

---

# *Diversificação de risco e choques exógenos sobre o mercado de capitais brasileiro*

---

*Andréa Alexander de Brito  
Ney Roberto Ottoni de Brito*

Como é de conhecimento geral, o mercado de capitais brasileiro esteve sujeito a diversos choques exógenos no passado recente. O primeiro deles esteve associado à crise do México iniciada no final de 1994 e com efeitos sobre o mercado em 1995. O segundo choque esteve associado à crise da Ásia de meados de 1997 e o terceiro à crise da Rússia no segundo semestre de 1998.

Além de tais choques exógenos, o mercado de capitais brasileiro sofreu os efeitos do choque endógeno do processo de estabilização que se iniciou em 1994 e teve efeitos claros sobre o mercado em 1995 e 1996.

Nessa conjuntura de choques endógenos e exógenos, é importante revisitar e analisar o comportamento de medidas de risco do mercado de ações brasileiro e seus efeitos sobre o processo de formação de preços. Entre as questões relevantes para o mercado, relativas a seu passado recente, pode-se destacar:

- Quais as características do efeito de diversificação de risco no mercado?
- Como os choques exógenos têm afetado os componentes de risco não diversificável e de risco diversificável das ações?
- Qual a exposição do mercado aos choques exógenos de uma economia globalizada?

Neste trabalho, procura-se responder a essas questões analisando o período de 1993 a 1998. Inicialmente, discute-se os efeitos de diversificação de risco em cada ano do período. No primeiro tópico discute-se a metodologia de análise do efeito de diversificação de risco e no seguinte apresenta-se os resultados obtidos. No terceiro tópico discute-se a relação entre o risco absoluto do mercado de capitais medido pelo desvio padrão do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) e os componentes de risco não diversificável médio e de risco diversificável médio das ações do mercado, prosseguindo para se endereçar às questões apontadas. No último tópico apresenta-se as principais conclusões obtidas.

Os autores agradecem o apoio de programação de Rogério Ferreira Rodrigues e o apoio geral da Área de Mercado de Capitais do Banco Itaú S.A.

Recebido em setembro/2000

---

*Andréa Alexander de Brito*, Graduada em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, é Analista do *Credit Suisse Asset Management*.  
E-mail: [aabrito@attglobal.net](mailto:aabrito@attglobal.net)

*Ney Roberto Ottoni de Brito*, Ph.D. em Finanças pela *Graduate School of Business* da Universidade de Stanford na Califórnia, é Sócio-Diretor da *Ney O. Brito & Associados* e *Chairman* do Comitê Técnico da *International Association of Finance Executives Institutes (IAFEI)*.  
E-mail: [nobrito@neybrito.com.br](mailto:nobrito@neybrito.com.br)

## ESTRUTURA METODOLÓGICA PARA ANÁLISE DO EFEITO DE DIVERSIFICAÇÃO

O estudo evolui ao longo da estrutura metodológica proposta por Evans & Archer (1968), Solnik (1974) e Brito (1981). O princípio a ser examinado é o de que o risco de uma carteira de  $n$  ações decresce à medida que o número de ações  $n$  aumenta até atingir um patamar de risco a partir do qual os ganhos de diversificação deixam de existir mesmo com o aumento do número de ações em carteira. Mais especificamente, o modelo a ser testado é representado pela relação:

$$\sigma_n^* = a_0 + a_1 \left(\frac{1}{n}\right) + \varepsilon \quad [1]$$

onde

$\bar{\sigma}_n$  = desvio padrão médio das carteiras de  $n$  ações;

$\bar{\sigma}_1$  = desvio padrão médio das carteiras de uma ação = desvio padrão médio das ações da amostra;

$n$  = número de ações das carteiras;

$\sigma_n^* = \left(\frac{100\bar{\sigma}_n}{\bar{\sigma}_1}\right)$  = desvio padrão médio de carteiras de  $n$  ações expresso como porcentagem do desvio padrão médio das ações da amostra;

$\varepsilon$  = termo residual de erro estocástico com características de ruído branco.

Cabe observar que a relação [1] proposta é totalmente consistente com o princípio de diversificação de risco proposto. Nela  $a_0$  representa o patamar de risco para o qual o nível de risco das carteiras converge à medida que o número de ações  $n$  das carteiras se eleva. O teste de significância estatística de  $a_0$  torna-se, então, um teste estatístico da existência desse patamar de risco. Da mesma forma, o teste de significância estatística de  $a_1$  torna-se um teste estatístico de um efeito de diversificação que existe, mas torna-se cada vez menos significativo à medida que o número de ações  $n$  cresce. Esses testes estatísticos da relação [1] serão discutidos no tópico seguinte.

Para dar prosseguimento aos testes da relação, é necessário estimar-se os diversos  $\sigma_n^*$  a partir das séries de rentabilidades de ações no mercado brasileiro. Com o intuito de permitir uma análise da evolução temporal dos parâmetros da relação [1], decidiu-se inicialmente ajustar as curvas de diversificação e a própria relação para cada um dos anos do período de 1993 a 1998<sup>(1)</sup>.

Como amostra-base de ações de referência, foram selecionadas as ações mais negociadas em um mês de referência dentro do período de 1993 a 1998 — foi esco-

lhido o mês de novembro de 1997<sup>(2)</sup>. Por tal critério, foi selecionada uma amostra-base geral de 114 ações que são apresentadas no quadro a seguir<sup>(3)</sup>. A amostra representa mais de 90% do volume negociado na Bovespa em todos os anos do período.

### Ações Selecionadas para a Amostra

1. Acesita PN	58. Karsten PN
2. Acesita ON	59. Klabin PN
3. Agroceres PN	60. Light ON
4. Antartica ON	61. Magnesita PNA
5. Aracruz PNB	62. Manah PN
6. Artex PN	63. Mangels PN
7. Avipal ON	64. Marcopolo PN
8. Bahema PN	65. Met Barbara PN
9. Bamerindus ON	66. Metal Leve PN
10. Banespa ON	67. Multibrás
11. Banespa PN	68. Nakata PN
12. BCN PN	69. Olvebra PN
13. Belgo Mineira ON	70. Oxiteno PN
14. Belgo Mineira PN	71. Parapanema PN
15. Bengue PN	72. Paulista F Luz ON
16. Bombril PN	73. Perdigão PN
17. Bradesco ON	74. Petrobras ON
18. Bradesco PN	75. Petrobras PN
19. Brahma PN	76. Petroflex ON
20. Brasil ON	77. Pirelli ON
21. Brasil PN	78. Pirelli Pneus ON
22. Brasmotor	79. Pirelli Pneus PN
23. Caemi Metal PN	80. Polipropileno PN
24. Casa Anglo PN	81. Real De Invest PN
25. CBV Ind Mec PN	82. Real PN
26. Cemig ON	83. Ren Hermann PN
27. Cemig PN	84. Sadia Concor PN
28. Cesp PN	85. Samitri ON
29. Ceval PN	86. Samitri PN
30. Cim Itáu PN	87. Santista Alimentos ON
31. Cofap PN	88. Sharp PN
32. Confab PN	89. Souza Cruz ON
33. Copene PNA	90. Sudameris ON
34. CTM Citrus PN	91. Sultepa PN
35. Duratex PN	92. Suzano PN
36. Electrolux PN	93. Teka PN
37. Eletrobrás PNB	94. Tel B Campo PN
38. Embraco PN	95. Telebrás ON
39. Ericsson PN	96. Telebrás PN
40. Eternit ON	97. Telepar ON
41. Ferbasa PN	98. Telepar PN
42. Fertilul PN	99. Telerj ON
43. Forjas Taurus PN	100. Telerj PN
44. Frangosul PN	101. Telesp ON
45. Frigobrás PN	102. Telesp PN
46. Gerdau Met PN	103. Trombini PN
47. Gerdau PN	104. Unibanco ON
48. HSBC Bamerindus Seg PN	105. Unibanco PN
49. IAP PN	106. Unipar PNB
50. Ind Villares PN	107. Usiminas PN
51. Inepar PN	108. Vale Rio Doce ON
52. Ipiranga Dist PN	109. Vale Rio Doce PN
53. Ipiranga PET PN	110. Varig PN
54. Ipiranga REF PN	111. VCP PN
55. Itaúbanco PN	112. Vidro Sta Marina ON
56. Itausa PN	113. Votorantim CP PN
57. Itautec PNA	114. White Martins ON

A partir dessa amostra-base, foram geradas amostras para cada um dos anos do período de 1993 a 1998. A amostra de ações de cada ano foi obtida exigindo-se um mínimo de cem observações de rentabilidade de cada ação da amostra-base no ano.

Dispondo da amostra de ações de cada ano, os trabalhos prosseguiram para a geração de portfólios, de acordo com o número de ações. Especificamente, foram utilizados os seguintes critérios:

- para carteiras de 2 a 9 ações foram gerados 50 portfólios;
- para carteiras de 10 a 40 ações foram gerados 100 portfólios.

A geração de portfólios para cada número de ações foi aleatória e cada portfólio gerado foi submetido a dois testes de validação antes de ser aprovado para inclusão na amostra:

- deveria apresentar, pelo menos, 50 observações de rentabilidade diária nominal no ano<sup>(4)</sup>;
- deveria ser adequadamente diferente dos demais portfólios antes aprovados<sup>(5)</sup>.

Seguindo-se tais procedimentos foram obtidos os diversos portfólios para cada número de ações.

A partir dos portfólios gerados para cada número de ações, estimou-se suas rentabilidades diárias nominais e seus desvios padrões:

$\sigma_{ni}$  = Desvio padrão das rentabilidades diárias nominais do i-ésimo portfólio de  $n$  ações.

Adicionalmente, a partir dos  $\sigma_{ni}$  foi obtido o desvio médio de portfólios de  $n$  ações como:

$$\sigma_n = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sigma_{ni}$$

onde  $N$  representa o número de portfólios de  $n$  ações gerados. Com isso foi gerada, então, para cada ano, uma tabela com os desvios padrão médios de portfólios com diversos números de ações naquele ano.

Os resultados obtidos para os dois últimos anos — 1998 e 1997 — são apresentados nas tabelas 1 e 2, respectivamente. Na primeira coluna das tabelas consta o número de ações ( $n$ ) de cada grupo de portfólios, na segunda coluna estão os desvios padrão médios de cada grupo de portfólios ( $\bar{\sigma}_n$ ) e na terceira coluna o desvio padrão médio de cada grupo expresso como percentual do desvio padrão médio das ações da amostra de cada ano ( $\sigma_n^*$ ). Nas tabelas de 3 a 6 constam os resultados obtidos para os demais anos — de 1993 a 1996.

**Tabela 1**

**Resultados de Diversificação de Risco em 1998**

Número de Ações	Desvio Padrão Médio (%)	Desvio Padrão Médio Normalizado (%)
1	4,32	100,00
2	3,58	82,99
3	2,82	65,36
4	2,69	62,24
5	2,54	58,85
6	2,40	55,61
7	2,34	54,22
8	2,43	56,17
9	2,32	53,81
10	2,28	52,72
12	2,22	51,38
14	2,19	50,63
16	2,13	49,22
18	2,10	48,72
20	2,11	48,96
25	2,01	46,52
30	1,98	45,76
35	2,02	46,86
40	2,01	46,52

**Tabela 2**

**Resultados de Diversificação de Risco em 1997**

Número de Ações	Desvio Padrão Médio (%)	Desvio Padrão Médio Normalizado (%)
1	3,74	100,00
2	3,16	84,62
3	2,67	71,51
4	2,19	58,53
5	2,12	56,71
6	2,03	54,36
7	2,08	55,75
8	1,98	52,92
9	1,89	50,67
10	1,83	48,98
12	1,72	45,91
14	1,75	46,89
16	1,72	46,01
18	1,64	43,95
20	1,69	45,20
25	1,59	42,64
30	1,58	42,29
35	1,53	40,94
40	1,53	41,04

**Tabela 3**

**Resultados de Diversificação de Risco em 1996**

Número de Ações	Desvio Padrão Médio (%)	Desvio Padrão Médio Normalizado (%)
1	2,78	100,00
2	1,97	70,78
3	1,70	61,33
4	1,63	58,70
5	1,48	53,37
6	1,41	50,75
7	1,32	47,40
8	1,26	45,36
9	1,27	45,78
10	1,20	43,06
12	1,14	41,11
14	1,14	41,22
16	1,10	39,77
18	1,06	38,26
20	1,06	38,25
25	1,05	37,72
30	1,03	37,03
35	0,99	35,72
40	0,98	35,24

**Tabela 5**

**Resultados de Diversificação de Risco em 1994**

Número de Ações	Desvio Padrão Médio (%)	Desvio Padrão Médio Normalizado (%)
1	4,89	100,00
2	4,02	82,11
3	3,51	71,71
4	3,23	66,00
5	3,09	63,21
6	3,13	63,97
7	3,01	61,62
8	2,87	58,59
9	2,93	59,94
10	2,91	59,55
12	2,86	58,56
14	2,82	57,69
16	2,85	58,34
18	2,81	57,37
20	2,80	57,22
25	2,74	56,02
30	2,69	54,97
35	2,71	55,45
40	2,70	55,23

**Tabela 4**

**Resultados de Diversificação de Risco em 1995**

Número de Ações	Desvio Padrão Médio (%)	Desvio Padrão Médio Normalizado (%)
1	3,69	100,00
2	3,00	81,37
3	2,70	73,21
4	2,46	66,80
5	2,56	69,32
6	2,45	66,36
7	2,39	64,84
8	2,47	67,04
9	2,42	65,46
10	2,34	63,29
12	2,31	62,52
14	2,39	64,82
16	2,35	63,63
18	2,25	60,99
20	2,21	59,83
25	2,17	58,68
30	2,17	58,88
35	2,18	59,18
40	2,22	60,27

**Tabela 6**

**Resultados de Diversificação de Risco em 1993**

Número de Ações	Desvio Padrão Médio (%)	Desvio Padrão Médio Normalizado (%)
1	4,86	100,00
2	3,55	73,16
3	3,16	65,00
4	2,91	59,84
5	2,67	55,04
6	2,62	53,98
7	2,65	54,50
8	2,53	52,15
9	2,49	51,31
10	2,44	50,27
12	2,42	49,72
14	2,38	48,90
16	2,31	47,65
18	2,31	47,52
20	2,33	47,94
25	2,14	44,03
30	2,08	42,91
35	2,08	42,74
40	2,09	43,08

## DIVERSIFICAÇÃO NO PERÍODO DE 1993 A 1998

Utilizando a metodologia descrita no tópico anterior, foram obtidos os resultados de diversificação de risco ajustando-se a relação [1] para carteiras compostas por de 1 a 40 ações para cada ano da pesquisa. As tabelas que apresentam o desvio padrão médio normalizado pelo desvio padrão de referência para os diversos números de ações nos portfólios em cada ano foram discutidas anteriormente e contêm os dados básicos para o ajuste da relação [1].

Os resultados dos ajustes da relação [1] para os diversos anos do período foram obtidos por regressões por mínimos quadrados e são apresentados na tabela 7. Pode-se notar o excelente poder de explicação das regressões de ajuste pelos altos  $R^2$  obtidos. O menor  $R^2$  ( $R^2 = 0,9387$ ) foi obtido em 1997 e os menores  $R^2$  seguintes em 1998 (0,9693) e 1995 (0,9738). Salienta-se que os anos de crises mundiais — Asiática de 1997, Russa de 1998 e Mexicana de 1995 — foram, respectivamente, os anos associados aos menores  $R^2$ .

**Tabela 7**

### Resultados dos Ajustes da Relação

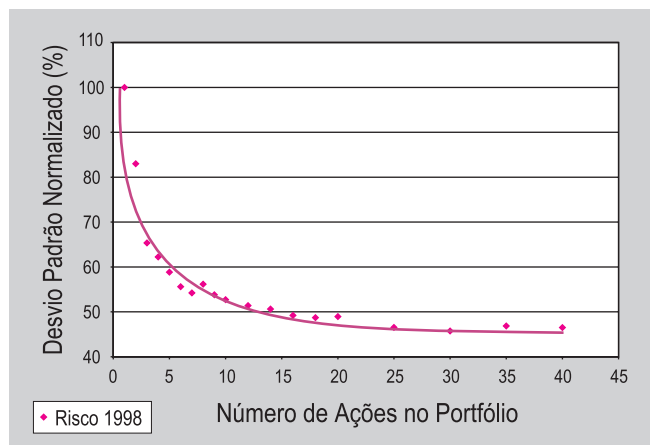
Ano	Intercepto ( $a_0$ )%	Tangente ( $a_1$ )%	R Quadrado $R^2$
1993	43,93 (91,15)	57,73 (34,49)	0,9859
1994	54,49 (140,35)	47,49 (35,16)	0,9864
1995	59,28 (124,63)	41,5 (25,12)	0,9738
1996	36,56 (50,47)	66,96 (26,62)	0,9766
1997	42,59 (36,68)	65,03 (16,13)	0,9387
1998	46,36 (64,31)	57,95 (23,15)	0,9693

Analisando-se os interceptos e os coeficientes angulares obtidos para os diversos anos, associados ao patamar de risco não diversificável e ao efeito de diversificação de risco em cada ano, respectivamente, pode-se observar sua significância estatística nos resultados dos testes  $t$  apresentados na tabela 7. Os valores  $t$  para o intercepto  $a_0$  associado ao patamar de risco variam entre 36,68 em 1997 e 140,35 em 1994. Os valores  $t$  para o coeficiente  $a_1$ , associado ao efeito de diversificação de risco, variam entre 16,13 em 1997 e 35,16 em 1994. Todos esses valores  $t$  são extremamente elevados e significantes ao nível de 1%<sup>(6)</sup>. Esses resultados confirmam a existência de patamar de risco não diversificável significativo e de significativo efeito de diversificação de risco no mercado acionário brasileiro.

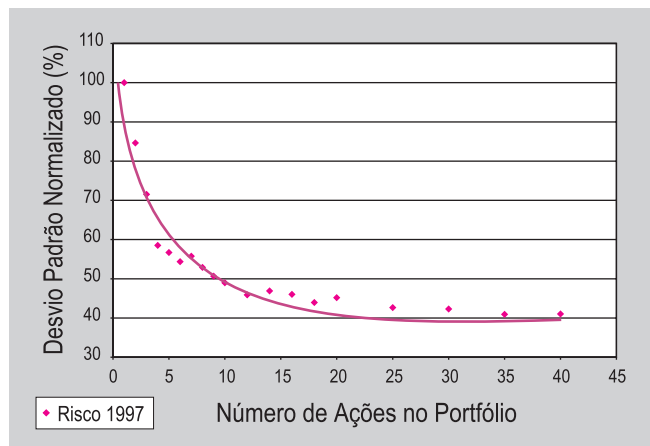
Cabe aqui observar que a relação [1] representa uma modelagem sob a suposição usual de homoscedasticidade em *Ordinary Least Squares* (OLS). Pode ser argumentado que a existência de choques tornaria a suposição de heteroscedasticidade mais adequada<sup>(7)</sup>. Entretanto, a modelagem homoscedástica em ambiente heteroscedástico gera estimadores não tendenciosos, mas ineficientes, ou seja, com tendência à não-significância. Nesse sentido, os testes de significância da modelagem OLS são conclusivos e a significância observada apenas seria reforçada na modelagem heteroscedástica.

Adicionalmente, como heteroscedasticidade gera ineficiência, ela tende a reduzir os  $R^2$  obtidos no ajuste via mínimos quadrados. Os elevados  $R^2$  por mínimos quadrados indicam que os ganhos de eficiência que poderiam ser obtidos em uma modelagem heteroscedástica seriam pequenos.

Partindo do número de ações, dos desvios médios normalizados e dos resultados das regressões em cada ano, prosseguiu-se para a plotagem das curvas de diversificação de risco em cada ano. Essas curvas são apresentadas nos gráficos de 1 a 6.



**Gráfico 1: Curva de Diversificação de Risco em 1998**



**Gráfico 2: Curva de Diversificação de Risco em 1997**

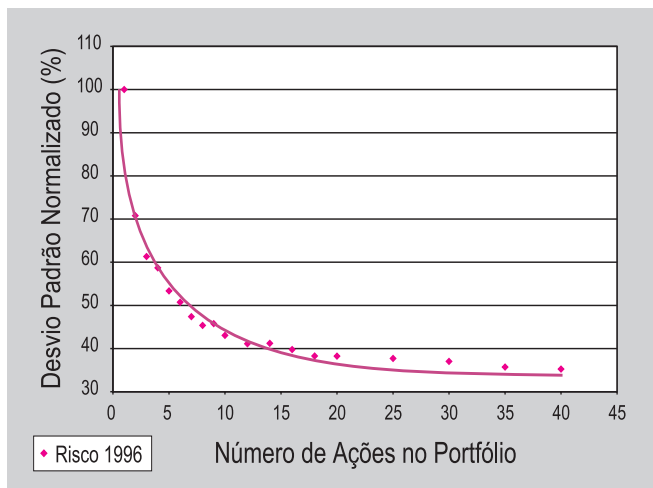


Gráfico 3: Curva de Diversificação de Risco em 1996

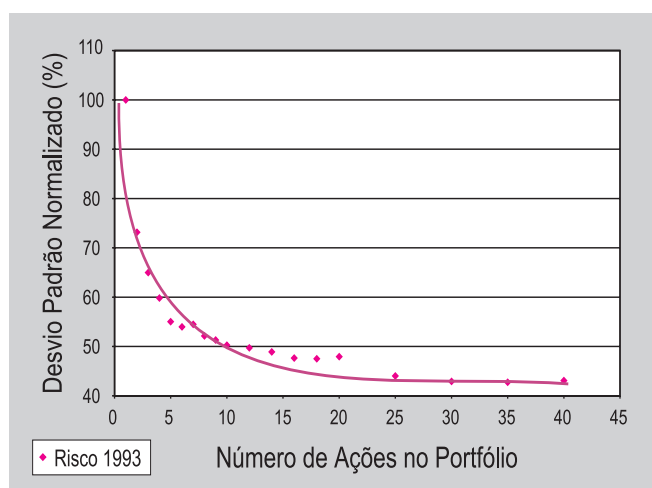


Gráfico 6: Curva de Diversificação de Risco em 1993

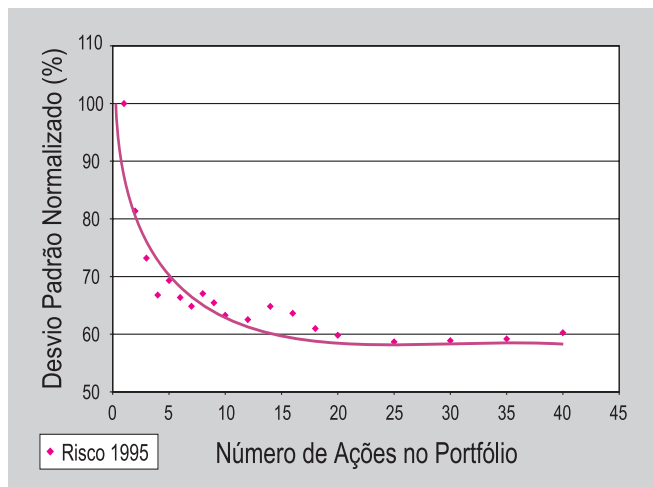


Gráfico 4: Curva de Diversificação de Risco em 1995

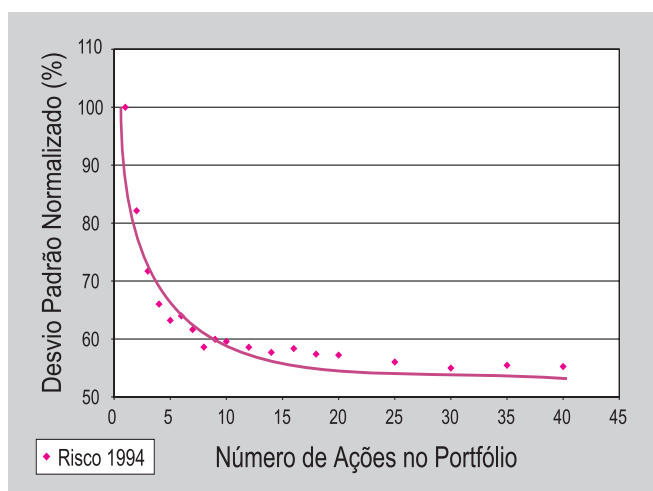


Gráfico 5: Curva de Diversificação de Risco em 1994

As curvas de diversificação de risco apresentadas trazem diversas implicações para o processo de gestão de investimentos. Os aspectos apontados a seguir merecem particular destaque:

- rapidez dos ganhos com diversificação — carteiras com apenas 5 ações já capturam uma parcela expressiva dos possíveis ganhos de diversificação em cada ano;
- carteiras com 15 a 20 ações já capturam quase todos os ganhos de diversificação possíveis e apresentam níveis de risco extremamente próximos ao patamar de risco não diversificável no ano;
- carteiras com mais de 25 ações não se justificam sob a ótica de diversificação de risco — os ganhos de diversificação obtidos em carteiras com mais de 25 ações são extremamente pequenos, não compensando os custos adicionais de acompanhamento das ações envolvidas em um processo profissional de gestão de investimentos.

Todos esses resultados são idênticos aos observados por Brito (1981) para o mercado brasileiro e aos observados por Solnik (1974) para os mercados europeu e norte-americano.

### CARACTERÍSTICAS DA EVOLUÇÃO DE MEDIDA DE RISCO

Os resultados apresentados aqui atualizam os obtidos por Brito (1981) para outros períodos. Entretanto, com os resultados obtidos para um período razoavelmente longo<sup>(8)</sup>, pode-se prosseguir e examinar aspectos relevantes associados à evolução temporal de medidas de risco.

Na tabela 8 apresenta-se a evolução de duas medidas de risco do mercado acionário brasileiro — o risco total do mercado medido pelo desvio padrão do Ibovespa e o patamar  $\alpha_0$  associado à proporção média de risco não

diversificável das ações do mercado — e uma medida (o coeficiente  $a_1$ ) associada ao efeito de diversificação de risco.

**Tabela 8**

**Evolução de Medidas de Risco e do Efeito de Diversificação**

Ano	Desvio Diário do Ibovespa	Risco Não Diversificável $a_0$	Efeito da Diversificação $a_1$
1993	0,03411	0,43930	0,57733
1994	0,03961	0,54585	0,47486
1995	0,03680	0,59278	0,41497
1996	0,01460	0,36558	0,66963
1997	0,02904	0,42589	0,65033
1998	0,03639	0,46356	0,57948

Cabe observar que a relação [1] do modelo de diversificação proposto e utilizado na obtenção das estimativas de  $a_0$  e  $a_1$  implica a existência de relação entre os coeficientes. Aplicando-se a relação [1] para  $n = 1$ , obtém-se:

$$a_0 + a_1 = 1 - \varepsilon \quad [2]$$

ou seja, a soma dos coeficientes em cada ano é igual a uma constante unitária a menos de um desvio  $\varepsilon$  com características de ruído branco. Nesse contexto, quando o patamar de risco  $a_0$  se eleva de um ano para o outro, o coeficiente  $a_1$  associado ao efeito de diversificação de risco reduz-se.

Cabe lembrar que o risco de uma ação pode ser decomposto em dois componentes: o risco não diversificável de sua associação com o mercado e o risco diversificável específico da ação. Partindo-se do modelo de mercado proposto por Sharpe (1963):

$$\tilde{r}_x = \alpha_x + \beta_x \tilde{r}_M + \tilde{\varepsilon}_x \quad [3]$$

onde

- $\tilde{r}_x$  = retorno aleatório da ação  $x$ ;
- $\tilde{r}_M$  = retorno aleatório do mercado;
- $\alpha_x$  = intercepto da ação  $x$ ;
- $\beta_x$  = sensibilidade de oscilação da ação  $x$  em relação às oscilações de mercado;
- $\tilde{\varepsilon}_x$  = risco específico da ação  $x$ .

Pode-se, então, desdobrar o risco da ação. A relação [3] implica:

$$\sigma_x^2 = \beta_x^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon_x}^2 \quad [4]$$

O componente  $\beta_x^2 \sigma_M^2$  representa o risco não diversificável da ação e  $\sigma_{\varepsilon_x}^2$  representa o risco diversificável e específico.

A relação [4] pode ser expressa percentualmente por:

$$a_{0x} + a_{1x} = 1 \quad [5]$$

onde

$$a_{0x} = \frac{\beta_x^2 \sigma_M^2}{\sigma_x^2} = \text{proporção de risco não diversificável da ação } x;$$

$$a_{1x} = \frac{\sigma_{\varepsilon_x}^2}{\sigma_x^2} = \text{proporção de risco diversificável da ação } x.$$

Somando-se a relação [5] para todas as ações do mercado e tirando-se a média — dividindo-se os somatórios pelo número de ações — obtém-se:

$$\bar{a}_0 + \bar{a}_1 = 1 \quad [6]$$

onde

$N$  = número de ações;

$$\bar{a}_0 = \frac{\sum a_{0x}}{N} = \text{risco não diversificável percentual médio das ações do mercado};$$

$$\bar{a}_1 = \frac{\sum a_{1x}}{N} = \text{risco diversificável percentual médio das ações do mercado}.$$

A comparação entre as relações [6] e [2] permite a obtenção de importante conclusão. A regressão associada à relação [1] permite a obtenção de estimadores do risco não diversificável médio e do risco diversificável médio das ações do mercado. A menos do termo residual  $\varepsilon$  com características de ruído branco,  $a_0$  é um estimador de  $\bar{a}_0$  e  $a_1$  é um estimador de  $\bar{a}_1$ .

Com essas propriedades em mente, pode-se examinar os resultados constantes na tabela 8. Eles mostram que o risco do mercado acionário brasileiro diminuiu muito em 1996, após os anos iniciais do processo de estabilização. O desvio padrão diário do Ibovespa reduziu-se de 0,0396 em 1994 para 0,0146 em 1996, redução essa de quase 2/3. Embora possa ser observada redução em 1995, ela não foi maior provavelmente por causa da crise do México e de seus efeitos no primeiro semestre do ano. Sem dúvida, 1996 foi o **ano de ouro** do mercado acionário brasileiro na década<sup>(9)</sup>. Não só o nível do risco de mercado foi o mais baixo, como também o nível de risco não diversificável  $a_0$ ; o nível de risco diversificável  $a_1$  foi, por sua vez, o mais alto do passado recente.

Esse resultado sugere uma importante associação entre o nível de risco de mercado e os níveis de risco não diversificável e diversificável. Quanto maior o nível de risco de mercado — desvio padrão do Ibovespa —, maior o nível de risco não diversificável e menor o risco diversificável. Essa associação pode ser formalmente examinada por meio das regressões:

$$a_0 = b_0 + b_1 \text{ Desvio Ibovespa} + \varepsilon_0$$

$$a_1 = b_0 + b_1 \text{ Desvio Ibovespa} + \varepsilon_1$$

[7]

onde  $\varepsilon_0$  e  $\varepsilon_1$  são termos com as características usuais de ruído branco.

Os resultados das regressões [7] são apresentados na tabela 9. Eles são muito claros. Apesar do pequeno número de observações, os  $R^2$  são elevados e os valores  $t$  dos coeficientes angulares  $b_1$  são significantes ao nível de 1%. Indicam existir significativa relação positiva entre o risco do Ibovespa e o patamar de risco não diversificável  $a_0$ : quando o risco do Ibovespa se eleva em 1%, o patamar de risco não diversificável eleva-se em 7,27%. Como seria previsível pela relação [2], a relação entre o risco do Ibovespa e o nível de risco diversificável é significativa e negativa: quando o risco do Ibovespa se eleva em 1% o efeito de diversificação de risco reduz-se em 8,15%<sup>(10)</sup>.

**Tabela 9**

**Relação de Risco Não Diversificável e Efeito de Diversificação com Risco de Mercado**

Coefficiente	( $b_0$ )	( $b_1$ )	$R^2$
Risco Não Diversificável ( $a_0$ )	0,2412 (2,66)	7,2741 (2,64)	63,49%
Efeito de Diversificação ( $a_1$ )	0,8205 (6,96)	-8,1669 (-2,28)	56,41%

**Observação:** Os valores  $t$  são apresentados entre parênteses abaixo dos coeficientes.

Esses resultados têm implicações fundamentais para o mercado de capitais brasileiro. Sugerem que os choques exógenos recentes sobre os mercados brasileiros tiveram o efeito de elevar o risco médio percentual não diversificável e de reduzir o risco médio percentual diversificável das ações do mercado. Em outras palavras, os choques

exógenos recentes representaram, preponderantemente, risco não diversificável. Como consequência imediata, aceitando-se as premissas básicas do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), por elevarem os níveis percentuais médios de risco não diversificável, os choques exógenos recentes tiveram o efeito de deprimir o nível de preços das ações no mercado.

É importante explicitar mais esse resultado. O risco do Ibovespa é uma medida absoluta do risco não diversificável do mercado no ano. Quando o risco do Ibovespa aumenta, os riscos absolutos das ações têm necessariamente de aumentar. Entretanto, os resultados constantes na tabela 9 indicam que, além dos riscos das ações aumentarem absolutamente, eles aumentam percentualmente no componente não diversificável. Esse aumento percentual do risco não diversificável alavanca os efeitos negativos do aumento absoluto do risco de mercado.

Após todas essas considerações, cabe reinterpretar os resultados da tabela 8. Os efeitos do processo de estabilização de 1994 sobre o mercado acionário foram claros. O risco absoluto do Ibovespa reduz-se em 1995 e 1996. Em 1995, o mercado de capitais brasileiro sofre dois choques — o choque endógeno da estabilização e o choque exógeno da crise do México. O choque positivo da estabilização reduz o nível de risco absoluto do mercado — o risco do Ibovespa —, mas o choque exógeno da crise do México eleva o nível médio de risco não diversificável. Em 1996, mantém-se o processo de estabilização e dissipam-se os efeitos da crise do México. O resultado é grande redução no risco do Ibovespa e no risco não diversificável médio do mercado. Não chega a surpreender que 1996 tenha sido o melhor ano do mercado acionário brasileiro no passado recente. Com as crises da Ásia em 1997 e da Rússia em 1998, tanto os níveis de risco absoluto do Ibovespa quanto os níveis percentuais de risco não diversificável das ações se elevam com efeitos depressivos sobre os níveis de preços do mercado.

No nível mais geral, esses resultados evidenciam a exposição do mercado acionário brasileiro em uma economia globalizada. Os choques internacionais exógenos geram variações nos níveis de risco absoluto do mercado que são alavancadas por variações nos níveis percentuais de risco não diversificável, resultando em efeitos diretos e alavancados sobre os preços das ações.

**CONCLUSÕES**

Neste trabalho, inicialmente se atualizou os resultados de Brito (1981) sobre diversificação de risco para o recente período de 1993 a 1998. As características do processo de diversificação de risco no mercado acionário brasileiro foram idênticas às observadas em períodos anterior-



res e sugeriram que carteiras de ações não precisam conter mais do que 25 ações sob a ótica de diversificação de risco.

Após se caracterizar os coeficientes da regressão de análise do efeito de diversificação de risco como estimadores dos percentuais de risco não diversificável médio e de risco diversificável médio das ações do mercado, examinou-se os efeitos do choque endógeno de estabilização e dos choques exógenos associados às crises do México, da Ásia e da Rússia sobre o mercado acionário brasileiro.

O choque endógeno do processo de estabilização da economia brasileira reduziu os níveis absolutos de risco do mercado acionário brasileiro, medido pelo desvio padrão dos retornos diários do Ibovespa, tanto em 1995 quanto em 1996. Os choques exógenos das crises do México, da Ásia e da Rússia elevaram o nível percentual médio de risco não diversificável das ações do mercado acionário brasileiro em 1995, 1997 e 1998, respectivamente.

Em 1995, o efeito de elevação percentual do risco não diversificável foi controlado pelo efeito do processo de estabilização, resultando em redução do nível absoluto de risco do Ibovespa. Entretanto, em 1997 e 1998 os efeitos da elevação dos níveis percentuais de risco não diversificável resultaram em elevação dos níveis absolutos de risco de mercado. Não chega a surpreender que o mercado acionário brasileiro tenha encontrado dificuldades fundamentais nos dois últimos anos do período analisado.

Finalmente, cabe destacar-se a inevitável exposição do mercado de capitais brasileiro em uma economia globalizada. Os choques exógenos resultam em elevação dos níveis percentuais de risco não diversificável em um primeiro estágio e em tendência à elevação dos níveis absolutos de risco em um segundo estágio. Os efeitos dos fluxos internacionais de capital de risco influenciam o mercado acionário brasileiro e integram-no ao mercado global. ♦

## NOTAS

- (1) O período analisado começa em 1993 para se evitar os anos iniciais da década, que foram marcados por aguda instabilidade inflacionária.
- (2) Novembro de 1997 foi escolhido apenas por representar um mês razoavelmente próximo do final do período, o que geraria uma amostra de ações presentes ao longo de quase todo o período.
- (3) A amostra de ações sempre representou mais de 90% do volume anual negociado na Bovespa e pode ser considerada representativa em todos os anos do período. Observe que algumas ações são pouco líquidas e negociadas em frequência irregular. Entretanto, a liquidez é um dos componentes de risco de uma carteira de ações e deve ser incorporada a uma análise de efeitos de diversificação.
- (4) Observe que para um portfólio ter rentabilidade em um dia é preciso que todas as suas ações sejam negociadas no dia e no dia anterior.
- (5) Observe que o processo de geração aleatório poderia gerar um portfólio quase idêntico a algum dos portfólios anteriormente gerados. Para se evitar isso, foi exigido que cada portfólio fosse adequadamente distinto — com 20% a 50% de ações diferentes, dependendo do número de ações — de todos os portfólios anteriormente gerados.
- (6) O valor  $t$  para significância ao nível de 1% seria 2,575. Todos os valores  $t$  obtidos foram superiores a esse nível crítico.
- (7) Uma aplicação de modelagem heteroscedástica no mercado brasileiro é desenvolvida por Fernandes (1994).
- (8) Os resultados de Brito (1981) cobriram um período de sete anos — de 1973 a 1979 —, enquanto os resultados atuais cobrem um período de seis anos — de 1993 a 1998.
- (9) Cabe lembrar aqui que o máximo fluxo de entrada de investimentos estrangeiros no mercado acionário brasileiro — via Anexo IV — no passado recente ocorreu exatamente em 1996.
- (10) Observe que os resultados das regressões não são perfeitamente simétricos. Se a relação perfeita [5] entre os coeficientes  $a_0$  e  $a_1$  vigorasse, os resultados dos coeficientes angulares das regressões da tabela 9 deveriam ser simétricos. Na realidade, isso não ocorre — os coeficientes são 7,27 e 8,17 — porque a relação entre os estimadores está sujeita aos efeitos do termo de ruído branco da relação [2].

RESUMO

Neste artigo, inicialmente se examina o efeito da diversificação de risco e obtêm-se estimativas do risco sistemático médio e do risco não sistemático no mercado de capitais brasileiro no período de 1993 a 1998. Em seguida analisa-se o impacto do programa de estabilização brasileiro e os choques exógenos associados às crises do México, da Ásia e da Rússia. Os resultados obtidos indicam que o programa de estabilização e os choques exógenos têm impactos favoráveis e desfavoráveis, respectivamente, no mercado brasileiro.

**Palavras-chave:** diversificação de risco, choques exógenos, choques endógenos, mercado de capitais.

ABSTRACT

This paper initially examines the risk diversification effect and obtains estimates of average systematic and average non-systematic risk in the Brazilian Equity Market for the 1993/1998 period. The paper then proceeds to examine the impact of the Brazilian stabilization program and the exogenous shocks associated with the Mexico, Asian and Russian crises. The results indicate that the stabilization program and the exogenous shocks had favorable and unfavorable impacts, respectively, on the Brazilian market. It seems logical to generalize these results to other emerging markets.

**Uniterms:** risk diversification, exogenous shocks, endogenous shocks, capitals market.

RESUMEN

En este artículo se examina, inicialmente, el efecto de la diversificación de riesgo y se obtienen estimativas del riesgo sistemático medio y del riesgo no sistemático en el mercado de capitales brasileño en el período de 1993 a 1998. Enseguida, se analiza el impacto del programa de estabilización brasileño y los choques exógenos asociados a las crisis de México, Asia y Rusia. Los resultados obtenidos señalan que el programa de estabilización y los choques exógenos tienen impactos favorables y desfavorables, respectivamente, en el mercado brasileño.

**Palabras clave:** diversificación de riesgo, choques exógenos, choque endógenos, mercado de capitales.

REFERÊNCIAS  
BIBLIOGRÁFICAS

- BRITO, N. *Gestão de investimentos*. São Paulo: Atlas, 1981.
- EVANS, J.; ARCHER, S. Diversification and the reduction of dispersion: an empirical analysis. *Journal of Finance*, v.23, n.5, p.761-767, Dec. 1968.
- FERNANDES, M. Volatilidade na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 16. *Anais...* Florianópolis: SBE, 1994.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, Massachusetts, v.47, Feb. 1965.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, New Haven, Connecticut, v.34, n.4, p.768-783, Oct. 1966.
- SHARPE, W. A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*, p.227-293, Jan. 1963.
- \_\_\_\_\_. Capital asset prices: a theory of market equilibrium. *The Journal of Finance*. New York: The American Finance Association, v.19, n.3, p.425-442, Sep. 1964.
- SOLNIK, B. Why not diversify internationally rather than domestically. *Financial Analysts Journal*, July/Aug. 1974.

## Competências que garantem soluções com qualidade

Em 21 anos de atuação, cerca de 800 clientes atendidos e vasta experiência acumulada em mais de 2000 trabalhos realizados.

Sólido suporte administrativo, excelente estrutura de computação e salas de aula com modernos recursos de audiovisual e informática.

Equipes multidisciplinares coordenadas por professores da FEA/USP.

Pesquisa  
Consultoria  
Treinamento

Fundação Instituto de Administração

Tels.: (11) 3815-5752/3091-5840 Fax: (11) 3814-0439  
www.fea.usp.br/fia e-mail: fale.com@fia.fea.usp.br

