baixo para compensar esta operação.

Sem o ajustamento do divisor a tomada de certas decisões como o de substituir ou retirar ações do índice refletiriam movimentos no valor do índice, mascarando o que realmente aconteceu.

Logo, hoje em dia, o divisor é uma fração, ou seja, tornou-se um multiplicador que é publicado diariamente no Wall Street Journal.

Existem algumas críticas em relação ao Índice Dow Jones. Muitos afirmam que ele é um índice muito primitivo. Entretanto, todos tem que admitir que ele é bastante útil, funcionando como um barômetro das blue-chips ⁴, refletindo os movimentos delas.

O DJIA possui vantagens que muitos índices de bolsas não possuem: a maioria das transações mais recentes ocorridas na Bolsa de Valores de New York foram com ações integrantes da carteira do índice e ele detém um século de existência e uma cultura de mercado atada a ele.

⁴ blue-chips são as ações mais procuradas nas bolsas de valores, isto é, são bastante líquidas e estáveis, dando segurança aos investidores que as requisitam.

CAPÍTULO IV: MERCADOS EFICIENTES VERSUS ANOMALIAS DO MERCADO DE AÇÕES

Neste capítulo é feita uma exposição sobre a teoria dos Mercados Eficientes, assim como é relatado a existência de anomalias afetando o mercado de ações. No último item, é feito um breve comentário sobre alguns dos diversos trabalhos já feitos, analisando mercados acionários, que tinham como objetivo verificar se estes mercados eram influenciados pela anomalia sazonal efeito fim de semana.

4.1 A TEORIA DOS MERCADOS EFICIENTES

A teoria dos Mercados Eficientes (EMH) tem sido amplamente utilizada para explicar o comportamento dos retornos das ações no mercado financeiro. Fama (1970), que é um dos pioneiros desta teoria, define Mercado Eficiente como aquele em que os preços das ações refletem completamente as informações disponíveis no mercado.

De acordo com esta teoria, nenhum investidor tem a possibilidade de obter ganhos excessivos de capital através de transações de compra e venda de ações, pois neste mercado, qualquer informação nova sobre determinada empresa, ou determinado acontecimento, será imediatamente refletida sobre os preços das ações envolvidas, antes que qualquer investidor tenha tempo para transacionar estas ações com o intuito de obter ganhos extraordinários de capital.

Segundo Fama (1970) existem três condições que um mercado deve atender para ser eficiente ao nível informacional:

⇒ baixos custos de transação;

⇒ baixos custos de informação;

⇒ todos os participantes concordam acerca das implicações das informações existentes no que se refere aos preços atuais e futuros de cada ativo.

Conforme Brito & Menezes (1982: 120), que se baseiam em Fama (1972): há três tipos de eficiência informacional:

“A primeira é a eficiência informacional fraca que argumenta que todas as informações contidas na série temporal de preços e taxas de retorno de títulos já está refletida sobre seus preços. A segunda é a eficiência informacional semi-forte que propõe que todas as informações publicamente disponíveis, inclusive balanços e demonstrativos, estarão automaticamente refletidas sobre preços de títulos. A terceira é a eficiência informacional forte; ela afirma que todas as informações existentes, inclusive as privilegiadas e não-publicadas, estão embutidas e refletidas em preços de títulos”.

Na eficiência na forma fraca os investidores se baseiam em informações sobre preços passados, ou seja, analisam o comportamento passado dos preços das ações, para poderem ter uma base para prever o comportamento futuro deles, e assim, escolher seus investimentos. Nesta forma fraca de eficiência o modelo randômico (*random walk*) é muito utilizado para representar o comportamento dos preços. Portanto, os preços quando evoluem segundo um *random walk*, variariam conforme a seguinte equação:

$$P_t = P_{t-1} + e_t \quad (4.1)$$

onde:

P_t é o preço da ação no período analisado;

P_{t-1} é o preço da ação no período anterior ao analisado;

e_t é a informação que não se pode prever através de dados passados, sendo que pode assumir tanto valores positivos como negativos, mas, no entanto, seu valor esperado é igual a zero.

Entretanto, como o comportamento passado dos preços das ações é um tipo de informação bastante fácil de se obter, todos os investidores do mercado acionário podem optar por esta estratégia, e portanto, mesmo que existisse a possibilidade de obter ganhos anormais se baseando em preços passados, rapidamente esta possibilidade se extinguiria com todos optando pela mesma estratégia.

Na eficiência na forma semi-forte além dos investidores se basearem em dados passados dos preços para tentar prever o comportamento futuro dos preços, eles também se apoiam em informações publicamente disponíveis, ou seja, em informações obtidas em balanços de empresas, anúncios de fusões e/ou aquisições, previsões de lucros ou prejuízos futuros, etc.

Contudo, como estas informações tem acesso público, nenhum investidor poderá obter vantagens em relação aos outros investidores, pois todos os investidores possuem o mesmo nível de informações e os preços já estão sob influência destas informações.

Já na eficiência na forma forte, junto com as informações sobre os preços passados e informações publicamente disponíveis, também as informações privadas são utilizadas pelos investidores.

Estas informações privadas, também chamadas de *inside information*, são aquelas que somente pessoas que estão dentro da instituição e que tem acesso a informações restritas (os *insiders*) podem obter.

Entretanto, segundo a teoria do mercado eficiente na forma forte, mesmo com estas informações privilegiadas, os investidores não terão como obter lucros anormais, pois os preços das ações incorporariam rapidamente estas informações antes que estes privilegiados tivessem tempo para comprar ou vender as ações envolvidas com estas informações.

A eficiência na forma forte é a mais polêmica de todas, pois muitos não acreditam na possibilidade de que um indivíduo, de posse de informações privilegiadas, não tenha como utilizá-las para obter ganhos anormais (Ross, Westerfield e Jaffe, 1995: 269).

Logo, a teoria dos mercados eficientes se fundamenta na hipótese de que uma série de preços de ativos se comporta de forma aleatória, ou seja, não se pode prever o comportamento futuro dos preços das ações.

Esta hipótese assume a condição de que os retornos esperados para os dias da semana são estatisticamente iguais. Não haveria razão para que a rentabilidade média das ações fosse, consistentemente, maior em determinado dia da semana.

4.2 ANOMALIAS SAZONAIS SE CONTRAPONDO A EMH E O CAPM

No começo dos anos 80, os estudiosos do mercado acionário começaram a perceber a existência de anomalias no mercado, contrariando a hipótese de um mercado eficiente, ou seja, começou a se verificar a existência de certas anomalias que influenciam os preços das ações, mostrando que o comportamento dos preços dos ativos não são totalmente imprevisíveis.

Com o descobrimento destas anomalias a validade de dois dos principais pilares da moderna teoria de finanças (EMH e CAPM) é colocada em questão.

Isto se deve ao fato de a hipótese de mercado eficiente defender a premissa de que o comportamento dos preços das ações segue um “*random walk*”, não existindo qualquer tendência ou previsão de futuras oscilações.

Já o CAPM, como afirma Gitman (1997: 230), “baseia-se efetivamente no pressuposto da eficiência do mercado, no qual há muitos investidores pequenos, cada um deles tendo a mesma informação e expectativas com relação aos títulos, não há restrição aos investimentos, nem impostos e nem custo pelas transações; e todos os investidores são racionais, eles vêem os títulos de forma similar e são aversos ao risco, preferindo retornos mais altos e risco mais baixo”.

Existem várias anomalias de calendário ou sazonais, mas as mais importantes são: o efeito feriado, o efeito final de mês, o efeito mês do ano e o efeito dia da semana (incluindo o efeito fim de semana, que será estudado neste trabalho).

Existem também outras anomalias influenciando o mercado acionário que não fazem parte do conjunto das sazonais, mas que possuem, da mesma forma, significativa importância, tais como: o efeito tamanho da empresa e o efeito preço/lucro.

A anomalia efeito feriado consiste que nos dias que precedem um feriado os retornos diários tendem a ser maiores que nos demais dias, inclusive os dias imediatamente após o feriado.

A anomalia efeito final de mês consiste que nos últimos dias do mês e nos primeiros dias do mês seguinte ocorre um aumento dos retornos diários das ações.

A anomalia efeito mês do ano demonstra que os retornos das ações variam de acordo com o mês do ano, mostrando que o mês de janeiro é o que possui maior alta dos rendimentos das ações e, que, o mês de dezembro é o que possui maior baixa destes retornos.

A anomalia dia da semana, a qual é conhecida como efeito fim de semana leva a constatação de que nos primeiros dias da semana o mercado de ações entra em baixa (em relação aos outros dias) e que com a proximidade do fim de semana os rendimentos vão aumentando.

A anomalia tamanho da empresa constata que as ações das pequenas empresas possuem retornos ajustados ao risco maiores do que as ações das empresas que possuem maior capital.

O efeito preço/lucro como afirma Costa Jr. (1990: 81) consiste em que: “usando-se uma estratégia de investir em ações com baixo índice preço/lucro, se obtém um retorno ajustado ao risco acima do previsto pelos diversos modelos de precificação de ativos de capital conhecidos”.

Portanto, com base em Costa Jr. (1990: 23 e 24), as anomalias de calendário demonstram que o comportamento dos preços das ações, com o passar dos dias e dos meses, não seguem o modelo randômico, ou seja, demonstram a ineficiência dos mercados em sua forma fraca.

Segundo o mesmo autor, as anomalias tamanho e índice preço/lucro invalidam o modelo de precificação de ativos de capital, pois ela afirmam que o retorno de uma ação é inversamente proporcional ao tamanho da empresa e o seu índice preço/lucro e diretamente proporcional ao seu coeficiente de risco sistemático.

Apesar destas anomalias poderem ser detectadas empiricamente, através da análise de dados obtidos nos mercados que se deseja analisar, nada se pode garantir que ocorrerão indefinidamente, pois o mercado de capitais é muito influenciado pelo que ocorre na economia, dependendo da conjuntura econômica, das medidas que o governo adota.

4.3 REVISÃO DE LITERATURA

4.3.1 FRENCH (1980)

French (1980), o qual foi um dos pioneiros a pesquisar o efeito fim de semana, analisou o índice Standard & Poor's (constituído por uma carteira de 500 ações das maiores empresas negociadas na Bolsa de Valores de New York) para descobrir se o mercado acionário americano era influenciado por esta anomalia.

Para isto, analisou as cotações diárias de fechamento do mercado à vista deste índice em um período compreendido entre 1953 e 1977.

Para estudar o processo de geração de retornos deste mercado, foram testadas duas hipóteses defendidas pela teoria dos mercados eficientes: a hipótese de geração por dias-calendário e a hipótese de geração por dias de negócio.

A hipótese de geração por dias-calendário: onde os retornos seriam gerados nos sete dias da semana, sendo que na segunda-feira, a expectativa de retorno seria três vezes maior que nos outros dias devido ao acúmulo de retornos gerados aos sábados e domingos.

A hipótese de geração por dias de negócio: onde os retornos seriam gerados apenas nos dias úteis e com retornos esperados idênticos para qualquer um destes dias.

O teste da primeira hipótese é feito pela fórmula:

$$R = \alpha (1 + 2d_{2t}) + \gamma_3 \cdot d_{3t} + \gamma_4 \cdot d_{4t} + \gamma_5 \cdot d_{5t} + \gamma_6 \cdot d_{6t} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

onde:

A variável dummy d_{2t} é igual a 1 se o retorno observado corresponde a uma segunda-feira e as outras variáveis dummy são as mesmas definidas na regressão (4.3).

α mede 1/3 do retorno esperado para segundas-feiras e $\gamma_3, \gamma_4, \gamma_5$ e γ_6 medem a diferença entre α e as expectativas de retorno para terças, quartas, quintas e sextas-feiras, respectivamente.

A segunda hipótese pode ser testada pela equação de regressão:

$$R = \alpha + \gamma_3 \cdot d_{3t} + \gamma_4 \cdot d_{4t} + \gamma_5 \cdot d_{5t} + \gamma_6 \cdot d_{6t} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

onde:

As dummies d_{3t}, d_{4t}, d_{5t} e d_{6t} indicam o dia da semana no qual o retorno R_t é observado;

α é a expectativa de retorno para segunda-feira;

$\gamma_3, \gamma_4, \gamma_5$ e γ_6 representam as diferenças entre α e os retornos médios de terças, quartas, quintas e sextas-feiras, respectivamente.

O resultado destes testes foi a rejeição das duas hipóteses ao nível de significância de 1%.

Os retornos médios obtidos nos dias de terça a sexta-feira foram positivos ou nulos, enquanto que os retornos médios para o dia de segunda-feira apresentaram valores negativos.

Logo, o processo de geração dos retornos das ações do mercado analisado está sob influência do efeito fim de semana.

4.3.2 JAFFE & WESTERFIELD (1985)

Jaffe & Westerfield (1985), fizeram a análise de cinco mercados, utilizando os índices mais representativos destes, para verificar a existência ou não do efeito fim de semana afetando os retornos das ações.

Os índices foram pesquisados com base nos preços diários de fechamento do mercado à vista e os respectivos períodos que foram coletados os dados são os seguintes:

- EUA – Índice Standard & Poor's 500, no período de 02/07/1962 a 30/12/1983;
- Canadá – Índice Toronto Stock Exchange, no período de 02/01/1976 a 30/11/1983;
- Inglaterra – Índice Financial Times, no período de 02/01/1950 a 30/11/1983;
- Japão – Índice Nikkei Dow, no período entre 05/01/1970 a 30/04/1983;
- Austrália – Índice Statex Actuaries, no período entre 01/03/1973 a 30/11/1982.

A hipótese que Jaffe e Westerfield testaram foi o modelo de geração por dias negócio, já definida e demonstrada no item anterior.

O resultado do teste de igualdade dos retornos em todos os dias de negócio foi rejeitado ao nível de significância de 1%.

Este teste demonstrou que, nos mercados americano, canadense e inglês, a média dos retornos são significativamente negativos na segunda-feira, e significativamente positivos na sexta-feira.

Já nos mercados japonês e australiano percebeu-se um resultado diferente pois, em ambos, os retornos médios da segunda-feira são nulos, sendo que na terça-feira é que os retornos são significativamente negativos e os retornos positivos ocorrem no sábado – Japão (último dia útil de funcionamento da bolsa) e sexta-feira – Austrália.

Portanto, apesar desta diferença nos resultados, os autores puderam confirmar a presença do efeito fim de semana no mercado americano (mesma conclusão obtida por French sobre este mercado), além disso, foi possível verificar que esta anomalia também estava presente nos outros mercados analisados.

4.3.3 GIBBONS & HESS (1981)

Gibbons e Hess também analisaram o processo de geração de retornos do mercado americano.

Foi analisado o retorno do índice Dow Jones - a escolha deste indicador se deve ao fato de ser constituído por ações bastante líquidas, ou seja, muito negociadas no mercado – pelo preço de fechamento do mercado à vista, no período de 3 de junho de 1962 a 28 de dezembro de 1978.

Os autores afirmavam que: a verificação de que os retornos médios nos diferentes dias de negócio eram distintos, não era suficiente para provar que o mercado de ações era ineficiente.

Logo, este trabalho testou a hipótese de geração por dias negócio. Contudo este teste foi executado de duas maneiras:

- foi testado a hipótese de geração por dias negócio, da mesma forma que no item 4.3.1.

• foi feito um segundo teste com algumas modificações, pois eles não acreditavam que as variâncias dos retornos para todos os dias de negócio são iguais, o que é um dos critérios do modelo de regressão que testa esta hipótese.

Logo, foi alterada a equação de regressão da seguinte maneira: dividiu-se os retornos pelo desvio padrão de cada dia de negócio, para evitar a heteroscedasticidade ⁵.

A equação de regressão apresentada foi:

$$R_{it}/s_{ji} = \alpha_{1i} (d_{1t}/s_{1i}) + \alpha_{2i} (d_{2t}/s_{2i}) + \alpha_{3i} (d_{3t}/s_{3i}) + \alpha_{4i} (d_{4t}/s_{4i}) + \alpha_{5i} (d_{5t}/s_{5i}) + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

onde:

s_{ji} é o desvio padrão estimado para a ação i no dia j da semana.

$j = 1$ nas segundas-feiras; $j = 2$ nas terças-feiras; $j = 3$ nas quartas-feiras; $j = 4$ nas quintas-feiras; $j = 5$ nas sextas-feiras.

Os dois testes, com ajuste dos retornos e sem ajuste, evidenciaram os mesmos resultados, isto é, a hipótese de que os retornos médios das ações são iguais em todos os dias da semana foi rejeitada.

Então, Gibbons e Hess fizeram um outro teste, mas desta vez para verificar se a liquidação financeira nas bolsas afetaria os retornos de ações em diferentes dias da semana, considerando que os preços diários são os preços nominais de determinado dia de negócio acrescidos de uma taxa de juros sem risco devido ao número de dias que leva para ocorrer a liquidação.

⁵ A heteroscedasticidade ocorre quando a variância do erro não é constante ao longo da amostra.

A execução deste segundo teste se deve a fato que o período analisado está compreendido entre junho de 1962 a dezembro de 1978, sendo que existe uma diferença marcante ocorrida no decorrer deste período: até fevereiro de 1968 o prazo de liquidação financeira nas bolsas do EUA era de quatro dias úteis. Entretanto, a partir desta data o prazo passou para cinco dias úteis.

Como neste país os juros são acumulados também nos sábados e domingos, se poderia justificar a existência de retornos negativos na segunda e positivos na terça-feira devido a vantagem que se teria em fazer uma transação numa terça-feira, obtendo no quarto dia útil o rendimento de sete dias, ao invés de, fazer o negócio numa segunda, conseguindo o rendimento de quatro dias somente, pois a liquidação ocorreria na sexta, perdendo portanto, os juros acumulados de sábado e domingo.

Se esta afirmação fosse verdadeira, de acordo com a hipótese de equilíbrio de mercado, o acréscimo no valor dos retornos obtidos nas terças-feiras deveria ter assimetria com as reduções no valor dos retornos obtidos nas segundas-feiras, ou seja, deveria compensar as reduções nos retornos das segundas-feiras.

A equação de regressão que testa a hipótese dos retornos assimétricos nas segundas e terças-feiras, para o período entre julho de 1962 a fevereiro de 1968, é definida da seguinte maneira:

$$R_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \cdot d_{1t} + \alpha_{2i} \cdot d_{2t} + \alpha_{4i} \cdot d_{4t} + \alpha_{5i} \cdot d_{5t} + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

onde:

α_{0i} é o retorno médio de quartas-feiras.

α_{1i} , α_{2i} , α_{4i} e α_{5i} são as diferenças entre α_{0i} e os retornos médios de segundas, terças, quintas e sextas-feiras, respectivamente.

Logo, para que a hipótese fosse aceita seria necessário que $\alpha_{1i} + \alpha_{2i} = 0$.

O resultado deste teste rejeitou a hipótese, pois a probabilidade de que os retornos médios de segundas e terças-feiras fossem simétricos foi de menos de 0,01%.

Obteve-se neste trabalho a confirmação da presença do efeito fim de semana no mercado americano, sendo que também se pode provar que os retornos negativos nas segundas-feiras não ocorre devido ao prazo de liquidação nas bolsas e nem à pouca liquidez das ações.

4.3.4 COSTA JR. E LEMGRUBER (1993)

Costa Jr. e Lemgruber (1993), analisaram o processo de geração de retornos durante períodos de negociação e de não negociação de uma amostra de 83 ações negociadas na Bolsa de valores de São Paulo.

Como um segundo objetivo, verificaram se este processo de geração de retornos é diferente dependendo do volume de negócios movimentado pelas ações.

O período analisado compreende 2 de janeiro de 1986 a 29 de dezembro de 1989 e foram coletados dados diários de cotações de abertura, fechamento, média das ações e volume de negócios.

A metodologia de cálculo foi a seguinte:

Foram calculados para cada ação três fórmulas. Retornos diários: de fechamento a fechamento (RFF), de abertura a fechamento (RAF) e de fechamento a abertura (RFA).

As equações são estas:

$$RFF_{j,t} = \ln \left(\frac{FEC_{j,t}}{FEC_{j,t-1}} \right) \quad (4.6)$$

$$RAF_{j,t} = \ln \left(\frac{FEC_{j,t}}{ABE_{j,t}} \right) \quad (4.7)$$

$$\text{RFA}_{j,t} = \ln \left(\frac{\text{ABE}_{j,t}}{\text{FEC}_{j,t-1}} \right) \quad (4.8)$$

onde:

$\text{ABE}_{j,t}$ são as cotações diárias de abertura;

$\text{FEC}_{j,t}$ são as cotações diárias de fechamento;

Devido ao segundo objetivo do trabalho, calculou-se o valor negociado diário de cada ação:

$$\text{VT}_{j,t} = \text{MED}_{j,t} \cdot \text{QTD}_{j,t} \quad (4.9)$$

onde:

$\text{MED}_{j,t}$ é a cotação média da ação no dia t ;

$\text{QTD}_{j,t}$ é o volume negociado da ação no dia t .

Para cada um dos três tipos de retornos (RFF, RAF, RFA) foram feitos dois índices de negociabilidade:

1º) calculado pela média aritmética dos retornos diários de todas as ações da amostra tomada;

2º) calculado pela média ponderada dos retornos diários pelo valor negociado das ações da amostra, o que, ao contrário do primeiro índice, proporciona maior peso às ações mais negociadas.

Logo, com estas seis séries de retornos diários, construiu-se um modelo para testar a hipótese da existência do efeito fim de semana. O modelo foi elaborado assim:

$$I_t = a_1 + \sum_{i=2}^5 a_i \cdot D_{i,t} + e_t \quad (4.10)$$

onde:

I_t é o índice de rentabilidade (igualmente ponderado ou o ponderado pelo valor negociado);

a_1 é o retorno médio na segunda-feira;

a_2 até a_5 são as diferenças entre os retornos dos outros dias da semana e o retorno de segunda-feira;

$D_{2,t}$ até $D_{5,t}$ são as variáveis mudas (exemplo: quando t cair numa terça-feira, $D_{2,t} = 1$ e $D_{3,t} = D_{4,t} = D_{5,t} = 0$;

e_t é o erro aleatório, suposto independente e identicamente distribuído com valor esperado igual a zero.

Esta equação de regressão (4.10) testa a hipótese de geração por dias de negócio (já definida no primeiro item).

As conclusões chegadas com esta pesquisa foram as seguintes:

⇒ em todas as seis séries a hipótese testada foi rejeitada, tanto pelo teste paramétrico como pelo teste não-paramétrico (que não exige que a distribuição dos retornos seja normal).

⇒ tanto o índice igualmente ponderado como o índice ponderado pelo valor negociado demonstraram que o efeito fim de semana tem maior magnitude entre a abertura e o fechamento da segunda-feira, pois a média dos retornos diários para a segunda-feira é inferior à média entre o fechamento de sexta-feira e a abertura de segunda-feira.

Portanto, foi confirmada a existência do efeito fim de semana influenciando este mercado, sendo que o período de maior baixa nos retornos acontece durante o pregão de segunda-feira.

O resultado da pesquisa também evidenciou que a anomalia fim de semana é mais acentuada nas ações menos negociadas na bolsa.

4.3.5 SILVA CHAVES (1988)

Silva Chaves (1988), analisou o comportamento dos retornos diários das ações no mercado brasileiro, no período compreendido entre 17 de agosto de 1983 e 24 de agosto de 1987, com a finalidade de detectar a existência do efeito fim de semana, afetando este mercado.

Para isto, foi analisado os índices de bolsas Ibovespa e IBV⁶, sendo que as coletas eram de dados diários, no preço de fechamento do mercado à vista.

Além disso, como muitos analistas acreditam que o vencimento de opções afetam o comportamento dos preços de ações no mercado à vista, foi também analisado neste período, os retornos das quatro ações mais negociadas no mercado de opções.

As ações selecionadas foram as blue-chips: Paranapanema pp, Petrobrás pp, Sharp pp (utilizando-se dos preços de fechamento na Bovespa) e Vale do Rio Doce pp (coletando os preços de fechamento na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro).

A autora testou as duas hipóteses para o processo de geração de retornos: a hipótese de geração por dias-calendário e a hipótese de geração por dias de negócio.

A metodologia de cálculo utilizada neste trabalho é resumida a seguir:

⁶ IBV é o índice da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro.

Os retornos médios de cada ação e índice foram calculados para dois tipos de amostras:

1º) compreende os retornos de todos os dias de negócio em bolsa. Contudo foram retirados da amostra os retornos dos dias em que havia mudança das carteira teóricas dos índices Bovespa e IBV.

2º) nesta amostra foram retirados os retornos dos dias seguintes a feriados e dias excepcionais de suspensão de negócios nas bolsas de valores ou com as quatro ações escolhidas. Esta amostra tem a finalidade de anular outro efeito de fechamento das bolsas que não seja nos finais de semana.

Os retornos observados para cada dia da semana foram obtidos pela equação:

$$R_{dt} = E(R_d) + \varepsilon_{dt} \quad (4.11)$$

onde:

$E(R_d)$ é a média dos retornos para cada dia da semana, ou seja, é o retorno esperado para o dia d (com d variando de Segunda a Sexta-feira);

ε_{dt} é uma variável normal aleatória com valor esperado igual a zero.

Os resultados com estas duas amostras foram os seguintes:

1º) Em relação aos índices Bovespa e IBV: levando em consideração ou não os retornos de dias seguintes a feriados, os retornos médios nas segundas e terças-feiras são significativamente iguais a zero e os retornos médios nos outros três dias são positivos ao nível de significância de 1%.

2º) Os resultados das quatro blue-chips são:

- Segunda-feira - Petrobrás e Vale do Rio Doce tiveram seus retornos médios significativamente iguais a zero; Paranapanema teve, nos dois tipos de amostras, seu retorno

médio para este dia significativamente negativo ao nível de 1%; Sharp teve, incluindo os dias seguintes a feriados, retorno médio negativo ao nível de significância de 5%. Entretanto, excluindo estes dias após feriados, o retorno médio é significativamente igual a zero.

- Terça-feira: nas duas amostras, as quatro ações tiveram seus retornos médios significativamente iguais a zero.

- Nas quartas e quintas-feiras os retornos médios destas ações são, em alguns casos, significativamente iguais a zero e, em outros, positivos ao nível de significância de 1% ou de 5%.

- Sexta-feira: nas duas amostras, as ações Petrobrás e Vale do Rio Doce apresentam retornos médios positivos ao nível de significância de 1% e Sharp apresenta retornos significativamente positivos ao nível de 5%; Paranapanema teve retorno médio positivo ao nível de 1% na amostra que inclui dias seguintes a feriados e, retorno positivo ao nível de 5% na amostra que não inclui estes dias.

A seguir foram testadas as hipóteses: modelo de geração por dias de negócio e modelo de geração por dias-calendário.

O resultado do teste da primeira hipótese é: rejeitado ao nível de significância de 1% para as ações Paranapanema pp, Vale do Rio Doce pp, Ibovespa e IBV e, rejeitado ao nível de significância de 5% para a ação Sharp pp.

Contudo, para a Petrobrás pp a rejeição somente ocorre a um nível de significância maior que 5% (que não é confiável), mas o teste t do coeficiente demonstra que apesar de existir igualdade entre os retornos médios de segundas, terças, quartas e quintas-feiras, o retorno médio de segunda-feira é diferente do de sexta-feira, ao nível de significância de 1%.

O resultado do teste por dias-calendário foi rejeitado ao nível de significância de 1% em todas as amostras dos retornos dos índices e das quatro ações analisados.

Logo, para o período escolhido as duas hipóteses foram rejeitadas, pois a análise mostrou que nas segundas-feiras os retornos esperados são significativamente menores que nas sextas-feiras, sendo que com estes resultados se pode concluir que existe o efeito fim de semana afetando este mercado.

CAPÍTULO V: ANÁLISE EMPÍRICA

Neste capítulo é mostrado os métodos utilizados para analisar os retornos da carteira de cada índice, assim como os resultados dos testes estatísticos obtidos com este estudo.

5.1 FORMA DE ABORDAGEM DO PROBLEMA

O método utilizado para analisar o processo de geração dos retornos da carteira de cada índice pesquisado testa a hipótese de geração por dias de negócio. Neste caso, os retornos são gerados apenas nos dias úteis, sendo que os retornos esperados ao longo da semana são iguais.

A hipótese é testada nas três séries de retorno (nos três períodos) de cada índice e para a execução deste teste utilizamos duas equações de regressão ⁷, que são estimadas no *software* de estatística *Sas*, considerando como resultados confiáveis (das estatísticas *t* e *F*) somente aqueles com nível de significância de até 5%.

Como as variáveis são analisadas em função do dia da semana e são qualitativas (pelo dia da semana) utiliza-se variáveis mudas (*dummies*).

⇒ a primeira equação testa se os retornos médios diários são iguais a zero para cada dia da semana. Este teste torna possível determinar as estimativas dos retornos médios diários e o nível de significância pela estatística *t*. A equação de regressão é a seguinte:

$$R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

⁷ Estas duas equações de regressão foram extraídas do trabalho de Costa Jr. (1990).

onde:

R_t é o retorno diário do índice no dia t ;

D_{it} são as variáveis mudas, indicam o dia da semana em que foi observado o retorno, assim, para segunda-feira $D_{1t} = 1$ e $D_{2t} = \dots = D_{5t} = 0$;

$a_1 \dots a_5$ são os retornos diários médios, de segunda-feira a sexta-feira;

e_t é o erro aleatório.

\Rightarrow a segunda equação, através da estatística F , testa se a diferença entre os retornos dos outros dias da semana e o dia de segunda-feira são iguais a zero, ou seja, se os retornos são iguais entre si. Se a hipótese for aceita a razão F se apresenta bem próxima de 1.

Esta equação de regressão é feita da seguinte maneira:

$$R_t = a_1 + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (5.2)^8$$

onde:

a_1 é o retorno na segunda-feira;

e_t é o erro aleatório;

D_{it} tem o mesmo significado que na equação (5.1);

$a_2 \dots a_5$ são as diferenças entre os retornos dos outros dias da semana e segunda-feira, isto é, se a hipótese de retornos iguais para os cinco dias da semana estiver correta ($a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5$):

$$a_2 = a_2 - a_1 = 0 \Rightarrow a_2 = a_1$$

$$a_3 = a_3 - a_1 = 0 \Rightarrow a_3 = a_1$$

$$a_4 = a_4 - a_1 = 0 \Rightarrow a_4 = a_1$$

$$a_5 = a_5 - a_1 = 0 \Rightarrow a_5 = a_1$$

⁸ D_1 não pode participar desta equação porque com a existência de um intercepto e de cinco variáveis independentes (D_1, D_2, D_3, D_4, D_5), as variáveis não seriam linearmente independentes, o que acarretaria uma multicolinearidade perfeita.

Estas equações pressupõem que os retornos sejam independentes e que possuam distribuição normal no decorrer do tempo.

Logo, utiliza-se algumas estatísticas para testar se as séries de retornos analisadas possuem uma distribuição normal (através do teste de significância dos coeficientes de assimetria e curtose ao nível de 5%), e também, se os retornos são independentes (através do teste de autocorrelação serial dos resíduos ao nível de significância de 5%)⁹.

O coeficiente de assimetria determina qual o grau de afastamento de uma distribuição da unidade de simetria, ou seja, uma distribuição amostral é assimétrica quando não há igualdade entre os valores da média, mediana e moda (Fonseca & Martins, 1996: 148).

A assimetria é calculada da seguinte maneira:

$$SK(C_i) = \frac{1/n \sum_{t=1}^n (C_{i,t} - \bar{C}_i)^3}{(\sigma_{C_i})^3} \quad (5.3)$$

onde:

n é o tamanho da amostra;

C_i é a variável retorno do índice i ;

$C_{i,t}$ é o retorno do índice i no período t ;

\bar{C}_i é a média dos valores da amostra da variável C_i ;

σ_{C_i} é o desvio padrão dos valores da amostra da variável C_i ;

$SK(C_i)$ é o coeficiente de assimetria da distribuição amostral da variável C_i .

Se o coeficiente de assimetria:

⁹ As equações que estimam os coeficientes de assimetria, de curtose e de autocorrelação de primeira ordem, bem como as equações que testam as respectivas significâncias destes coeficientes foram extraídas do trabalho de Costa Jr. (1991).

- for igual a zero, a distribuição é simétrica;
- for maior que zero, a distribuição é assimétrica positiva;
- for menor que zero, a distribuição é assimétrica negativa.

O cálculo do desvio - padrão do coeficiente de assimetria, que testa a sua significância, é feito deste modo:

$$DP (SK) = \sqrt{\frac{6n(n-1)}{(n+3)(n+1)(n-2)}} \quad (5.4)$$

onde:

DP (SK) é o desvio - padrão do coeficiente de assimetria;

n é o número de observações.

O coeficiente de curtose demonstra o grau de achatamento da distribuição. Assim, quando ela for delgada chama-se leptocúrtica; quando for achatada denomina-se platicúrtica e quando não for nem achatada, nem delgada chama-se mesocúrtica (Fonseca & Martins, 1996:151).

O cálculo do grau de curtose de uma distribuição é feito pela equação:

$$KUR (C_i) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (C_{i,t} - \overline{C_i})^4}{(\sigma_{c_i})^4} - 3 \quad (5.5)$$

onde:

n, C_i , $C_{i,t}$, $\overline{C_i}$ e σ_{c_i} são os mesmos da equação (5.3).

Quando:

- $KUR (C_i) = 0$ a distribuição de frequência é mesocúrtica (Normal);

- $KUR(C_i) > 0$ a distribuição de frequência é platicúrtica;
- $KUR(C_i) < 0$ a distribuição de frequência é leptocúrtica.

O cálculo do desvio - padrão do coeficiente de curtose, que testa a sua significância, é dado por:

$$DP(KUR) = \sqrt{\frac{24n(n-1)^2}{(n+5)(n+3)(n-2)(n-3)}} \quad (5.6)$$

onde:

DP (KUR) é o desvio - padrão do coeficiente de curtose;

n é o número de observações.

A presença de assimetria pode levar, se for significativa, à distorções no cálculo do desvio - padrão da amostra. Já a presença de curtose, em valores significativos, não prejudica a confiança nos resultados dos testes.

Como já dito, as estatísticas t e F são testes paramétricos, isto é, pressupõem que a amostra estudada possua distribuição normal. Entretanto, os testes t e F são bastantes robustos, isto é, mesmo que a distribuição não seja uma normal, eles não apresentam grandes variações no resultado.

Por último, é realizado o teste de autocorrelação serial dos resíduos, onde é testado o nível de significância do coeficiente de autocorrelação de primeira ordem (estatística Durbin-Watson) para testar a independência dos resíduos.

O coeficiente de autocorrelação de primeira ordem é calculado da seguinte maneira:

$$r_1 = \frac{COV(e_t, e_{t-1})}{\sigma_{e_t} \cdot \sigma_{e_{t-1}}} \quad (5.7)$$

onde:

r_1 é o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem da série temporal (e_t);

COV (e_t, e_{t-1}) é a covariância entre a série temporal (e_t) e esta mesma série defasada de um período, (e_{t-1});

σ_{e_t} $\sigma_{e_{t-1}}$ são os desvios padrão das séries (e_t) e (e_{t-1}).

O desvio – padrão do coeficiente de autocorrelação de primeira ordem da série temporal (e_t) é calculado pela equação:

$$\sigma_{e_t} = \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (5.8)$$

onde:

σ_{e_t} é o desvio – padrão da série (e_t);

n é o tamanho da amostra.

5.2 RESULTADOS

A seguir é apresentado os resultados da análise estatística para cada índice de acordo com os períodos analisados.

Tabela 1: Estatísticas da distribuição diária dos retornos dos Índices no período de 02.01.92 a 30.06.95 (Primeiro Período)

Índice (país)		Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta
Ibovespa (Brasil)	Média (%)	0.1542	-0.0739	-0.0431	0.3978*	0.5872*
	Assimetria	-0.2072	0.1299	-0.2646	0.5392*	0.9781*
	Curtose	4.0365*	2.2262*	1.4345*	1.8396*	2.0009*
	n° observações	158	168	177	170	169
INMEX (México)	Média (%)	-0.416*	-0.0901	-0.0738	0.1561	0.3256
	Assimetria	-2.5145*	-0.0248	-0.7895*	-3.1553*	1.1609*
	Curtose	15.5715*	17.7236*	6.4823*	23.2381*	9.9474*
	n° observações	164	172	174	169	167
Merval (Argentina)	Média (%)	-0.6086*	0.0446	-0.1054	0.0786	0.2482
	Assimetria	-0.5378*	0.069	-0.1916	-0.1665	0.6191*
	Curtose	1.5402*	1.9088*	0.2431	1.5635*	3.1795*
	n° observações	158	166	178	172	169
IPSA (Chile)	Média (%)	-0.0491	0.1209	0.1637	0.1952	0.2304*
	Assimetria	0.4486*	0.1152	-0.1577	-0.0138	2.2307*
	Curtose	1.6098*	3.5266*	2.0064*	2.3533*	14.2849*
	n° observações	163	171	174	170	164
Dow Jones (EUA)	Média (%)	0.1952*	-0.0179	0.0664	0.0107	-0.0326
	Assimetria	0.1449	-0.1737	0.0949	0.1167	-0.6925*
	Curtose	0.4823	2.1242*	1.6021*	0.2016	1.3922*
	n° observações	154	163	178	174	168

* nível de significância de 5%.

De acordo com a tabela 1, a análise dos retornos médios e dos coeficientes de assimetria e curtose para o período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 indicam os seguintes resultados para os cinco índices de bolsa estudados.

Foi constatado (pelo teste t) que o índice Bovespa apresenta média significativamente positiva ao nível de 5% nas quintas e sextas-feiras, enquanto os demais dias da semana possuem médias iguais a zero.

Em relação aos coeficientes de curtose do Ibovespa, podemos perceber que todos são significativos (ao nível de 5%) e demonstram que a distribuição dos retornos possui uma forma mais achatada que a distribuição normal. Entretanto, estas estimativas não provocam grandes distorções nos resultados dos testes t e F.

Analisando os coeficientes de assimetria do índice da Bolsa de Valores de São Paulo verificamos que somente são significativos (ao nível de significância de 5%) os coeficientes de assimetria de quintas e sextas-feiras.

Os valores dos testes t para os retornos diários do INMEX indicam que os retornos médios das segundas-feiras são significativamente negativos ao nível de 5%. Já os retornos dos demais dias são estatisticamente iguais a zero.

Os coeficientes de assimetria do INMEX são significativos para as segundas, quartas, quintas e sextas-feiras ao nível de significância de 5%. Logo, somente é simétrica a distribuição dos retornos das terças-feiras.

Todos os coeficientes de curtose da amostra do INMEX são significativos, demonstrando a forma achatada da distribuição dos retornos para este período.

Os testes t para o índice Merval levam a constatação de que é significativamente negativa a média dos retornos para as segundas-feiras com significância de 5%. Os outros quatro dias da semana apresentam retornos médios significativamente iguais a zero.

Os coeficientes de assimetria da amostra do Merval das segundas e sextas-feiras são significativos ao nível de 5%. Já os coeficientes de assimetria dos demais dias são nulos.

Em relação aos coeficientes de curtose do Merval, nas quartas-feiras não é significativo. Contudo, nos demais dias da semana os coeficientes de curtose são significativos e demonstram distribuição achatada.

Os testes t do IPSA podem provar a rejeição da hipótese de que os retornos nos cinco dias da semana são iguais a zero, pois os retornos médios das sextas-feiras são significativamente positivos ao nível de 5%, enquanto que a média dos retornos das segundas, terças, quartas e quintas-feiras são significativamente nulas.

Os coeficientes de assimetria do índice IPSA denotam insignificância, com exceção das segundas e sextas-feiras que possuem assimetria significativa ao nível de 5%.

Os coeficientes de curtose do IPSA para este período são significativos e exprimem a forma achatada da distribuição dos retornos.

Os testes t para os coeficientes da regressão do Dow Jones indicam que nas segundas-feiras a média dos retornos é estatisticamente positiva com significância de 5%, contudo nas terças, quartas, quintas e sextas-feiras os retornos são estatisticamente nulos.

Os coeficientes de assimetria do índice Dow Jones para este período são insignificantes, com exceção das sextas-feiras que apresentam coeficiente de assimetria significativo.

Neste período de distribuição os coeficientes de curtose do Dow Jones para as segundas e quintas-feiras não são significativos. Os coeficientes de curtose para terças, quartas e sextas-feiras são significativos, denotando uma distribuição achatada dos retornos.

Tabela 2: Estatísticas da distribuição diária dos retornos dos Índices no período de 03.07.95 a 31.12.98 (Segundo Período)

Índice (país)		Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta
Ibovespa (Brasil)	Média (%)	-0.1374	-0.1928	-0.1226	-0.1717	0.4192*
	Assimetria	-0.3906*	-0.4547*	0.1808	-1.4432*	0.5359*
	Curtose	4.7872*	3.2272*	2.3971*	4.8242*	1.9693*
	n° observações	165	172	172	166	169
INMEX (México)	Média (%)	-0.3382*	0.2067	0.0727	-0.1272	0.0253
	Assimetria	-1.4294*	2.5462*	0.3438	-1.3202*	-0.2127
	Curtose	11.1224*	16.0405*	2.8304*	7.0108*	1.5352*
	n° observações	163	168	170	164	164
Merval (Argentina)	Média (%)	-0.0998	0.430*	0.0682	-0.3906*	0.1731
	Assimetria	-1.7855*	0.6088*	0.2334	-1.9963*	-0.3326
	Curtose	9.4513*	3.8864*	2.4053*	8.4986*	2.450*
	n° observações	160	164	176	171	171
IPSA (Chile)	Média (%)	-0.2576*	0.0406	0.0346	-0.192	0.0454
	Assimetria	-0.0413	1.4846*	1.2695*	-1.5252*	0.3155
	Curtose	3.3953*	8.7631*	9.4188*	6.1844*	1.0427*
	n° observações	164	170	170	163	159
Dow Jones (EUA)	Média (%)	0.1713*	0.2354*	0.0009	-0.1397	0.1078
	Assimetria	-2.565*	0.6991*	-0.06	-0.3534	-0.7087*
	Curtose	13.9748*	4.0496*	1.3763*	2.1395*	1.4923*
	n° observações	163	168	179	173	169

* nível de significância de 5%.

A seguir apresenta-se os resultados obtidos com os testes estatísticos, relacionados a assimetria, curtose e teste de significância das médias diárias dos retornos (teste t) dos cinco índices pesquisados, demonstrados na tabela 2, para o período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98.

Os testes t demonstram que as médias dos retornos do Ibovespa para segundas, terças, quartas e quintas-feiras são significativamente iguais a zero. A média dos retornos das sextas-feiras é significativamente positiva ao nível de 5%.

Os coeficientes de assimetria do índice Bovespa para as segundas, terças, quintas e sextas-feiras são significativos ao nível de 5%, enquanto que o coeficiente de assimetria para as quartas-feiras não é significativo, sendo estatisticamente igual a zero.

Os coeficientes de curtose do Ibovespa são todos significativos, indicando a forma achatada da distribuição dos retornos. Contudo, não colocam em risco a confiança nos valores das estatísticas t e F.

Os testes t do INMEX demonstram que a média dos retornos para segundas-feiras são estatisticamente negativos com significância de 5%, enquanto que a média dos retornos para as terças, quartas, quintas e sextas-feiras são significativamente iguais a zero.

Os coeficientes de assimetria do INMEX só não são significativos nas quartas e sextas-feiras. Isto significa que, com exceção destes dois dias, as distribuições dos retornos nos demais dias são assimétricas.

Os coeficientes de curtose do índice INMEX são significativos para todos os dias úteis da semana. Logo, este período apresenta uma distribuição dos retornos numa forma achatada.

Os testes t para os coeficientes da regressão calculada com base nas médias dos retornos dos cinco dias úteis do índice Merval indicam que: os retornos médios das terças-feiras são significativamente positivos ao nível de 5%, os retornos médios das quintas-feiras são estatisticamente negativos ao nível de 5% e os retornos médios para segundas, quartas e sextas-feiras são estatisticamente iguais a zero.

Os coeficientes de assimetria do Merval para as segundas, terças e quintas-feiras são significativos ao nível de 5%, enquanto que as quartas e sextas-feiras apresentam coeficientes de assimetria nulos.

Os coeficientes de curtose do índice Merval para os cinco dias da semana são significativos e refletem a distribuição achatada dos retornos.

A análise dos retornos do IPSA (através do teste t) leva a conclusão de que nas segundas-feiras os retornos médios são estatisticamente negativos com significância de 5% e diferentes dos retornos médios dos outros dias da semana, os quais são significativamente nulos.

Os coeficientes de assimetria do IPSA são insignificantes, isto é, nulos apenas nas segundas e sextas-feiras. Nos outros dias da semana os coeficientes de assimetria são significativos, demonstrando que a distribuição é assimétrica.

Os coeficientes positivos e significativos do IPSA neste intervalo de tempo demonstram, como nos índices anteriores, a forma achatada da distribuição dos retornos.

A estatística t dos retornos do Dow Jones demonstra que nas segundas e terças-feiras os retornos médios são significativamente positivos ao nível de 5%. Para os demais dias úteis, os testes t demonstram que os retornos são significativamente iguais a zero.

Os coeficientes de assimetria do índice Dow Jones são insignificantes ao nível de 5% somente nas quartas e quintas-feiras. Nos demais dias o teste de significância acusou coeficientes de assimetria significativos para a amostra pesquisada.

Os coeficientes de curtose do Dow Jones são significativos e positivos (forma achatada da distribuição) para todos os dias úteis da semana.

Tabela 3: Estatísticas da distribuição diária dos retornos dos Índices no período de 02.01.92 a 31.12.98 (Período Completo)

Índice (país)		Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta
Ibovespa (Brasil)	Média (%)	0.0042	-0.1341	-0.0823	0.1164	0.5032*
	Assimetria	-0.158	0.1421	-0.1316	0.2297	0.9321*
	Curtose	5.5521*	4.4199*	2.0542*	3.339*	2.5502*
	n° observações	324	340	349	336	338
INMEX (México)	Média (%)	-0.377*	0.0566	-0.0014	0.0166	0.1768
	Assimetria	-2.1461*	0.4601*	-0.3083*	-2.5397*	0.9594*
	Curtose	14.567*	20.6654*	5.0193*	18.9819*	10.2034*
	n° observações	328	340	344	333	331
Merval (Argentina)	Média (%)	-0.3413*	0.2361	-0.0191	-0.1553	0.2105
	Assimetria	-1.045*	0.076	-0.1111	-0.8883*	0.3329*
	Curtose	4.0716*	3.1512*	1.0632*	4.4648*	3.33*
	n° observações	319	330	354	343	340
IPSA (Chile)	Média (%)	-0.1493*	0.0809	0.0999	0.0057	0.1393
	Assimetria	0.1569	0.8016*	0.5119*	-0.865*	1.3688*
	Curtose	2.5895*	5.9868*	5.1678*	4.8278*	8.6397*
	n° observações	328	341	344	333	323
Dow Jones (EUA)	Média (%)	0.1843*	0.1107*	0.0335	-0.0643	0.0378
	Assimetria	-2.657*	0.6546*	-0.0751	-0.4694*	-0.6426*
	Curtose	19.3301*	4.6228*	1.9779*	3.5584*	1.6358*
	n° observações	318	331	357	347	337

* nível de significância de 5%.

De acordo com a tabela 3, os resultados dos testes estatísticos (teste t, assimetria e curtose) no período compreendido entre 02. 01. 92 e 31. 12. 98 para os cinco índices de bolsas analisados são os seguintes:

Os testes t do índice Bovespa provam que os retornos médios das sextas-feiras são significativamente positivos ao nível de 5%, enquanto que os retornos médios para segundas, terças, quartas e quintas-feiras são nulos.

Os coeficientes de assimetria do Ibovespa para as segundas, terças, quartas e quintas-feiras são insignificantes, diferindo do coeficiente de assimetria das sextas-feiras que demonstra uma distribuição assimétrica dos retornos do Ibovespa.

Os coeficientes de curtose do índice Bovespa para este período são todos significativos ao nível de 5%.

Os testes t do INMEX exibem valores que demonstram que os retornos médios nas segundas-feiras são significativamente negativos ao nível de 5% e os retornos médios nos demais dias são estatisticamente iguais a zero.

Os coeficientes de assimetria do INMEX para os cinco dias da semana se apresentam significativos, mostrando que neste período a distribuição dos retornos deste índice possuem uma forma assimétrica.

Os coeficientes de curtose do INMEX, neste período de tempo, são significativos para todos os cinco dias da semana, sendo portanto, uma distribuição achatada.

Segundo os resultados dos testes t para os dias da semana, os retornos médios das segundas-feiras do índice Merval são significativamente negativos (ao nível de 5%), enquanto os retornos médios dos quatro dias restantes são estatisticamente nulos.

Somente o coeficiente de assimetria das terças e quartas-feiras da amostra do índice Merval não são significativos ao nível de 5%, enquanto que nos demais dias estes coeficientes são significativos, indicando a forma assimétrica da distribuição destes retornos.

Os coeficientes de curtose do Merval, neste período, são todos significativos e refletem a distribuição achatada dos retornos no decorrer do tempo.

Os valores da estatística *t* para o índice IPSA demonstram que nas segundas-feiras os retornos médios são significativamente negativos (ao nível de 5%) e nos dias úteis restantes os retornos são estatisticamente iguais a zero.

Em relação aos coeficientes de assimetria do IPSA, percebe-se que somente as segundas-feiras apresentam simetria na distribuição dos retornos. O restante dos dias possuem coeficientes de assimetria significativos ao nível de 5%.

Os coeficientes de curtose do IPSA são significativos para todos os dias úteis da semana, demonstrando a forma achatada da distribuição dos retornos.

Os testes *t* do índice Dow Jones demonstram que os retornos médios das segundas e terças-feiras são significativamente positivos ao nível de significância de 5%, sendo que a média dos retornos para as quartas, quintas e sextas-feiras são estatisticamente nulas.

Em relação aos coeficientes de assimetria do Dow Jones podemos perceber que só não é significativo o coeficiente de assimetria das quartas-feiras, levando a constatação de que os demais dias apresentam distribuição assimétrica.

Os coeficientes de curtose do índice Dow Jones para o período estudado são significativos, indicando a forma achatada da distribuição dos retornos.

Tabela 4: Estatística F e Coeficiente de Autocorrelação de 1ª ordem

Índice (país)		Primeiro Período (a)	Segundo Período (b)	Período Completo (c)
Ibovespa (Brasil)	Teste F	2.848*	6.036*	6.486*
	Autocorrelação	-0.017	0.048	0.009
INMEX (México)	Teste F	1.793	1.681	2.468*
	Autocorrelação	0.047	0.087*	0.065*
Merval (Argentina)	Teste F	2.239	3.434*	3.194*
	Autocorrelação	-0.02	0.042	0.01
IPSA (Chile)	Teste F	1.072	1.898	2.306
	Autocorrelação	-0.037	0.09*	0.042
Dow Jones (EUA)	Teste F	3.569*	3.719*	4.127*
	Autocorrelação	-0.059	0.003	-0.006

* nível de significância de 5%

(a) Período compreendido entre 02. 01. 92 e 30. 06. 95

(b) Período compreendido entre 03. 07. 95 e 31. 12. 98

(c) Período compreendido entre 02. 01. 92 e 31. 12. 98

Na tabela 4 é mostrado os resultados dos testes F e dos testes de significância dos coeficientes de autocorrelação de primeira ordem para os cinco índices analisados nos três períodos de análise. A seguir, estes resultados serão explicados.

Os resultados do teste F para o índice Bovespa demonstra que a hipótese de geração por dias negócio, que afirma que os retornos dos cinco dias da semana são idênticos, foi rejeitada nos três períodos de análise dos dados, ao nível de significância de 5%.

Em relação a autocorrelação dos resíduos podemos verificar que não há presença de autocorrelação nos três períodos, concluindo-se que os retornos do índice Bovespa são independentes.

Os testes F para o índice INMEX demonstram que no primeiro e no segundo período não se pode rejeitar a hipótese de igualdade dos retornos, pois o risco de erro de rejeição da hipótese de que os retornos médios para cada dia da semana sejam iguais é maior que 5%. Entretanto, a hipótese de geração por dias negócio é rejeitada ao nível de 5% de significância no período completo da amostra deste índice.

A análise do coeficiente de autocorrelação do primeiro período da amostra do INMEX leva a constatação de que não há presença de autocorrelação de primeira ordem na distribuição dos retornos deste período.

Contudo, para os períodos seguintes (segundo período e período completo) os testes de significância dos coeficientes de autocorrelação de primeira ordem do INMEX averiguam a presença de autocorrelação dos resíduos, levando a conclusão de que os retornos não são independentes nestes dois períodos.

A tabela 4 demonstra que, pelo valor da estatística F do primeiro período de análise do índice Merval, não podemos rejeitar a hipótese de geração por dias negócio, pois o risco de erro é maior que 5%.

Já as estatísticas F do segundo período e do período completo rejeitam a hipótese de igualdade dos retornos com significância de 5%.

Os testes de significância dos coeficientes de autocorrelação de primeira ordem para os três períodos de análise do índice Merval apresentam resultados negativos, ou seja, não há presença de autocorrelação dos resíduos nos três períodos.

Os testes F dos três períodos de análise do índice IPSA não podem rejeitar a hipótese de igualdade dos retornos ao nível de significância de 5%.

Em relação aos testes de significância dos coeficientes de autocorrelação de primeira ordem dos três períodos de análise do IPSA verifica-se que, no primeiro período e no período completo, os coeficientes de autocorrelação não são significativos ao nível de 5%. No entanto, o segundo período apresenta autocorrelação dos resíduos.

Os valores dos testes F para os três períodos de análise do índice Dow Jones demonstram que a hipótese de igualdade dos retornos é rejeitada ao nível de 5%.

Os testes de significância dos coeficientes de autocorrelação de primeira ordem para os três períodos de análise do índice Dow Jones apresentam resultados negativos, não constatando a presença de autocorrelação dos resíduos na distribuição dos retornos do Dow Jones.

CAPÍTULO VI: CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Neste capítulo é feita as conclusões que podemos chegar sobre cada índice, se o efeito fim de semana está presente ou não no processo de geração dos retornos de cada índice e, conseqüentemente, nos respectivos mercados.

No segundo item recomendamos uma possível continuação deste trabalho para obtermos mais informações concretas sobre a anomalia efeito fim de semana nestes mercados analisados.

6.1 CONCLUSÃO

Este trabalho analisou o processo de geração de retornos de cinco índices de bolsas de valores, sendo que cada um deles refletem de forma significativa o que acontece em seus respectivos mercados de ações.

O objetivo da análise era testar estes mercados para verificar se eles são afetados pela anomalia efeito fim de semana, sendo que no caso dos mercados americano (índice Dow Jones) e brasileiro (índice Bovespa), que na década passada tiveram a confirmação do efeito fim de semana presente em seus mercados, também existia a necessidade de verificar se este efeito ainda estaria influenciando o processo de geração de retornos destes mercados nesta última década do século XX..

Os resultados da análise empírica de cada mercado, com base nos resultados dos testes estatísticos já detalhados no capítulo V é relatado a seguir:

- Índice Bovespa:

Os resultados dos testes empíricos confirmaram a existência do efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários do mercado brasileiro de ações nos últimos sete anos, com retornos médios significativamente positivos nas sextas-feiras (e também, nas quintas-feiras para o primeiro período de análise) e retornos médios iguais a zero para os outros dias da semana.

Logo, pode-se constatar que este efeito permanece presente no mercado acionário brasileiro desde a década de 80.

- Índice INMEX:

Foi detectado o efeito fim de semana no mercado mexicano no primeiro período de análise. Isto é representado pelos retornos médios negativos nas segundas-feiras e retornos médios nulos para os demais dias da semana.

Em relação ao segundo período e ao período completo (sete anos) não podemos confirmar este efeito devido ao fato de que estas amostras apresentaram autocorrelação de primeira ordem significativa, o que coloca em questão a validade dos resultados.

- Índice Merval:

A presença do efeito fim de semana foi constatada no mercado argentino no primeiro período e no período completo, com retornos médios significativamente negativos nas segundas-feiras e retornos médios nulos nos outros dias da semana.

Já no segundo período, não há presença da anomalia neste mercado, pois os retornos diários se apresentaram da seguinte maneira: retornos médios nulos nas segundas, quartas e sextas-feiras; retornos médios positivos nas terças-feiras e retornos médios negativos nas quintas-feiras.

- Índice IPSA:

A análise demonstrou a existência da anomalia efeito fim de semana presente no comportamento dos retornos diários do mercado chileno no primeiro período e no período completo de análise, pois os resultados estatísticos demonstraram: retornos médios positivos nas sextas-feiras, acompanhados de retornos médios nulos nos demais dias da semana para o primeiro período e, retornos médios negativos nas segundas-feiras, seguidos de retornos médios nulos nos demais dias da semana para o período completo.

Entretanto, não pôde ser confirmado a existência da anomalia efeito fim de semana afetando este mercado no segundo período de análise, pois o teste de significância do coeficiente de autocorrelação de primeira ordem para este período apresentou resultado significativo, tornando os resultados não confiáveis.

- Índice Dow Jones:

A análise dos retornos diários do índice Dow Jones, que representa o mercado acionário americano, levou à conclusão de que o efeito fim de semana não está presente neste mercado no período que corresponde aos últimos sete anos. Esta conclusão foi obtida através da análise dos resultados dos testes estatísticos, apresentados anteriormente, onde verificou-se que os retornos médios das segundas-feiras eram significativamente positivos (sendo que no segundo período as terças-feiras também apresentaram retornos médios positivos) e os demais dias da semana demonstraram retornos médios nulos.

Este resultado empírico nos leva a constatação de que, nesta década, o efeito fim de semana deixou de influenciar o mercado americano. Talvez, isto se deva ao fato de os investidores, tendo conhecimento da presença da anomalia neste mercado durante a década de 80, começarem a investir (comprar ações) no mercado acionário nos dias de baixa (segundas-feiras) e vender ações nos dias de alta (dias próximos ao fim de semana) para obterem retornos anormais. No entanto, se todos tiverem a mesma atitude esta característica do comportamento dos retornos poderá ser alterada.

6.2 RECOMENDAÇÕES

⇒ Recomenda-se como um aperfeiçoamento deste trabalho a utilização de testes estatísticos não-paramétricos, pois como constatado no capítulo anterior os resultados dos testes de significância dos coeficientes de assimetria e curtose apresentaram, em alguns casos, valores significativos, o que viola o pressuposto dos testes paramétricos de normalidade das distribuições.

Entretanto, esta afirmação não compromete os resultados deste trabalho, uma vez que os testes paramétricos t e F são bastantes robustos, isto é, mesmo com a violação da hipótese de normalidade da distribuição, eles não apresentam grandes variações nos resultados.

Uma comprovação desta afirmação são os resultados obtidos nos trabalhos de Costa Jr. (1990), Costa Jr. (1991) e Costa Jr. & Lemgruber (1993), onde os testes paramétricos e não-paramétricos apresentaram resultados semelhantes.

⇒ Como os testes de Autocorrelação de Primeira Ordem para as amostras do INMEX no Segundo Período e no Período Completo, e para amostra do IPSA no segundo Período apresentaram-se significativos ao nível de 5%, recomenda-se a utilização de um método de correção de autocorrelação para poder detectar ou não o Efeito Fim de Semana nestas amostras.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- BRITO, N.R.O.de & MENEZES, E.J.C.F.de. A eficiência informacional fraca do mercado à vista da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro (1973-80). Revista Brasileira de Mercado de Capitais, Rio de Janeiro, v.8, n.23, p.119-133, maio/ago. 1982.
- BOLSA DE COMÉRCIO DE BUENOS AIRES. Índices bursáteis. 1999. Endereço eletrônico: http://www.bcba.sba.com.ar/bolsa/indice_merybur_esp.HTM.
- BOLSA DE COMÉRCIO DE SANTIAGO. Cierre bursátil: IPSA. 1999. Endereço eletrônico: <http://www.bolsantiago.cl/indices/ipsa.htm>.
- BOLSA DE VALORES DE NEW YORK. The Dow Jones Averages. 1999. Endereço eletrônico: <http://averages.dowjones.com/ddcalcul.html>.
- BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO. Mercados e Índices da Bovespa. 1999. Endereço eletrônico: <http://www.bovespa.com.br/indbovp.htm>.
- BOLSA MEXICANA DE VALORES. Índices bursáteis. 1999. Endereço eletrônico: <http://www.bmv.com.mx/bmv/indicesbur.html>.
- CASAGRANDE NETO, HUMBERTO. Abertura do capital de empresas no Brasil: um enfoque prático. 2.ed. São Paulo: Atlas, 1989.141p.
- COSTA JR., N. C. A. da. Sazonalidades do Ibovespa. Revista de Administração de Empresas, São Paulo, v.30, n.3, p.79-84, jul./set. 1990.
- COSTA JR., N. C. A. da. & LEMGRUBER, E. F. O efeito fim de semana durante períodos de abertura e de fechamento das Bolsas de Valores, Relatório Coppead, n.274, maio, 1993.
-

- COSTA JR., N. C. A. da. Um estudo empírico sobre algumas anomalias encontradas no mercado de capitais brasileiro. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 1991. 198p. Tese (Doutorado em Administração).
- COSTA JR., N. C. A. da. Mercado de Capitais e gerência de investimentos. [s. l., s. d.]. (mimeo).
- FAMA, Eugene. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. Journal of Finance, v.25, p.383-417, 1970.
- FONSECA, Jairo Simon da. & MARTINS, Gilberto de Andrade. Curso de Estatística. 6 ed. São Paulo: Atlas, 1996. 319p.
- FRENCH, Kenneth R. Stock returns and the weekend effect. Journal of Financial Economics, v.8, p.55-69, 1980.
- GIBBONS, M. R. & HESS, P. Day of the week effects and asset returns. Journal of Business, v.54, p.579-596, 1981.
- GITMAN, Lawrence J. Princípios de Administração Financeira. 2 ed. São Paulo: Harbra, 1997. 841p.
- JAFFE, Jeffrey F. & WESTERFIELD, Randolph W. The week-end effect in common stock returns: the international evidence. Journal of Finance, v.40, n.2, p.433-454, jun.1985.
- LOPES DE SÁ, A. Bolsa de Valores e Valores na Bolsa. 1 ed. Rio de Janeiro: APEC, 1971. 282p.
- MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. Journal of Finance, v.7, p.77-91, 1952.
- MELLAGI FILHO, Armando. Mercado Financeiro e de Capitais – Uma Introdução. 2 ed. São Paulo: Atlas, 1995. 157p.
-

OLIVEIRA, M. D. B. de. (Coord.) Introdução ao mercado de ações: O que é. Para que serve. Sua importância para o Brasil. 2 ed. Rio de Janeiro: CNBV, 1980. 207p.

ROSS, Stephen A.; WESTERFIELD, Randolph W. & JAFFE, Jeffrey F. Administração Financeira. 1 ed. São Paulo: Atlas, 1995. 698p.

SECURATO, José Roberto. Decisões Financeiras em condições de risco. 1 ed. São Paulo: Atlas, 1993. 244p.

SILVA CHAVES, T. B. da. O efeito fim de semana no mercado brasileiro de ações. Rio de Janeiro: UFRJ, 1988. 43p. Dissertação de Mestrado (Pós-graduação em Engenharia e Administração).

TOLEDO FILHO, Jorge Ribeiro de. Introdução ao mercado de capitais brasileiro. 1 ed. Campinas, SP: Lucre, 1997. 125p.

ANEXOS

ANEXO I

Tabela AI.1: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
Segunda-feira	158	0,1542	2,5271	0,879	0,3795
Terça-feira	168	-0,0739	2,6347	-0,434	0,6641
Quarta-feira	177	-0,0431	1,947	-0,26	0,795
Quinta-feira	170	0,3978*	2,0367	2,352	0,0189
Sexta-feira	169	0,5872*	1,7907	3,462	0,0006

F = 2,848 (nível de significância de 2,31%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.2: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
Segunda-feira	165	-0,1374	1,5237	-1,289	0,1977
Terça-feira	172	-0,1928	1,2335	-1,847	0,0651
Quarta-feira	172	-0,1226	1,3834	-1,174	0,2408
Quinta-feira	166	-0,1717	1,4009	-1,616	0,1065
Sexta-feira	169	0,4192*	1,2934	3,98	0,0001

F = 6,036 (nível de significância de 0,01%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.3: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	324	0,0042	2,0747	0,041	0,9669
terça-feira	340	-0,1341	2,0471	-1,345	0,1787
quarta-feira	349	-0,0823	1,6909	-0,836	0,4032
quinta-feira	336	0,1164	1,7722	1,161	0,2457
sexta-feira	338	0,5032*	1,5619	5,034	0,0001

F = 6,486 (nível de significância de 0,01%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.4: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	164	-0,416*	2,885	-1,974	0,0487
terça-feira	172	-0,0901	3,0358	-0,438	0,6615
quarta-feira	174	-0,0738	2,1865	-0,36	0,7186
quinta-feira	169	0,1561	2,7689	0,752	0,4524
sexta-feira	167	0,3256	2,5503	1,559	0,1194

F = 1,793 (nível de significância de 12,81%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.5: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	163	-0,3382*	2,4018	-2,088	0,0371
terça-feira	168	0,2067	1,9514	1,296	0,1953
quarta-feira	170	0,0727	2,0102	0,459	0,6465
quinta-feira	164	-0,1272	2,2021	-0,788	0,4309
sexta-feira	164	0,0253	1,7127	0,157	0,8754

F = 1,681 (nível de significância de 15,23%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.6: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período Completo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	328	-0,377*	2,6473	-2,838	0,0046
terça-feira	340	0,0566	2,5587	0,433	0,6648
quarta-feira	344	-0,0014	2,0995	-0,011	0,9916
quinta-feira	333	0,0166	2,5061	0,126	0,9
sexta-feira	331	0,1768	2,1779	1,337	0,1813

F = 2,468 (nível de significância de 4,3%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.7: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	158	-0,6086*	2,7818	-2,754	0,006
terça-feira	166	0,0446	3,1162	0,207	0,8361
quarta-feira	178	-0,1054	2,5268	-0,506	0,6128
quinta-feira	172	0,0786	2,8133	0,371	0,7106
sexta-feira	169	0,2482	2,6321	1,162	0,2456

F = 2,239 (nível de significância de 6,31%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.8: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98(2º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	160	-0,0998	2,3364	-0,59	0,5555
terça-feira	164	0,43*	1,8972	2,573	0,0103
quarta-feira	176	0,0682	1,8468	0,423	0,6725
quinta-feira	171	-0,3906*	2,5178	-2,386	0,0172
sexta-feira	171	0,1731	2,038	1,058	0,2905

F = 3,434 (nível de significância de 0,85%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.9: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período Completo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	319	-0,3413*	2,5798	-2,455	0,0142
terça-feira	330	0,2361	2,5866	1,727	0,0843
quarta-feira	354	-0,0191	2,2135	-0,144	0,8851
quinta-feira	343	-0,1553	2,6765	-1,158	0,2469
sexta-feira	340	0,2105	2,349	1,563	0,1183

F = 3,194 (nível de significância de 1,26%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.10: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
Segunda-feira	163	-0,0491	1,221	-0,464	0,6424
Terça-feira	171	0,1209	1,4268	1,171	0,2418
Quarta-feira	174	0,1637	1,3481	1,601	0,1098
Quinta-feira	170	0,1952	1,3811	1,886	0,0596
Sexta-feira	164	0,2304*	1,3558	2,186	0,0291

F = 1,072 (nível de significância de 36,91%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.11: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
Segunda-feira	164	-0,2576*	1,2966	-2,409	0,0162
Terça-feira	170	0,0406	1,4393	0,387	0,6989
Quarta-feira	170	0,0346	1,3025	0,329	0,7419
Quinta-feira	163	-0,192	1,5096	-1,79	0,0738
Sexta-feira	159	0,0454	1,2793	0,418	0,6761

F = 1,898 (nível de significância de 10,88%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.12: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	328	-0,1493*	1,2624	-1,986	0,0472
terça-feira	341	0,0809	1,4315	1,097	0,273
quarta-feira	344	0,0999	1,3255	1,361	0,1737
quinta-feira	333	0,0057	1,4562	0,076	0,9391
sexta-feira	323	0,1393	1,3199	1,839	0,0662

F = 2,306 (nível de significância de 5,62%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.13: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	154	0,1952*	0,5901	3,935	0,0001
terça-feira	163	-0,0179	0,6511	-0,371	0,7105
quarta-feira	178	0,0664	0,5651	1,439	0,1506
quinta-feira	174	0,0107	0,5653	0,23	0,8182
sexta-feira	168	-0,0326	0,6994	-0,686	0,4926

F = 3,569 (nível de significância de 0,68%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.14: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	163	0,1713*	1,2247	2,18	0,0295
terça-feira	168	0,2354*	0,9472	3,042	0,0024
quarta-feira	179	0,0009	0,8309	0,011	0,9909
quinta-feira	173	-0,1397	1,0573	-1,832	0,0673
sexta-feira	169	0,1078	0,9262	1,397	0,1629

F = 3,719 (nível de significância de 0,52%)

* significativo ao nível de 5%

Tabela AI.15: Estatísticas t e F da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

	Observações	Média	Desvio Padrão	t	significância
segunda-feira	318	0,1843*	0,9672	3,933	0,0001
terça-feira	331	0,1107*	0,8235	2,409	0,0161
quarta-feira	357	0,0335	0,7107	0,758	0,4485
quinta-feira	347	-0,0643	0,8492	-1,432	0,1523
sexta-feira	337	0,0378	0,8228	0,83	0,4067

F = 4,127 (nível de significância de 0,25%)

* significativo ao nível de 5%

ANEXO II

Tabela AII.1: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	158	0,19305	0,38225	-0,2072
terça-feira	168	0,18732	0,3709	0,1299
quarta-feira	177	0,18258	0,36151	-0,2646
quinta-feira	170	0,18624	0,36875	0,5392*
sexta-feira	169	0,18678	0,36982	0,9781*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.2: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	165	0,18899	0,3742	-0,3906*
terça-feira	172	0,18517	0,36664	-0,4557*
quarta-feira	172	0,18517	0,36664	0,1808
quinta-feira	166	0,18843	0,37309	-1,4432*
sexta-feira	169	0,18678	0,36982	0,5359*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.3: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
Segunda-feira	324	0,13546	0,26821	-0,158
Terça-feira	340	0,13226	0,26188	0,1421
Quarta-feira	349	0,13056	0,25851	-0,1316
Quinta-feira	336	0,13304	0,26342	0,2297
Sexta-feira	338	0,13265	0,26264	0,9321*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.4: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
Segunda-feira	164	0,18955	0,37532	-2,5145*
Terça-feira	172	0,18517	0,36664	-0,0248
Quarta-feira	174	0,18412	0,36456	-0,7895*
Quinta-feira	169	0,18678	0,36982	-3,1553*
Sexta-feira	167	0,18787	0,37199	1,1609*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.5: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	163	0,19012	0,37645	-1,4294*
terça-feira	168	0,18732	0,3709	2,5462*
quarta-feira	170	0,18624	0,36875	0,3438
quinta-feira	164	0,18955	0,37532	-1,3202*
sexta-feira	164	0,18955	0,37532	-0,2127

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.6: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
Segunda-feira	328	0,13464	0,26658	-2,1461*
Terça-feira	340	0,13226	0,26188	0,4601*
Quarta-feira	344	0,1315	0,26036	-0,3083*
Quinta-feira	333	0,13363	0,26459	-2,5397*
Sexta-feira	331	0,13403	0,26538	0,9594*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.7: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	158	0,19305	0,38225	-0,5378*
terça-feira	166	0,18843	0,37309	0,069
quarta-feira	178	0,18207	0,36051	-0,1916
quinta-feira	172	0,18517	0,36664	-0,1665
sexta-feira	169	0,18678	0,36982	0,6191*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.8: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
Segunda-feira	160	0,19187	0,3799	-1,7855*
Terça-feira	164	0,18955	0,37532	0,6088*
Quarta-feira	176	0,18309	0,36252	0,2334
Quinta-feira	171	0,1857	0,36769	-1,9963*
Sexta-feira	171	0,1857	0,36769	-0,3326

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.9: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
Segunda-feira	319	0,13651	0,27028	-1,045*
Terça-feira	330	0,13423	0,26578	0,076
Quarta-feira	354	0,12964	0,25669	-0,1111
Quinta-feira	343	0,13169	0,26074	-0,8883*
Sexta-feira	340	0,13226	0,26188	0,3329*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.10: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
Segunda-feira	163	0,19012	0,37645	0,4486*
Terça-feira	171	0,1857	0,36769	0,1152
Quarta-feira	174	0,18412	0,36456	-0,1577
Quinta-feira	170	0,18624	0,36875	-0,0138
Sexta-feira	164	0,18955	0,37532	2,2307*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.11: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
Segunda-feira	164	0,18955	0,37532	-0,0413
Terça-feira	170	0,18624	0,36875	1,4846*
Quarta-feira	170	0,18624	0,36875	1,2695*
Quinta-feira	163	0,19012	0,37645	-1,5252*
Sexta-feira	159	0,19246	0,38107	0,3155

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.12: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	328	0,13464	0,26658	0,1569
terça-feira	341	0,13207	0,2615	0,8016*
quarta-feira	344	0,1315	0,26036	0,5119*
quinta-feira	333	0,13363	0,26459	-0,865*
sexta-feira	323	0,13567	0,26862	1,3688*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.13: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	154	0,1955	0,3871	0,1449
terça-feira	163	0,1901	0,3765	-0,1737
quarta-feira	178	0,1821	0,3605	0,0949
quinta-feira	174	0,1841	0,3646	0,1167
sexta-feira	168	0,1873	0,3709	-0,6925*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.14: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	163	0,1901	0,3765	-2,5650*
terça-feira	168	0,1873	0,3709	0,6991*
quarta-feira	179	0,1816	0,3595	-0,0600
quinta-feira	173	0,1846	0,3656	-0,3554
sexta-feira	169	0,1868	0,3698	-0,7087*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AII.15: Teste de significância para o coeficiente de Assimetria da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Assimetria				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Assimetria
segunda-feira	318	0,1367	0,2707	-2,6570*
terça-feira	331	0,1340	0,2654	0,6546*
quarta-feira	357	0,1291	0,2556	-0,0751
quinta-feira	347	0,1309	0,2593	-0,4694*
sexta-feira	337	0,1328	0,2630	-0,6426*

* significativo ao nível de 5%

ANEXO III

Tabela AIII.1: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	158	0,3838	0,7599	4,0365*
terça-feira	168	0,3725	0,7376	2,2262*
quarta-feira	177	0,3632	0,7191	1,4345*
quinta-feira	170	0,3704	0,7334	1,8396*
sexta-feira	169	0,3715	0,7355	2,0009*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.2: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	165	0,3758	0,7441	4,7872*
terça-feira	172	0,3683	0,7292	3,2272*
quarta-feira	172	0,3683	0,7292	2,3971*
quinta-feira	166	0,3747	0,7419	4,8242*
sexta-feira	169	0,3715	0,7355	1,9693*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.3: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	324	0,2701	0,5348	5,5521*
terça-feira	340	0,2638	0,5223	4,4199*
quarta-feira	349	0,2604	0,5156	2,0542*
quinta-feira	336	0,2653	0,5253	3,339*
sexta-feira	338	0,2645	0,5238	2,5502*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.4: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
Segunda-feira	164	0,3769	0,7463	15,5715*
Terça-feira	172	0,3683	0,7292	17,7236*
Quarta-feira	174	0,3662	0,7251	6,4823*
Quinta-feira	169	0,3715	0,7355	23,2381*
Sexta-feira	167	0,3736	0,7397	9,9474*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.5: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
Segunda-feira	163	0,3780	0,7485	11,1224*
Terça-feira	168	0,3725	0,7376	16,0405*
Quarta-feira	170	0,3704	0,7334	2,8304*
Quinta-feira	164	0,3769	0,7463	7,0108*
Sexta-feira	164	0,3769	0,7463	1,5332*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.6: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
Segunda-feira	328	0,2685	0,5316	14,567*
Terça-feira	340	0,2638	0,5223	20,6654*
Quarta-feira	344	0,2622	0,5192	5,0193*
Quinta-feira	333	0,2665	0,5276	18,9819*
Sexta-feira	331	0,2673	0,5292	10,2034*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.7: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	158	0,3838	0,7599	1,5402*
terça-feira	166	0,3747	0,7419	1,9088*
quarta-feira	178	0,3622	0,7172	0,2431
quinta-feira	172	0,3683	0,7292	1,5635*
sexta-feira	169	0,3715	0,7355	3,1795*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.8: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
Segunda-feira	160	0,3815	0,7553	9,4513*
Terça-feira	164	0,3769	0,7463	3,8864*
Quarta-feira	176	0,3642	0,7211	2,4053*
Quinta-feira	171	0,3693	0,7313	8,4986*
Sexta-feira	171	0,3693	0,7313	2,45*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.9: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
Segunda-feira	319	0,2722	0,5389	4,0716*
Terça-feira	330	0,2677	0,5300	3,1512*
Quarta-feira	354	0,2586	0,5120	1,0632*
Quinta-feira	343	0,2626	0,5200	4,4648*
Sexta-feira	340	0,2638	0,5223	3,33*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.10: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
Segunda-feira	163	0,3780	0,7485	1,6098*
Terça-feira	171	0,3693	0,7313	3,5266*
Quarta-feira	174	0,3662	0,7251	2,0064*
Quinta-feira	170	0,3704	0,7334	2,3533*
Sexta-feira	164	0,3769	0,7463	14,2849*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.11: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	164	0,3769	0,7463	3,3953*
terça-feira	170	0,3704	0,7334	8,7631*
quarta-feira	170	0,3704	0,7334	9,4188*
quinta-feira	163	0,3780	0,7485	6,1844*
sexta-feira	159	0,3826	0,7576	1,0427*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.12: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	328	0,2685	0,5316	2,5895*
terça-feira	341	0,2634	0,5215	5,9868*
quarta-feira	344	0,2622	0,5192	5,1678*
quinta-feira	333	0,2665	0,5276	4,8278*
sexta-feira	323	0,2705	0,5356	8,6397*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.13: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	154	0,3886	0,7694	0,4823
terça-feira	163	0,3780	0,7485	2,1242*
quarta-feira	178	0,3622	0,7172	1,6021*
quinta-feira	174	0,3662	0,7251	0,2016
sexta-feira	168	0,3725	0,7376	1,3922*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.14: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	163	0,3780	0,7485	13,9748*
terça-feira	168	0,3725	0,7376	4,0496*
quarta-feira	179	0,3612	0,7152	1,3763*
quinta-feira	173	0,3673	0,7272	2,1395*
sexta-feira	169	0,3715	0,7355	1,4923*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIII.15: Teste de significância para o coeficiente de Curtose da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Curtose				
	n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Curtose
segunda-feira	318	0,2726	0,5397	19,3301*
terça-feira	331	0,2673	0,5292	4,6228*
quarta-feira	357	0,2575	0,5098	1,9779*
quinta-feira	347	0,2611	0,5170	3,5584*
sexta-feira	337	0,2649	0,5245	1,6358*

* significativo ao nível de 5%

ANEXO IV

Tabela AIV.1: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
842	0,0345	0,0682	-0,017

Tabela AIV.2: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
844	0,0344	0,0682	0,048

Tabela AIV.3: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Ibovespa no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
1687	0,0243	0,0482	0,009

Tabela AIV.4: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
846	0,0344	0,0681	0,047

Tabela AIV.5: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
829	0,0347	0,0688	0,087*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIV.6: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do INMEX no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
1676	0,0244	0,0484	0,065*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIV.7: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
843	0,0344	0,0682	-0,02

Tabela AIV.8: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
842	0,0345	0,0682	0,042

Tabela AIV.9: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Merval no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
1686	0,0244	0,0482	0,01

Tabela AIV.10: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
842	0,0345	0,0682	-0,037

Tabela AIV.11: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
826	0,0348	0,0689	0,09*

* significativo ao nível de 5%

Tabela AIV.12: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do IPSA no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
1669	0,0245	0,0485	0,042

Tabela AIV.13: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 30. 06. 95 (1º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
837	0,0346	0,0684	-0,059

Tabela AIV.14: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 03. 07. 95 a 31. 12. 98 (2º subperíodo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
852	0,0343	0,0678	0,003

Tabela AIV.15: Teste de significância para o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem da distribuição diária dos retornos do Dow Jones no período de 02. 01. 92 a 31. 12. 98 (Período completo)

Autocorrelação de Primeira Ordem			
n	desvio padrão	Intervalo de confiança de 5% (x 1,98)	Autocorrelação
1690	0,0243	0,0482	-0,006