

COMPORTAMENTO DO MERCADO DE AÇÕES NO PERÍODO DE 1968 – 1997

PAULO SERGIO CERETTA(*)
NEWTON C. A. DA COSTA JR.(**)

RESUMO: Este trabalho analisa o comportamento do mercado acionário brasileiro através dos retornos mensais do índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo – IBOVESPA, procurando verificar a existência de anormalidades relacionadas com algum intervalo temporal específico. O período abrangido pela pesquisa foi de Janeiro de 1968 a Dezembro de 1997. Conclui-se que há evidências parciais de retornos diferenciados nos meses de Janeiro e Abril e evidências plenas de retornos diferenciados no primeiro quadrimestre do ano.

PALAVRAS-CHAVE: Sazonalidades no mercado de ações, mercado de ações, eficiência de mercado.

1. INTRODUÇÃO

Na literatura financeira há numerosos estudos que identificaram certas anomalias no mercado acionário relacionadas a um distanciamento do comportamento normal dos preços das ações. Na prática, estas anomalias vem em desencontro aos pressupostos de modelos teóricos de relacionamento entre risco e retorno, colocando em xeque a validade da aplicação prática de tais modelos.

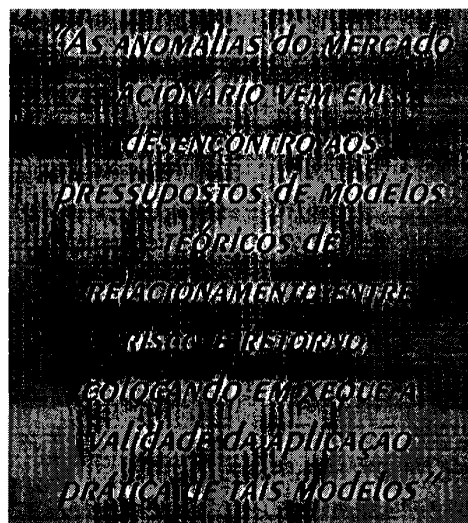
Neste trabalho, procurou-se investigar a presença ou não de anomalias temporais no mercado de capitais brasileiro. A investigação é realizada tomando-se como base intervalos mensais e intervalos quadrimestrais. Inicialmente apresentam-se o modelo de apreçamento de ativos – CAPM, e a hipótese de mercado eficiente,

dois dos principais paradigmas da Teoria de Finanças. A seguir, apresentam-se os resultados obtidos em estudos anteriores. Na terceira parte é feito uma descrição da metodologia utilizada, apresentação dos resultados obtidos, e por fim conclui-se o trabalho.

2. MODELO DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS E EFICIÊNCIA DE MERCADO

Atualmente, um dos paradigmas mais difundidos na literatura de Finanças, é o

Modelo de Precificação de Ativos (CAPM), que é um modelo teórico em busca de uma taxa de retorno de equilíbrio para avaliar ativos financeiros. O CAPM



(*) Doutor em Engenharia da Produção - UFSC e professor de finanças do curso de Administração da UFSM.

(**) Doutor em Administração - FGV e professor do curso de Pós-Graduação em Administração da UFSC

expressa uma relação de equilíbrio entre retorno esperado e risco sistemático do ativo em questão. Na sua versão básica, o CAPM é formalizado pela seguinte equação:

$$E(R_p) = r_f + \beta_p [E(R_M) - r_f] \quad [1]$$

onde, $E(R_p)$ representa o retorno exigido para o ativo p , r_f é o retorno de um ativo considerado como livre de risco, β_p é o coeficiente beta, uma medida de risco sistemático do ativo p que pode ser obtido pela razão $Cov(r_p, r_M) / Var(r_M)$ ou como o coeficiente de inclinação da equação de regressão dos retornos do ativo p com os retornos da carteira de mercado, e $E(R_M)$ é o retorno esperado da carteira de mercado representativa de todos os ativos negociáveis (ações, debêntures, imóveis, veículos, etc.). Estando o mercado funcionando de acordo com o modelo CAPM, o retorno exigido por um determinado ativo p será igual à remuneração do ativo livre de risco adicionada da recompensa oferecida pelo risco quando do investimento em p . Essa recompensa está diretamente relacionada com o coeficiente beta do ativo analisado.

Um ponto polêmico da Teoria de Finanças é a hipótese de Mercado Eficiente, que ganhou maior dimensão após o estatístico Kendall (1953) ter estudado o comportamento das variações dos preços das ações e *commodities* na Bolsa de Valores de Londres, quando concluiu ser essas variações completamente aleatórias, ou seja, ausência de qualquer regularidade, ciclos ou sazonalidades. Assim, com a chegada aleatória de informações ao mercado, os preços das ações deverão seguir também um caminho aleatório, pois o preço de cada ação reflete toda informação disponível. Esse é o conceito de mercado eficiente na sua forma fraca, segundo Fama (1970). Sendo o comportamento dos preços das ações totalmente aleatório, não é possível aos investidores estruturar uma estratégia de negociação sustentada em intervalos de tempo específicos que produzam retornos acima do normal.

A partir do início dos anos 80, nos Estados Unidos, começam a ser publicados vários artigos questionando a validade do pressuposto de que os preços das ações percorrem um caminho aleatório. As principais anomalias detectadas nestes estudos dizem respeito ao efeito tamanho-da-firma (Banz, 1981), efeito dia-da-semana (Lakonishok & Levi,

1982), efeito mês-do-ano (Tinic & West, 1984) e efeito preço-lucro (Cook & Rozeff, 1984).

No Brasil, Costa Jr. (1990), estudou os retornos mensais do IBOVESPA, índice representativo do volume de negociação e liquidez no mercado de capitais brasileiro. O estudo do efeito mês-do-ano envolveu os dados mensais do IBOVESPA no período de 1969 - 1988, e dados de retornos diários do IBOVESPA de janeiro de 1986 - março de 1989, para o efeito dia-da-semana. A conclusão de Costa Jr. é de que no período analisado não foi detectado nenhum efeito mês-do-ano significativo, quanto ao efeito dia-da-semana, foi constatado que existe a anomalia, ou seja, os retornos do início da semana são inferiores aos dos outros dias da semana, em termos significativos.

O presente estudo procura verificar, em um período mais amplo, a existência ou não de retornos anormais do IBOVESPA. O diferencial deste estudo é que ele abrange um período de dez anos a mais do estudado por Costa Jr. (1990), e por investigar também em intervalos quadrimestrais, tanto para o período como um todo (trinta anos), como para subperíodos consecutivos (dez anos).

3. ESQUEMA DE INVESTIGAÇÃO

Para o desenvolvimento desta pesquisa foram considerados os dados de rentabilidade mensais do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo - IBOVESPA, extraído do banco de dados da ECONOMÁTICA, no período de Janeiro de 1968 até Dezembro de 1997 totalizando 360 observações. Procurando reduzir os efeitos da inflação, as taxas de rentabilidade do IBOVESPA foram obtidas em termos reais, ou seja, deflacionadas pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), conforme equação [2].

$$R_{IBOVESPA,t} = [(1+i_t)/(1+\lambda_t)] - 1 \quad [2]$$

onde, $R_{IBOVESPA,t}$ é o retorno real do IBOVESPA no período t , i_t é o retorno em termos nominais do IBOVESPA no período t e λ_t é a taxa representativa da inflação no período t . A metodologia empregada neste trabalho envolve

o cálculo da média aritmética e da média geométrica mensal dos retornos, em intervalos mensais e trimestrais no período de 1968 até 1997.

Procurando uma maior precisão na investigação, esse procedimento é repetido para três subperíodos consecutivos (1968-1977), (1978-1987) e (1988-1997), desta maneira foi possível analisar o comportamento dos resultados ao longo do tempo agrupados em períodos de tempo menores. Para o cálculo, a média conjuntamente com o teste de significância, foi efetuada uma regressão múltipla com variáveis *dummies*, equação [3].

[3]

$$R_{IBOVESPA,t} = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + \dots + a_{12} D_{12t} + e_t$$

onde, $R_{IBOVESPA,t}$ representa o retorno mensal do IBOVESPA no mês t , $a_1 \dots a_{12}$ são os retornos médios de cada mês, D_{it} são as variáveis binárias (exemplo, em Janeiro $D_{1t} = 1$ e $D_{2t} = D_{3t} = \dots = D_{12t} = 0$), e e_t é o erro aleatório.

Aplicando a regressão [3], obtêm-se os resultados do teste de hipótese verificando se os retornos médios mensais são iguais a zero para cada intervalo de tempo, ou seja, $H_0: a_1 = a_2 = \dots = a_{12} = 0$. Sendo H_0 rejeitada, aceita-se a hipótese alternativa $H_1: a_j \neq 0$, pelo menos para um j . Isto é verificado individualmente para cada mês pelo teste t .

Para verificar se existem diferenças entre as rentabilidades mensais, e se estas diferenças são estatisticamente significativas, aplicou-se a regressão múltipla com variáveis *dummies*, dado pela equação [4].

$$R_{IBOVESPA,t} = a_1 + a_2 D_{2t} + \dots + a_{12} D_{12t} + e_t \quad [4]$$

idêntico as equações anteriores, $R_{IBOVESPA,t}$ é o retorno do índice no período t , a_1 a média do mês analisado (o mês analisado será o de maior rentabilidade), D_{it} são as variáveis binárias (exemplo, em Fevereiro $D_{2t} = 1$ e $D_{3t} = D_{4t} = \dots = D_{12t} = 0$), e e_t é o erro aleatório, agora $a_2 \dots a_{12}$ são as diferenças médias da rentabilidade do mês analisado em relação aos outros meses.

A hipótese a ser testada é se essas diferenças médias são significativas, mais formalmente $H_0: a_2 = a_3 = \dots = a_{12}$

$= 0$ contra $H_1: a_j \neq 0$ para pelo menos um j . Essa hipótese é testada parcialmente para cada diferença pelo teste t , e seu relacionamento conjunto pelo teste F . Assim o teste t , verifica se uma diferença específica é estatisticamente diferente de zero e o teste F verifica se em uma análise conjunta de todas as diferenças existe ou não significância. Note que sendo o valor de F influenciado por todas as diferenças ele pode distorcer a análise, este fato justifica a aplicação do teste t .

Procedimento idêntico foi adotado para investigar a sazonalidade quadrimestral no índice. Para realizar esta análise cada ano é dividido em três quadrimestres para os quais são calculados os retornos aritméticos e geométricos mensais e também os testes de hipóteses anteriormente descritos, aplicando-se as equações [3] e [4].

Também é utilizado o teste de Kruskal-Wallis, equação [5], que é uma alternativa não-paramétrica para verificar se duas ou mais amostras possuem médias diferentes. Este teste faz uso de postos, e não exige normalidade para as distribuições de retornos e também não tem o seu resultado afetado pela possível presença de um *outlier*.

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \left[\sum_{j=1}^k \frac{(R_j)^2}{n_j} \right] - 3(n+1) \quad [5]$$

Na equação [5], H é o resultado do teste de Kruskal-Wallis, n representa o número total de observações, k é o número de amostras e R_j é a soma dos postos da j -ésima amostra. Neste caso, se H_0 for verdadeira, ou seja, se as médias dos retornos mensais forem iguais para todos os meses, a estatística de Kruskal-Wallis terá uma distribuição qui-quadrado com $k-1$ graus de liberdade e o valor de H pode ser comparado a um valor tabulado de qui-quadrado. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado for maior que o valor tabulado. No teste de Kruskal-Wallis, todas as observações são colocadas em ordem (postos), como se fossem apenas uma amostra, para a menor taxa de retorno é atribuído um ponto, para a segunda menor taxa é atribuído dois pontos e assim sucessivamente, e se acontecerem alguns empates de rentabilidades entre os meses é considerado um valor médio para ambos.

4. RESULTADOS OBTIDOS

4.1. EFEITO MÊS-DO-ANO

A Tabela 1, apresenta na segunda e na terceira colunas as

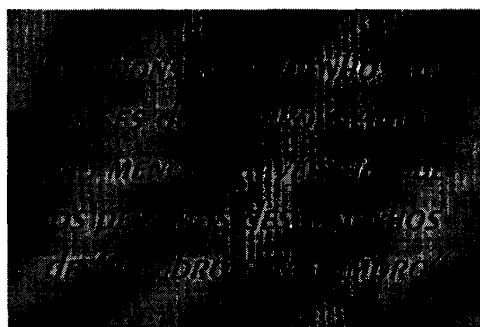
médias geométricas e aritméticas obtidas para os meses no período analisado. A quarta coluna identifica o desvio padrão específico das distribuições de rentabilidade de cada mês. Na última linha são destacados os valores das média mensais e do desvio padrão para todo o período.

TABELA 1. VALORES MÉDIOS MENSIS PARA O PERÍODO 1968 - 1997.

Mês	Média Geométrica (%)	Média Aritmética (%)	Desvio Padrão
Janeiro	5,85	*7,86	21,28
Fevereiro	2,39	3,12	12,66
Março	-2,72	1,14	25,66
Abril	6,00	*8,48	22,42
Mai	3,69	5,00	17,68
Junho	-1,81	0,91	25,73
Julho	3,08	3,95	14,20
Agosto	-1,41	-0,66	12,33
Setembro	0,76	1,48	12,05
Outubro	-4,93	-3,92	14,21
Novembro	-3,55	-2,34	15,62
Dezembro	2,85	4,12	17,11
Ano	0,84	2,43	4,94

* Significativo ao nível de $\alpha = 5\%$ (teste t)

Destacam-se na terceira coluna da Tabela 1, em termos de superioridade, as taxas de rentabilidade dos meses de Abril e Janeiro respectivamente, e esses valores (7,86% e 8,48%) são significativos como comprovado pelo teste t. Já os meses de Outubro e Novembro são os que apresentam o menor desempenho entre os demais, mas não comprovado estatisticamente. Porém, através do teste de Kruskal-Wallis ($H = 15,29$), não é possível afirmar que



essas rentabilidades são realmente diferentes entre si. Ressalta-se que o teste não-paramétrico K-W procura identificar a diferença no ranking dos meses ao longo do período e não através de maior ou menor rentabilidade média destes.

Quanto ao desvio padrão (oscilação dos valores em relação a sua média), pode-se afirmar que os bons desempenhos dos meses de Janeiro e Abril são menos estáveis do que os piores desempenhos de Outubro

e Novembro, pois esses meses apresentam uma menor dispersão em suas distribuições de retornos.

Era de se esperar que num mercado eficiente não houvessem diferenças significativas nas rentabilidades médias dos diversos meses considerando um período longo de tempo. Uma análise visual na Figura 1, leva a crer que, grosseiramente, existe uma tendência no mercado de ações brasileiro de elevados retornos em Janeiro e Abril e péssimos desempenhos nos meses de Outubro e Novembro sem aparente justificativa.

Os valores para os subperíodos são apresentados na Tabela 2. O fato curioso é que os meses de Janeiro e Abril são os únicos que conseguem oferecer uma remuneração média positiva, em termos aritméticos ao longo dos três subperíodos, este fato lhes asseguram um desempenho estável também em intervalo de tempo menores.

FIGURA 1. MÉDIAS MENSAIS NO PERÍODO 1968 - 1997.

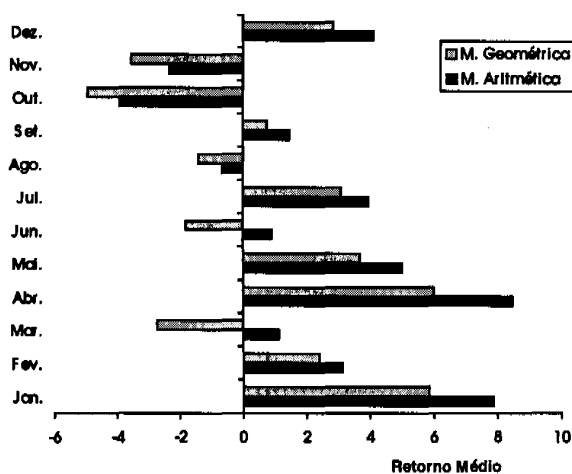


TABELA 2. VALORES MÉDIOS MENSAIS PARA OS SUBPERÍODOS.

Mês	1968 - 1977		1978 - 1987		1988 - 1997	
	Média Arit.	Desvio Padrão	Média Arit.	Desvio Padrão	Média Arit.	Desvio Padrão
Janeiro	4,82	10,63	2,76	22,35	*15,99	26,97
Fevereiro	4,04	8,71	-1,51	11,28	6,83	16,52
Março	1,30	8,98	2,18	28,71	-0,05	34,84
Abril	3,20	15,45	4,94	13,51	*17,30	32,68
Mai	*9,21	18,86	-0,63	14,34	6,42	19,71
Junho	-1,73	12,57	9,48	36,47	-5,01	22,73
Julho	4,89	12,67	-2,62	9,01	9,59	17,99
Agosto	0,31	12,17	-1,79	11,81	-0,49	14,13
Setembro	-1,49	9,83	1,19	16,32	4,73	9,10
Outubro	*-8,67	4,93	5,90	16,93	-8,98	13,37
Novembro	-0,75	9,65	-1,80	19,12	-4,48	17,86
Dezembro	5,00	10,62	-3,85	16,02	11,22	21,13
Ano	1,68	3,82	1,19	5,72	4,42	4,96

* Significativo ao nível de $\alpha = 5\%$ (teste t)

Ressalta-se que no terceiro subperíodo as rentabilidades dos meses de Janeiro e Abril são realmente significativas. É possível também constatar que o mês de Novembro é o único que persiste em oferecer rentabilidade média negativa em todos os subperíodos. No tocante a dispersão das distribuições

de retornos, pode-se afirmar que os três subperíodos são bem diferenciados, no segundo subperíodo 8 dos 12 meses apresentaram desvio padrão superior ao subperíodo anterior, e no terceiro subperíodo novamente 8 dos 12 meses apresentaram desvio padrão mais elevado, agora em relação

ao segundo subperíodo mesmo a dispersão do retorno ano/mês tenha diminuído (devido a correlações inversas entre alguns meses).

Destaque especial para o retorno médio mensal do subperíodo (1988-1997), que se mostra bem superior aos demais, esse retorno elevado é influenciado positivamente pelos

meses de Janeiro, Abril e Dezembro, e negativamente pelos meses de Outubro e Novembro.

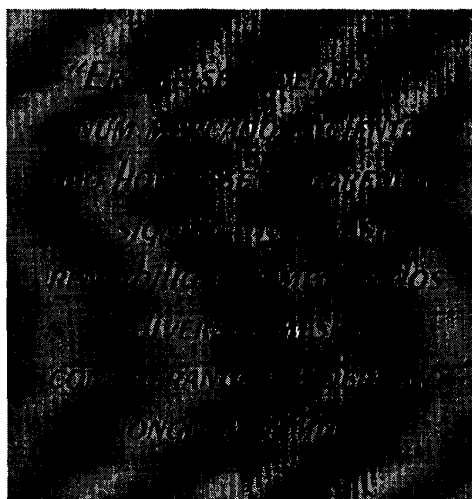
Em relação a significância das diferenças entre os meses, estas foram analisadas confrontando-se os meses de Janeiro e Abril, os que apresentaram maiores rentabilidades, com os demais, Tabela 3.

TABELA 3. DIFERENÇAS DE MÉDIAS PARA JANEIRO E ABRIL.

Mês	Janeiro		Abril	
	Diferenças	teste t	Diferenças	teste t
Janeiro	-	-	-0,63	-0,133
Fevereiro	-4,73	-1,006	-5,36	-1,139
Março	-6,71	-1,427	-7,34	-1,560
Abril	0,63	0,133	-	-
Maiο	-2,85	-0,607	-3,48	-0,740
Junho	-6,94	-1,475	-7,57	-1,609
Julho	-3,90	-0,829	-4,53	-0,963
Agosto	-8,51	-1,809	-9,14	-1,943
Setembro	-6,38	-1,356	-7,01	-1,489
Outubro	-11,77	*-2,502	-12,40	*-2,635
Novembro	-10,20	*-2,167	-10,83	*-2,301
Dezembro	-3,73	-0,793	-4,36	-0,927

* Significativo ao nível de $\alpha = 5\%$ (teste t)

O valor do teste F para as diferenças com os retornos de Janeiro foi de $F = 1,279$; de forma idêntica para Abril $F = 1,279$ o que permite concluir serem todos os coeficientes de declividade da equação [4], iguais a zero, desta forma as diferenças não são significativas nem ao nível de 10%. Esta análise é válida quando são tomadas todas as diferenças em conjunto, o que não impede de serem alguns dos coeficientes parciais



significativos, é o caso para os meses de Outubro e Novembro que são estatisticamente diferentes de zero (t).

4.2. EFEITO QUADRIMESTRE-DO-ANO

Na Tabela 4, são evidenciados os valores das médias mensais para uma análise em bases quadrimestrais, seus desvios padrões e o teste de significância para a média aritmética.

Tabela 4. VALORES MÉDIOS MENSAIS PARA O PERÍODO 1968 – 1997. INTERVALOS QUADRIMESTRAIS.

Quadri- mestre	Média Geométrica	Média Aritmética	Desvio Padrão	Teste t Aritmética
1º Quadr.	2,96	5,15	9,63	** 3,227
2º Quadr.	0,86	2,30	8,60	1,442
3º Quadr.	-1,27	-0,16	7,91	-0,103
Ano	0,84	2,43	4,94	

** Significativo ao nível de $\alpha = 1\%$ (teste t)

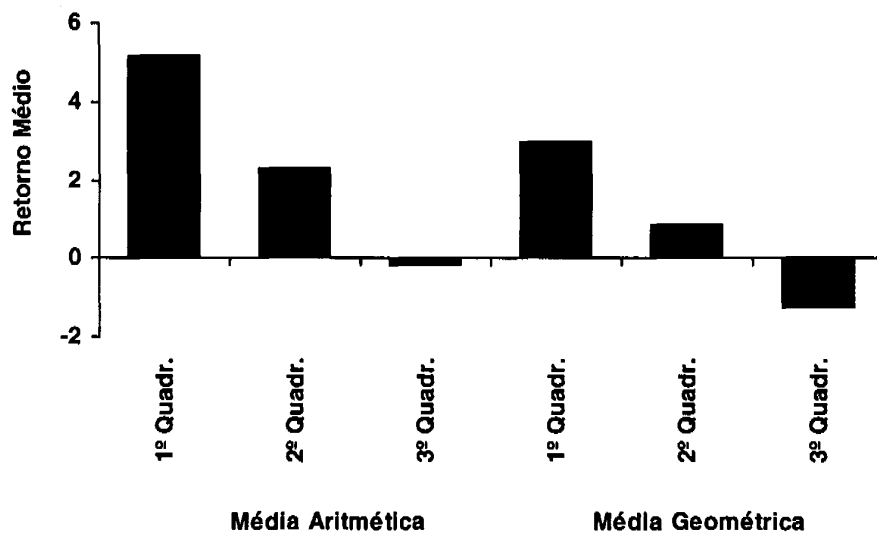
Com os dados da Tabela 4, e uma observação visual da Figura 2, verifica-se que o primeiro quadrimestre (Janeiro, Fevereiro, Março e Abril), é o que em média, melhor remunera o investidor seguido do segundo quadrimestre (Maio, Junho, Julho e Agosto) e do terceiro quadrimestre (Setembro, Outubro, Novembro e Dezembro).

Historicamente, pode-se



constatar que o período mais próximo ao final do ano, terceiro quadrimestre, não é realmente um bom período para o investidor realizar investimentos em ações no mercado brasileiro. A estatística t identifica ser a rentabilidade média do primeiro quadrimestre diferente de zero e o teste **K-W** ($H = 5,73$) mostra ser estas médias diferentes entre si ao nível de 10%.

FIGURA 2. MÉDIAS MENSAIS NO PERÍODO 1968 – 1997. INTERVALOS QUADRIMESTRAIS.



Abrindo o período em três subperíodos de dez anos cada, Tabela 5, constata-se que existe claramente uma sazonalidade inalterada ao longo do tempo favorecendo o primeiro

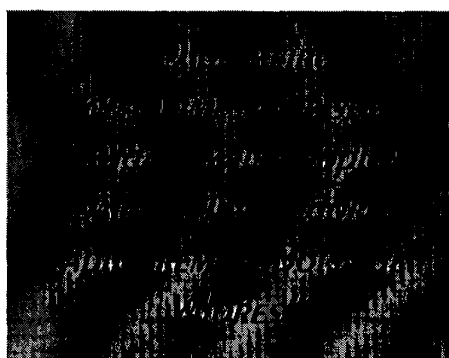
quadrimestre porém, como na análise para o efeito mês-do-ano, os valores são significativos apenas no subperíodo de 1988-1997.

Tabela 5. VALORES MÉDIOS MENSAIS PARA OS SUBPERÍODOS. INTERVALOS QUADRIMESTRAIS.

Quadri-Mestre	1968 - 1977		1978 - 1987		1988 - 1997	
	Média Arit.	Desvio Padrão	Média Arit.	Desvio Padrão	Média Arit.	Desvio Padrão
1º Quadr.	3,34	6,93	2,09	11,21	**10,02	9,20
2º Quadr.	3,17	5,70	1,11	10,73	2,63	9,40
3º Quadr.	- 1,48	4,81	0,36	11,76	0,62	6,12
Ano	1,68	3,82	1,19	5,72	4,42	4,96

** Significativo ao nível de $\alpha = 1\%$ (teste t)

A sazonalidade para intervalos quadrimestrais é bem mais evidente do que para intervalos mensais, ela não se altera em nenhum dos subperíodos - embora difícil de ser comprovado estatisticamente. O primeiro quadrimestre é sem dúvida o mais propício para os investidores aplicarem na Bolsa de Valores.



Verificando a consistência das diferenças para intervalos quadrimestrais, através da Tabela 6, comprova-se que existem diferenças significativas tanto na análise conjunta dos valores (teste $F = 2,778$ significativo ao nível de 7%) como em termos individuais.

Tabela 6. DIFERENÇAS DE MÉDIAS PARA O 1º QUADRIMESTRE. INTERVALOS QUADRIMESTRAIS.

Quadrimestre	1º Quadrimestre	
	Diferença	teste t
2º Quadrimestre	-2,85	-1,262
3º Quadrimestre	-5,32	*-2,355

* Significativo ao nível de $\alpha = 5\%$ (teste t)

5. CONCLUSÃO

Para o período abrangido pelo estudo, é possível afirmar que a hipótese de sazonalidade no IBOVESPA é confirmada pelo menos parcialmente, nos meses de Janeiro e Abril em

termos significativos para um nível de confiança de 95%. Esta afirmação não pode ser generalizada para todos os subperíodos analisados, porém, não se pode negar que existe um certo destaque favorável para os meses de Janeiro e Abril assim como existe um destaque desfavorável para os meses

de Outubro e Novembro – embora não comprovados estatisticamente – o que não anula a análise. Os resultados em relação ao mês de Janeiro não devem causar surpresa, pois vem ao encontro de resultados encontrados em outros países onde também existe tal anomalia, porém, para Abril não há referências em trabalhos realizados anteriormente.

Quanto ao intervalo quadrimestral, é possível afirmar que existe uma sazonalidade temporal favorecendo o primeiro quadrimestre. Influenciada principalmente pelo último subperíodo, essa sazonalidade é decorrente, obviamente, da união dos meses de Janeiro e Abril.

A abordagem não-paramétrica confirma apenas a sazonalidade para o intervalo quadrimestral, mesmo assim a um nível de significância elevado, o que leva a uma interpretação de que as diferenciações encontradas são oriundas muito mais por valores absolutos do que por frequência observada. Estes resultados, de certa forma, contrariam os obtidos anteriormente. Porém agora o período de estudo é mais amplo o que por si torna os resultados mais consistentes.

6. BIBLIOGRAFIA

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stock. *Journal of Financial Economics* 9 p. 3-18, 1981.

BHARDWAJ, R. ; BROOKS, L. The January anomaly: effects of low share price, transaction cost, and bid-ask bias. *Journal of Finance*, 47, June, 1992.

CONOVER, W. J. Practical nonparametric statistics. New York. John Wiley, 1980.

COOK, T. J.; ROZEFF, M. S.; Size and earnings/price ratio anomalies: ones effect or two?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13 p. 449-446, 1984.

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

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*. 25 p. 383-417. 1970.

GULTEKIN, M. N. ; GULTEKIN, N. B. Stock market seasonality: International evidence. *Journal of Financial Economics* 12 p. 469-481 December, 1983

KENDALL, M. G. The analysis of economic time - series. *Journal of Royal Etatistical Society*. 96 p. 11-25, 1953.

LAKONISHOK, J.; LEVI, M. Weekend effects on stock returns: a note. *Journal of Finance*. 37 p. 883-889, 1982.

ROLL, R. A possible explanation of the small firm effect . *Journal of Finance*, 36 p. 879-888, September, 1981.

TINIC, S. M.; WEST, R.R. Risk and return. *Journal of Financial Economics*. 13 p. 561-574 1984.