

COPPEAD/UFRJ

RELATÓRIO COPPEAD Nº 121

A EFICIÊNCIA INFORMACIONAL FRACA  
DO MERCADO A VISTA DA BOLSA DE  
VALORES DO RIO DE JANEIRO  
NO PERÍODO 1973-1982

Ney Roberto Ottoni de Brito\*

Setembro 1983

\* Coordenador de Economia e Finanças do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFRJ e Consultor da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro (BVRJ). Este trabalho representa a atualização e extensão de trabalho anterior desenvolvido com José Célio Menezes. ele contou com a Assistência de Pesquisa de Sylvia Figueira de Mello e com o suporte da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro.

## I - INTRODUCAO

Mercados de capitais cumprem a importante função de transferir recursos no tempo alocando a poupança disponível às oportunidades de investimento existentes. Como observado por Brito [6], é socialmente relevante que esta função seja cumprida com eficiência. Esta eficiência fará com que a poupança seja canalizada com mais intensidade para as melhores oportunidades de investimento e indivíduos não necessitarão alocar recursos em análise de informações pois elas já estariam refletidas nos preços dos títulos. Uma consequência imediata da existência de mercados de capitais eficientes é o estímulo à própria condução da atividade econômica.

Como caracterizado por Brito [6], mercados de capitais devem ser eficientes em três níveis: ao nível informacional, ao nível alocacional e ao nível operacional. Mercados são ditos informacionalmente eficientes se os preços dos títulos refletem todas as informações disponíveis. Como discutido por Fama [18] e revisto por Brito [5], três formas de eficiência informacional podem ser definidas. 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 estão refletidas 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 os preços dos 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 nos preços dos títulos.

Este trabalho apresenta testes de eficiência informacional fraca do mercado acionário à vista da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro (BVRJ) no período 1973-1982. Ele se inicia com uma breve revisão dos fundamentos metodológicos dos testes e da experiência geral dos resultados obtidos nas principais bolsas de valores do mundo. A seguir o trabalho apresenta os resultados de testes de autocorrelação serial e de corridas de sinal para uma amostra abrangente de ações negociadas na BVRJ no período jan/1973 - nov/1982. Finalmente, o trabalho discute a distribuição dos resultados dos testes por tipos e grupos de ações.

## II - OS FUNDAMENTOS METODOLOGICOS

O conceito geral e a relevância de mercados eficientes têm sido objeto de pesquisas desde o início deste século. Entretanto, a formalização e estruturação do conceito foram desenvolvidas por Fama [18]. Esta estruturação original apresentava algumas deficiências que foram apontadas por Leroy [26] e corrigidas pelo próprio Fama [19]. Mais tarde, Brito [5] apontou uma deficiência que persistia na reformulação de Fama e prosseguiu para examinar testes da hipótese de eficiência em ambiente inflacionário.

Os resultados destas pesquisas sugerem três tipos de testes para a análise da eficiência informacional fraca de mercados de capitais

- (i) testes de autocorrelação serial,
- (ii) testes de corridas de sinais e
- (iii) testes de estratégias de filtros.

Estes testes são discutidos em detalhe por Brito [5]. Os dois primeiros são dependentes da hipótese de estacionariedade do processo gerador de taxas de retorno. Assumindo adicionalmente que a distribuição de taxas de retorno é normal, os testes de autocorrelação serial não devem rejeitar a hipótese de autocorrelação nula em mercados eficientes.

A suposição de normalidade apresenta problemas para os testes de autocorrelação serial. Em mercados americanos Fama [17]

mostra que distribuições de retorno parecem ser do tipo Pareto-estáveis não se ajustando à suposição de normalidade<sup>1</sup>. Entretanto, Wise<sup>2</sup> mostra que se o expoente característico das distribuições Pareto-estáveis é maior que 1 então os testes usuais de autocorrelação são assintoticamente válidos. As estimativas dos coeficientes de correlação convergem para o valor populacional quando o tamanho da amostra converge para o infinito. Este resultado suporta os testes de autocorrelação desenvolvidos para o mercado americano<sup>3</sup>. No mercado brasileiro não foram ainda desenvolvidos testes sobre as características da distribuição de retornos de ações e não se pode ainda avaliar o efeito da suposição de normalidade sobre os testes de autocorrelação serial. Sob esta suposição este trabalho prossegue para testar a hipótese de autocorrelação serial nula através do teste-t bicaudal usual<sup>4</sup>.

O segundo conjunto de testes, os testes de corridas de sinais<sup>5</sup>, apresentam algumas vantagens. Eles abstraem-se do valor absoluto das taxas de retorno concentrando-se apenas nos sinais e no número de corridas de sinais<sup>6</sup>. Se a série é aleatória o número de corridas não deve ser nem muito grande nem muito pequeno. De qualquer modo, como os testes consideram apenas os sinais, eles não são afetados por um pequeno número de observações com significativo valor absoluto. Uma outra vantagem destes testes é que eles são não-paramétricos e não dependem de qualquer suposição de normalidade<sup>7</sup>.

Este trabalho prossegue para testes de corridas de

sinais utilizando a variável  $Z$  de Wallis e Roberts [37]. O teste aplicado foi bicaudal e exigiu-se um mínimo de 20 observações para a aplicação do teste em uma ação. Com este número mínimo de observações foi possível utilizar procedimentos de grandes amostras tomando-se a aproximação normal da variável  $Z$ . A grande maioria dos testes de corrida de sinal de outros mercados tem utilizado diretamente as corridas de sinais absolutas, ou seja, as corridas de sinais de taxas de retorno. Brito [5] porém sugere que no caso geral de séries de taxas de retorno com média não nula a sequência relevante é a de sinais dos desvios em relação à média. Os testes de corridas de sinais desta série de desvios podem ser definidos como testes de corridas relativas. O trabalho prossegue para obter testes de corridas absolutas e relativas.

Finalmente, cabe destacar a relevância do terceiro conjunto de testes de eficiência informacional fraca, os testes de estratégias de filtro. Como discutido em Fama [17] e Brito [5], estes testes captam a eventual dependência não-linear entre taxas de retorno e têm a vantagem de não depender de quaisquer suposições de estacionariedade ou de normalidade. Os testes de estratégias de filtro serão desenvolvidos e apresentados em trabalho futuro.

### III - A EXPERIÊNCIA GERAL DE MERCADOS DE CAPITAIS

O início de pesquisas sobre o comportamento de preços de títulos e a eficiência de mercados data do princípio do século. Elas iniciaram-se com Bachelier [3] que apresenta a evidência favorável à hipótese de independência serial de preços de títulos públicos franceses.

Apesar deste início auspicioso novas pesquisas só vieram a se desenvolver no final da década de 50 com os trabalhos de Roberts [32], Osborne [30] e Moore [27] que apresentam evidência de aleatoriedade e eficiência do mercado norte-americano. Logo a seguir foram desenvolvidas as pesquisas de Granger e Mongenstern [22] e de Alexander [1] e [2]. Os primeiros encontram evidência de aleatoriedade e eficiência utilizando técnicas de análise espectral mas os resultados de Alexander sugerem que regras de filtro produzem rentabilidade extraordinária. Os resultados posteriores de Fama [17] e Fama e Blume [21] mostram que a evidência de Alexander deve ser atribuída à não consideração de custos de corretagem que uma vez descontados eliminam a rentabilidade extraordinária de estratégias de filtro. Em síntese, toda a evidência empírica suporta a hipótese de eficiência informacional fraca do mercado de capitais americano<sup>e</sup>.

Em outros mercados a evidência não tem sido tão uniforme. O mercado inglês é examinado por Dryden [14] e [15], Kendall [25] e Kemp e Reid [24]. Os resultados mostram desvios da

hipótese de eficiência. Resultados da mesma natureza foram obtidos por Praetz [31] ao examinar o mercado australiano e por Theil e Leenders [36] ao examinarem o mercado holandês. Em trabalho mais abrangente, Solnik [35] desenvolveu testes de autocorrelação em 234 ações de oito países da Europa Ocidental<sup>9</sup> concluindo que desvios da hipótese de caminho aleatório e eficiência são mais frequentes nos mercados de ações da Europa do que no mercado americano. Esta é a natureza geral das conclusões para outros mercados<sup>10</sup>.

Existem alguns testes preliminares de eficiência informacional fraca do mercado brasileiro. Contador [11] examina o comportamento do IBV utilizando técnicas de análise espectral e observa desvios da hipótese de eficiência. Como existem problemas associados ao IBV, testes diretamente sobre ações pareceriam mais adequados. Esta é a rota seguida por Errunza [16] e por Muniz [28]. O primeiro examina 64 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo e utilizando taxas de retorno mensais conclui que os testes de autocorrelação e corridas de sinais apontam desvios da hipótese de eficiência. Já Muniz examina 10 ações negociadas na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro no período 1975/1978 e conclui que os testes de autocorrelação e corridas de sinais suportam a hipótese de eficiência. Infelizmente os resultados de Muniz são bastante prejudicados pela ausência de ajustes para eventos distribuídos no período<sup>11</sup>.

Este trabalho prossegue para testar a eficiência informacional fraca do mercado da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro utilizando uma amostra abrangente de ações e taxas de



retorno diárias completamente depuradas e ajustadas para os eventos distribuídos no período.

#### IV - A AMOSTRA, DADOS E PERIODICIDADE

A condução de testes de autocorrelação serial e de corridas de sinais em ambiente inflacionário apresenta problemas que são discutidos por Brito [5]. Ele mostra que a utilização de taxas de rentabilidade nominais pode apresentar problemas em ambiente inflacionário autocorrelacionado como o brasileiro. Como estes problemas devem ser mais críticos em períodos mais longos este trabalho prosseguirá utilizando taxas de retorno diárias deixando para trabalhos futuros o estudo do comportamento de taxas semanais e mensais.

Os testes de autocorrelação serial foram conduzidos até a 15ª defasagem. Cada defasagem incluiu em seus testes qualquer ação que apresentasse um mínimo de 30 pares para as estimativas de autocorrelação. Os testes de corridas de sinais foram desenvolvidos para qualquer ação que apresentasse um mínimo de 100 observações de taxas de retorno diárias no período. Cabe destacar que como os critérios de inclusão nos testes de autocorrelação e de corridas são diferentes a amostra de ações difere nos dois casos<sup>12</sup>.

Estes critérios de seleção foram aplicados nos dois testes para cada ano do período 1973-1982 bem como para o período total<sup>13</sup>. Uma visão sintética da estrutura da amostra é apresentada na Tabela 1. As ações da amostra sempre representaram mais de 90% do volume de negócios da BVRJ, o que garante sua representatividade.

TABELA 1

## ESTRUTURA DA AMOSTRA

ANOS	AUTOCORRELAÇÃO SERIAL <sup>1</sup>				CORRIDAS ABSOLUTAS				CORRIDAS EM REL. À MÉDIA					
	EMPR.		PREF.		EMPR.		PREF.		EMPR.		PREF.		ORDIN.	
	AÇÕES	ORDIN.	AÇÕES	ORDIN.	AÇÕES	ORDIN.	AÇÕES	ORDIN.	AÇÕES	ORDIN.	AÇÕES	ORDIN.	AÇÕES	ORDIN.
1973	109	135	71	64	86	100	53	47	86	100	53	47	86	100
1974	91	112	63	48	70	82	43	39	70	82	43	39	70	82
1975	71	91	64	42	59	71	39	32	59	71	39	32	59	71
1976	70	95	49	46	55	73	37	36	55	73	37	36	55	73
1977	71	96	50	46	57	72	39	33	57	72	39	33	57	72
1978	72	94	54	40	49	63	34	29	49	63	34	29	49	63
1979	62	82	47	35	44	56	29	27	44	56	29	27	44	56
1980	58	81	46	35	40	52	27	25	40	52	27	25	40	52
1981	49	67	37	30	39	49	27	22	39	49	27	22	39	49
1982 <sup>2</sup>	42	62	35	27	32	44	21	23	32	44	21	23	32	44
1973/80	162	237	132	105	137	189	104	85	137	189	104	85	137	189
1973/82 <sup>2</sup>	166	261	151	110	147	220	127	93	147	220	127	93	147	220

(1) Empresas e ações incluídas nos testes da primeira defasagem

(2) até 30.11.82

## V - OS TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL

Os resultados consolidados dos testes de autocorrelação serial para níveis de significância de 5% e 1% são apresentados na Tabela 2. É fácil verificar como comportamento geral que a medida que a defasagem aumenta o número de ações que rejeitou a hipótese de nulidade diminui. Discrepâncias existem mas visualizam-se algumas mais fortes no ano de 1973 e nos períodos conjuntos 1973/1980 e 1973/1982.

A semelhança de vários estudos efetuados em outros mercados, não é difícil também inferir por uma tendência a características de primeira ordem no processo gerador de taxas de retorno, evidenciando-se no nosso caso o ano de 1976 como o mais forte. Nele, nada menos que 61 ações - para um total de 95 - mostraram autocorrelação serial de primeira ordem significativamente diferente de zero para um nível de 5% o qual, mesmo quando relaxado para 1%, não permitiu melhorias sensíveis, reduzindo o número para 49 ações. Uma ilustração gráfica dessa constatação aparece na Figura 1, construída a partir da Tabela 2, onde aparecem os percentuais de ações autocorrelacionadas com um dia de defasagem. Como esperado, o relaxamento do nível de significância de 5% para 1% parece ter sido relevante no período estudado. Cabe observar entretanto que, em geral, o percentual de ações correlacionadas de primeira ordem veio diminuindo gradualmente desde 1976 até 1982, quando atinge 27,4% e 17,7% para 5% e 1% respectivamente.

TABELA 2

## RESULTADOS CONSOLIDADOS DOS TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL

ANOS	NÍVEL	DEFASAGENS															k <sup>1</sup>		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15			
1973	5%	49	19	12	17	8	10	7	11	7	11	7	11	8	8	11	7	10	135
	1%	29	4	2	7	4	2	2	4	3	4	3	4	4	3	5	1	3	
1974	5%	56	18	8	7	6	6	5	4	5	10	7	6	7	6	8	9	3	112
	1%	42	7	1	2	2	0	0	0	1	3	5	2	5	2	1	1	1	
1975	5%	35	5	6	3	3	5	6	8	5	6	5	5	2	5	6	2	6	91
	1%	27	1	1	1	0	2	0	1	1	3	0	0	0	0	1	0	1	
1976	5%	61	12	6	5	8	4	9	5	7	6	4	4	4	4	5	5	8	95
	1%	49	3	2	1	3	1	1	2	1	2	1	2	2	2	0	1	1	
1977	5%	39	12	8	9	6	7	3	2	5	7	3	3	8	3	4	7	5	96
	1%	28	4	5	1	1	2	0	0	2	2	0	2	2	0	2	4	1	
1978	5%	29	13	7	6	4	7	3	5	6	5	6	4	4	2	6	3	7	94
	1%	19	7	3	2	3	4	2	2	1	3	0	0	0	0	2	0	0	
1979	5%	24	9	5	5	11	5	8	3	5	0	10	7	10	7	1	1	6	82
	1%	16	5	3	2	2	3	2	0	1	0	4	3	4	3	0	1	3	
1980	5%	26	14	7	4	6	9	3	5	4	5	4	4	6	4	3	4	1	81
	1%	13	6	4	1	0	4	1	0	0	2	1	1	1	1	1	2	0	
1981	5%	20	10	8	3	7	8	5	6	4	4	4	3	3	4	4	2	4	67
	1%	13	8	3	1	3	5	1	3	0	2	0	1	0	1	1	0	2	
1982 <sup>2</sup>	5%	17	4	2	5	3	5	2	1	6	3	2	3	2	3	2	1	1	62
	1%	11	2	0	4	2	2	2	0	2	0	1	1	1	1	1	0	0	
1973/80	5%	117	41	19	31	27	25	15	20	17	17	13	13	13	13	19	20	12	237
	1%	94	23	5	18	11	4	4	4	8	9	6	7	7	3	3	6	4	
1973/82 <sup>2</sup>	5%	125	49	25	34	30	33	17	21	23	18	16	16	16	21	18	17	17	261
	1%	96	26	5	14	12	5	6	5	10	10	7	6	5	5	4	4	7	

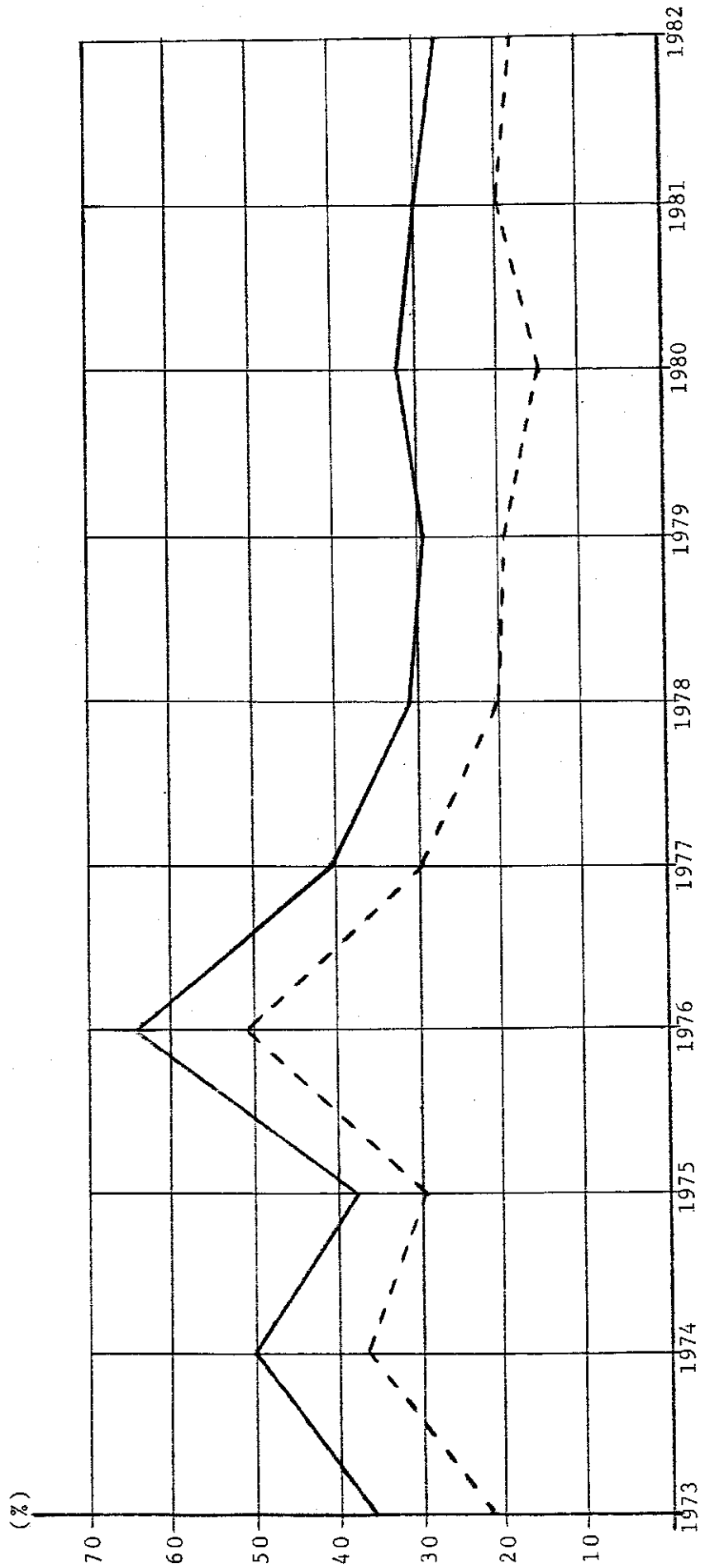
(k<sup>1</sup>) Número de ações para um dia de defasagem.

(2) até 30.11.82

FIGURA 1

PERCENTAGEM DE AÇÕES AUTOCORRELACIONADAS DE PRIMEIRA ORDEM NA AMOSTRA

— nível de 5%  
----- nível de 1%



Ao examinar-se os períodos conjuntos 1973/1980 e 1973/1982 pode ser observado um expressivo aumento no grau de dependência das ações estudadas, chegando no período mais abrangente a 48% e 37% do total da amostra para os níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente. Como visto anteriormente, à medida em que as distribuições de retorno são Pareto-estáveis com expoentes característicos  $1 < \alpha < 2$  testes de autocorrelação serial podem ser operacionalizados desde que sejam tomadas grandes amostras. Por outro lado, ao se adotar tal procedimento, pode-se estar comprometendo a suposição de estacionariedade destas distribuições. Quanto mais longo o período analisado menos razoável é a suposição de estacionariedade. Isto explicaria os mais elevados níveis de dependência verificados nos períodos conjuntos 1973/1980 e 1973/1982. Nestes períodos o número de observações tomados nos testes aumentou consideravelmente chegando em muitos casos a até mesmo superar o número empregado nos trabalhos de Fama [17]. Nisto poderiam repousar indícios de que problemas de não estacionariedade das distribuições estariam comprometendo os resultados dos testes.

Para fins de análise comparativa, a Tabela 3 apresenta a incidência de dependência ao nível de 5%, em termos absolutos e relativos, no mercado da BVRJ e em diversos outros mercados. Pode-se inferir que apenas nos anos de 1974, 1976 e nos períodos conjuntos 1973/1980 e 1973/1982 os percentuais de dependência (50,0%, 64,2%, 49,4% e 47,9% respectivamente) evidenciaram valores elevados em relação aos encontrados em outros mercados.

TABELA 3

RESULTADOS COMPARADOS DE COEFICIENTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL DIÁRIOS  
DE PRIMEIRA ORDEM EM DIVERSOS PAÍSES

P A Í S	AUTOR	AÇÕES	PERÍODO	COEFICIENTES			K (*)		
				$\mu$	$\sigma$	ABS.	REL.	ABS.	REL.
01. Alemanha	Solnik	35	Mar.66-Abr.71	0,078	0,075	23	65,7%	7	20,0%
02. Bélgica	Solnik	17	Mar.66-Abr.71	-0,018	0,066	5	29,4%	10	58,8%
03. Brasil	Contador	16	Jan.68-Dec.69	-0,032	0,109	7	43,8%	9	56,3%
	Brito e Menezes	135	1973	-0,102	0,199	49	36,3%	98	72,6%
		112	1974	-0,180	0,161	56	50,0%	99	88,4%
		91	1975	-0,139	0,136	35	38,5%	80	87,9%
		95	1976	-0,208	0,208	61	64,2%	86	90,5%
		96	1977	-0,119	0,165	39	40,6%	72	75,0%
		94	1978	-0,082	0,201	29	30,9%	62	66,0%
		82	1979	-0,052	0,189	24	29,3%	54	65,9%
		81	1980	-0,064	0,214	26	32,1%	49	60,5%
		67	1981	-0,052	0,205	20	29,9%	37	55,2%
		62	Jan.82-Nov.82	0,007	0,190	17	27,4%	26	41,9%
		237	1973/1980	-0,118	0,180	117	49,4%	180	76,0%
		261	Jan.73-Nov.82	-0,103	0,182	125	47,9%	191	73,2%
04. Estados Unidos	Fama	30	Jan.56-Abr.58	0,026	0,057	11	36,7%	8	26,7%
05. França	Solnik	65	Mar.66-Abr.71	-0,019	0,082	41	63,1%	32	49,2%
06. Holanda	Solnik	24	Mar.66-Abr.71	0,031	0,060	9	37,5%	7	29,2%
07. Inglaterra	Solnik	40	Mar.66-Abr.71	0,072	0,066	21	52,5%	6	15,0%
	Dryden	15	1963/1964	0,092	0,065	6	40,0%	1	6,7%
08. Itália	Solnik	30	Mar.66-Abr.71	-0,023	0,069	9	30,0%	16	53,3%
09. Suécia	Solnik	6	Mar.66-Abr.71	0,056	0,049	1	16,7%	3	50,0%
10. Suíça	Solnik	17	Mar.66-Abr.71	0,012	0,012	4	23,5%	6	35,3%

(\*) Número de ações que rejeitaram a hipótese de nulidade ao nível de 5%.

(†) Número de ações com coeficientes < 0.



Mais ainda, os coeficientes médios e os desvios-padrão encontrados neste trabalho são bastante elevados e superiores em sua grande maioria aos dos demais países até 1978. Isto sugere que, neste período, o mercado da BVRJ apresenta maiores afastamentos da hipótese de caminho aleatório (random walk) do que o mercado norte-americano e os mercados europeus. Entretanto, os ganhos de eficiência do mercado da BVRJ a partir de 1979 são evidentes e os coeficientes médios de autocorrelação apresentaram valores absolutos semelhantes aos dos outros mercados o que sugere uma eficiência também comparável.

A predominância de sinais negativos de coeficientes de autocorrelação para defasagem de um dia é aparente na Tabela 3 e merece destaque. No passado recente a proporção de sinais negativos no mercado brasileiro é superior às proporções observadas em outros mercados, especialmente até 1977. A existência de coeficientes de autocorrelação negativos pode ser atribuída a problemas de liquidez ou a efeitos de mercado. Ao examinar os mercados europeus, Solnik [35] observou que problemas de liquidez e descontinuidade nas negociações poderiam explicar a existência de coeficientes negativos. Por outro lado, Fama [17] observa que a existência de fatores de mercado influenciando o processo de formação de preços pode explicar a existência e predominância de qualquer sinal para coeficientes de autocorrelação.

Em síntese, os resultados dos testes de autocorrelação serial não parecem suportar a hipótese conjunta de eficiência e estacionariedade para todas as ações da BVRJ. Os resultados podem

ser atribuídos à ineficiência. Por exemplo, a predominância de sinais negativos pode ser atribuída à ineficiente interpretação de informações; em um dia as variações são exageradas e provocam uma reação em sentido contrário no próximo dia. Entretanto, os resultados talvez devam ser atribuídos a não estacionariedade de distribuições. Os resultados de Brito [7] e Brito e Sancovski [9] mostram que existe um significativo efeito de mercado nas negociações da BVRJ. A existência de um efeito de mercado implica em não estacionariedade de distribuições o que afetaria os resultados. É claro que os resultados podem ser atribuídos a uma combinação de alguma ineficiência e não-estacionariedade. Na realidade, os resultados de Brito e Sancovski [9] sugerem que este é o caso pois os resíduos do modelo de mercado também tendem a mostrar uma predominância de coeficientes de autocorrelação serial negativos que, em muitos casos, são significativos.

## VI - OS TESTES DE CORRIDAS DE SINAIS

Os resultados dos testes de autocorrelação serial podem ter sido influenciados pela suposição implícita de normalidade. Uma das vantagens dos testes de corridas de sinais é que eles não dependem desta suposição. Os resultados consolidados dos testes de corridas de sinais absolutas e relativas<sup>14</sup> são apresentados na Tabela 4. Ela apresenta o número de ações cujas corridas rejeitaram a hipótese nula de aleatoriedade e o percentual que este número representa em relação ao tamanho da amostra. Para corridas absolutas os resultados indicam que até 1979 um percentual de cerca de 20% das ações apresentaram um comportamento significativamente não aleatório ao nível de 5%. A única exceção ocorre em 1978 quando o nível eleva-se para 27%. De 1980 em diante estes percentuais deram um salto em relação aos anos anteriores. Em 1980 ele elevou-se para 30,8%, continuando a subir em 1981 quando atingiu a 36,7%. No último ano, 1982, houve uma pequena queda no percentual para 29,5%, mantendo-se entretanto em nível elevado. Esta elevação dos últimos três anos acompanhou o que parece ter sido uma redução geral nos indicadores e testes de eficiência por corridas de sinais. Para corridas relativas o percentual de violação dos testes comporta-se de forma irregular até 1979 sendo ora superior ora inferior aos percentuais para corridas absolutas. Entretanto, de 1980 em diante e nos períodos totais 73/80 e 73/82 os percentuais de violação nos testes de corridas relativas são bem inferiores aos observados para corridas absolutas. Estes resultados sugerem a

TABELA 4

RESULTADOS COMPARADOS DOS TESTES DE CORRIDAS DE SINAIS  
E AUTOCORRELAÇÃO SERIAL DE PRIMEIRA ORDEM

ANOS	CORRIDAS DE SINAIS						AUTOCORRELAÇÃO					
	ABSOLUTAS			RELATIVAS			1%			5%		
	1%	5%	PERC.	1%	5%	PERC.	1%	5%	PERC.	1%	5%	PERC.
1973	11	11,0%	20	20,0%	8	8,0%	18	18,0%	29	21,5%	49	36,3%
1974	7	8,5%	15	18,3%	11	13,4%	18	22,0%	42	37,5%	56	50,0%
1975	7	9,9%	15	21,1%	7	9,9%	13	18,3%	27	29,7%	35	38,5%
1976	10	13,7%	17	23,3%	10	13,7%	23	31,5%	49	51,6%	61	64,2%
1977	10	13,9%	15	20,8%	12	16,7%	15	20,8%	28	29,2%	39	40,6%
1978	9	14,3%	17	27,0%	9	14,3%	13	20,6%	19	20,2%	29	30,9%
1979	5	8,9%	10	17,9%	7	12,5%	13	23,2%	16	19,5%	24	29,3%
1980	11	21,2%	16	30,8%	7	13,5%	12	23,1%	13	16,0%	26	32,1%
1981	8	16,3%	18	36,7%	3	6,1%	4	8,2%	13	19,4%	20	29,9%
1982 <sup>1</sup>	7	15,9%	13	29,5%	8	18,2%	11	25,0%	11	17,7%	17	27,4%
1973/80	50	26,5%	71	37,6%	33	17,5%	47	24,9%	94	39,7%	117	49,4%
1973/82 <sup>1</sup>	60	27,3%	92	41,8%	32	14,5%	57	25,9%	96	36,8%	125	47,9%

NOTA: Os percentuais são calculados tomando-se o número de ações que rejeitaram a hipótese de nulidade expressos nas colunas 1% e 5% de cada teste e dividindo-se estes pelo número de ações na amostra em cada ano conforme a Tabela 1.

(1) até 31.11.82

não estacionariedade das séries de taxas de retorno.

A Tabela 4 também apresenta um sumário dos resultados dos testes de autocorrelação o que permite uma análise comparativa dos resultados. Pode-se observar que o número de ações que violou a hipótese de aleatoriedade em testes de corridas de sinal é em geral menor que o número de violações em testes de autocorrelação serial. No entanto, nos últimos três anos, 1980 a 1982, os níveis de violações dos três tipos de testes se aproximaram havendo diversos casos em que os níveis de violação dos testes de corrida ultrapassaram os dos testes de autocorrelação serial. Estes resultados sugerem que nos anos recentes a hipótese de normalidade tem se ajustado melhor do que nos anos anteriores a 1980.

Como os resultados dos testes de autocorrelação indicam uma predominância de sinais negativos é de interesse examinar o comportamento dos sinais dos testes de corrida. A Tabela 5 apresenta os resultados consolidados dos sinais da diferença entre o número de corridas observado (R) e o número de corridas esperado (M) nos diversos anos<sup>19</sup>. Como observado por Fama [17] e Dryden [15], para consistência com coeficientes de autocorrelação serial negativos a diferença  $R - M$  deveria preponderantemente ser positiva. Os resultados de Fama e Dryden suportam a consistência entre os testes de autocorrelação serial e de corridas de sinais para defasagens de um dia mas não suportam a consistência para defasagens maiores. Fama [17] chega a admitir que "para a maioria dos propósitos o valor absoluto da dependência nos preços é mais relevante do que se a dependência é positiva ou negativa". Os

TABELA 5

NATUREZA DOS SINAIS NOS TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL  
E DE CORRIDAS DE SINAIS

ANOS	AUTOCORRELAÇÃO SERIAL										CORRIDAS		
	Defasagens										R - M < 0		
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	ABS.	REL.	
1973	P	98	73	57	47	72	62	70	75	69	57	70	43
	k	135	127	126	127	124	124	121	123	123	122	100	100
	%	72,6	57,5	45,2	37,0	58,1	50,0	57,9	61,0	56,1	46,7	70,0	43,0
1974	P	99	70	59	41	56	61	44	47	58	44	30	20
	k	112	105	101	101	101	101	99	99	98	98	82	82
	%	88,4	66,7	58,4	40,6	55,5	60,4	44,4	47,5	59,2	44,9	36,6	24,4
1975	P	80	50	50	32	49	44	39	40	41	48	31	25
	k	91	82	83	81	81	81	80	80	79	80	71	71
	%	87,9	61,0	60,2	39,5	60,5	54,3	48,8	50,0	51,9	60,0	43,7	35,2
1976	P	86	47	51	40	46	42	44	50	35	44	24	17
	k	95	88	88	86	84	85	85	85	83	83	73	73
	%	90,5	53,4	58,0	46,5	53,5	50,0	51,8	58,8	42,2	53,0	32,9	23,3
1977	P	72	53	43	35	47	42	44	36	40	40	37	27
	k	96	85	84	85	82	84	86	83	82	82	72	72
	%	75,0	62,4	51,2	41,2	57,3	50,0	51,2	43,4	48,8	48,8	51,4	37,5
1978	P	62	35	32	31	39	43	39	38	36	49	38	31
	k	94	76	74	74	74	76	74	74	71	72	63	63
	%	66,0	46,1	43,2	41,9	52,7	56,6	52,7	51,4	50,7	68,1	60,3	49,2
1979	P	54	41	37	33	31	29	32	37	34	26	36	27
	k	82	69	69	70	68	67	65	65	63	63	56	56
	%	65,9	59,4	53,6	47,1	45,6	43,3	49,2	56,9	54,0	41,3	64,3	48,2
1980	P	49	34	43	32	26	38	28	31	34	33	32	27
	k	81	68	66	64	65	64	65	65	64	65	52	52
	%	60,5	50,0	66,2	50,0	40,0	59,4	43,1	47,7	53,1	50,8	61,5	51,9
1981	P	37	30	27	32	22	19	31	36	27	25	37	33
	k	67	56	56	54	53	53	51	51	51	51	49	49
	%	55,2	53,6	48,2	59,3	41,5	35,8	60,8	70,6	52,9	49,0	75,5	67,3
1982 <sup>1</sup>	P	28	25	29	26	28	34	34	31	20	22	37	31
	k	62	55	54	54	52	53	53	55	54	54	44	44
	%	45,2	45,5	53,7	48,1	53,8	64,2	64,2	56,4	37,0	40,7	84,1	70,5
73/80	P	180	116	113	83	94	95	102	111	105	89	142	106
	k	237	210	205	203	200	200	200	199	198	196	189	189
	%	76,0	55,2	55,1	40,9	47,0	47,5	51,0	55,8	53,0	45,4	75,1	56,1
73/82 <sup>1</sup>	P	191	121	116	90	100	101	120	121	108	100	168	136
	k	261	232	228	225	221	222	220	220	219	217	220	220
	%	73,2	52,2	50,9	40,0	45,2	45,5	54,5	55,0	49,3	46,1	76,4	61,8

NOTA: p representa o número de sinais negativos em cada ano. O número de sinais positivos é dado pela diferença entre p e k, sendo este último o número de ações testadas em cada ano e defasagem. O percentual é calculado assim: p.100/k.

(1) até 30.11.82

resultados para o caso brasileiro mostram uma crescente predominância de sinais negativos<sup>16</sup> para a diferença R-M em testes de corridas absolutas. Os sinais positivos predominam nos testes de corridas em relação à média até 1979 mas de 1980 até 1982 passam a predominar os sinais negativos. A consistência não é total entre os testes de autocorrelação serial e os de corrida de sinal como não era nos resultados de Fama e Dryden. A explicação possivelmente reside em características de não estacionariedade das distribuições.

Como observado inicialmente, os números da Tabela 4 mostram que os resultados dos testes de corridas sofrem uma evidente tendência a maiores desvios da hipótese de aleatoriedade nos períodos conjuntos 1973/1980 e 1973/1982. Além de possíveis problemas de não estacionariedade, Fama [17] e Dryden [15] já haviam notado que o valor da variável padronizada usada para testar a hipótese de nulidade como aproximação de uma curva normal apresenta problemas quando o número de observações é muito grande. Enquanto o número esperado de corridas M aumenta proporcionalmente com o número de observações o desvio padrão S o faz com a raiz quadrada deste número. Desta forma, uma constante mas pequena diferença percentual entre os números de corridas real e esperado produzirá valores cada vez mais elevados para a variável padronizada Z a medida em que o número de observações aumenta. No nosso caso isto tem particular relevância porquanto para muitas ações de nossa amostra nos períodos conjuntos 1973/1980 e 1973/1982 o número de observações chega até mesmo a superar os de Fama e Dryden<sup>17</sup>.

Um procedimento sugerido por Fama [17] é tomar a estatística  $(R-M)/M$  já que 8 em 30 das ações estudadas por ele apresentaram não aleatoriedade quando foi utilizada a variável padronizada para o teste. Porém o mesmo autor não apresenta nenhum fundamento mais forte para tal procedimento, apenas preferindo comentar que "em geral, as diferenças percentuais entre os números real e esperado de corrida são pequenas e isto é provavelmente a mais relevante medida de dependência". Dryden [15] chegou a sugerir o limite máximo de 10% para  $(R-M)/M$  sem também argumentar razões para tal valor. Em ambos os testes de corrida aqui realizados este limite de 10% foi superado por um número expressivo de ações. Talvez uma melhor rota seja operacionalizar outros tipos de testes não paramétricos como procederam Theil e Leenders [36] ou mesmo estender os de corridas de sinais conforme Fama [17] e Dryden [15]



## VII - ALGUMAS OBSERVAÇÕES ADICIONAIS

A evolução geral dos resultados dos testes desenvolvidos para algumas das ações pode ser observada na Tabela 6. Ela apresenta a frequência das ações que rejeitaram a hipótese de aleatoriedade ao nível de 5% com defasagem de um dia para cada ano do período 1973/1982. Comparando-se os resultados dos testes de autocorrelação serial com os de corridas de sinais pode-se observar que a grande maioria das ações diminuem a frequência de rejeição quando submetidas aos testes de corridas de sinais<sup>10</sup>. Estes resultados sugerem desvios da hipótese de normalidade de distribuições, como observado anteriormente.

Um outro aspecto analisado foi a possibilidade de que os desvios da hipótese de aleatoriedade aqui observados pudessem estar concentrados em um determinado tipo de ação. As Tabelas 7 e 8 apresentam os percentuais de ações que rejeitaram a hipótese de aleatoriedade ao nível de significância de 5% para um dia de defasagem nos testes de autocorrelação e de corridas, por tipo de papel. É fácil verificar que, embora existam alternâncias ao longo do período analisado, tomando-se os anos isolados de 1973 a 1982, em média, os valores encontrados não diferem substancialmente. Parece inexistir uma tendência a ações preferenciais mostrarem-se mais dependentes do que as ordinárias e vice-versa. Esta não foi a conclusão de Errunza [16] que ao analisar 64 ações na Bolsa de São Paulo conclui que "ações preferenciais, como um grupo, parecem confirmar a hipótese do

TABELA 6

FREQUÊNCIA NOS TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL E DE CORRIDAS DE SINAIS AO NÍVEL = 5% (1)

AÇÃO	N <sub>1</sub>	n <sub>2</sub>	N <sub>3</sub>	n <sub>4</sub>	N <sub>5</sub>	n <sub>6</sub>	AÇÃO	N <sub>1</sub>	n <sub>2</sub>	N <sub>3</sub>	n <sub>4</sub>	N <sub>5</sub>	n <sub>6</sub>	AÇÃO	N <sub>1</sub>	n <sub>2</sub>	N <sub>3</sub>	n <sub>4</sub>	N <sub>5</sub>	n <sub>6</sub>	
ACESOP	10	2	10	1	10	0	DOCAOP	8	4	8	2	8	3	PTIPPP	10	1	9	2	9	2	2
AGSPP	5	2	5	1	5	1	DURAOP	4	3	2	2	2	2	PTMGPP	4	2	2	0	2	0	0
ANORPP	8	3	4	2	4	2	EBERPP	8	2	6	2	6	0	RIOGPP	10	5	10	4	10	2	2
ASAPE	5	4	5	0	5	2	ERICOP	6	0	4	1	4	1	SAMIOF	10	1	10	0	10	0	0
BANHOP	8	5	8	6	8	5	FERBPE	6	4	5	1	5	1	SANQPP	6	2	4	1	4	0	0
BARBOP	10	3	10	4	10	2	FEROOP	5	2	5	0	6	0	SGASOP	8	1	7	6	7	1	1
BASAON	10	6	10	2	10	2	FERTPP	10	3	10	2	10	1	SONDPP	7	3	6	0	6	0	0
BBON	10	3	10	1	10	0	FLCLPP	8	5	7	1	7	2	SPRIPP	6	1	3	0	3	0	0
BBPP	10	3	10	2	10	1	GERDPP	10	4	6	2	6	2	TERJON	7	7	7	1	7	4	4
BEHPP	8	3	5	2	5	1	KELSPP	5	3	4	0	4	0	TERJPN	7	6	7	2	7	5	5
BECEPN	6	3	1	1	1	1	KIBOOP	5	3	2	0	2	0	TIBRPE	6	4	6	1	6	2	2
BELGOP	10	0	10	2	10	0	LAITOP	10	9	10	5	10	7	TJANPP	9	1	6	1	6	0	0
BESPPP	9	4	7	1	7	2	LAMEOP	8	1	9	1	9	1	UBBPN	6	2	0	0	0	0	0
BIAPN	6	2	6	5	6	4	LOBROP	6	1	3	0	3	0	UBBPP	8	6	5	2	5	2	2
BNACPN	10	3	9	4	9	1	LTBOP	4	3	4	0	4	1	UNIPOE	7	1	5	0	5	0	0
BNBON	10	7	10	0	10	1	MANMOP	10	1	10	0	10	0	UNIPPE	8	3	8	3	8	3	3
BNBPP	10	3	10	2	10	3	MANMPP	10	4	10	1	10	0	VALEPP	10	2	10	0	10	1	1
BOZIOP	8	4	6	1	6	0	MEFXPP	7	1	4	0	4	0	WHMTPP	10	2	10	2	10	2	2
BOZIPP	8	5	7	1	7	0	MESBOR	10	3	8	4	8	1								
BRADPN	8	3	7	1	7	1	MESBPP	10	5	10	2	10	0								
BRHAOP	10	4	10	3	10	3	MFLUOP	10	5	10	3	10	4								
BRHAPP	10	4	10	3	10	2	MLONOP	4	3	4	0	4	0								
CBEEOP	7	6	6	1	6	3	NOVAOP	10	7	8	3	8	2								
CESPPP	6	5	4	1	4	2	PAINPP	5	4	5	0	5	1								
CMIGPP	10	7	10	3	10	3	PARSOP	5	3	4	1	4	0								
CRUZOP	10	2	10	1	10	3	PETRON	10	3	10	1	10	2								
CSBRPP	5	1	3	1	3	2	PETRPN	9	0	7	1	7	0								
CSNPP	9	4	8	4	8	6	PETRPP	9	0	10	0	10	0								
CTBPN	4	3	3	1	3	1	PFLOP	10	6	9	3	9	2								

n<sub>1,3,5</sub>: número de anos em que a ação foi testada em au tocorrelação serial e corridas absolutas e re lativas, respectivamente.

n<sub>2,4,6</sub>: número de anos em que a ação rejeitou H<sub>0</sub> nestes testes.

(1) Os códigos de ações são os utilizados na BVRJ

TABELA 7

AÇÕES COM AUTOCORRELAÇÃO SERIAL DE PRIMEIRA  
 ORDEM AO NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA DE 5%

ANOS	NÚMERO DE AÇÕES		PERCENTAGENS <sup>(1)</sup>	
	PREFER.	ORDINAR.	PREFER.	ORDINAR.
1973	26	23	36,6	35,9
1974	35	21	54,7	43,8
1975	19	16	38,8	38,1
1976	33	28	67,3	60,9
1977	18	21	36,0	45,7
1978	17	12	31,5	30,0
1979	11	13	23,4	37,1
1980	13	13	28,3	37,1
1981	13	7	35,1	23,3
1982 <sup>2</sup>	9	8	25,7	29,6
MÉDIA	-	-	37,7	38,1

NOTA: (1) Calculadas tomando como base o número de ações de cada tipo na amostra, conforme a Tabela 1. Exemplo: o percentual de preferenciais em 1973 é dado por  $26 \div 71 = 36,6\%$ .

(2) até 30.11.82

TABELA 8

AÇÕES NÃO ALEATÓRIAS EM CORRIDAS DE SINAIS AO NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA DE 5%

ANOS	CORRIDAS ABSOLUTAS				CORRIDAS RELATIVAS			
	NÚMERO DE AÇÕES		PERCENTAGENS (1)		NÚMERO DE AÇÕES		PERCENTAGENS (1)	
	PREFER.	ORDIN.	PREFER.	ORDIN.	PREFER.	ORDIN.	PREFER.	ORDIN.
1973	13	7	24,5	14,9	9	9	17,0	19,1
1974	4	11	9,3	28,2	8	10	18,6	25,6
1975	9	6	23,1	18,8	9	4	23,1	12,5
1976	10	7	27,0	19,4	11	12	29,7	33,3
1977	9	6	23,1	18,2	8	7	20,5	21,2
1978	10	7	29,4	24,1	8	5	23,5	17,2
1979	4	6	13,8	22,2	8	5	27,6	18,5
1980	9	7	33,3	28,0	6	6	22,2	24,0
1981	10	8	37,0	36,4	2	2	7,4	9,1
1982 <sup>2</sup>	8	5	38,1	21,7	5	6	23,8	26,1
MÉDIA	-	-	25,8	23,2	-	-	21,4	20,6

NOTA: (1) Ver Nota da Tabela 7

(2) até 30.11.82

caminho aleatório de uma forma melhor que as ações ordinárias em nossa amostra". No nosso caso, a maior discrepância ocorre para os testes de corridas absolutas que oferecem um percentual médio de 25,6% para as ações preferenciais, contra 23,2% para as ordinárias, uma diferença desprezível.

A seguir o trabalho prossegue para examinar a possibilidade de que os desvios da hipótese de aleatoriedade estejam associados à concentração de volume de negócios. Para isto é preciso compatibilizar os procedimentos amostrais pois as ações consideradas nos testes de autocorrelação não são necessariamente as mesmas incluídas nos testes de sinal. Para cada ano do período foi selecionada uma amostra comum de ações que

- (i) apresentassem pelo menos 30 pares em pelo menos 8 defasagens<sup>19</sup> e
- (ii) apresentassem um mínimo de 100 observações de taxas de retorno diárias no período<sup>20</sup>.

As ações desta amostra foram então classificadas em três grupos,

- GRUPO A - constituído pelas vinte ações mais negociadas no ano
  - GRUPO B - constituído pelas seguintes vinte ações mais negociadas no ano e
  - GRUPO C - constituído pelas demais ações da amostra do ano
- e para todas as ações e todos os grupos foram aplicados os testes de autocorrelação e de corridas de sinal.

A partir dessa classificação foi obtida a frequência de violação da hipótese de aleatoriedade ao nível de 5%, por grupo e por ano. Os resultados são apresentados na Tabela 9, indicando que nos testes de autocorrelação serial o Grupo A experimentou uma menor incidência de dependência de primeira ordem em todos os anos, com exceção de 1982 enquanto que os grupos B e C alternaram-se. Entre estes dois últimos, até 1976 não parecia existir dominância de um grupo sobre o outro, entretanto, a partir de 1977 e até 1981 os níveis de eficiência/dependência do grupo B foram claramente superiores/inferiores aos do grupo C. A associação entre níveis de eficiência e volume de negócios foi perfeita neste período (77/81). Uma clara visualização gráfica destes resultados pode ser obtida na figura 2. Em 1982, esta associação deixa de existir e o Grupo A apresenta um percentual de rejeição da hipótese de aleatoriedade superior ao do Grupo B e também ao do Grupo C onde o percentual de ações significativas foi de apenas 15%.

Cabe salientar que alguma consistência no padrão revelado nos testes de autocorrelação é encontrada quando estendemos a análise para defasagens maiores que um dia. A Figura 3 procura ilustrar esta tendência de concordância. No eixo vertical é plotado o número de vezes em que nas quinze defasagens o grupo apresentou maior frequência de dependência<sup>21</sup>. A frequência de predominância de dependência nas defasagens do grupo C é sempre superior a dos grupos A e B, no período 76/81. Os grupos A e B mantêm comportamento semelhante no período 76/79 mas a partir de 1980 a frequência de predominâncias destes grupos

TABELA 9

AÇÕES SIGNIFICATIVAS DE PRIMEIRA ORDEM AO NÍVEL DE 5%, POR GRUPOS <sup>(1)</sup>

ANOS	AUTOCORRELAÇÃO SERIAL						CORRIDAS ABSOLUTAS						CORRIDAS RELATIVAS					
	A		B		C		A		B		C		A		B		C	
	k	v	k	v	k	v	k	v	k	v	k	v	k	v	k	v	k	v
1973	2	10%	8	40%	27	47%	0	0	3	15%	17	29%	1	5%	4	20%	12	21%
1974	6	30%	13	65%	24	57%	4	20%	5	25%	6	14%	4	20%	5	25%	9	21%
1975	3	15%	12	60%	17	57%	1	5%	6	30%	8	26%	1	5%	6	30%	6	19%
1976	10	50%	15	75%	25	78%	2	10%	6	30%	8	25%	5	25%	7	35%	10	31%
1977	7	35%	9	45%	20	65%	3	15%	6	30%	5	16%	2	10%	5	25%	7	23%
1978	3	15%	5	25%	14	61%	2	10%	5	25%	10	43%	1	5%	3	15%	9	39%
1979	6	30%	6	30%	8	50%	0	0	6	30%	4	25%	2	10%	5	25%	6	38%
1980	5	25%	6	30%	8	67%	4	20%	8	40%	4	33%	2	10%	7	35%	3	25%
1981	3	15%	9	45%	3	50%	6	30%	9	45%	1	17%	2	10%	2	10%	0	0
1982 <sup>2</sup>	8	40%	7	35%	2	15%	11	55%	4	20%	3	23	8	40%	4	20%	3	23%

NOTA: (1) Para cada grupo, k corresponde ao número de ações que rejeitaram a hipótese de nulidade e v equivale à percentagem interna, esta calculada tomando o número de ações significativas k em relação ao número de ações total do grupo. Exemplo: em 1973 para k = 2 e como o grupo A é formado por 20 ações temos: v = 2/20 = 10%. Os valores foram arredondados.

(2) até 30.11.82

FIGURA 2

AÇÕES SIGNIFICATIVAS A 5% COM DEFASAGEM DE UM DIA  
EM TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL POR GRUPO

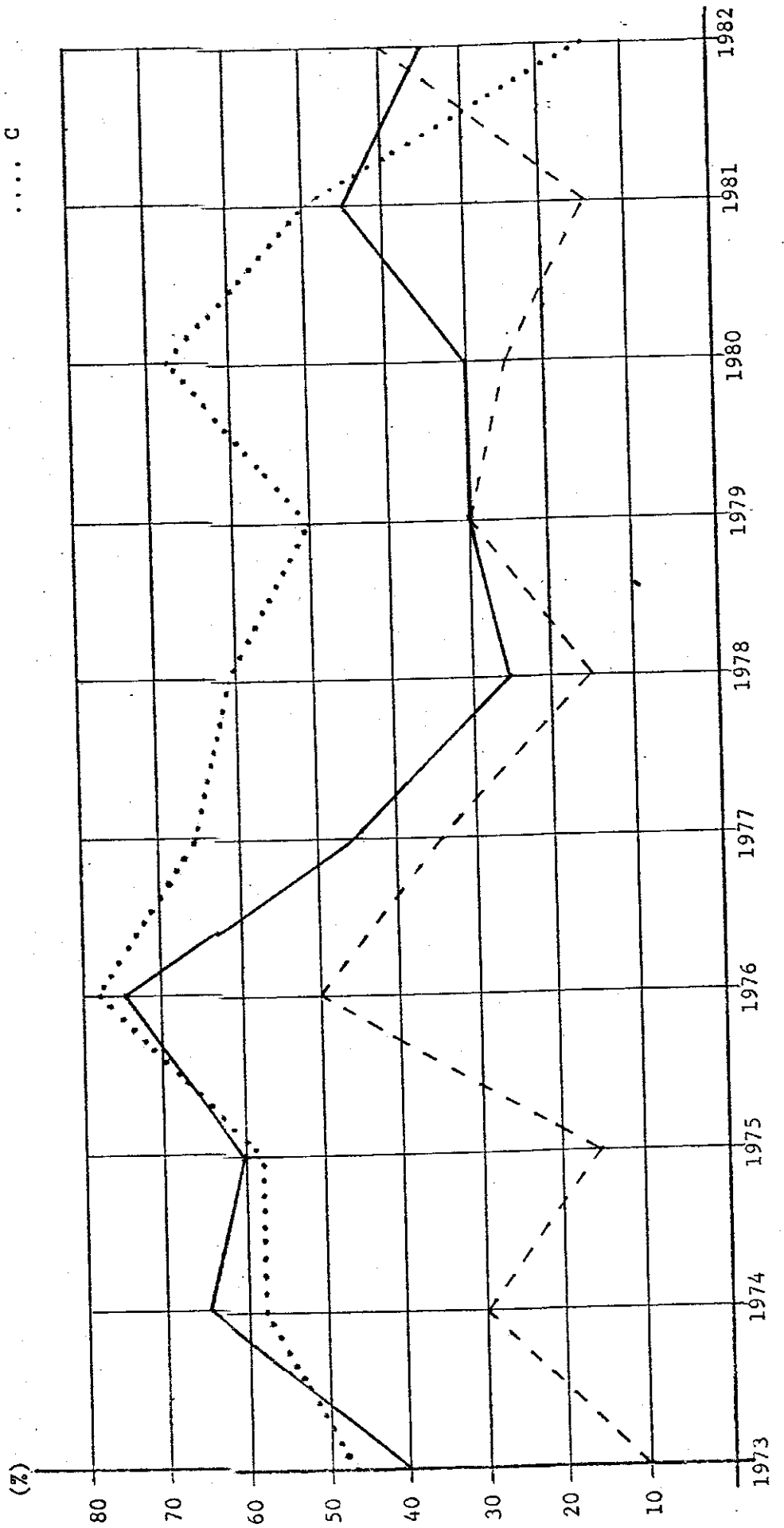
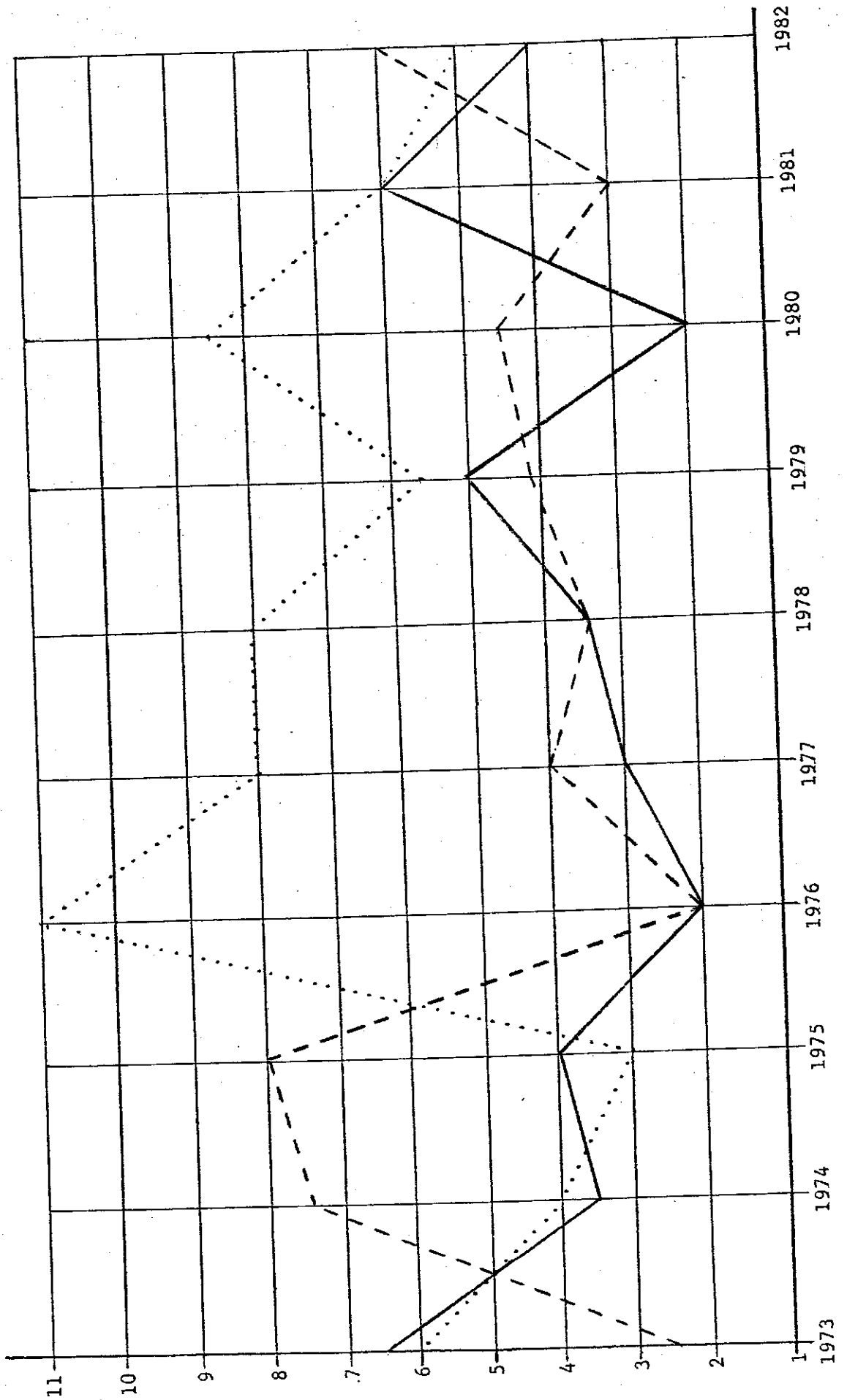




FIGURA 3

FREQUÊNCIA DE DEPENDÊNCIA EM TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO  
DE 1 A 15 DIAS AO NÍVEL DE 5%

— A  
- - - B  
..... C



são bastante diferentes.

Os resultados obtidos para os testes de corridas de sinal não são muito diferentes. As figuras 4 e 5 apresentam o comportamento dos dois testes de corridas de sinais. Para corridas absolutas, é fácil observar que o Grupo A de ações apresenta a menor proporção de dependência, sendo apenas inferior a do Grupo C em 1974 e 1981 e superior as dos grupos B e C em 1982. O comportamento dos grupos B e C mostra uma proporção de dependência consistentemente menor para o Grupo C. Para corridas relativas o cenário é quase que idêntico como pode ser observado na Figura 5.

Os resultados sugerem a existência de uma associação entre volume de negócios e eficiência. Esta associação é muito clara no caso do Grupo A de ações que apresenta na grande maioria dos anos os menores níveis de dependência e os maiores níveis de eficiência. Os resultados também sugerem melhores resultados para o Grupo B do que para o Grupo C em testes de autocorrelação não existindo uma consistente predominância nos testes de corridas de sinais. Entretanto, não se pode esquecer que em 1982, último ano do período analisado, a associação entre concentração e eficiência desapareceu tanto nos testes de autocorrelação serial como nos de corridas de sinais para todos os grupos de ações, e aquelas mais negociadas do Grupo A apresentam os menores níveis de eficiência. Esta associação entre volume e eficiência tinha se enfraquecido sem desaparecer em 1981.

FIGURA 4

AÇÕES SIGNIFICATIVAS AO NÍVEL DE 5% EM CORRIDAS ABSOLUTAS POR GRUPOS

— A  
- - - B  
... C

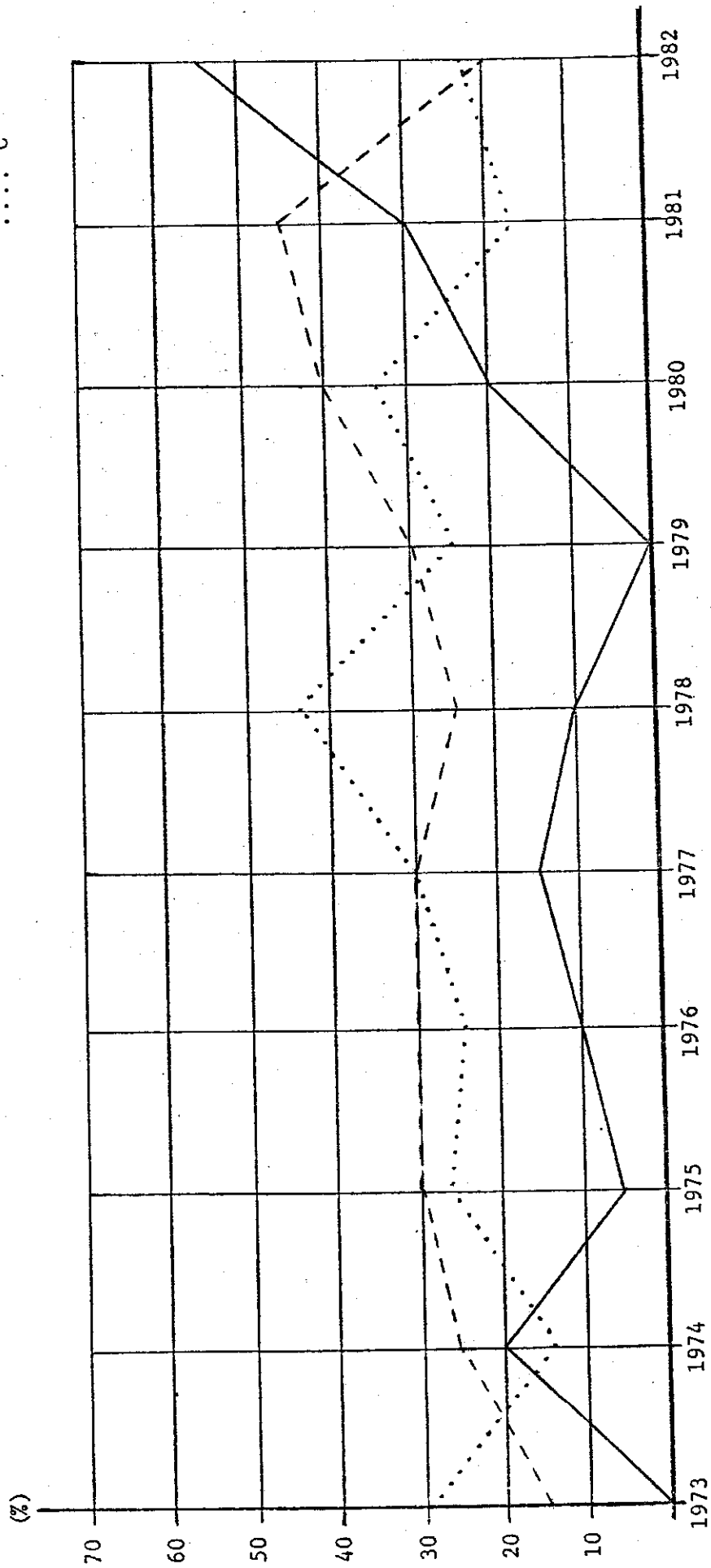
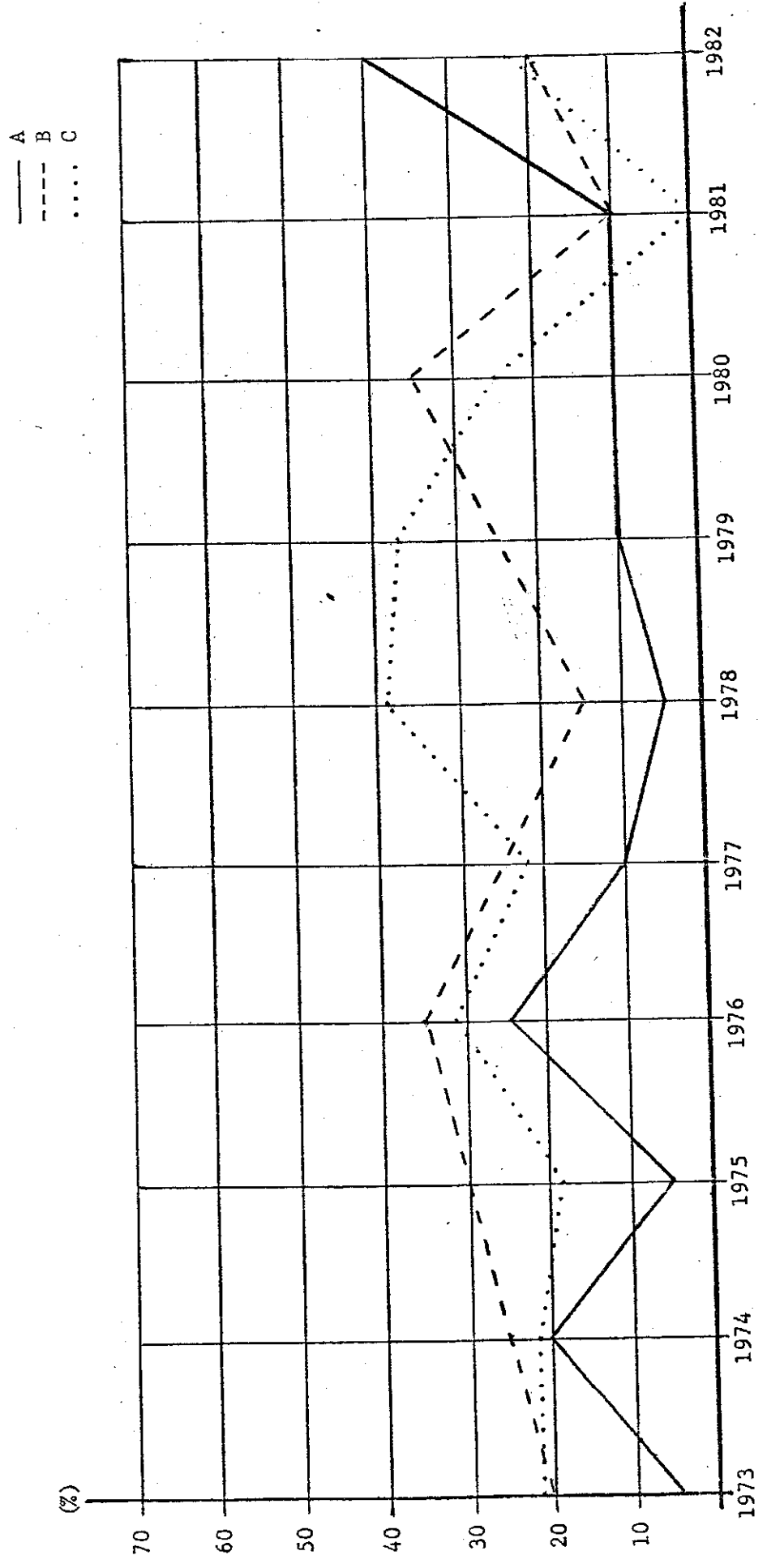


FIGURA 5

AÇÕES SIGNIFICATIVAS AO NÍVEL DE 5% EM CORRIDAS RELATIVAS POR GRUPOS



## VIII - CONCLUSOES

A hipótese conjunta de estacionariedade e eficiência informacional é rejeitada em testes de autocorrelação serial e corridas de sinal desenvolvidos para uma amostra abrangente de ações negociadas no mercado da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro no período 1973-1982. Os resultados dos testes de autocorrelação sugerem que nos anos mais recentes cerca de 30% das ações analisadas em cada ano apresentam autocorrelação significativa ao nível de 5% para um dia de defasagem existindo uma expressiva predominância de autocorrelação negativa. Com os testes de corridas de sinal o número de ações que rejeitaram a hipótese de aleatoriedade reduziu-se mas ainda observa-se uma significativa proporção de desvios. Em conjunto, os resultados levantam dúvidas quanto ao ajustamento do mercado a hipótese conjunta de eficiência e de estacionariedade e normalidade de distribuições.

Ao analisar-se a distribuição dos resultados dos testes pode-se observar que as violações da hipótese conjunta eram igualmente distribuídas entre ações ordinárias e preferenciais não incidindo preponderantemente sobre um determinado tipo de ação. A distribuição dos resultados dos testes sugerem entretanto a existência de uma associação entre eficiência e volume de negócios até 1981. Neste período as 20 ações mais negociadas consistentemente apresentaram menor nível de dependência tanto nos testes de autocorrelação quanto nos testes de corridas em todos os anos do período. A superior eficiência de ações mais negociadas já foi entretanto mais reduzida em 1981 e em 1982

quando estas ações passaram a apresentar os menores níveis de eficiência. Neste último ano a associação entre o volume de negócios e eficiência deixou de existir em todos os grupos de ações.

Em suma, os resultados sugerem que os desvios da hipótese conjunta de eficiência e estacionariedade são significativos no mercado brasileiro. Entretanto, nos anos mais recentes 1979 a 1982 os níveis absolutos de autocorrelação do mercado da BVRJ equipararam-se aos níveis observados em mercado europeu, o que sugere ganhos de eficiência do mercado. Não se pode deixar de observar algumas mudanças de comportamento nos anos mais recentes. Os níveis de violação nos testes de corridas absolutas de sinais ao nível de 5% se elevaram e se aproximaram dos níveis de violação dos testes de autocorrelação. Os resultados destacam a importância de pesquisas adicionais sobre o comportamento do nosso mercado. A nível estatístico é relevante examinar-se as características das distribuições de taxas de retorno e seu ajuste à hipótese de normalidade. A nível de eficiência informacional os resultados indicam a importância de se prosseguir para testes de estratégias de filtro e de investimento. Eles poderão resolver a importante questão de eficiência do mercado acionário brasileiro.

## NOTAS DE RODAPE

- (1) Convém observar que a estrutura Pareto-estável de taxas de retorno passadas pode resultar de "contaminações" de distribuições normais não estacionárias. Isto é destacado por Boness, Chen e Jatusipitak [4].
- (2) Ver Nota de Rodapé nº31 do trabalho de Fama [17].
- (3) No caso americano o expoente característico  $\alpha$  situa-se entre 1 e 2 segundo Fama [17]. Ele recomenda um número mínimo de 300 observações para a obtenção de estimativas do coeficiente de autocorrelação serial.
- (4) Ver Cohen [10] para uma discussão do teste. Como a princípio não se sabe se a autocorrelação é positiva ou negativa foi utilizado o teste bicaudal.
- (5) Os testes são discutidos em Wallis e Roberts [38] e Siegel [34]. Eles foram inicialmente sugeridos para examinar a eficiência de mercados por Roberts [32].
- (6) Por exemplo, uma série de sinais do tipo  $---+00--$  apresenta quatro corridas de sinais. Quanto maior o número de corridas de sinais mais a série tende para "autocorrelação negativa de sinais". O reverso ocorre para um pequeno número de corridas.
- (7) Entretanto, como observado por Kemp e Reid [24], os testes de corridas de sinais detectarão apenas formas particulares de não aleatoriedade associadas ao número de corridas.
- (8) Uma revisão da evolução das pesquisas no mercado americano até 1964 aparece em Cootner [13]. Mesmo em trabalhos posteriores a eficiência informacional fraca sempre foi

suportada. Ver, por exemplo, Van Horne e Parker [37].

(9) Inglaterra, França, Alemanha, Itália, Holanda, Bélgica, Suécia e Suíça.

(10) Existem algumas exceções. Por exemplo, Guy [23] examina o mercado alemão e conclui por sua eficiência. Niarchos [29] suporta a eficiência da Bolsa de Atenas e Sharma e Kennedy [33] suportam a eficiência do mercado indiano (Bolsa de Bombaim).

(11) As limitações da ausência de ajuste para eventos são observadas pelo próprio autor.

(12) Observe também que, face ao critério de seleção de ações utilizado o número de observações nos dois testes varia de ação para ação.

(13) Nos testes de associação entre eficiência e volume, a serem discutidos adiante, teve-se a preocupação de desenvolver uma amostra compatibilizada para os testes de autocorrelação e corridas. Os critérios de compatibilização e seleção serão discutidos no capítulo VII.

(14) Convém relembrar que as corridas absolutas de sinais são determinadas diretamente pelos sinais das taxas de retorno enquanto as corridas relativas são determinadas pelos sinais dos desvios em relação à média das taxas.

(15) O número de corridas esperado (M) é dado pela relação:

$$M = \frac{B(B+1) - \sum b_i}{B}$$

onde  $b_i$  = frequência do  $i$ -ésimo evento

$$B = \sum b_i$$

Para uma discussão dos testes de corridas ver Wallis e



Roberts [38] e Siegel [34].

- (16) Em 1982 a queda de predominância de sinais negativos nos testes de autocorrelação é consistente com a elevação observada da proporção de sinais  $R-M < 0$ .
- (17) Fama usou de 1200 a 1700 observações em seus diversos testes e Dryden usou 500 observações.
- (18) As exceções expressivas desta regra são BANH OP, BIA FN, CSN PP e SGAS OP.
- (19) Foram estudadas 15 defasagens
- (20) Foram utilizados preços de fechamento para a determinação das taxas de retorno diárias e os testes de corridas de sinal foram conduzidos com um mesmo sinal aparecendo 30 vezes, o que no caso, sempre ocorrerá.
- (21) Isto implica em que a soma das ordenadas dos três grupos deverá ser sempre igual a 15.

## BIBLIOGRAFIA

- [1] ALEXANDER, Sidney S., Price Movements in Speculative Markets: Trends on Random Walks. In: COOTNER, Paul H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [2] -----, Price Movements in Speculative Markets: Trends on Random Walks, 2. In: COOTNER, Paul H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [3] BACHELIER, Louis, Theory of Speculation. In: COOTNER, Paul H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [4] BONESS, A. James et al., Investigation of Nonstationarity in Prices. The Journal of Business. Chicago, University of Chicago Press, 47 (4) : 518-537, Oct. 1974.
- [5] BRITO, Ney R. O., Eficiência Informacional Fraca do Mercado de Capitais Sob Condições de Inflação. Revista Brasileira de Mercado de Capitais. Rio de Janeiro, IBMEC, 4(10) : 63-85, jan./abr. 1978.
- [6] -----, A Relevância de Mercados de Capitais Eficientes e Regulação. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, maio, 1977 (Relatório Técnico nº3)
- [7] -----, O Efeito de Diversificação de Risco no Mercado Acionário Brasileiro. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, dez/1980 (Relatório de Pesquisa nº21)
- [8] BRITO, Ney R. O. e MENEZES, José C. F., Dados Básicos dos Testes de Eficiência Informacional Fraca no Mercado

- Acionário da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro no Período de 1973 a 1979. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, dez. 1980 (Relatório Técnico nº31)
- [9] BRITO, Ney R. O. e SANCOVSCHI, Moacir, Risco, Retorno e Betas: O Mercado Acionário Brasileiro. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ jan. 1980 (Relatório Técnico nº24)
- [10] COHEN, Jacob e COHEN, Patricia, Applied Multiple Regression Correlation Analysis for the Behavioral Sciences. New Jersey. Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 1975.
- [11] CONTADOR, Cláudio R., Uma Análise Espectral dos Movimentos da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. Revista Brasileira de Mercado de Capitais, Rio de Janeiro, IBMEC, 1(1) : 67-92, jan./abr. 1975.
- [12] -----, A Hipótese de Mercado Eficiente e Rentabilidade de Ações no Brasil. Revista da ABAMEC. Rio de Janeiro, ABAMEC, (7) : 14-16, jul. 1973.
- [13] COOTNER, Paul H., The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [14] DRYDEN, Miles M., Filter Test of UK Share Prices. Applied Economics. London, Chapman & Hall, 1 (4) : 261-275, Jan. 1970.
- [15] -----, A Statistical Study of UK Share Prices. Scottish Journal of Political Economy. Edimburg, Scottish Economic Society, 17 : 369-389, Nov. 1970.
- [16] ERRUNZA, Vihang R., Efficiency and The Programs to Develop Capital Markets: The Brazilian Experience. Journal of Banking and Finance. Amsterdam, North Holland Publishing Company, 3(4) :355-382, Dec. 1979.

- [17] FAMA, Eugene F., The Behavior of Stock Market Prices. The Journal of Business. Chicago, University of Chicago Press, 38(1) : 34-105, Jan. 1965.
- [18] FAMA, Eugene F., Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. In: WU, Hsiu Kuang & ZAKAN, Alan J., Elements of Investments: Selected Readings. New York, Holt Rinehart & Winston, 1972.
- [19] -----, Efficient Capital Markets: Reply. The Journal of Finance. New York, American Finance Association, 31 (1): 143-145, Mar. 1976.
- [20] -----, Tomorrow on The New York Exchange. The Journal of Business. Chicago, University of Chicago Press, 38 (3) : 285-299, Jul. 1965.
- [21] FAMA, Eugene F. e BLUME, Marshal E., Filter Rules and Stock Market Trading Profit. The Journal of Business. Chicago, University of Chicago Press, 39(1) : 226-241, Jan 1966.
- [22] GRANGER, Clive W. J. e MORGENSTER, Oskar, Spectral Analysis of New York Stock Market Prices. In: COOTNER, Paul H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [23] GUY, James R. F., The Behavior of Equity Securities on The German Stock Exchange. Journal of Banking and Finance. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1(1): 71-93, Jun. 1977.
- [24] KEMP, G. Alexander e REID C. Gavin, The Random Walk Hypothesis and the Recent Behaviour of Equity Prices in Britain. Economica, 38:28-51, Feb. 1971

- [25] KENDALL, M. G., The Analysis of Economic Time Series Part 1: Prices. In: COOTNER, Paul H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [26] LEROY, Stephen F. - Efficient Capital Markets: Comment. The Journal of Finance. New York, American Finance Association, 31(1) : 139-142, Mar. 1976.
- [27] MOORE, Arnold B., Some Characters of Changes in Common Stock Prices. In: COOTNER, Paul H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [28] MUNIZ, Carlos José, Testes Preliminares de Eficiência do Mercado de Ações Brasileiro. Revista Brasileira de Mercado de Capitais. Rio de Janeiro, IBMEC, 6 (16) : 80-94, jan./abr. 1980.
- [29] NIARCHOS, A., The Stock Market in Greece. In: SZEGO, Giorgio P. & SHELL, Karl. Mathematical Methods in Investment and Finance. Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1972.
- [30] OSBORNE, M. F. M., Brownian Motion in the Stock Market. In: COOTNER Paul, H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964
- [31] PRAETZ, Peter D., Australian Share Prices and the Random Walk Hypothesis. Australian Journal of Statistics, 11(3) : 123-139, 1969.
- [32] ROBERTS, Harry V., Stock Markets Patterns And Financial Analysis: Methodological Suggestions. In : COOTNER, Paul H. The Random Character of Stock Market Prices. Cambridge, Mass. The MIT Press, 1964.
- [33] SHARMA, J. L. e KENNEDY, Robert E., A Comparative Analysis

