



**Universidade Federal de Santa Catarina**  
**Departamento de Engenharia de Produção e Sistemas**

**Tese de doutorado**

**HIPÓTESE DO CAMINHO ALEATÓRIO NOS MERCADOS  
DA AMÉRICA LATINA: APLICAÇÃO DO TESTE DE QUOCIENTE  
DE VARIÂNCIA**

**Paulo Sergio Ceretta**

**Florianópolis, SC - Brasil**

**24 de Setembro de 2001**

**HIPÓTESE DO CAMINHO ALEATÓRIO NOS MERCADOS  
DA AMÉRICA LATINA: APLICAÇÃO DO TESTE DE QUOCIENTE  
DE VARIÂNCIA**

Por:

Paulo Sergio Ceretta

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção e Sistemas, da Universidade Federal de Santa Catarina (SC), como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Engenharia de Produção.

Florianópolis, SC - Brasil

24 de Setembro de 2001

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO E SISTEMAS

A COMISSÃO EXAMINADORA, ABAIXO-ASSINADO, APROVA A TESE

"HIPÓTESE DO CAMINHO ALEATÓRIO NOS MERCADOS DA AMÉRICA  
LATINA: APLICAÇÃO DO TESTE DE QUOCIENTE DE VARIÂNCIA",

ELABORADA POR

PAULO SERGIO CERETTA

COMO REQUISITO PARCIAL PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE DOUTOR EM  
ENGENHARIA DE PRODUÇÃO

COMISSÃO EXAMINADORA:

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Newton Carneiro Affonso da Costa Júnior

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Adayr da Silva Ilha

\_\_\_\_\_  
Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Maria Emília Camargo

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. João Serafim Tusi da Silveira

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Valter Saurin

Florianópolis, SC - Brasil

24 de Setembro de 2001

## **AGRADECIMENTO**

Sirvo-me deste espaço para formalizar meus agradecimentos ao Departamento de Ciências Administrativas da Universidade Federal de Santa Maria e ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina por possibilitarem meu aperfeiçoamento.

Destaco, com mérito, a colaboração do professor Newton C. A. da Costa Jr., pela valiosa orientação e estímulo sem os quais não teria êxito na realização deste trabalho.

E, também, agradeço a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, pelo auxílio financeiro que foi indispensável à realização do estudo.

# SUMÁRIO

RESUMO .....	vii
ABSTRACT .....	viii
LISTA DE ANEXOS .....	ix
LISTA DE FIGURAS .....	x
LISTA DE TABELAS .....	xi
1 INTRODUÇÃO .....	01
1.1 Objetivos .....	05
1.2 Justificativa .....	06
2 REVISÃO DE LITERATURA .....	08
2.1 Revisão histórica .....	08
2.2 Alguns resultados dos trabalhos de Lo e Mackinlay .....	14
2.3 Comportamento dos preços no mercado de ações da América Latina .....	18
3 EVOLUÇÃO NA ANÁLISE DOS PREÇOS DAS AÇÕES .....	23
3.1 Eficiência de mercado .....	23
3.2 <i>Martingales</i> .....	25
3.3 Modelo de caminho aleatório .....	26
3.4 Moderna teoria do <i>portfolio</i> .....	33
3.5 Modelo de precificação de ativos de capital .....	34
3.6 Processo estacionário, raiz unitária e cointegração .....	35
3.7 Teoria do Caos .....	40
4 ASPECTOS METODOLÓGICOS .....	42
4.1 Dados .....	42

4.2	Testes de previsibilidade nas variações dos preços das ações .....	49
4.3	Descrição dos testes de previsibilidade .....	49
4.3.1	Distinção entre modelos lineares e não-lineares .....	50
4.3.2	Testes paramétricos .....	52
4.3.2.1	Autocorrelação de primeira ordem .....	52
4.3.2.2	Autocorrelação serial .....	53
4.3.2.3	Quociente de variância .....	54
4.3.2.4	Quociente de variâncias múltiplas .....	58
4.3.3	Testes não-paramétricos .....	58
4.3.3.1	Corridas de sinais .....	59
4.3.3.2	Autocorrelação por postos .....	60
4.3.3.3	Quociente de variância com base nos postos .....	61
4.3.3.4	Quociente de variância com base nos sinais .....	62
5	RESULTADOS OBTIDOS .....	64
5.1	Autocorrelação de primeira ordem e autocorrelação serial .....	67
5.2	Quociente de variância simples .....	68
5.3	Quociente de variâncias múltiplas .....	69
5.4	Corridas de sinais .....	71
5.5	Autocorrelação por postos .....	73
5.6	Quociente de variância tendo por base os postos das observações .....	74
5.7	Quociente de variância tendo por base os sinais das observações .....	77
5.8	Análise dos testes paramétricos e não-paramétricos .....	77
5.9	Algumas possíveis explicações para um <i>non-random walk</i> .....	82
5.10	Relacionamento com outros estudos .....	84
6	CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÕES .....	85
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	88
	ANEXOS .....	95

## RESUMO

Existem poucos estudos sobre a dinâmica dos preços de títulos e comportamento aleatório nas variações para mercados emergentes da América Latina, e os que existem mostram resultados conflitantes. Neste estudo é utilizado o teste quociente de variância e um conjunto de outros testes, ambos nas versões paramétricas e não-paramétricas sobre as variações dos índices dos mercados da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela. Os dados são relativos a índices de preços semanais dos mercados expressos em dólares americanos obtidos do *International Finance Corporation* abrangendo o período 1990 - 1999 e dois subperíodos. Os resultados mostram que para os mercados da Argentina e do Brasil não há evidências de previsibilidade, estando eles de acordo com o modelo de caminho aleatório. Em contraste, os mercados da Colômbia e do Chile apresentam uma grande tendência contrária ao modelo de caminho aleatório.

Palavras-chaves: América Latina, hipótese do caminho aleatório, quociente de variância.

## **ABSTRACT**

The few existing studies on equity price dynamics and random walks for Latin American emerging equity markets show conflicting results. This study uses variance ratio test and other tests on the versions parametric and nonparametric on stock returns stock prices indexes in Argentina, Brazil, Colombia, Chile, Mexico and Venezuela. The data are comprised of weekly stock prices indexes expressed in U.S. dollar from the International Finance Corporation for the 1990 - 1999 period and two sub-period. The results show that equity prices in Argentina and Brazil follow a random walk. In contrast, the Colombia and Chile indexes show a greater tendency contrary random walk model.

**Keywords:** Latin American, random walk hypothesis, variance ratio.

## LISTA DE ANEXOS

Anexo 1	Resultados dos testes autocorrelação de primeira ordem e autocorrelação serial das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local) .....	96
Anexo 2	Resultados do teste quociente de variâncias das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina e para os EUA, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local) .....	97
Anexo 3	Resultados do teste de corridas de sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).....	98
Anexo 4	Resultados do teste autocorrelação por postos das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).....	99
Anexo 5	Resultados do teste quociente de variâncias tendo por base os postos (1) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local) .....	100
Anexo 6	Resultados do teste quociente de variâncias tendo por base os postos (2) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local) .....	101
Anexo 7	Resultados do teste quociente de variâncias tendo por base os sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).....	102

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Classificação da eficiência de mercado e os diferentes tipos de informação.....	11
Figura 2	Resumo dos fatos históricos relacionados ao modelo de caminho aleatório .....	13
Figura 3	Processo de caminho aleatório simples .....	27
Figura 4	Variação no índice de preço num processo de caminho aleatório simples .....	28
Figura 5	Variância do erro num processo de caminho aleatório simples .....	29
Figura 6	Processo de caminho aleatório com tendência crescente. ....	30
Figura 7	Variação no índice de preço num processo de caminho aleatório com tendência	30
Figura 8	Variância do erro num processo de caminho aleatório com tendência.....	32
Figura 9	Ilustração gráfica de um modelo linear simples .....	50
Figura 10	Ilustração gráfica do modelo não linear simples .....	51
Figura 11	Significado dos parâmetros da equação da reta no relacionamento de $r_t$ e $r_{t-1}$ . ...	53
Figura 12	Evolução do índice do mercado acionário da Argentina em dólar logaritmizado, preço de fechamento na Quarta-feira, no período 1990-1999 .....	64
Figura 13	Evolução do índice do mercado acionário do Brasil em dólar logaritmizado, preço de fechamento na Quarta-feira, no período 1990-1999 .....	65
Figura 14	Evolução do índice do mercado acionário da Colômbia em dólar logaritmizado, preço de fechamento na Quarta-feira, no período 1990-1999 .....	65
Figura 15	Evolução do índice do mercado acionário do Chile em dólar logaritmizado, preço de fechamento na Quarta-feira, no período 1990-1999 . ....	65
Figura 16	Evolução do índice do mercado acionário do México em dólar logaritmizado, preço de fechamento na Quarta-feira, no período 1990-1999 .....	66
Figura 17	Evolução do índice do mercado acionário da Venezuela em dólar logaritmizado, preço de fechamento na Quarta-feira, no período 1990-1999 .....	67

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Evolução da capitalização de mercado, volume de negociação e do número de empresas, no período de 1990 - 1998, nos países da América Latina e nos E.U.A. ....	04
Tabela 2	Resultados obtidos por Lo e Mackinlay (1988) para observações semanais do índice de ações do mercado americano .....	16
Tabela 3	Resultados obtidos por Lo e Mackinlay (1997) para observações semanais do índice de ações do mercado americano .....	17
Tabela 4	Resumo das principais investigações relacionadas à previsibilidade das variações de preço em mercados da América Latina .....	22
Tabela 5	Estatística descritiva das séries de taxas de retorno semanal em seis países da América Latina, no período de Janeiro de 1990 a Dezembro de 1999 e subperíodos .....	44
Tabela 6	Teste Jarque-Bera de normalidade para as taxas de retorno dos mercados de ações de seis países da América Latina .....	46
Tabela 7	Coefficientes de correlação entre as séries de taxas de retorno semanal em seis países da América Latina, no período de Janeiro de 1990 a Dezembro de 1999 e subperíodos .....	47
Tabela 8	Evolução dos coeficientes de correlação entre os mercados mais expressivos da América Latina .....	47
Tabela 9	Estatística Z para verificar a hipótese nula de não alteração da correlação entre os dois subperíodos .....	48
Tabela 10	Autocorrelação de primeira ordem e autocorrelação serial das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período 1990-1999 e subperíodos.....	67
Tabela 11	Quociente de variância das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período 1990-1999 e subperíodos .....	70
Tabela 12	Teste de corridas de sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período 1990-1999 e subperíodos .....	72

Tabela 13	Autocorrelação por postos das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período 1990-1999 e subperíodos .....	73
Tabela 14	Quociente de variância tendo por base os postos (1) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período 1990-1999 e subperíodos .....	75
Tabela 15	Quociente de variância tendo por base os postos (2) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período 1990-1999 e subperíodos .....	76
Tabela 16	Quociente de variância tendo por base os sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período 1990-1999 e subperíodos.....	78
Tabela 17	Resumo dos testes sobre a Hipótese do Caminho Aleatório em seis países da América Latina e nos E.U.A. ....	79
Tabela 18	Resumo dos testes sobre a Hipótese do Caminho Aleatório em seis países da América Latina e nos E.U.A. (valores em moeda local) .....	81

# 1 INTRODUÇÃO

Uma das grandes áreas de pesquisa, tanto acadêmica, como também não acadêmica (representada pelos grandes investidores e instituições financeiras) da Moderna Teoria de Finanças está ligada à análise da eficiência no processo de formação de preços no mercado de ações (preço justo). Na revisão de literatura realizada por Fama (1970, 1991), a grande maioria dos estudos foi incapaz de rejeitar a hipótese de que as variações nos preços seguem um caminho aleatório. De certa forma, esse fato vem a corroborar com a hipótese de mercado eficiente.

A hipótese de mercado eficiente estipula que os mercados estejam cada vez mais abertos a qualquer tipo de público e que os preços devam refletir a maior disponibilidade de informação, sendo, portanto, estimados com maior precisão. Em outras palavras, facilitando o acesso de investidores domésticos e internacionais, abrir-se-ia caminho a um maior volume de informações, as quais corroborariam para que o preço atual no mercado seja um preço justo.

Por outro lado, há fortes evidências de heteroscedasticidade condicional em muitas séries de tempo financeiras, significando que os retornos não são Independente e Identicamente Distribuídos (i.i.d.). Somados a isso, estudos mais recentes mostram que o retorno das ações possui certo grau de previsibilidade. No que diz respeito ao mercado de ações americano, Lo e Mackinlay (1988) rejeitaram fortemente a hipótese do caminho aleatório para retornos semanais e brandamente para retornos mensais, indicando uma correlação positiva para as variações dos preços. Fama e French (1988) e Poterba e Summers (1988) também encontraram indícios de previsibilidade nas variações dos preços no mercado americano.

Um problema com os testes utilizados por Lo e Mackinlay (1988) e Poterba e Summers (1988) — quociente de variância — reside no fato de que a ênfase é dada sobre a individualidade do teste estatístico, ignorando as implicações de um teste conjunto. Esse problema, segundo Savin (1984), pode levar a inferências (generalizações) não confiáveis sobre as estimativas obtidas.

Há duas razões essenciais para a utilização do teste conjunto antes do individual. A primeira, segundo Savin (1984), diz respeito ao fato de que confiar na significância do teste estatístico individual induz a uma tendência de super-rejeitar a hipótese nula, pois espera-se encontrar pelo menos um dos valores (de um vetor de quociente de variância)

diferente do valor esperado. A segunda razão, segundo Richardson (1993), se refere à possibilidade de a utilização de observações sobrepostas (*overlapping observations*) induzir à autocorrelação serial artificial do quociente de variância individual, e isso prejudica o tamanho do teste (*test size*) porque o cálculo do quociente de variância para diferentes defasagens (*lags*) carrega informações similares, sejam elas reais ou espúrias. Uma alternativa eficiente para resolver esses problemas foi apresentada por Chow e Denning (1993), com o teste de quociente de variâncias múltiplas.

Outro problema com os testes utilizados por Lo e Mackinlay (1988) e Poterba e Summers (1988) é que, em trabalhos empíricos, não é raro encontrar uma mistura de resultados na aplicação do teste de quociente de variância, como, por exemplo, com Liu e He (1991); Ojah e Karemera (1999) e Grieb e Reyes (1999). A conclusão desses estudos ficou muito sensível à escolha do número "q" de retornos agregados. Já Wright (2000) apresentou um teste não-paramétrico alternativo mais robusto a essa ambigüidade. Essa alternativa é desenvolvida tendo como base a formulação do próprio teste de quociente de variância de Lo e Mackinlay, mas utilizando os postos e os sinais no lugar das variações de preço.

Por si, os estudos de Lo e Mackinlay, Fama e French e Poterba e Summer chamaram a atenção dos pesquisadores, pois tratavam do mercado americano, o maior mercado do mundo aproximadamente 83 vezes maior que o mercado brasileiro em termos de capitalização de mercado e aproximadamente 89 vezes maior em termos de volume negociado (ver Tabela 1). A questão que se coloca é que, se o maior e um dos mais desenvolvidos mercados de ações apresenta grau de previsibilidade em seus retornos, qual não apresentaria? Em teoria, os demais mercados, menores e menos desenvolvidos, deveriam apresentar um grau de previsibilidade ainda maior.

Mas a própria previsibilidade, nas variações dos preços, é um trunfo para a hipótese de mercado eficiente. A participação de um grande número de investidores à procura de retornos anormais<sup>1</sup> tenderá a eliminar rapidamente tal possibilidade. Isso implica que, quanto mais eficiente for um mercado, mais aleatórias serão as seqüências das variações dos preços dos ativos negociados, ou mais rápida será a correção de tal distorção. Essa é

---

<sup>1</sup> Retorno anormal é tudo que diferir do estipulado por um modelo de equilíbrio, como, por exemplo, o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), proposto por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). O CAPM estipula que o retorno esperado de um ativo, num mercado em equilíbrio, é o retorno livre de risco adicionado de uma parcela relativa ao prêmio pelo risco de mercado desse ativo. Matematicamente, é dado por:  $R_E = R_F + \beta(R_M - R_F)$ . O retorno anormal é a diferença obtida entre o retorno real e o retorno esperado ( $R_A = R_R - R_E$ ).

uma das razões que tornaram a hipótese de caminho aleatório e a sua parente mais próxima, a hipótese de mercado eficiente, ícones da moderna Teoria de Finanças, embora certo grau de previsibilidade não signifique que o mercado seja ineficiente.

A partir de 1990, os mercados de títulos da América Latina passaram a ficar mais expostos ao crescente fluxo de investimentos estrangeiros. Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela reduziram significativamente as restrições frente ao capital internacional. No período imediatamente anterior de 1990, os mercados da América Latina começaram a ser acessíveis, de forma primária, aos investidores estrangeiros por meio dos *contry funds*. A expansão das facilidades ao investimento estrangeiro tem reforçado um rápido crescimento desses mercados em termos de capitalização de mercado e volume de negociação.

Os seis países da América Latina incluídos neste estudo são Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela. Esses são os maiores e mais estáveis mercados nas América do Sul e Central. A capitalização do mercado brasileiro, o maior na América Latina, no final de 1998, foi de 160,89 bilhões de dólares, com mais de 500 empresas listadas em bolsa que apresentavam um valor médio de 305,30 milhões de dólares. Já a Venezuela, o menor mercado, apresentava, em 1998, uma capitalização de 7,59 bilhões de dólares com apenas 94 empresas listadas em bolsa que apresentavam um valor médio de 80,70 milhões de dólares. Observando os valores referentes à capitalização de mercado, na Tabela 1, fica evidenciado que, para Argentina, Brasil e Colômbia, o crescimento é superior ao dobro do crescimento do mercado americano. Referente ao volume de negociação, a Argentina e o Brasil ocupam posição de destaque; o mercado argentino cresceu aproximadamente quatro vezes mais, e o mercado brasileiro, aproximadamente seis vezes mais em relação ao volume de negociação anual do mercado americano.

Referente a Tabela 1, cabe destacar que o valor da capitalização de mercado é representativo do valor das empresas conforme determinado pelo preço de mercado de suas ações em circulação, o valor da capitalização de uma empresa é obtido pela multiplicação do número de ações em circulação pelo preço de mercado corrente da ação. Já o valor médio das empresas é obtido pela razão entre a capitalização de mercado e o número de empresas na bolsa.

Tabela 1: Evolução da capitalização de mercado, volume de negociação e do número de empresas, no período de 1990 - 1998, nos países da América Latina e nos EUA.

País		Período		Crescimento <sup>a</sup>
		1990	1998	1998/1990
Argentina	Capitalização de mercado <sup>b</sup>	3,27	45,33	13,86
	Volume de negociação <sup>b</sup>	0,85	15,08	17,74
	Número de empresas listadas	179	130	0,73
	Valor médio das empresas <sup>c</sup>	18,26	348,70	19,20
Brasil	Capitalização de mercado	16,35	160,89	9,84
	Volume de negociação	5,60	146,59	26,18
	Número de empresas listadas	581	527	0,91
	Valor médio das empresas	28,14	305,30	10,85
Colômbia	Capitalização de mercado	1,40	13,36	12,79
	Volume de negociação	-	1,54	-
	Número de empresas listadas		163	
	Valor médio das empresas		81,90	
Chile	Capitalização de mercado	13,65	51,87	3,80
	Volume de negociação	0,78	4,42	5,67
	Número de empresas listadas	215	277	1,29
	Valor médio das empresas	63,49	187,20	2,95
México	Capitalização de mercado	32,73	91,75	2,80
	Volume de negociação	12,21	33,84	2,77
	Número de empresas listadas	199	194	0,97
	Valor médio das empresas	164,47	472,90	2,88
Venezuela	Capitalização de mercado	8,40	7,59	0,44
	Volume de negociação	-	1,51	-
	Número de empresas listadas		94	
	Valor médio das empresas		80,70	
EUA	Capitalização de mercado	3.059,43	13.451,35	4,40
	Volume de negociação	1.751,25	13.148,48	4,30
	Número de empresas listadas	6.599	8.450	1,28
	Valor médio das empresas	463,62	1.591,87	3,43

Fonte: *International Finance Corporation*. Valores de final de ano.

- a) Crescimento expressa o número de vezes que os valores cresceram no período (1998/1990);  
b) Os valores da capitalização de mercado e do volume de negociação estão expressos em bilhões de dólares americanos;  
c) O valor médio das empresas está expresso em milhões de dólares americanos.

Neste trabalho, é aplicado um conjunto de testes paramétricos e não-paramétricos sobre os índices representativos do mercado de ações de seis países da América Latina e sobre uma "amostra controle", o mercado americano. A idéia básica do estudo é evidenciar o comportamento característico desses mercados relativo à Hipótese do Caminho Aleatório. Nesse sentido, o enfoque é direcionado para os testes quociente de variância, na versão modificada para comparações conjuntas de múltiplas variâncias e na versão não-paramétrica, que utiliza os postos e os sinais das variações de preço no lugar das próprias variações.

## 1.1 Objetivos

Embora muitas tenham sido as pesquisas que afloraram sobre o comportamento dos preços nos mercados de ações da América Latina, muito pouco tem sido o consenso dos resultados obtidos. Devido à grande divergência de resultados, ainda não é possível afirmar com relativa certeza se os processos de formação dos preços nos mercados latinos estão de acordo com o modelo de caminho aleatório, ou se é possível a previsão em tais mercados com base nas variações de preço de períodos anteriores.

À luz das evidências de previsibilidade nas variações dos preços das ações em mercados mais desenvolvidos e instigado pela divergência de resultados recentes relativos ao mercado latino-americano, o objetivo primordial do presente trabalho é contribuir para o debate e procurar obter um consenso sobre o comportamento das variações dos preços das ações em seis países da América Latina, especificamente Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela, ao longo do período de Janeiro de 1990 até Dezembro de 1999, relativo à Hipótese do Caminho Aleatório. Na investigação, será utilizada uma bateria de testes tradicionais e recentes, tanto na abordagem paramétrica, quanto na abordagem não-paramétrica. A proposição a ser verificada pelo estudo pode ser estruturada pelas seguintes hipóteses:

$H_0$ . O processo de formação dos preço representativos dos mercados de ações dos países analisados comportam-se conforme o modelo de caminho aleatório;

H<sub>1</sub>. O processo de formação dos preço representativos dos mercados de ações dos países analisados apresentam grau significativo de previsibilidade e seus preços não estão de acordo com o modelo de caminho aleatório.

Especificamente, deseja-se verificar, para os mercados de ações da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela, se:

- i) o processo de formação dos preços estão de acordo com a Hipótese do Caminho Aleatório;
- ii) o comportamento dos índices de preços dos mercados de ações dos países da América Latina são semelhantes entre si em relação à previsibilidade de suas variações.
- iii) há diferenciação nos resultados, no que tange à Hipótese do Caminho Aleatório, em períodos menores e mais recentes de tempo (1990-1994 e 1995-1999) em relação a um período mais longo (1990-1999);
- iv) há distorções nos resultados obtidos através de testes paramétricos e de testes não-paramétricos.

## **1.2 Justificativa**

Na atualidade, o mundo encontra-se passando por um período de grandes transformações num ritmo muito rápido. Decorrente da globalização surge a necessidade da formação de blocos econômicos entre países, principalmente por estratificação geográfica, como alternativa para não serem individualmente varridos do cenário comercial internacional. Os blocos, em si, procuram aumentar o poder de barganha, principalmente entre os países em desenvolvimento, frente aos concorrentes mais desenvolvidos e poderosos.

O avanço da tecnologia de informação e a grande mobilidade do capital internacional fazem com que eventos econômicos ocorridos em determinados mercados

estendam seus efeitos sobre muitos outros mercados, principalmente os de países emergentes, que podem ser considerados mais frágeis em relação aos países desenvolvidos. Exemplos desse fato é o caso da crise do México (1994-1995) e da crise cambial da Ásia (1998).

Mais recentemente, outros aspectos, como a política de taxa de juros americana, têm provocado efeitos negativos, não só na economia brasileira, como também nos demais países latinos. Tais fatos, associados ao comportamento paralelo de variáveis macroeconômicas na economia de cada país, induzem a efeitos em cadeia sobre as bolsas de valores de países emergentes.

Nesse sentido, Costa Jr e Leal (1997) examinaram a relação de causalidade de Granger entre os mercados de ações da Argentina e do Brasil e sugeriram a existência de elos entre os dois mercados. Posteriormente, os mesmos autores apontaram uma integração regional e internacional do mercado acionário brasileiro e apenas uma integração regional do mercado argentino com o brasileiro (Costa Jr, Leal e Lemgruber 2000).

Portanto, é de suma importância o desenvolvimento de pesquisas que explorem cada vez mais o comportamento dos preços representativos dos mercados de ações, da América Latina e suas respectivas variações. Considerando a crescente capitalização de mercado no período e o maior interesse dos investidores no mercado de ações da América Latina, bem como a necessidade de se ter uma posição mais clara a respeito da previsibilidade nas variações dos preços, acredita-se que o presente trabalho venha a ser de grande utilidade prática, servindo como orientação a atuais e futuros investidores.

Este estudo está estruturado em seis seções, contando com esta introdução, onde foram levantados a problemática e os objetivos. Na segunda seção, é realizado uma revisão de literatura, tanto em termos históricos do modelo de caminho aleatório, quanto em relação ao comportamento dos preços na América Latina. Na terceira seção, é realizado um desenvolvimento em termos de modelagem referente a tópicos relacionados ao modelo de caminho aleatório e, também, são apresentados alguns dos principais resultados dos estudos de Lo e Mackinlay. Na quarta seção, são apresentados alguns aspectos metodológicos que nortearam a pesquisa. Na quinta seção, são apresentados e discutidos os resultados obtidos, e na última seção, são apresentados as conclusões e sugestões para futuras pesquisas na área.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo tem por objetivo apresentar uma revisão bibliográfica de forma abrangente sobre o assunto investigado. É feita uma revisão sobre os fatos históricos relacionados ao modelo de caminho aleatório no mercado de ações. Também são apresentados alguns resultados e conclusões dos estudos de Lo e Mackinlay (1988, 1997) sobre o caminho aleatório no mercado americano. Por último, é realizada uma revisão dos principais estudos que versam sobre o comportamento dos preços no mercado de ações da América Latina.

### 2.1 Revisão histórica

O modelo de caminho aleatório para o mercado financeiro foi desenvolvido pelo matemático Louis Bachelier em 1900, quando elaborou sua tese de doutorado. O estudo investigou a correlação linear nos preços de títulos financeiros (opções). Para Bachelier, a determinação das flutuações dos preços depende de um número infinito de fatores. Esses fatores agem influenciando os preços para mais ou para menos. Assim, a probabilidade de aumento dos preços dos títulos a qualquer momento seria idêntica à probabilidade de sua diminuição.

Embora a tese de Bachelier não tenha sido muito notada quando de sua publicação, o suporte matemático que acompanhava a teoria do processo aleatório acabou por antecipar por cinco anos um famoso trabalho de Albert Einstein sobre o movimento aleatório originário da colisão de moléculas de gás, em 1905. O trabalho de Einstein consistiu na descoberta da equação que descreve o fenômeno do movimento molecular aleatório, também conhecido como movimento browniano, ou processo de *wiener*, que é exatamente a equação desenvolvida por Bachelier para descrever o comportamento dos preços dos ativos financeiros.

O movimento browniano foi descrito pela primeira vez pelo botânico Robert Brown, em 1827, ao observar que o pólen de diversas plantas dispersava-se na água sob a forma de um grande número de partículas em direções que estariam de acordo com as do caminho aleatório, porém com características específicas das ciências físicas. O primeiro

tratamento matemático rigoroso do movimento browniano foi, então, atribuído ("por desconhecimento do estudo de Bachelier") ao trabalho posterior de Einstein em 1905.

Como salienta Cunningham (2000), embora o estudo desenvolvido por Bachelier tenha sido de interesse direto e imediato aos físicos e matemáticos, não foi capaz de seduzir os economistas, já que pesquisas anteriores a 1950 não faziam referência à sua tese ou à teoria do processo aleatório no mercado financeiro. O trabalho de divulgação do estudo de Bachelier coube ao economista Paul Samuelson, que, avisado pelo seu amigo Leonard Savage, em 1950, da descoberta de um livro publicado em 1914 sobre a teoria do processo aleatório, leu o estudo de doutorado de Bachelier e providenciou sua tradução para o inglês.

Com o trabalho de Bachelier ainda caído no esquecimento, o estatístico Maurice Kendall acabou por ganhar os créditos de chamar a atenção dos economistas para o modelo de caminho aleatório<sup>2</sup>. Kendall (1953) analisou o comportamento das variações dos preços de índices de ações e de mercadorias (trigo) na Bolsa de Valores de Londres, quando concluiu serem estas variações completamente aleatórias, ou seja, não havia qualquer informação nos retornos históricos dos preços que ajudasse a prever o seu comportamento futuro ou a identificar regularidades ou sazonalidades. Portanto, os preços seguiam um caminho aleatório. Os resultados do estudo de Kendall foram sustentados pelo estudo de Granger e Morgenstern (1963).

Alguns autores de clássicos livros-texto em Finanças têm sugerido que a Hipótese de Mercado Eficiente foi desenvolvida de maneira pouco comum dentro do meio científico<sup>3</sup>. A peculiaridade é que a hipótese foi colocada à prova antes da existência da teoria, tendo sido iniciada com Bachelier, em 1900, e continuada por estudos posteriores até 1960. A teoria sobre a Hipótese de Mercado Eficiente foi proposta somente em 1965 pelo economista Paul Samuelson.

Samuelson (1965) procurou sintetizar uma idéia sobre o comportamento das flutuações dos preços em seu artigo *Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly*. Sua idéia é de que, num mercado informacionalmente eficiente, os preços mudam, mas são imprevisíveis, e isso só é válido desde que eles incorporem as expectativas e informações de todos os participantes do mercado. Em outras palavras, se não existirem barreiras à informação nem custos de transação, a variação de preços para o

---

<sup>2</sup> Mesmo em trabalhos posteriores à tradução da tese de Bachelier para o inglês, Kendall continua a ser referenciado como o descobridor do percurso do caminho aleatório nos preços dos ativos financeiros. Ver, por exemplo, LeRoy (1989) e Brealey & Myers (1992).

<sup>3</sup> Ver, por exemplo, Brealey & Myers (1992) e Elton e Gruber (1991).

próximo período será reflexo da informação para esse período, e sendo essa informação imprevisível, as variações nos preços também seguirão o mesmo caminho. Para Samuelson, a aleatoriedade é alcançada através da participação ativa de muitos investidores que procuram maximizar suas riquezas. Quanto mais eficiente for o mercado, mais aleatória será a mudança nos preços, de maneira que sejam totalmente aleatórios.

Os trabalhos iniciais não identificaram nenhum indício de previsibilidade nas variações dos preços das ações. Mas, com o aprimoramento e a maior difusão das técnicas estatísticas pelos economistas financeiros, os estudos sobre o mercado de capitais se multiplicaram, e começaram a aparecer algumas evidências de que retornos diários, semanais e mensais têm algum grau de previsibilidade. É o caso dos trabalhos de Fama (1965) e Fisher (1966). Fama (1965) constatou que a autocorrelação de primeira ordem para retornos diários de 23 das 30 ações do *Dow Jones Industrials* era positiva; já os resultados de Fisher (1966) sugerem que a autocorrelação de retornos mensais em *portfolios* diversificados é positiva e maior do que em ações individuais.

Após a teoria da Hipótese de Mercado Eficiente ter sido introduzida por Samuelson, em 1965, dois outros autores contribuíram em muito para o seu desenvolvimento. Mais precisamente são os estudos de Roberts (1967) e Fama (1970) que despenderam esforços na distinção entre três formas de eficiência<sup>4</sup>. Segundo os conceitos desses autores, a eficiência de mercado pode ser classificada como: i) eficiência na forma fraca; ii) eficiência na forma semiforte, e iii) eficiência na forma forte. A classificação proposta pelos autores está diretamente associada a diferentes tipos de informação (Figura 1), ou seja, eficiência informacional.

O mercado é eficiente na forma fraca se os preços das ações já refletem todas as informações que podem estar contidas nas suas séries históricas. Portanto, sob esta hipótese, o estudo do comportamento histórico das taxas de retorno das ações em nada poderá contribuir para a definição de estratégias de negociação que possam garantir retornos anormais. A eficiência na forma fraca geralmente é verificada através do modelo de caminho aleatório. É importante salientar que o modelo de caminho aleatório é aquele em que sucessivas mudanças de preço não são correlacionadas ao longo do tempo. Portanto, qualquer mudança nos preços das ações será resultado da chegada de novas informações ao mercado, e o processo contínuo de absorção das informações eliminará qualquer possibilidade de correlação nas sucessivas mudanças de preços.

---

<sup>4</sup> O crédito sobre a classificação da eficiência nas formas fraca, semiforte e forte é atribuído a Harry Roberts (1967) — ver, por exemplo, Fama (1970).

## Eficiência forte

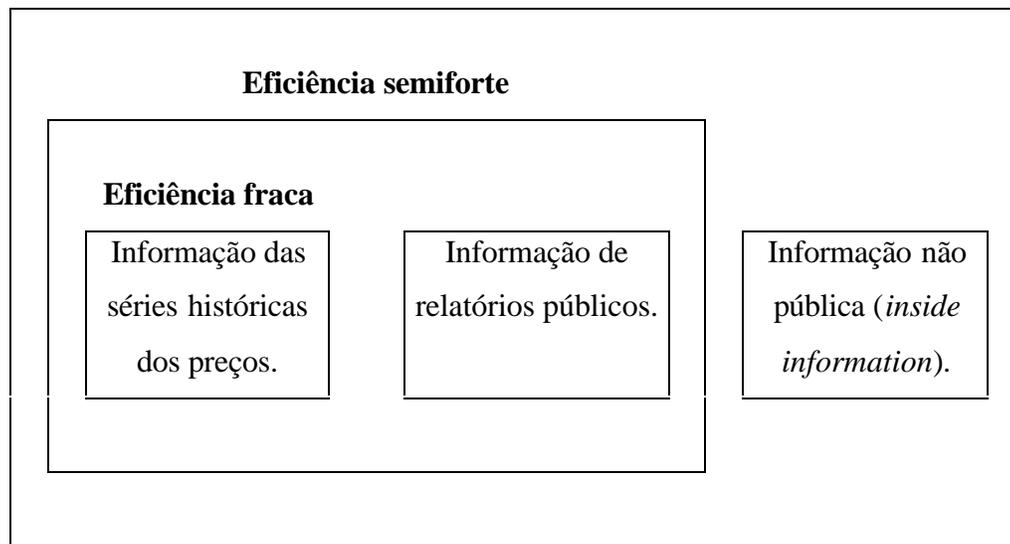


Figura 1 - Classificação da eficiência de mercado e os diferentes tipos de informação.

A eficiência na forma semiforte presume que toda informação pública, disponível para avaliação, esteja incorporada nos preços. Esse conceito engloba, além das séries históricas dos preços, as demonstrações financeiras, planos operacionais e mercadológicos publicamente disponíveis para avaliação. Observando a Figura 1, é possível verificar que a forma semiforte depende da validade da forma fraca de eficiência, e esta, da ausência de correlação nas variações dos preços dos títulos.

A eficiência na forma forte se estende muito além de um simples modelo de caminho aleatório. Presume-se que os preços das ações reflitam tanto informações disponíveis, quanto informações privilegiadas, não disponíveis a todos os investidores (*inside information*). A forma forte de eficiência é um caso extremo, em que, a posse de informação privilegiada não seria útil para a definição de estratégias de negociação que possam garantir retornos anormais, pois tais informações já estariam refletidas nos preços dos títulos.

Não é difícil imaginar que a forma forte de eficiência de mercado é utópica, pois, se alguém possui uma informação privilegiada (por exemplo, descoberta de uma mina de

ouro), é normal supor que possa obter algum benefício por esse fato. Talvez isso tenha desviado a atenção das investigações para as formas fraca e semiforte. A forma fraca é freqüentemente testada em termos de dependência linear entre sucessivas variações nos preços enquanto a forma semiforte é testada em termos de desempenho médio dos fundos de investimento<sup>5</sup>. Entretanto, rejeitando a hipótese nula de caminho aleatório, não necessariamente implica rejeição da forma fraca, pois, coeficientes de correlação significativos não implicam na possibilidade de obtenção lucros anormais.

Os principais fatos históricos, descritos neste estudo, relacionados ao modelo de caminho aleatório são resumidas de forma esquemática na Figura 2.

No período de 1900 até 1970, a maioria dos estudos deram suporte à hipótese de que a variação nos preços das ações seguem um caminho aleatório. Porém, sua validade voltou a ser discutida a partir da publicação de inúmeros estudos que procuravam identificar anomalias temporais nas variações dos preços. Entre esses estudos destacam-se os de Cross (1973) e French (1980), que investigaram o efeito dia da semana; Rozeff e Kinney (1976) e Tinic e West (1984), que analisaram o efeito mês do ano, e Ariel (1990), que pesquisou o efeito feriado.

Mesmo sendo significativas do ponto de vista estatístico, as anomalias temporais não conseguiram abalar a solidez dos estudos iniciais sobre caminho aleatório e eficiência de mercado. A principal alegação é de que elas não apresentam evidências de persistirem após terem sido descobertas. Esse é o caso do estudo de Costa Jr (1990), que investigou o mercado brasileiro e identificou que as variações médias nos dias próximos ao início da semana são inferiores às variações dos dias próximos ao final da semana. Mas em estudo posterior, Ceretta e Costa Jr (1999a) não mais constataram essa diferença.

A hipótese de que as variações dos preços seguem um caminho aleatório é novamente questionada e sofre um forte abalo com a publicação de três artigos clássicos em Finanças dos autores Lo e Mackinlay (1988), Fama e French (1988) e Poterba e Summers (1988).

---

<sup>5</sup> Os gestores de fundos de investimento utilizam-se de informações publicamente disponíveis no gerenciamento de suas carteiras. Portanto, a constatação de que não apresentem desempenho médio superior ao índice de mercado corrobora para a hipótese semiforte. Em alguns casos, o desempenho superior de alguns fundos de investimento ao longo do tempo é atribuído ao viés de sobrevivência (ver Ross, Westerfield e Jaffe, 1995, p. 274).

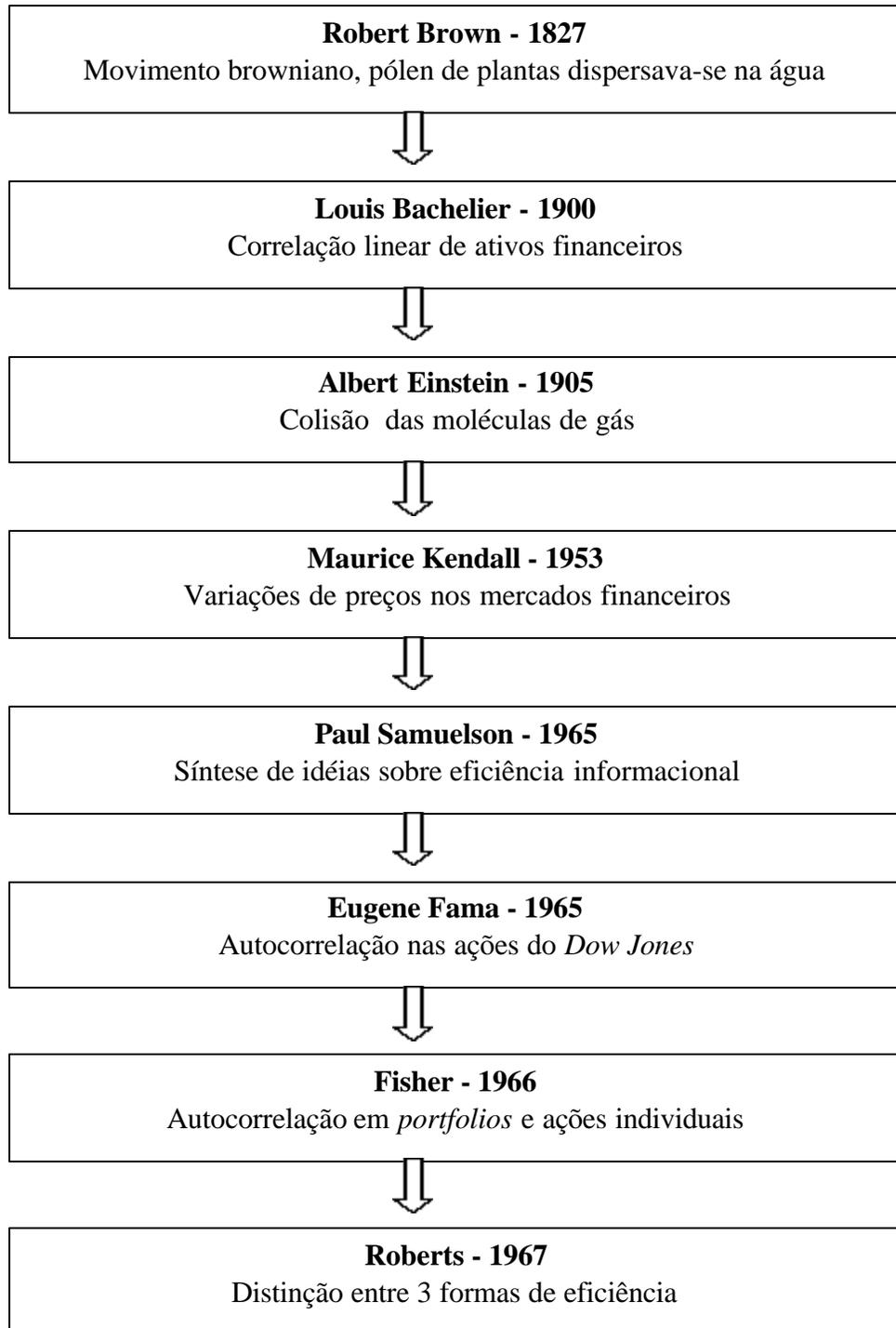


Figura 2 - Resumo dos fatos históricos relacionados ao modelo de caminho aleatório

Lo e Mackinlay (1988) utilizaram dados semanais do mercado americano e acharam evidências de autocorrelação positiva nos retornos, particularmente em *portfolios* formados com ações de pequenas empresas. Fama e French (1988), usando retornos mensais, evidenciaram a existência de autocorrelação serial negativa em períodos longos no mercado americano. Eles afirmaram que de 25 a 40 % das variações dos retornos de longo prazo podem ser previsíveis a partir de retornos passados. Por sua vez, Poterba e Summers (1988) utilizaram o teste de quociente de variância para os mercados de ações desenvolvidos e obtiveram indícios de que eles exibem autocorrelação positiva no curto prazo e autocorrelação negativa no longo prazo, tanto no mercado americano, como em outros mercados desenvolvidos.

## **2.2 Alguns resultados dos trabalhos de Lo e MacKinlay**

O trabalho de Lo e MacKinlay (1988) é, sem dúvida, um marco para estudos empíricos sobre a previsibilidade no comportamento das variações de preço nos mercados de ações. Em seu artigo, os autores fornecem evidências de que os preços das ações no mercado americano, representados pelos índices CRSP NYSE-AMEX igualmente ponderado e CRSP NYSE ponderado pelo valor, e também por *portfolios* formados com empresas de pequeno, médio e grande valor de mercado, não seguem um processo do tipo caminho aleatório (*random walk*). A investigação cobriu o período de 06/09/1962 até 26/12/1985, e nos subperíodos 06/09/1962 até 01/05/1974 e 02/05/1974 até 26/12/1985.

Contrariamente aos resultados de Fama e French (1988), que identificaram correlação serial negativa para retornos de longo prazo, Lo e MacKinlay (1988) evidenciaram correlação serial positiva e significativa para retornos semanais e mensais para os índices de ações, e correlação serial negativa para títulos individuais. Contudo, os autores salientam que estes resultados não necessariamente indicam que o mercado de ações é ineficiente ou que o preço não esteja sendo racionalmente avaliado.

Portanto, sem um modelo econômico mais explícito dos mecanismos de geração de preço, a rejeição da Hipótese do Caminho Aleatório pouco danosa será para a eficiência de mercado na formação do preço das ações. Assim, mesmo rejeitando alguns modelos econômicos de formação eficiente de preço, podem existir outros modelos plausíveis que sejam consistentes com os resultados empíricos da rejeição do caminho aleatório.

O teste empregado no estudo explora o fato de que o aumento da variância de uma série de dados, que seguem um processo de caminho aleatório, está linearmente relacionada com o intervalo da amostra. Com isso, a comparação por unidade de tempo das estimativas das variâncias pode indicar a rejeição ou a aceitabilidade da teoria do caminho aleatório.

Os autores iniciam o estudo assumindo que  $P$  representa o preço de uma ação e  $t$  é o tempo específico. Assim, pode-se representar uma série temporal de preços de ações como sendo  $P_t$  ( $t = 1, \dots, n$ ), e em termos de logaritmo  $X_t = \ln P_t$ . A Hipótese do Caminho Aleatório pode ser especificada como  $X_t = \mu + X_{t-1} + \varepsilon_t$ , onde  $\mu$  é um parâmetro constante arbitrário,  $\varepsilon_t$  o termo de perturbação aleatória e para todo  $E[\varepsilon_t] = 0$ , onde  $E[\bullet]$  representa o operador esperado.

Lo e Mackinlay salientam que, sob a hipótese tradicional de caminho aleatório,  $\varepsilon_t$  é restrito a ser Independente e Identicamente Distribuído (i.i.d.). Devido a fortes evidências de que séries de tempo financeiras freqüentemente possuem volatilidade que varia de acordo com o tempo e desviam-se da normalidade, tem-se que a rejeição da Hipótese do Caminho Aleatório (i.i.d.) gaussiana, pelo motivo de heteroscedasticidade, seja menos importante do que a rejeição que for robusta a esse aspecto.

Na Tabela 2, são apresentados os resultados do teste quociente de variância, aplicados por Lo e MacKinlay (1988) para os índices CRSP. O estudo compreendeu um total de 1.216 observações semanais, bem como dois subperíodos de 608 observações, utilizando valores de  $q = 2, 4, 8$  e  $16$  semanas.

Já na Tabela 3, são apresentados os resultados para o mesmo teste (quociente de variância) realizado posteriormente por Lo e Mackinlay (1997). Esse novo teste atualiza o período abrangido pela amostra, agora compreendendo um total de 1.695 observações semanais, no período completo, dividido em 848 semanas no primeiro subperíodo e 847 semanas no segundo subperíodo.

Os resultados da Tabela 2 mostram que, para o índice CRSP NYSE-AMEX igualmente ponderado, a Hipótese do Caminho Aleatório pode ser rejeitada para todo o período e nos dois subperíodos. No caso do índice CRSP NYSE-AMEX ponderado pelo valor, o quociente de variância excede a unidade no período todo e no primeiro subperíodo, no segundo subperíodo, o seu valor, embora superior à unidade, não se mostra significativo. Esse fato é destacado por Lo e Mackinlay (1988, p. 52) como sendo uma rejeição mais fraca da Hipótese do Caminho Aleatório. Por outro lado, esses valores

podem induzir que, para um período mais recente no mercado americano, os dados tendem a se conciliarem com o modelo de caminho aleatório, e isso está de acordo com pressupostos teóricos devido ao aumento da competitividade dos mercados.

Tabela 2: Resultados obtidos por Lo e Mackinlay (1988) para observações semanais do índice de ações do mercado americano.

Período da Amostra	Número de Observações	Número q de observações base			
		2	4	8	16
A - Índice CRSP NYSE-AMEX igualmente ponderado					
62:09:06 - 85:12:26	1216	1,30 (7,51)*	1,64 (8,87)*	1,94 (8,48)*	2,05 (6,59)*
62:09:06 - 74:05:01	608	1,31 (5,38)*	1,62 (6,03)*	1,92 (5,76)*	2,09 (4,77)*
74:05:02 - 85:12:26	608	1,28 (5,32)*	1,65 (6,52)*	1,93 (6,13)*	1,91 (4,17)*
B - Índice CRSP NYSE-AMEX ponderado pelo valor					
62:09:06 - 85:12:26	1216	1,08 (2,33)*	1,16 (2,31)*	1,22 (2,07)*	1,22 (1,38)
62:09:06 - 74:05:01	608	1,15 (2,89)*	1,22 (2,28)*	1,27 (1,79)	1,32 (1,46)
74:05:02 - 85:12:26	608	1,05 (0,92)	1,12 (1,28)	1,18 (1,24)	1,10 (0,46)

Teste quociente de variância da Hipótese do Caminho Aleatório para os índices CRSP igualmente ponderado e ponderado pelo valor, para um período de amostra entre 06 Setembro de 1962 até 26 Dezembro de 1985, e subperíodos. Os quocientes de variância são apresentados nas linha principais, com o teste de significância robusto a heteroscedasticidade dado entre parênteses, imediatamente abaixo de cada linha. Sob a hipótese nula do caminho aleatório, o valor do quociente de variância é 1. O asterisco indica que o referido valor é significativamente diferente da unidade ao nível de 5% de significância.

Lo e Mackinlay (1988) também constataram, com relação aos resultados do teste de quociente de variância, que a autocorrelação de primeira ordem é positiva para os dois índices, em todos os intervalos da amostra. O coeficiente de autocorrelação de primeira ordem tem valor aproximado do quociente de variância ( $q=2$ ) menos a unidade, ou seja,  $\rho_1 = VR_2 - 1$ . Por exemplo, o quociente de variância para o índice CRSP NYSE - AMEX

igualmente ponderado ( $q=2$ ) é igual a 1,30; logo, o coeficiente de autocorrelação é aproximadamente 30% ( $1,30 - 1 = 0,30$ ).

Tabela 3: Resultados obtidos por Lo e Mackinlay (1997) para observações semanais do índice de ações do mercado americano.

Período da Amostra	Número de Observações	Número q de observações base			
		2	4	8	16
<b>A - Índice CRSP NYSE-AMEX igualmente ponderado</b>					
62:07:10 - 94:12:27	1695	1,20 (4,53)*	1,42 (5,30)*	1,65 (5,84)*	1,74 (4,85)*
62:07:10 - 78:10:03	848	1,22 (3,47)*	1,47 (4,44)*	1,74 (4,87)*	1,90 (4,24)*
78:10:10 - 94:12:27	847	1,19 (2,96)*	1,35 (2,96)*	1,48 (3,00)*	1,54 (2,55)*
<b>B - Índice CRSP NYSE-AMEX ponderado pelo valor</b>					
62:07:10 - 94:12:27	1695	1,02 (0,51)	1,02 (0,30)	1,04 (0,41)	1,02 (0,14)
62:07:10 - 78:10:03	848	1,06 (1,11)	1,08 (0,89)	1,14 (1,05)	1,19 (0,95)
78:10:10 - 94:12:27	847	0,98 (-0,45)	0,97 (-0,40)	0,93 (-0,50)	0,88 (-0,64)

Teste quociente de variância da Hipótese do Caminho Aleatório para os índices CRSP igualmente ponderado e ponderado pelo valor, para um período de amostra entre 10 Julho de 1962 até 27 Dezembro de 1994, e sub-períodos. Os quocientes de variância são apresentados nas linha principais, com o teste de significância robusto a heteroscedasticidade dado entre parênteses, imediatamente abaixo de cada linha. Sob a hipótese nula do caminho aleatório, o valor do quociente de variância é 1. O asterisco indica que o referido valor é significativamente diferente da unidade ao nível de 5% de significância.

Contrastando os resultados da Tabela 2 com os da Tabela 3, é possível verificar diferenças nos valores estimados dos quocientes de variância. Em relação ao índice CRSP-NYSE igualmente ponderado, todos os quocientes de variância (na Tabela 3) são superiores à unidade em termos significativos, mas apresentam uma sensível diminuição se comparados com os do estudo anterior (Tabela 2). Por exemplo, o quociente de variância ( $q=2$ ) na Tabela 5, é de 1,30, induzindo a uma autocorrelação de primeira ordem de aproximadamente 30%; na Tabela 6, passa a ser 1,20, induzindo a uma autocorrelação de

primeira ordem de 20%, ou seja, uma redução próxima de 30% nos valores de autocorrelação devido à incorporação de períodos de tempo mais recentes.

A redução do quociente de variância e a conseqüente redução da autocorrelação, devida à incorporação de períodos de tempo mais recentes, é ainda mais acentuada no índice CRSP NYSE ponderado pelo valor. Nesse caso, a influência da redução do quociente de variância é suficiente para eliminar a significância que desviava o comportamento desse índice com um processo de geração de retorno conforme um modelo de caminho aleatório.

Lo e Mackinlay (1997) salientam que a redução do quociente de variância está relacionada à queda da previsibilidade (fonte de lucros anormais) devido aos mercados financeiros estarem ficando mais competitivos ao passar do tempo. Outra constatação, evidenciada por Lo e Mackinlay (1997), é que o quociente de variância, no primeiro subperíodo para o CRSP NYSE - AMEX, cresce conforme cresce o valor de  $q$ , implicando autocorrelação serial positiva; mas, no segundo subperíodo, o valor do quociente de variância decresce conforme cresce o valor de  $q$ , implicando autocorrelação serial negativa.

Esses são os principais resultados e conclusões do estudo obtidos por Lo e Mackinlay (1988, 1997). Os autores também investigaram o desempenho de carteiras diferentemente formadas com empresas de elevado, médio e pequeno valor de mercado que, em resumo, apresentaram resultados e conclusões semelhantes, ou seja, uma sensível diminuição do grau de previsibilidade à medida que se utiliza um período de amostra de tempo mais recente.

### **2.3 Comportamento dos preços nos mercados de ações da América Latina**

No Brasil, Costa Jr (1994) estudou a hipótese de sobre-reação num conjunto de ações da Bolsa de Valores de São Paulo, durante o período de 1970 a 1989. Especificamente, segundo De Bondt e Thaler (1985), a sobre-reação ocorre quando os investidores, ao reverem suas crenças, tendem a atribuir maior importância às informações recentes e, em conseqüência, a subestimar informações anteriores. A metodologia utilizada no estudo envolveu a construção de *portfolio* chamado de vencedor, composto por títulos com retornos extremamente elevados, e outro chamado perdedor, composto por títulos com retornos extremamente baixos.

Após a formação, os *portfolios* foram acompanhados por um período de dois anos. A conclusão do estudo indicou a presença da sobre-reação para o período e, como consequência, a existência de autocorrelação negativa. De forma relativa, conforme salientam Howe (1986) e Chopra (1992), a existência da sobre-reação é tida como um indício fraco de mercado ineficiente.

Segundo Harvey (1995), os mercados emergentes, dentre os quais estão os da América Latina, exibem elevado retorno esperado e alta volatilidade. Sua baixa correlação com os mercados de títulos de países desenvolvidos possibilita significativa redução de risco para os investidores globais. Contudo, o mesmo autor alerta que modelos de precificação de ativos em nível global tendem a falhar na explicação das taxas de retorno médio nos mercados emergentes.

Harvey (1995) também documentou que, em geral, os retornos de títulos nos mercados emergentes apresentam previsibilidade superior aos dos mercados de países desenvolvidos e que esta previsibilidade está associada mais a um grande número de variáveis locais do que a variáveis globais. Harvey conclui que os mercados emergentes são menos eficientes do que os mercados desenvolvidos.

Urrutia (1995) empregou a metodologia do teste de quociente de variância simples (Lo e Mackinlay, 1988) para examinar os índices dos mercados de ações da Argentina, Brasil, Chile e México. Foram utilizadas informações sobre os índices de preços em base mensal (moeda local), abrangendo o período de Dezembro de 1975 até Março de 1991. A Hipótese do Caminho Aleatório foi rejeitada para três dos mercados analisados (Brasil, Chile e México) e aceita para o mercado de ações da Argentina. Por outro lado, aplicando o teste de corrida de sinais, o autor obteve evidência de que esses mercados são eficientes na forma fraca.

Grieb e Reyes (1999) examinaram a presença da Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados de ações do Brasil e do México, no período de Dezembro de 1988 até Junho de 1995. Os autores estendem o estudo de Urrutia (1995) por aplicar o teste de quociente de variância simples nos preços de ações de firmas individuais e, também, em dois diferentes tipos de índices representativos de cada mercado: i) *investable index*, índice composto de ações sem barreiras ao investimento estrangeiro; ii) *comprehensive index*, índice que contém ações com restrição ao investimento estrangeiro.

No estudo de Grieb e Reyes (1999) foram utilizados dados de índices de preço semanais da Bolsa de Valores de São Paulo e da Bolsa Mexicana de Valores. Os índices para firmas individuais foram obtidos do banco de dados IFC (*International Finance*

*Corporation*). Os resultados obtidos levam à forte rejeição da Hipótese do Caminho Aleatório para o México e de maneira mais branda, para o Brasil. Isso implica aversão para a média nos dois mercados.

Ojah e Karemera (1999) aplicaram os testes de quociente de variância simples e quociente de variâncias múltiplas (Chow e Denning, 1993) e o teste *Auto-regressive Fractionally Integrated Moving-Average* (GPH) para investigar a Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados da Argentina, Brasil, Chile e México. Foram empregados dados de índices mensais dos quatro mercados latinos obtidos do banco de dados *Morgan Staley World Index* (MSWI), abrangendo o período de Dezembro de 1987 até Abril de 1997.

Ojah e Karemera (1999) afirmaram que pode ocorrer erro de inferência na interpretação dos resultados dos testes de quociente de variância simples e múltipla. Este é o caso do Brasil ( $q=8$ ), Chile ( $q=4$ ) e México ( $q=4$ ), onde o quociente de variância é estatisticamente diferente de um quando o valor do teste é comparado com o valor crítico de uma distribuição normal padrão (quociente de variância simples), mas não é significativo se comparado com o valor crítico de uma distribuição *studentized maximum modulus* (quociente de variâncias múltiplas).

A conclusão do estudo de Ojah e Karemera, foi de que tanto o teste de quociente de variâncias múltiplas quanto o *Auto-regressive Fractionally Integrated Moving-Average* não rejeitam a Hipótese do Caminho Aleatório para os mercados da Argentina, Brasil, Chile e México. Ojah e Karemera também aplicaram o teste não-paramétrico de corrida de sinais e a conclusão foi de que somente o Chile não é eficiente na forma fraca.

Kawakatsu e Morey (1999) examinaram se os preços dos títulos em mercados emergentes têm se tornado mais eficientes após a liberalização financeira. Para esse fim, utilizaram dois conjuntos de datas relativos ao início do processo de liberalização e um grande conjunto de testes econométricos sobre o excesso de retorno mensal do mercado de ações de nove países.

A principal conclusão de Kawakatsu e Morey foi de que o processo de abertura do mercado não ocasionou uma melhoria na eficiência, pois a maioria dos testes aplicados indicaram que esses mercados já eram eficientes antes do período de liberalização. Especialmente em relação à América Latina, somente o Chile rejeita fortemente a Hipótese do Caminho Aleatório pela aplicação do teste de quociente de variâncias múltiplas. Colômbia e Venezuela rejeitam de forma mais branda nos dois períodos analisados.

Kim e Singal (2000) investigaram o impacto da liberalização dos mercados emergentes (abertura dos mercados de ações ao investimento estrangeiro) sobre o retorno

das ações, volatilidade e eficiência de mercado. Os dados utilizados são relativos ao excesso de retorno<sup>6</sup> mensal em dólar obtidos do banco de dados do IFC, abrangendo o período de Janeiro de 1976 até Setembro de 1996.

Kim e Singal (2000) concluíram que, após a abertura do mercado, ocorreu um significativo aumento nos retornos das ações sem estar atrelado ao aumento da volatilidade. Segundo os autores, esse fato se deve à elevação da procura por títulos e à maior facilidade de acesso ao capital estrangeiro de baixo custo pelas empresas locais. Quanto à Hipótese do Caminho Aleatório, os autores observaram que os preços das ações passaram a ser menos autocorrelacionados após a abertura dos mercados, aumentando a aleatoriedade dos retornos que, por sua vez, sugere uma melhoria na eficiência de mercado. Especificamente na América Latina, somente a Argentina não rejeita a Hipótese do Caminho Aleatório antes da abertura do mercado; já o Chile, Colômbia e Venezuela a rejeitam. O teste aplicado foi o de quociente de variância simples.

Ceretta e Costa Jr (2001a) investigaram o comportamento risco-retorno e a possibilidade de ocorrência de sazonalidades no retorno médio e na volatilidade condicionada nos índices diários representativos dos mercados de ações de cinco países da América Latina. A investigação envolveu a aplicação do modelo GJR-GARCH(p,q) - M com variáveis *dummy*, o que permitiu testar o relacionamento risco-retorno, assimetria na volatilidade e sazonalidade diária nas variações de preço. Os resultados do estudo indicam uma forte presença de autocorrelação positiva nos retornos para os mercados da Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela. Também foi evidenciada sazonalidade diária nas taxas de retorno para o mercado do México, Peru e Venezuela; porém, não foram encontrados indícios de que houvesse diferenciação significativa na volatilidade condicionada entre os dias da semana e Segunda-feira.

Ceretta (2001), objetivando contribuir para um melhor entendimento do mercado de ações da América Latina, utilizou a metodologia do teste quociente de variância para investigar a existência do processo de caminho aleatório nos índices de ações da Argentina, Brasil, Chile e México. No estudo, foram utilizados dados semanais do preço de fechamento de Quarta-feira, obtidos do IFC. A partir dos resultados preliminares, o autor concluiu que o mercado de ações da Argentina e do Brasil apresentam comportamento consistente com o processo de caminho aleatório. Por outro lado, ficaram evidenciadas grandes distorções em relação ao comportamento de aleatoriedade para o mercado do

---

<sup>6</sup> Excesso de retorno é o retorno em dólar, ajustado a dividendos e bonificações, menos a taxa livre de risco baseada no *Treasury-Bill* trimestral americano.

Chile e uma distorção mais amena para o México, o qual se mostrou sensível à crise financeira ocorrida no país, no final de 1994 e início de 1995. Uma síntese dos resultados dos principais estudos são apresentados na Tabela 4.

Analisando os estudos até aqui descritos, é possível constatar que o assunto, relacionado à previsibilidade nas variações de preço nos mercados da América Latina, não é algo novo na literatura de Finanças. Uma rápida análise da Tabela 4 permite fornecer uma base para que se possa afirmar que há uma grande divergência que cerca a questão da possibilidade ou não de previsibilidade nos mercados da América Latina. Em grande parte, a variação de resultados pode ser atribuída não só aos diferentes períodos analisados em cada estudo, mas também, à utilização de diferentes teste de previsibilidade.

Tabela 4: Resumo das principais investigações relacionadas à previsibilidade das variações de preço em mercados da América Latina.

Autores	Período analisado	Frequência dos dados	Principal conclusão
Costa Jr. (1994)	1970 - 1989	Mensal	Evidência de sobre-reação; o mercado brasileiro apresenta autocorrelação negativa no longo prazo.
Harvey (1995)	1976 - 1992	Mensal	Países emergentes apresentam grau de previsibilidade superior em relação aos mercados desenvolvidos.
Urrutia (1995)	1975 - 1991	Mensal	Brasil, Chile e México rejeitam o modelo <i>random walk</i> , mas os mercados são eficientes na forma fraca.
Grieb e Reyes (1999)	1988 - 1995	Semanal	Brasil e México rejeitam o modelo <i>random walk</i> .
Ojah e Karemera (1999)	1987 - 1997	Mensal	Argentina, Brasil, Chile e México aceitam <i>random walk</i> ; só o Chile não é eficiente na forma fraca.
Kawatsu e Morey (1999)	Pré e Pós Liberalização	Mensal	Chile rejeita fortemente <i>random walk</i> ; Colômbia e Venezuela rejeitam brandamente.
Kim e Singal (2000)	Pré e Pós Liberalização	Mensal	Somente a Argentina aceita <i>random walk</i> .
Ceretta e Costa Jr. (2001 <sup>a</sup> )	1994 - 1999	Diário	Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela apresentam autocorrelação positiva.
Ceretta (2001)	1990 - 1999	Semanal	Argentina e Brasil aceitam <i>random walk</i> , mas Chile e México rejeitam.

### 3 EVOLUÇÃO NA ANÁLISE DOS PREÇOS DAS AÇÕES

Nesse capítulo é realizado um desenvolvimento conceitual, em termos de modelagem, sobre eficiência de mercado e sua relação com os modelos *martingales* e caminho aleatório, moderna teoria do *portfolio*, modelo de precificação de ativos de capital, processo estacionário, raiz unitária e cointegração, culminando com uma rápida explanação da teoria do caos.

#### 3.1 Eficiência de mercado

A hipótese de mercado eficiente foi desenvolvida em meados de 1960 como resultado de estudos empíricos que enfocaram a idéia de que a seqüência de mudanças nos preços das ações era aleatória. Com base nesses estudos, principalmente os de Bachelier (1900) e Kendall (1953), muitos economistas formaram a idéia de que não há nenhum padrão nos preços históricos dos títulos e que, portanto, estes não são de nenhuma utilidade para a previsão de mudanças futuras. Assim, a hipótese de mercado eficiente foi inicialmente associada, de forma geral, ao modelo *martigale* e, de forma mais específica, ao seu parente próximo, o modelo de caminho aleatório.

Fama (1970, 1991) estabeleceu condições suficientes para que um mercado financeiro seja eficiente: i) todos os participantes do mercado tem condições idênticas de acesso as informações e sem qualquer custo na sua obtenção; ii) os investidores tem expectativas homogêneas, concordam identicamente sobre as implicações das informações atuais nos preços atuais e no processo de geração de preços futuros, e iii) nenhum agente do mercado é capaz de, individualmente ou em grupo, afetar os preços vigentes. Com base nessas condições, um mercado é considerado eficiente se, a posse de um conjunto de informações  $I_t$ , não altere o retorno esperado no período  $t+1$ , ou seja,  $E(R_{i,t} / I_t) = E(R_{i,t+1})$ .

Conforme salienta Lucas (1978), eficiência de mercado está relacionada a "expectativas racionais", estando os preços dos ativos em função do nível atual de *outputs* da economia, os quais têm seus comportamentos acompanhados ao longo do tempo pelos investidores. Desse modo, se os investidores tomam decisões com base nas suas expectativas sobre o preço futuro dos ativos e nas expectativas dos *outputs* da economia, é

natural que a expectativa racional seja compatível com algum grau de previsibilidade nos retornos esperados. Por exemplo, mudanças nas condições econômicas podem ocasionar alterações nas taxas de juros e, conseqüentemente, assegurar certa previsibilidade nos retornos esperados; por outro lado, a possibilidade de previsibilidade não implica a obtenção de ganhos anormais, pois tanto o vendedor do título quanto o comprador estavam esperando uma variação diferenciada.

Outro aspecto importante sobre eficiência de mercado foi salientado por Stiglitz (1981). Segundo Stiglitz, o termo eficiência de mercado não pode ser confundido com eficiência da economia. Por exemplo, uma determinada alocação de recursos é dita ser eficiente (pareto-eficiente) se não existir qualquer outra alternativa possível para alocação que apresente melhor desempenho. Na literatura financeira, o termo eficiência de mercado (mercado eficiente) tem um significado mais específico e refere-se à eficiência informacional. Os conceitos mais difundidos são:

- i) Para Fama (1970, p. 383) é eficiente o mercado em que os preços refletem completamente as informações avaliáveis;
- ii) Para Jensen (1978), um mercado é eficiente relativo a um conjunto de informação  $\theta_t$  se for impossível obter lucro econômico através de negociações com base em tais informações.

Numa visão ampla, a hipótese de mercado de capitais eficientes é uma teoria de equilíbrio aplicado ao mercado de ações. Nesse sentido, uma vantagem comparativa para um investidor só é possível pela posse de diferentes informações que não estejam completamente refletidas nos preços dos ativos.

O paradoxo é que, num mercado em equilíbrio, povoado por investidores racionais, as informações são disponíveis publicamente e, por essa razão, não podem dar a seu possuidor vantagem na construção de estratégias de negociação, já que o preço corrente é um preço justo dado o conjunto de informações disponíveis.

LeRoy (1989) enfoca que, na avaliação das informações, os investidores deverão considerar, além de sua veracidade, se elas são de conhecimento geral, ou seja, se as informações já estão agregadas ao preço de mercado. Porém, a aquisição da informação depende especificamente do que pensam os investidores sobre a eficiência do mercado de

capitais. Sendo ele informacionalmente eficiente, qualquer dispêndio por recomendações de especialistas financeiros será um desperdício de recursos.

### 3.2 *Martingales*

O economista pioneiro a relacionar o modelo *martingale*<sup>7</sup> à hipótese de mercado de capitais eficientes foi Samuelson (1965). O modelo *martingale* define que o preço esperado para amanhã é o mesmo preço de hoje. Matematicamente, um processo estocástico<sup>8</sup>  $p_t$  segue um modelo *martingale* se:

$$E_t(p_{t+1} \mid \Psi_t) = p_t, \quad [1]$$

onde  $\Psi_t$  é uma série de dados históricos de  $p_t$  ( $t=1, \dots, T$ ) que estão incluídos em  $p_t$ . Logo, a melhor previsão de  $p_{t+1}$  que pode ser construída, tendo por base o conjunto de dados  $\Psi_t$ , é justamente  $p_t$ . Como salienta Campbell et al (1997), a palavra "melhor" previsão significa Mínimo Erro Quadrado Médio.

Como descrito em LeRoy (1989) e Campbell et al. (1997), o modelo *martingale* implica que sua diferença (*martingales difference sequence* - mds) seja um jogo justo (*fair game*), um jogo onde não há nada a favor nem contra o apostador. Isso pode ser simbolizado pela Equação [2].

$$E_t[(p_{t+1} - p_t) \mid \Psi_t] = 0. \quad [2]$$

Nessa equação, os incrementos no valor (variação do preço ajustada a dividendos) são imprevisíveis se condicionados à seqüência de dados  $\Psi_t$ , e o valor esperado de aumento da riqueza é zero. Estando a seqüência de dados completamente refletida nos preços, conseqüentemente, não terá valor para prever a variação em  $t+1$ .

<sup>7</sup> Conforme LeRoy (1989, p. 1588), a palavra *martingale* deriva de Martingues, uma cidade em Provença (França), onde seus habitantes tinham a fama de apostar em favor de uma estratégia que consistia em dobrar as apostas depois de cada perda. Isso tinha a finalidade de assegurar um resultado favorável com alta probabilidade de ganho.

<sup>8</sup> Processo estocástico é um processo de geração de dados repleto de erros. Um exemplo seria o lançamento de dardos contra um alvo fixo em uma parede.

Largamente considerado como condição necessária para a hipótese de mercados eficientes, o modelo *martingale* não contabiliza o risco. Especificamente, se a mudança no preço esperado de um ativo é positivo, pode ser que essa seja a recompensa necessária para induzir o investidor a adquirir ativos arriscados. Isso, segundo LeRoy (1973, 1989) e Lucas (1978), possibilita afirmar que o modelo *martingale* não é uma condição necessária nem suficiente para determinar racionalmente o preço dos ativos. O modelo *martingale* [1] pode ser escrito equivalentemente como:

$$p_{t+1} = p_t + \varepsilon_t, \quad [3]$$

onde  $\varepsilon_t$  é uma seqüência de diferenças *martingale* - mds. Escrito dessa forma, o modelo *martingale* favoreceu o desenvolvimento de um modelo similar, amplamente conhecido como modelo de caminho aleatório.

### 3.3 Modelo do caminho aleatório

Num processo de caminho aleatório simples, é como se cada variação sucessiva na série  $p_t$  fosse tirada de forma independente de uma distribuição de probabilidade com média zero e variância  $\sigma^2$ . Assim,  $p_t$  é determinado por:

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [4a]$$

$$p_t - p_{t-1} = \varepsilon_t, \quad [4b]$$

$$\Delta p_t = \varepsilon_t. \quad [4c]$$

Na Equação [4a], o valor de  $p$  no período  $t$  é igual ao seu valor no período  $t-1$ , mais um choque aleatório  $\varepsilon_t$  que apresente média zero e ausência de correlação, ou seja,  $E(\varepsilon_t) = 0$  e  $E(\varepsilon_t \varepsilon_k) = 0$  para  $t \neq k$ . Uma série de índice de preços que segue um modelo de caminho aleatório simples é ilustrada na Figura 3, e a variação nos preços, na Figura 4.

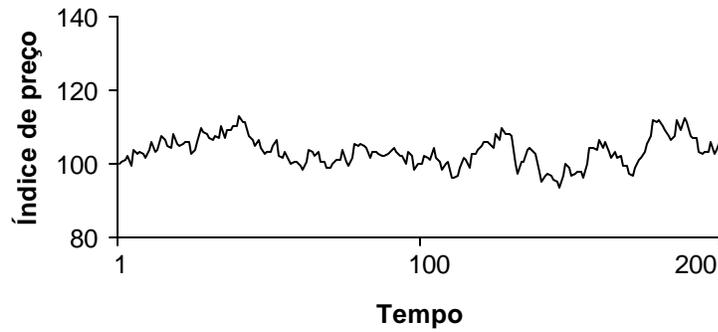


Figura 3 - Processo de caminho aleatório simples.

A previsão para um período à frente, numa série que esteja de acordo com o processo de caminho aleatório simples, é representada por:

$$\hat{p}_{t+1} = E(p_t + \hat{a}_{t+1}) \quad [5a]$$

$$\hat{p}_{t+1} = p_t \cdot \quad [5b]$$

Para dois períodos à frente, a previsão para o valor de  $p$  é:

$$\hat{p}_{t+2} = E(p_{t+1} + \hat{a}_{t+2}), \quad [6a]$$

$$\hat{p}_{t+2} = E[(p_t + \hat{a}_{t+1}) + (\hat{a}_{t+2})], \quad [6b]$$

$$\hat{p}_{t+2} = p_t \cdot \quad [6c]$$

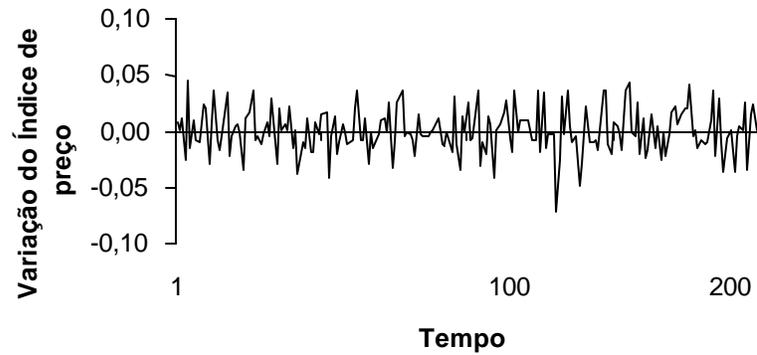


Figura 4 - Variação no índice de preço num processo de caminho aleatório simples.

A previsão para  $n$  períodos à frente também segue o mesmo princípio e é dado por  $p_t$ . Embora a previsão para  $p_{t+n}$  seja a mesma, independente do valor de  $n$ , a variância do erro deverá crescer com o aumento do valor de  $n$ . Para um período à frente, o erro é dado por:

$$e_1 = p_{t+1} - \hat{p}_{t+1}, \quad [7a]$$

$$e_1 = p_t + \hat{a}_{t+1} - p_t, \quad [7b]$$

$$e_1 = \hat{a}_{t+1}. \quad [7c]$$

A variância do erro é dada por  $E(\hat{a}_{t+1}^2) = \sigma_e^2$ . Para dois períodos à frente, o erro será resultante do acúmulo dos erros anteriores e é dado por:

$$e_2 = p_{t+2} - \hat{p}_{t+2}, \quad [8a]$$

$$e_2 = p_t + \hat{a}_{t+1} + \hat{a}_{t+2} - p_t, \quad [8b]$$

$$e_2 = \hat{a}_{t+1} + \hat{a}_{t+2}. \quad [8c]$$

Seguindo o mesmo princípio, a variância do erro (Figura 5) passa a ser:

$$E[(\varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2})^2], \quad [9a]$$

$$E(\varepsilon_{t+1}^2) + E(\varepsilon_{t+2}^2) + 2E[(\varepsilon_{t+1} \varepsilon_{t+2})], \quad [9b]$$

$$E(\varepsilon_{t+1}^2) + E(\varepsilon_{t+2}^2) + 2[E(\varepsilon_{t+1})E(\varepsilon_{t+2})], \quad [9c]$$

$$E(\varepsilon_{t+1}^2) + E(\varepsilon_{t+2}^2) = 2\sigma_\varepsilon^2. \quad [9d]$$

Sendo  $\varepsilon_{t+1}$  e  $\varepsilon_{t+2}$  não correlacionados, o terceiro termo da Equação [9c] será zero, e a variância do erro resultará em  $2\sigma_\varepsilon^2$ . Assim, a variância do erro para  $n$  períodos à frente é dada por  $n\sigma_\varepsilon^2$ .

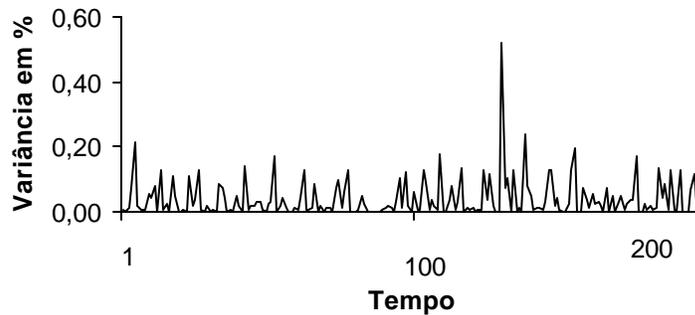


Figura 5 - Variância do erro num processo de caminho aleatório simples.

Uma extensão básica do processo de caminho aleatório, apresentado anteriormente, é obtida acrescentando-se uma tendência à Equação [4a]. Dessa forma, é identificado um sentido de direção crescente ou decrescente na série. Uma série de índice de preços que segue um modelo de caminho aleatório com tendência crescente é ilustrada na Figura 6, e sua variação, na Figura 7.

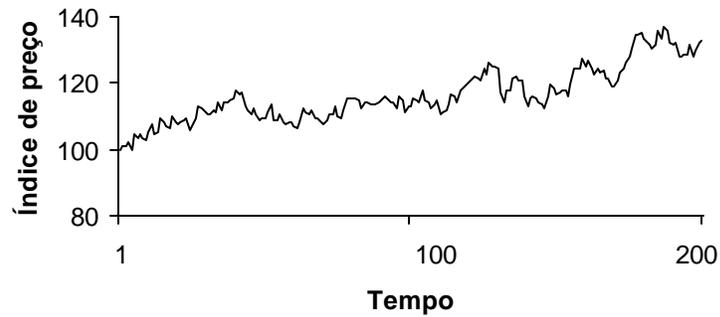


Figura 6 - Processo de caminho aleatório com tendência crescente.

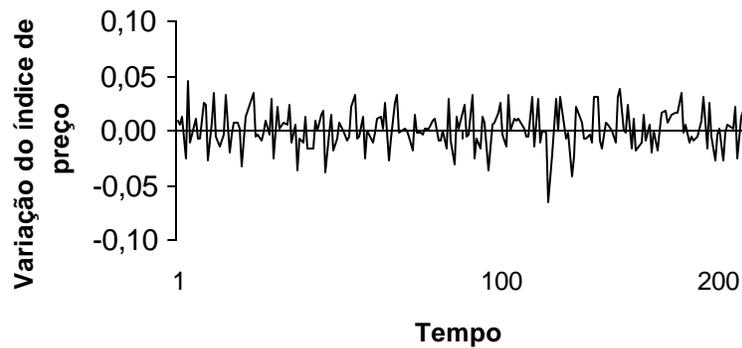


Figura 7 - Variação no índice de preço num processo de caminho aleatório com tendência.

O processo de caminho aleatório com tendência é determinado por:

$$p_t = p_{t-1} + d + \varepsilon_t, \quad [10a]$$

$$p_t - p_{t-1} = d + \varepsilon_t, \quad [10b]$$

$$\Delta p_t = d + \varepsilon_t. \quad [10c]$$

A previsão para um período à frente do valor de  $p$  é:

$$\hat{p}_{t+1} = E(p_t + d + \hat{a}_{t+1}), \quad [11a]$$

$$\hat{p}_{t+1} = p_t + d. \quad [11b]$$

Para dois períodos à frente, a previsão é:

$$\hat{p}_{t+2} = E(p_{t+1} + d + \hat{a}_{t+2}), \quad [12a]$$

$$\hat{p}_{t+2} = E[(p_t + d + \hat{a}_{t+1}) + (d + \hat{a}_{t+2})], \quad [12b]$$

$$\hat{p}_{t+2} = p_t + 2d. \quad [12c]$$

Generalizando, a previsão do valor de  $p$  para  $n$  períodos à frente é:

$$\hat{p}_{t+n} = p_t + nd. \quad [13]$$

No entanto, a presença de uma tendência no modelo de caminho aleatório não altera o cálculo do erro, que é dado por:

$$e_1 = p_{t+1} - \hat{p}_{t+1}, \quad [14a]$$

$$e_1 = p_t + d + \hat{a}_{t+1} - (p_t + d), \quad [14b]$$

$$e_1 = \hat{a}_{t+1}. \quad [14c]$$

Sem alteração no cálculo do erro, a variância do erro (Figura 8) para  $n$  períodos à frente se mantém como sendo  $n\sigma_e^2$ , ou seja,

$$E[(\epsilon_{t+1} + \epsilon_{t+2})^2], \quad [15a]$$

$$E(\epsilon_{t+1}^2) + E(\epsilon_{t+2}^2) + 2E[(\epsilon_{t+1} \epsilon_{t+2})], \quad [15b]$$

$$E(\epsilon_{t+1}^2) + E(\epsilon_{t+2}^2) + 2[E(\epsilon_{t+1})E(\epsilon_{t+2})], \quad [15c]$$

$$E(\epsilon_{t+1}^2) + E(\epsilon_{t+2}^2) = 2\sigma_\epsilon^2 \quad [15c]$$

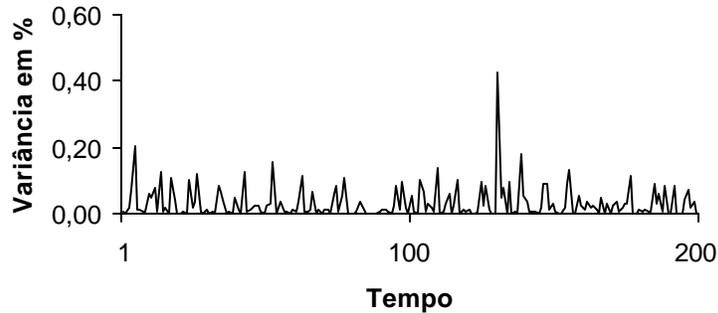


Figura 8 - Variância do erro num processo de caminho aleatório com tendência.

Segundo Campbell et al. (1997), o modelo de caminho aleatório pode ser classificado em três versões:

- i) Caminho aleatório (iid), com incrementos independente e identicamente distribuídos<sup>9</sup> com média zero e variância  $\sigma^2$ ;
- ii) Caminho aleatório com incrementos independentes mas não identicamente distribuídos, e;
- iii) Caminho aleatório com incrementos não correlacionados, relaxando a independência da versão anterior. Esta última é a versão mais geral e mais testada empiricamente. Um exemplo é uma série que apresente  $Cov(\epsilon_t, \epsilon_{t-k}) = 0$  para todo  $k \neq 0$  mas  $Cov(\epsilon_t^2, \epsilon_{t-k}^2) \neq 0$  para algum  $k \neq 0$ . Os incrementos são não correlacionados linearmente, mas não são independentes, visto que o quadrado dos incrementos são correlacionados.

A versão mais geral do modelo de caminho aleatório, ou seqüência de diferenças *martingale*, por não exigir independência probabilística na seqüência de variações de preço, é consistente com o fato de que as variações sejam não independentes ao longo do tempo, característica da auto-regressiva heteroscedasticidade condicional ARCH/GARCH e

<sup>9</sup> Os próprios autores afirmam que a exigência iid não é plausível para os preços no mercado financeiro ao longo do tempo.

volatilidade *cluster*, que são características comuns em séries econômicas e financeiras (ver Mandelbrot, 1963; Fama, 1965; Engle 1982 e Engle e Bollerslev, 1986).

Por fim, pode-se afirmar que a hipótese de mercado eficiente é mais ampla do que o modelo estatístico do caminho aleatório. O segundo exige que as sucessivas mudanças nas variações dos preços não apresentem correlação, ao passo que a primeira exige que os preços dos títulos reflitam completamente toda a informação relevante, impossibilitando a formação de estratégias de negociação (com base em informações históricas) que assegurem ganhos anormais. Uma extensa discussão a respeito do modelo de caminho aleatório e mercado eficiente é apresentada nos estudos de Robert (1967) e Fama (1970).

### 3.4 Moderna teoria do *portfolio*

Notadamente, o modelo de caminho aleatório tem seu desenvolvimento anterior à 1950. Nesse período, Markowitz (1952) desenvolveu a chamada "moderna teoria do *portfolio*", propondo que todos os investimentos podem ser reduzidos no binômio risco-retorno. A moderna teoria do *portfolio* assume que os investidores são avessos ao risco, e exigem mais retorno para compensar um maior nível de risco a ser assumido em outro investimento, além disso, sustenta que os investidores devem melhor direcionar suas decisões por investir em carteiras (*portfolios*) de investimento que ofereçam maiores taxas de retorno esperado para qualquer nível de risco.

A moderna teoria do *portfolio* não é uma contradição da eficiência de mercado e do modelo de caminho aleatório. Ao afirmar que o investidor buscará a opção com maior retorno esperado para determinado nível de risco, na realidade, está-se buscando a melhor(es) combinação(ões) de títulos dentre as possibilidades de investimento disponíveis, elas existem e são possíveis, e ao seu conjunto é atribuído o nome de fronteira eficiente. A fronteira eficiente não prevê os preços dos títulos, apenas busca uma combinação de maneira a otimizar a relação risco-retorno.

Na moderna teoria do *portfolio*, o retorno esperado de um investimento é simplesmente a média aritmética ponderada esperada de todos os retornos que compõem a carteira, o que está de acordo com o modelo de caminho aleatório; e o risco dessa carteira é a dispersão de seus retornos em relação ao seu retorno esperado.

Por outro lado, o risco da carteira de investimento não é necessariamente a soma ponderada dos riscos individuais dos títulos que o compõem. Esse é o ponto central da moderna teoria do *portfolio*: a variação dos retornos de investimentos individuais pode reduzir a dispersão dos retornos de um *portfolio* de investimento. Portanto, o risco do *portfolio* é uma função do grau de variação do retorno do título individual comparado com o retorno do *portfolio*, essa função é chamada de covariância e implica na redução do risco através da diversificação do investimento.

Segundo Sharpe et al. (1995), a compreensão da moderna teoria do *portfolio* traz dois importantes conceitos relacionado ao risco: i) risco sistemático e, ii) risco não sistemático. Risco sistemático é a tendência do retorno do título ou da carteira de variar em conjunto com o retorno do mercado. Risco não sistemático origina-se das particularidades associadas a cada título ou carteira em específico, e pode ser eliminado através do processo de diversificação do investimento. Em mercados competitivos não há qualquer possibilidade de se obter recompensa para o risco não sistemático, pois os investimentos encontram-se otimizados. Assim, a recompensa passa a estar em função apenas do risco sistemático do investimento.

### **3.5 Modelo de precificação de ativos de capital**

O modelo de precificação de ativos de capital, do inglês *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), é a mais poderosa e conhecida derivação da moderna teoria do *portfolio*. Segundo Sharpe et al. (1995), o CAPM assume que o investidor é avesso ao risco. Na ótica do CAPM o investidor, que deseja escolher uma entre duas carteiras de investimento com mesmo retorno esperado, optará pelo que apresentar o menor desvio padrão (risco total), ou de forma contrária, se desejar escolher uma entre duas carteiras de mesmo risco, optará pelo de maior retorno esperado.

Ainda segundo Sharpe (1995), o CAPM, também assume que os investidores têm expectativas racionais a respeito do retorno esperado. Dessa forma, o retorno esperado para qualquer investimento, deverá ser igual à taxa livre de risco mais uma compensação pelo risco sistemático associado ao investimento. O risco sistemático é medido pelo grau de variação dos retornos do investimento com os retornos da carteira de mercado, e é

chamado de coeficiente beta ( $\beta$ ). Matematicamente,  $R_p - R_f = \beta(R_m - R_f)$ . Onde  $R_p$ ,  $R_f$  e  $R_m$  são os retornos esperados do título p, do ativo livre de risco e da carteira de mercado, respectivamente;  $\beta$  é o coeficiente beta ou covariância do título p com o mercado. Observe que  $R_p - R_f$  é o prêmio esperado para o título p, e  $R_m - R_f$  é o prêmio esperado pelo risco de mercado.

A conexão do CAPM com o modelo de caminho aleatório fica claro, na medida que o CAPM expressa o retorno esperado de qualquer investimento como sendo uma função linear do risco sistemático ( $\beta R_m$ ). Assim, o CAPM trabalha com a idéia de comportamento médio, que é o contrário do comportamento autoregressivo de séries com previsibilidade.

O CAPM especifica que o retorno esperado para qualquer investimento está linearmente relacionado com o retorno do *portfolio* de mercado, do qual o investimento é uma pequena parte. O relacionamento linear, expresso pelo beta, procura relacionar a expectativa racional dos investidores. Se o comportamento humano for inconsistente com a expectativa racional, há poucas razões para acreditar num possível relacionamento linear. Nesse caso, o processo de formação de preços pode estar mais associado ao comportamento não linear do que o linear.

Outro aspecto problemático, é que o CAPM enfatiza que os investidores possuem expectativas homogêneas em relação ao binômio risco-retorno. Expectativas homogêneas exigem que os investidores avaliem e compreendam informações de modo idêntico, essa questão é mais amplamente discutida por Ceretta e Costa Jr (2001b).

### **3.6 Processo estacionário, raiz unitária e cointegração**

Outro conceito importante, dentro da teoria de finanças, é relativo a séries estacionárias e, conseqüentemente, ao teste de raiz unitária. Suponha que  $y_t$  seja uma série temporal de preços. A série será dita estacionária se apresentar média e variância constantes ao longo do tempo que podem ser representadas por valores médios. Nesse caso, o valor da covariância, entre diferentes defasagens, será dependente somente da distância entre essas defasagens e não do tempo real ao qual a covariância é calculada. Mais precisamente, um processo estacionário deve satisfazer:

$$\text{Média} = E(y_t) = \text{constante} = \mu, \quad [16a]$$

$$\text{Variância} = E(y_t - \mu)^2 = \text{var}(y_t) = \text{constante} = \sigma_{y_t}^2, \quad [16b]$$

$$\text{Covariância} = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = \gamma_k, \quad [16c]$$

onde  $\gamma_k$ , a covariância da defasagem  $k$ , é a covariância (auto-covariância) entre os valores de  $y_t$  e  $y_{t+k}$ . Nesse caso, a distância entre os períodos é a defasagem  $k$ . Assim, se  $k = 0$  obtém-se  $\gamma_0$  que será  $E[(y_t - \mu)(y_{t+0} - \mu)] = \text{Cov}(y_t - \mu)^2 = \sigma_{y_t}^2$ , ou seja, simplesmente a variância de  $y_t$ , e se  $k = 1$ ,  $\gamma_1$  é a covariância entre dois valores defasados.

Essas condições fazem com que os choques nas séries estacionárias sejam, necessariamente, temporários, e os seus efeitos deverão desaparecer rapidamente, levando à reversão para a média. Por outro lado, uma série não estacionária tem, necessariamente, componentes permanentes que apresentam média e variância dependentes do tempo. Para exemplificar, suponha que a série  $y_t (t = 1, \dots, T)$  seja gerada pelo seguinte processo autorregressivo de primeira ordem:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [17]$$

onde a seqüência  $\varepsilon_t (t = 1, \dots, T)$  é gerada por um processo *white noise*<sup>10</sup>. Se  $a_1 < 1$ , a seqüência  $y_t$  é estacionária e pode-se usar o teste  $t$  para determinar se  $a_1$  é significativamente diferente de zero. Se  $a_1 = 1$ , a seqüência  $y_t$  é gerada por um processo não estacionário do tipo  $y_t = \varepsilon_t + \dots + \varepsilon_T$ , que é conhecido como o problema da raiz unitária. Isso implica que a variância aumentará conforme o aumento do tempo. Enders (1995) salienta que, nesse caso, é inapropriado o uso de testes estatísticos clássicos (testes  $t$  e  $F$ ) para determinar a significância de  $a_1$  (testes clássicos são inapropriados se a série apresentar raiz unitária).

Observa-se que, no modelo de caminho aleatório  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ , o valor de  $y$  no instante  $t$  é idêntico ao seu valor imediatamente anterior mais um choque aleatório. Assim, para o instante  $t = 1$ , quando  $y_0 = 0$  tem-se:

---

<sup>10</sup> Processo *white noise* ou ruído branco é equivalente a um processo estacionário com média zero.

$$y_1 = y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [18a]$$

$$y_1 = y_{1-1} + \varepsilon_1, \quad [18b]$$

$$y_1 = y_0 + \varepsilon_1, \quad [18c]$$

$$y_1 = \varepsilon_1. \quad [18d]$$

E, para o instante  $t = 2$ , quando  $y_0 = 0$  tem-se:

$$y_1 = y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [19a]$$

$$y_2 = y_{2-1} + \varepsilon_2, \quad [19b]$$

$$y_2 = y_1 + \varepsilon_2, \quad [19c]$$

$$y_2 = \varepsilon_1 + \varepsilon_2, \quad [19d]$$

$$\text{em geral } y_t = E\left(\sum \mathbf{e}_t\right) = t\mathbf{m} \quad [19e]$$

De maneira similar, tem-se que  $\text{Var}(y_t) = t\mathbf{S}^2$ . Assim, tanto a média como a variância de  $y_t$  estão linearmente relacionadas com o intervalo das defasagens, caracterizando o processo não estacionário. Porém, sua primeira diferença, ou seja,  $y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t$ , será uma série temporal estacionária. Pode-se concluir que uma série temporal de caminho aleatório deve necessariamente ser do tipo não estacionário em nível ( $y_t$ ), mas estacionário na primeira diferença ( $y_t - y_{t-1}$ ).

Dickey e Fuller (1979) apresentaram um procedimento formal para detectar a presença de raiz unitária numa série, ou, de forma equivalente, detectar a não estacionariedade. O procedimento de Dickey e Fuller (DF) é operacionalizado pelas seguintes equações:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [20a]$$

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [20b]$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad [20c]$$

Essas equações são equivalentes, exceto pela presença dos componentes determinísticos  $a_0$  e  $a_2 t$ . Observa-se que as equações para detectar a presença de raiz unitária são obtidas pela subtração de  $y_{t-1}$  de ambos os lados da Equação [17]. Assim, a Equação [17] passa a ser  $y_t - y_{t-1} = a_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ , onde  $\delta = a_1 - 1$ . O parâmetro de interesse nas equações-teste de raiz unitária é  $\delta$ . Se  $\delta = 0$ , a seqüência  $y_t$  contém uma raiz unitária e é não estacionária. A verificação da significância de  $\delta$  é realizada comparando-se o valor do teste t, estimado por OLS (*ordinary least squares*), com o valor tabelado por Dickey e Fuller (1979).

O ponto fraco do teste DF é que ele não considera a possibilidade de autocorrelação nos erros  $\varepsilon_t$ . Logo, se  $\varepsilon_t$  é autocorrelacionado (não é *white noise*), então as estimativas das Equações [20a] [20b] [20c] por OLS não são eficientes. Dickey e Fuller (1981) solucionaram o problema adicionando variáveis defasadas nas equações do teste DF. O teste passou a ser chamado de *Augmented Dickey-Fuller test* (ADF). As formas ampliadas do teste são:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{q}_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [21a]$$

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{q}_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [21b]$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{q}_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad [21c]$$

O procedimento do teste é o mesmo da versão não ampliada, com a verificação do teste t para  $\delta$ , segundo os mesmos valores críticos do teste DF.

Campbell, Lo e Mackinlay (1997) enfatizaram que o foco do teste de raiz unitária não é sobre a previsibilidade de  $y_t$ , como na Hipótese do Caminho Aleatório. O teste de raiz unitária é uma condição necessária, mas não suficiente, para sustentar o modelo de caminho aleatório, pois, segundo os autores, existem alternativas que não seguem um caminho aleatório, mas apresentam raiz unitária.

Já a cointegração se refere à existência de um equilíbrio estacionário no longo prazo entre variáveis não estacionárias. Duas variáveis são ditas cointegradas quando uma combinação linear entre ambas é estacionária. O conceito de cointegração foi inicialmente introduzido por Granger (1981) e posteriormente por Engle e Granger (1987). A essência da cointegração reside no fato de existir um relacionamento de equilíbrio entre variáveis não estacionárias. Nesse sentido, o termo equilíbrio, segundo Enders (1995), significa qualquer relacionamento de longo prazo entre as variáveis, o que implica que suas tendências estocásticas estão ligadas entre si.

Uma série de tempo  $X_t$  é dita ser integrada de ordem 1 ou  $I(1)$ , se sua variação em nível ( $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ) for uma série de tempo estacionária, e uma série de tempo é estacionária se for integrada de ordem zero  $I(0)$ . Supondo duas séries de tempo que são integradas de ordem 1, isto é,  $X_t \sim I(1)$  e  $Y_t \sim I(1)$ , então  $X_t$  e  $Y_t$  são ditas cointegradas se existe um coeficiente  $b$  tal que  $X_t - bY_t$  seja  $I(0)$ . Nesse caso, as séries são ditas cointegradas de ordem  $d$ ,  $b$  simbolizado por  $CI(d, b)$ .

Engle e Granger (1987) enfatizaram que, para duas séries serem ditas cointegradas de ordem  $(d, b)$ , simbolizada por  $X_t$  e  $Y_t \sim CI(d, b)$ , tanto  $X_t$  quanto  $Y_t$  devem ser integradas de ordem  $d$  (mesma ordem), além de existir um coeficiente tal que  $X_t - bY_t$  seja integrado de ordem  $(d, b)$ , onde  $b > 0$ , ou seja,  $X_t - bY_t$  deve ser integrado de ordem inferior às variáveis  $X_t$  e  $Y_t$ .

A evidência de cointegração entre dois índices de mercado implica que cada índice contém informações sobre a tendência estocástica de longo prazo do outro. A previsibilidade dos preços de um mercado pode ser aumentada significativamente pela utilização dos preços do outro mercado. Contudo, essa previsibilidade não causa danos à eficiência de mercado e à Hipótese do Caminho Aleatório, pois parece ser natural que, numa economia globalizada e competitiva, os mercados de ações tendem a se deslocar para um mesmo rumo no longo prazo.

Recentemente, pesquisadores têm se dedicado ao estudo sobre a cointegração entre os países da América Latina, como: Valle (1998), Pereira, Costa Jr e Dantas (2000), Chen, Firth e Rui (2000) e Costa Jr e Ceretta (2001). Nesses estudos, os resultados indicam a

existência de pelo menos um vetor de cointegração entre os mercados sugerindo que o potencial para diversificação do risco, através do investimento em diferentes mercados da América Latina é limitado.

### 3.7 Teoria do Caos

Caos, contrariamente a crendice popular, não envolve ausência de padrões. Segundo Gleick (1987), caos é o estudo de sistemas dinâmicos não-lineares complexos. O termo complexo deriva do comportamento não-linear que exige sofisticados recursos matemáticos para sua avaliação, e dinâmico implica na existência de um sistema não constante e não periódico, ou seja, um sistema em constante evolução. Mais precisamente, sistemas complexos, são sistemas no qual uma pequena perturbação na sua condição inicial trará conseqüências exponenciais ao longo do tempo.

A teoria do caos enfatiza que sistemas não-lineares complexos são praticamente imprevisíveis através de equações exatas, mas possíveis através de representações do comportamento do sistema como um todo. Logo, a teoria do caos versa tanto sobre a não previsibilidade quanto a própria previsibilidade de sistemas instáveis. Diz-se que um sistema determinístico<sup>11</sup> apresenta comportamento caótico se aparentemente apresentar comportamento aleatório. Assim, a previsão do estado futuro no longo prazo é praticamente impossível, porém, o mesmo não se pode dizer para o curto prazo.

Para Stacey (1991), um sistema caótico não é sinônimo de desordem absoluta, mas, sim, significa que é um sistema guiado por certos tipos de leis ordenadas que apresentam a propriedade de se comportarem de maneira aleatória, o que torna um sistema caótico completamente imprevisível no longo prazo.

A idéia central da teoria do caos é que, embora seja praticamente impossível a exata previsão do estado futuro do sistema, teríamos que conhecer exatamente todas as condições iniciais que o deram origem, posto que qualquer diferença, por mais pequena que seja, relativo aos valores exatos produzirão variações profundas na sua trajetória. Na prática, conhecemos apenas alguns valores iniciais por meio de medições que, muitas

---

<sup>11</sup> Sistema determinístico é um sistema no qual os resultados são determinados por uma equação ou sistemas de equações. Os resultados desse sistema provém de um pequeno grupo de variáveis. O oposto de um sistema determinístico é um sistema aleatório.

vezes, são aproximadas. Isso, por sua vez, torna difícil a identificação da ordem escondida no caos.

A principal abordagem para aplicar a teoria do caos no mercado financeiro consiste em examinar os sistemas reais para encontrar evidências da presença do caos, por exemplo, por meio da existência de atratores estranhos (a existência de atrator não significa sistema estático), um bem conhecido é o *Lorenz Attractor*. Há vários testes para detectar a ocorrência de caos, entre eles o mais popular é o *BDS test* proposto por Scheinkman e LeBarron (1989) e por Hsieh (1991).

Scheinkman e LeBarron (1989) e Hsieh (1991) enfatizam que, o mercado financeiro tende a ser um sistema determinístico, cujo comportamento irregular é causado pela sua própria lógica interna, e não devido à forças aleatórias de variáveis externas. Os autores também afirmam que somente a não-linearidade não é suficiente para que exista um comportamento caótico, mas o comportamento caótico deve ser uma função não-linear.

## 4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

### 4.1 Dados

A avaliação dos mercados na América Latina tem como marco histórico o processo de liberalização dos mercados ao investimento estrangeiro, ou seja, a decisão do governo de permitir que os investidores estrangeiros possam comprar ações em seu país. O processo de liberalização pode ser identificado de duas maneiras; i) pelas datas dos decretos oficiais, quando esses estão disponíveis, ii) pelas datas do estabelecimento dos *country mutual funds*. Alguns países, inicialmente, permitiam a entrada de capital estrangeiro através dos *country mutual funds*. Presumindo-se que o governo deve permitir a instalação desses fundos, pode-se utilizar a data de quando o *primeiro country mutual fund* foi instalado como *proxy* da data oficial de liberalização.

A seguir, para cada país, foi identificado a data da liberalização e o principal detalhe associado ao processo, segundo Henry (2000).

- a) Argentina, a liberalização iniciou em Novembro de 1989 com o Novo Regime de Investimento Estrangeiro, o limite legal sobre o tipo e a natureza do investimento estrangeiro foi reduzido;
- b) Brasil, o processo de liberalização iniciou em Março de 1988 com a introdução do *country mutual fund The Brazil Fund Incorporated*;
- c) Colômbia, a resolução 52, em Dezembro de 1991, possibilitou aos investidores estrangeiros a compra de 100% de ações de empresas listadas localmente;
- d) Chile, a introdução do *The Toronto Trust Mutual Fund* deu início ao processo de liberalização em Maio de 1987;
- e) México, decreto oficial em Maio de 1989 reduziu substancialmente as restrições ao investimento estrangeiro;
- f) Venezuela, decreto oficial 727 em Janeiro de 1990 abriu completamente o mercado aos investidores estrangeiros, exceto para ações de bancos.

Os dados para amostra nesta pesquisa foram coletados do banco de dados internacional *International Finance Corporation* — IFC. Como salientam Costa Jr e Ceretta (2000), o IFC fornece índices com valores ponderados da participação de títulos em cada país que representa aproximadamente 60% da capitalização do mercado local. A descrição estatística desses índices é apresentada na Tabela 5, tanto para o período completo (Janeiro 1990 - Dezembro 1999), quanto para os subperíodos (Janeiro 1990 - Dezembro 1994 e Janeiro 1995 - Dezembro 1999).

Foram utilizadas séries de dados semanais, preço de fechamento de Quarta-feira, em dólares americanos dos índices de mercado de ações da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e da Venezuela. O período abrangido será de Janeiro de 1990 até Dezembro de 1999. O início das séries de preços foi arbitrado para Janeiro de 1990, de maneira a se trabalhar com um período em que, de forma geral, os países da amostra tinham iniciado o processo de liberalização<sup>12</sup>.

Optou-se por trabalhar com dados semanais para amenizar possível enviesamento nos preços associado à não-sincronicidade de negociações inerente a dados diários. A baixa frequência de negociação com as ações pode causar problemas na estruturação de índices que procuram representar o mercado acionário. Working (1960) e Fisher (1966) já tinham constatado esse problema. Segundo esses autores, a não-sincronicidade nas negociações das ações induz à autocorrelação positiva no índice, mesmo que as ações que o compõem não apresentem autocorrelação individualmente.

Para dados diários, esse fato ocorre quando o índice de fechamento representa a média de preços de ações que tiveram seu último negócio antes do fechamento da bolsa. A maneira intuitiva de evitar esse problema, ou pelo menos diminuir seu impacto, consiste em calcular as variações dos preços de ações sobre intervalos de tempo maiores, variações diárias para variações semanais, mensais ou anuais. Porém, o problema com tal metodologia diz respeito a necessidade de se utilizarem séries históricas longas de preços; à medida que se aumenta o intervalo para o cálculo das variações, reduz-se a precisão estatística sobre a estimação realizada devido a um menor número de observações disponíveis.

---

<sup>12</sup> Embora está se afirmando que os períodos nos quais se iniciou o processo de liberação dos mercados são: Argentina (Novembro de 1989), Brasil (Março de 1988), Colômbia (Dezembro de 1991), Chile (Maio de

Tabela 5: Estatística descritiva das séries de taxas de retorno semanal em seis países da América Latina, no período de Janeiro de 1990 a Dezembro de 1999 e subperíodos.

<b>Jan. 90 - Dez. 99</b>	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
Retorno médio	0,3274	0,1913	0,2407	0,2610	0,2407	0,2033
Desvio padrão	6,5315	7,2660	4,3336	3,1919	4,3336	6,5327
Assimetria	0,1038	-0,5887	-0,8122	-0,0584	-0,8122	-2,1799
Excesso de Curtose	7,3139	3,6262	5,5391	1,5273	5,5390	26,5535
Retorno mínimo	-40,3156	-46,5240	-30,2309	-14,2500	-30,2309	-70,7341
Retorno máximo	38,2662	23,8742	19,2926	11,0661	19,2926	-23,3081
Observações	522	522	522	522	522	522
<b>Jan. 90 - Dez.94</b>	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
Retorno médio	0,5358	0,3456	0,7715	0,6200	0,3756	0,4754
Desvio padrão	7,8952	8,6243	4,2266	3,0792	3,6957	5,9584
Assimetria	0,1346	-0,5721	1,1666	0,3525	-2,2187	0,4082
Excesso de Curtose	5,9981	2,7926	4,9913	0,4766	16,8935	1,5381
Retorno mínimo	-40,3156	-46,5240	-14,1740	-6,9372	-30,2309	-18,1535
Retorno máximo	38,2662	23,8742	23,8120	10,9002	11,7402	23,3081
Observações	261	261	261	261	261	261
<b>Jan. 95 - Dez.99</b>	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
Retorno médio	0,1190	0,0371	-0,3055	-0,0980	0,1057	-0,0688
Desvio padrão	4,7854	5,5823	3,6513	3,2615	4,8852	7,0499
Assimetria	-0,3016	-0,6021	-0,4508	-0,3702	-0,1379	-3,6822
Excesso de Curtose	1,7167	2,1884	2,9497	2,1128	1,1433	37,6405
Retorno mínimo	-16,1573	-24,8093	-18,8940	-14,2500	-16,3022	-70,7341
Retorno máximo	15,5699	18,4551	11,5781	11,0661	19,2926	20,1244
Observações	261	261	261	261	261	261

Notas: 1) Taxas de retorno em percentual e expressas em dólares americanos.  
 2) O valor do coeficiente de curtose de uma distribuição normal é 3.  
 3) O valor do coeficiente de assimetria de uma distribuição normal é zero.  
 4) Fonte *International Finance Corporation*.

1987), México (Maio de 1989) e Venezuela (Janeiro de 1990), existem controvérsias, ver, por exemplo, Kawakatsu e Morey (1999) e Kim e Singal (2000).

Os retornos semanais são medidos a partir do final de Quarta-feira (t-1), até o final da Quarta-feira corrente (t). Como o horizonte a ser estudado é de longo prazo, será utilizada a taxa de retorno composto continuamente que é definida em termos do logaritmo da razão de preços  $\{r_t = \ln[(p_t + d_t)] / p_{t-1}\}$ , ou, de forma equivalente, como sendo a diferença do logaritmo dos preços,  $[r_t = \ln(p_t + d) - \ln(p_{t-1})]$ . Se na Quarta-feira não houve negociação, é usada Quinta-feira, ou Terça-feira; mas se não houve negociação em nenhum desses dias, é considerado retorno faltoso. O período completo da amostra compreende 522 observações semanais e os dois subperíodos apresentam 261 observações cada. A estatística descritiva inclui o retorno médio log-normalizado, desvio padrão, retorno mínimo, retorno máximo, assimetria e excesso de curtose.

Na Tabela 5, observa-se que todos os países apresentam retorno médio superior no primeiro subperíodo em relação ao segundo, mas somente na Argentina e no Brasil esse retorno foi acompanhado por uma volatilidade incondicional mais elevada. Todos os seis países apresentam coeficientes de assimetria negativo no segundo subperíodo, indicando que as taxas de retorno com elevados valores negativos foram mais comuns do que taxas de retorno com elevados valores positivos (provavelmente devido à crise financeira nos países emergentes que iniciou na Ásia, em Julho de 1997). O excesso de curtose, em todos os países, indica que a distribuição das taxas de retorno desses mercados pode ser caracterizada como leptocúrtica, ou seja, de "corpo" mais fino e de caudas mais longas do que uma distribuição normal.

Segundo Gujarati (2000) a mais conhecida entre todas as distribuições teóricas de probabilidade é a distribuição normal, cuja uma de suas características é apresentar a curva representativa do histograma de frequência semelhante a um sino. A característica da forma semelhante a um sino confere a distribuição normal a propriedade de ser simétrica e mesocúrtica, ou seja, o coeficiente de assimetria de ver ser zero e o coeficiente de curtose igual a 3.

A Tabela 5 apresenta valores diferentes de zero para os coeficientes de assimetria e excesso de curtose. Portanto, torna-se necessário verificar se a distribuição das taxas de retornos dos mercados violam as características de normalidade, distribuição simétrica e mesocúrtica. Um teste simples de normalidade é o de Jarque-Bera (1987) que utiliza os coeficientes de assimetria e curtose como *inputs*.

O teste de Jarque-Bera, na Tabela 6, é dado por:  $JB = [(assimetria)^2/6 + (curtose-3)^2/24]$ . Observa-se que, como a curtose de uma distribuição normal é 3, o excesso de curtose apresentado na Tabela 5 é exatamente (curtose - 3). Sob a hipótese nula de que as taxas de retorno estão de acordo com uma distribuição normal, o teste JB segue uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade.

Tabela 6: Teste Jarque-Bera de normalidade para as taxas de retorno dos mercados de ações de seis países da América Latina.

Períodos	Países					
	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
1990-1999	1.164,41	316,15	724,72	51,03	724,69	15.749,09
1990-1994	329,04	99,05	144,01	7,87	3.317,75	32,98
1995-1999	36,01	67,85	103,46	54,51	15,04	15.997,58

\* Todos os valores do teste rejeitam a hipótese nula de normalidade, o valor tabelado de uma distribuição qui-quadrado a 5% é de 5,99.

Observando os valores apresentados na Tabela 6, pode-se verificar que as taxas de retorno de todos os mercados rejeitam a hipótese de normalidade, o que sustenta a idéia da aplicação de testes não-paramétricos, antes de paramétricos, a fim de verificar a Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados de ações.

A Tabela 7 apresenta as estimativas dos coeficientes de correlação entre as taxas de retorno dos índices representativos de cada mercado. Observa-se que os coeficientes de correlação são maiores entre todos os mercados no segundo subperíodo. Em vista disso, com o passar do tempo, vêm reduzindo-se, substancialmente, possíveis benefícios da diversificação entre os mercados de ações da América Latina. Assim, os mercados passam a estar mais associados entre si.

A correlação média entre todas as taxas de retorno dos índices de mercado analisados é de 0,2249. Esse valor pode classificar como baixo o grau de associação entre os mercados na América Latina. Porém, observando os valores para cada um dos subperíodos, identifica-se a dinâmica entre os mercados. No primeiro subperíodo o coeficiente médio de correlação evolui de 0,0978 para 0,3792, no segundo subperíodo. A associação fica ainda mais forte se forem considerados apenas os mercados mais expressivos (Argentina, Brasil, Chile e México). Conforme dados da Tabela 8, a correlação

média evolui de 0,1581 para 0,6107, ou seja, a associação entre ambos aumenta aproximadamente 3,9 vezes ( $0,6107 / 0,1581$ ).

Tabela 7: Coeficientes de correlação entre as séries de taxas de retorno semanal em quatro países da América Latina, no período de Janeiro de 1990 a Dezembro de 1999 e subperíodos.

<b>Jan. 90 - Dez. 99</b>	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
Argentina	1	0,2471	0,0927	0,2534	0,3872	0,1645
Brasil		1	0,1725	0,3475	0,3850	0,1027
Colômbia			1	0,1614	0,1180	0,1146
Chile				1	0,3751	0,1476
México					1	0,1544
Venezuela						1
<b>Jan. 90 - Dez.94</b>	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
Argentina	1	0,0846	0,0426	0,0686	0,2165	0,1133
Brasil		1	0,1098	0,1572	0,2244	0,0171
Colômbia			1	-0,0271	0,0690	0,0799
Chile				1	0,1973	0,0328
México					1	0,0805
Venezuela						1
<b>Jan. 95 - Dez.99</b>	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
Argentina	1	0,6597	0,1822	0,5604	0,6649	0,2547
Brasil		1	0,2857	0,6498	0,6253	0,2233
Colômbia			1	0,3420	0,1600	0,1423
Chile				1	0,5043	0,2339
México					1	0,2001
Venezuela						1

Tabela 8: Evolução dos coeficientes de correlação entre os mercados mais expressivos da América Latina.

Subperíodo 1990-1994	Correlação	Subperíodo 1995-1999	Correlação
Argentina - Brasil	0,0846	Argentina - Brasil	0,6597
Argentina - Chile	0,0686	Argentina - Chile	0,5604
Argentina - México	0,2165	Argentina - México	0,6649
Brasil - Chile	0,1572	Brasil - Chile	0,6498
Brasil - México	0,2244	Brasil - México	0,6253
Chile - México	0,1973	Chile - México	0,5043
Coeficiente médio	0,1581	Coeficiente médio	0,6107

Esses resultados confirmam, parcialmente, os resultados obtidos por Giddy (1999), que relatou, para o período de Janeiro de 1990 até Dezembro de 1998, que a crise financeira na Ásia, em 1997, resultou no aumento da correlação entre os índices de mercados emergentes.

Com objetivo de verificar se a correlação não-condicional entre os países é significativamente diferente entre os dois subperíodos, foi empregado um teste simples baseado no trabalho de Jenrich (1970) e, mais recentemente utilizado por Shawky et al. (1997). Os resultados são apresentados na Tabela 9.

Tabela 9: Estatística Z para verificar a hipótese nula de não alteração da correlação entre os dois subperíodos.

Países	Argentina	Brasil	Colômbia	Chile	México	Venezuela
Argentina	-	-8,035*	1,609	-6,414*	-6,605*	-1,666
Brasil		-	-2,086*	-7,001*	-5,740*	-2,385*
Colômbia			-	-4,355*	-1,048	-0,718
Chile				-	-4,034*	-2,334*
México					-	-1,387
Venezuela						-

Notas:

- 1) \* Indica valor significativo ao nível de 5%, valor tabelado 1,96;
- 2) Estatística Z é calculada como segue:

$$Z = \frac{z_{r_1} - z_{r_2}}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}} \quad \text{e} \quad z_{r_i} = \ln \sqrt{\frac{1 + r_i}{1 - r_i}},$$

onde  $r_1$  é o coeficiente de correlação entre dois no primeiro subperíodo, e  $r_2$  no segundo subperíodo;  $n_1$  e  $n_2$  são os números de observações em cada subperíodo.

Os resultados do teste Z tornam possível afirmar que os coeficientes de correlação são diferentes entre a maioria dos mercados nos subperíodos, a exceção fica por conta dos mercados Argentina-Colômbia, Argentina-Venezuela, Colômbia-México, Colômbia-Venezuela e México-Venezuela.

Os resultados da Tabela 9 são consistentes com os de Meric et al.(1998) e Ratner e Leal (1999). De acordo com Longin e Solnik (1995), a correlação entre mercados

internacionais deverá aumentar quando fatores globais dominam os mercados domésticos e afetam todos os mercados financeiros. A dominação dos fatores globais tende a estar associada com períodos de elevada volatilidade devido, por exemplo, à crises em certos mercados que se estendem aos demais. Contudo, em oposição ao estudo de Longin e Solnik (1995), o segundo subperíodo apresentou elevada correlação mas (exceto para a Venezuela) não apresentou elevada volatilidade. Observa-se que a baixa volatilidade está associada aos baixos retornos, confirmando que os benefícios da diversificação são reduzidos.

## **4.2 Testes de previsibilidade nas variações dos preços das ações**

O objetivo desta seção é realizar um detalhamento nos testes específicos que foram utilizados na investigação empírica. Inicialmente, é enfocada a diferença básica entre os modelos chamados de "linear" e "não-linear". Essa é uma questão chave no trabalho, pois o estudo realizado visa o enfoque linear. Posteriormente, é realizado um detalhamento dos testes aplicados, os quais foram classificados como testes paramétricos e testes não-paramétricos. Os paramétricos são: Autocorrelação de primeira ordem, Autocorrelação serial e Quociente de variância simples e múltipla. Os não-paramétricos são: Corridas de sinais, Autocorrelação por postos, Quociente de variância com base nos postos e Quociente de variância com base nos sinais das variações de preço.

## **4.3 Descrição dos testes de previsibilidade**

A Hipótese de Mercado Eficiente tem como quesito básico a imprevisibilidade nas variações dos preços no sentido de que não se possa obter lucros acima do normal. Por exemplo, se o mercado é eficiente na forma fraca, não há possibilidade de se construir um modelo baseado na série de preços passados que possa superar o lucro médio histórico. Por outro lado, a Hipótese do Caminho Aleatório tem como quesito básico a aleatoriedade nas variações dos preços associada a variações históricas. Observa-se, assim, que a Hipótese de

Mercado Eficiente tem um sentido mais amplo do que a Hipótese do Caminho Aleatório, por exigir algo mais do que previsibilidade.

#### 4.3.1 *Distinção entre modelos lineares e não-lineares*

Um modelo linear constitui-se na tentativa de estabelecer uma relação de proporcionalidade constante (reta), ou seja, a mudança em uma variável produz uma alteração proporcional em outra variável específica, e essa relação pode ser representada por uma reta. A Equação [22], a seguir, é um exemplo de modelo linear simples. A ilustração gráfica do relacionamento linear expresso por essa equação é apresentada na Figura 9.

$$y_t = 4,5(x_{t-1}) \quad [22]$$

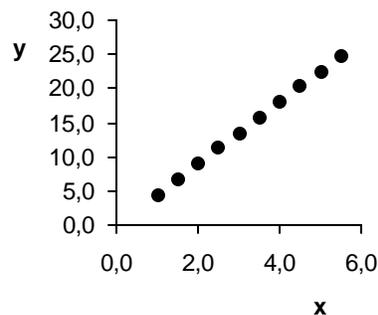


Figura 9 : Ilustração gráfica de um modelo linear simples.

Observa-se que as variações em x determinam variações em y de modo que seja mantida uma relação de proporcionalidade entre x e y ao longo da amostra, ou seja, no início das observações o valor de x corresponde aproximadamente a 22,22% do valor de y, e, no final das observações, o valor de x continua a representar aproximadamente 22,22% do valor de y.

O Modelo de Precificação de Ativos de Capital - CAPM, desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) é um exemplo clássico de relacionamento linear

dentro da teoria de finanças. Segundo o CAPM, em um mercado competitivo, o prêmio pelo risco de qualquer ativo (taxa de retorno do ativo menos a taxa de um ativo livre de risco) está linearmente relacionado ao risco sistemático do ativo (ou beta).

O relacionamento *cross-sectional* do CAPM é expresso pela equação  $(r_p - r_f) = a + b(r_m - r_f)$ , onde:  $r_p$ ,  $r_m$  e  $r_f$  são, respectivamente, o retorno do ativo p, o retorno do mercado e o retorno de um ativo livre de risco;  $b$  é o coeficiente beta que identificará o relacionamento linear entre o retorno do ativo p e o retorno do mercado. Assim, se  $b=2$ , espera-se que o prêmio pelo risco do ativo p reaja duas vezes mais do que o prêmio pelo risco de mercado.

Por outro lado, a não-linearidade significa ausência de proporcionalidade constante. Desse modo, a mudança em uma variável deverá produzir alterações não proporcionais em outra variável. No modelo não-linear, a melhor maneira de se identificar o relacionamento entre as variáveis não é uma reta, mas, sim, opções curvilíneas.

Um exemplo de relacionamento não-linear são as alterações de forma polinomial ou exponencial. Se for identificado algum grau de dependência não-linear numa série de tempo, significa que seu comportamento é extremamente irregular e complexo, muitas vezes classificado como *fractal* e *chaotic*<sup>13</sup> A Equação [23] é um exemplo de modelo não-linear simples. A ilustração gráfica do relacionamento não-linear expresso por essa equação é apresentada na Figura 10.

$$y_t = 0,9(x_{t-1})^2 \quad [23]$$

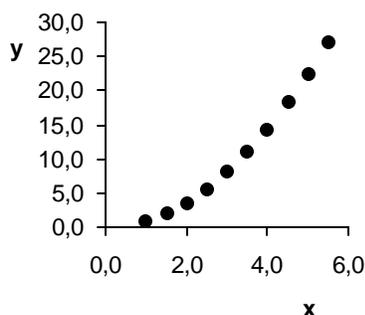


Figura 10. Ilustração gráfica do modelo não-linear simples

<sup>13</sup> Segundo Larrain (1991), *fractal* é uma medida da irregularidade ou rusticidade de linhas ou curvas, planos e volumes. Uma linha reta tem uma dimensão *fractal* de 1, um quadrado 2 e um cubo 3. Um gráfico dos preços das ações deverá ter uma dimensão entre 1,3 e 1,4. Já a teoria do *Chaos* (comportamento caótico)

Observa-se que, nesse caso, a relação de proporcionalidade entre  $x$  e  $y$  não é mantida ao longo da amostra. Para exemplificar, a partir da Figura 10, é possível verificar que, no início da amostra, o valor de  $x$  é superior ao valor de  $y$  ( $y$  corresponde aproximadamente a 90% do valor de  $x$ ). Mas, próximo ao final das observações, o valor de  $x$  é inferior ao de  $y$  ( $y$  é aproximadamente 390% superior ao valor de  $x$ ).

### 4.3.2 Testes paramétricos

#### 4.3.2.1 Autocorrelação de primeira ordem

Segundo Campbell, Lo e Mackinlay (1997), uma maneira elementar e intuitiva para verificar a existência de oportunidades de estratégias lucrativas com base no movimento passado dos preços é a autocorrelação, a correlação entre observações da mesma série em datas diferentes. O coeficiente de autocorrelação de primeira ordem é definido pela Equação [24].

$$r = \frac{\text{Cov}(r_t, r_{t-1})}{[\text{Var}(r_t)]^{1/2} [\text{Var}(r_{t-1})]^{1/2}} = \frac{\text{Cov}(r_t, r_{t-1})}{\text{Var}(r_t)}, \quad [24]$$

onde  $\text{Cov}(r_t, r_{t-1})$  é a covariância entre os retornos no tempo  $t$  e  $t-1$ ;  $\text{Var}(\cdot)$  é o operador de variância dos retornos, e  $\text{Var}(r_t) = \text{Var}(r_{t-1})$ . O coeficiente de autocorrelação  $r$  mede o grau de relacionamento linear entre a variação do preço em  $t$  e  $t-1$ . Haverá relacionamento linear se  $r \neq 0$ . Em termos práticos, o coeficiente de autocorrelação é eficientemente estimado através de uma equação de regressão pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, conforme a Equação [25].

$$r_t = \alpha + \mathbf{r}r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad [25]$$

onde  $\mathbf{r}$  é o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem. Observando a Figura 11, pode-se verificar que o parâmetro  $\alpha$  é a interseção da reta ao eixo de  $r_t$  quando  $r_{t-1}$  for igual a zero, e o parâmetro  $\mathbf{r}$ ; também chamado de coeficiente angular da reta, é a tangente do ângulo formado por uma reta paralela ao eixo de  $r_{t-1}$  e a reta de regressão. Nesse sentido, o parâmetro  $\mathbf{r}$  mede o grau de movimento do retorno do ativo no tempo  $t$  em resposta à sua variação no período imediatamente anterior.

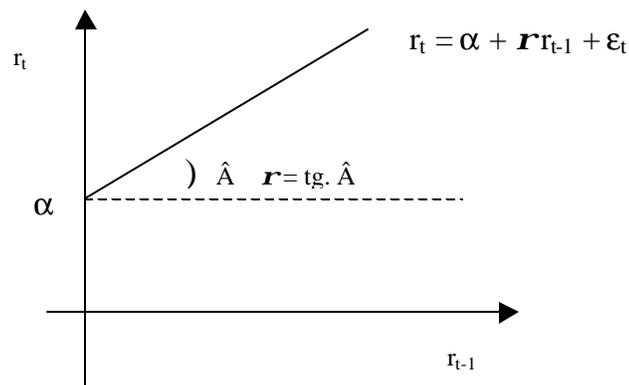


Figura 11 - Significado dos parâmetros da equação da reta no relacionamento de  $r_t$  e  $r_{t-1}$ .

No caso específico da Figura 11, se a equação da reta tendesse a ser paralela ao eixo  $r_{t-1}$ , induziria à conclusão de que não existe inclinação na reta estimada, ou seja, ausência de relacionamento linear significativo.

#### 4.3.2.2 Autocorrelação Serial

A não previsibilidade nas variações dos preços exige que, além do coeficiente de autocorrelação de primeira ordem seja zero, todos os demais coeficientes  $\mathbf{r}_k$  ( $k = 1, \dots, m$ )

da Equação [26a] sejam nulos. Agora, o enfoque é sobre a hipótese conjunta de que os coeficientes de autocorrelação sejam simultaneamente iguais a zero. O teste estatístico apropriado para testar grupos de autocorrelação é o *Q-statistic* de Box e Pierce (1970), estendido para amostras finitas por Ljung e Box (1978). Esse teste é dado pela Equação [26b].

$$r_t = \alpha + \mathbf{r}_k r_{t-k} + \dots + \mathbf{r}_m r_{t-m} + \varepsilon_t, \quad [26a]$$

$$Q_m = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\mathbf{r}_k^2}{T-k}, \quad [26b]$$

onde  $Q_m$  é o valor do teste conjunto que tem distribuição  $\chi^2$  (qui-quadrado) com  $m$  graus de liberdade;  $T$  é o número de observações na série de taxas de retorno, e  $\mathbf{r}_k$  ( $k=1, \dots, m$ ) é o número de coeficientes auto-regressivos estimados pela Equação [26a]. Na hipótese nula para todos os  $\mathbf{r}_k$ , a estatística  $Q$  calculada não deve exceder o valor crítico tabelado qui-quadrado para o nível de significância desejado.

#### 4.3.2.3 Quociente de variância

Lo e Mackinlay (1988) desenvolveram o teste quociente de variância (*Variance Ratio* - VR) sob duas hipóteses nulas alternativas, a fim de capturar os dois aspectos do caminho aleatório acima definidos: i) inovações independentes e identicamente distribuídas na forma de uma distribuição normal, ii) e um caso mais geral, inovações não correlacionadas, mas fracamente dependentes e com a possibilidade de heteroscedasticidade em sua distribuição de frequência.

O teste do quociente de variância baseia-se na propriedade de que, se uma série de preços segue um caminho aleatório, a variância dos retornos está linearmente relacionada com o intervalo da amostra. Por exemplo, se uma série de dados segue um caminho aleatório, a variância de  $q$  diferenças de preços deverá ser igual a  $q$  vezes a variância da primeira diferença, ou seja, a variância de retornos mensais ( $q=4$ ) de uma série de preços

deverá ser quatro vezes a variância de retornos semanais ( $q=1$ ). A hipótese nula do teste, portanto, implica que a razão das variâncias seja igual a 1.

Suponha que sejam obtidas  $nq+1$  observações para amostras ( $p_0, p_1, p_2, \dots, p_{nq}$ ) de uma série de preços. O estimador consistente do quociente de variância, desenvolvido por Lo e Mackinlay (1988), é dado por:

$$VR(q) = \frac{S^2(q)}{\hat{\sigma}^2(1)}, \quad [27]$$

onde  $\sigma^2(1)$  é a variância da primeira diferença da série  $p_t$ , ou seja,  $\text{Var}(p_t - p_{t-1})$ , e  $\sigma^2(q)$ , é a variância da  $q$ -ésima diferença de  $p_t$  multiplicado por  $1/q$ , ou seja,  $1/q\text{Var}(p_t - p_{t-1})$ .

Se a série  $\{p_t\}$  obedece à Hipótese de Caminho Aleatório, então  $VR(q)$  será igual a 1 para todos os valores de  $q$ . Valores de  $VR(q)$  maiores que 1 implicam uma correlação positiva para a série, e valores de  $VR(q)$  menores que 1 implicam uma correlação negativa ou reversão à média para a série de preços. Os valores de  $\sigma^2(1)$  e  $\sigma^2(q)$  são estimados pelas seguintes equações:

$$S^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{m})^2, \quad [28a]$$

e

$$\hat{\sigma}^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (p_t - p_{t-q} - q\hat{m})^2, \quad [28b]$$

onde:

$$\hat{m} = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0) \quad \text{e}, \quad [28c]$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \quad [31d]$$

Nessas fórmulas,  $p_0$  e  $p_{nq}$  são a primeira e a última observação da série de preços. Lo e Mackinlay (1988), baseados em técnicas de distribuição assintótica, determinaram analiticamente, sob a hipótese nula, o desvio padrão da estatística denominada de quociente da variância para, assim, permitir testar a significância da mesma, sob condições tanto de homoscedasticidade como de heteroscedasticidade das inovações.

Na primeira versão da Hipótese do Caminho Aleatório, quando se supõem inovações independentes e identicamente distribuídas na forma de uma distribuição normal, a estatística  $Z(q)$  permite verificar a hipótese nula de caminho aleatório, sendo dada por:

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{f(q)}} \stackrel{a}{\approx} N(0, 1), \quad [29]$$

onde o símbolo  $\stackrel{a}{\approx}$  indica que a equivalência é assintótica e  $f$  é o valor assintótico da variância de  $VR(q)$ , para o caso de homoscedasticidade nos incrementos. Seu valor é dado por:

$$f(q) = \frac{2(2q - 1)(q - 1)}{3q(nq)}. \quad [30]$$

É consenso que séries de tempo de dados econômicos/financeiros exibem períodos de grande volatilidade seguidos por períodos de relativa tranquilidade caracterizando a heteroscedasticidade, variância não constante ao longo do tempo. Um exemplo clássico é a auto-regressiva heteroscedasticidade condicional — ARCH (Engle, 1982) e sua generalização GARCH (Engle, Bollerslev, 1986). Segundo Milhoj (1985), a heteroscedasticidade afeta o teste *martingale* pela necessidade de intervalo de confiança maiores para as estimativas de autocorrelação e por ser parcialmente responsável pela distribuição *fat tail* (distribuição de frequência diferente da distribuição normal) nas séries de tempo. Essas características levam a testes não realistas sobre a hipótese nula *martingale*.

Lo e Mackinlay (1988) derivaram uma versão do teste  $Z(q)$ , que é robusto, à forma geral de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva e componentes sazonais determinísticos (Lo e Mackinlay, 1988, p. 48-49). Sob a hipótese de que os incrementos

são gerados por um processo heteroscedástico, mas não correlacionados serialmente, a estatística  $Z(q)$  toma a seguinte forma:

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{f^*(q)}} \stackrel{a}{\approx} N(0, 1), \quad [31]$$

onde  $f^*$  é o valor assintótico da variância de  $VR(q)$  para o caso de incrementos heteroscedásticos, sendo dado por:

$$f^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left( \frac{2(q-j)}{q} \right)^2 \hat{d}(j), \quad [32]$$

onde  $\hat{d}(j)$  é o estimador heteroscedástico da variância assintótica da autocorrelação<sup>14</sup> da série de taxas de retorno, e seu valor é determinado por:

$$\hat{d}(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{i})^2 (p_{t-j} - p_{t-j-1} - \hat{i})^2}{\left[ \sum_{t=1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{i})^2 \right]^2}. \quad [33]$$

O teste de significância proposto por Lo e Mackinlay (1988) é apropriado para verificar se cada quociente de variância é igual à unidade comparando-se o valor de  $Z(q)$  ou  $Z^*(q)$ , estimado pelas equações [32] e [34], com os valores críticos encontrados na tabela da distribuição Normal Padrão.

---

<sup>14</sup> De forma diferente, no caso de incrementos heteroscedásticos, o teste procura aumentar o valor do desvio padrão de forma a acomodar os efeitos da heteroscedasticidade ao longo da amostra.

#### 4.3.2.4 Quociente de variâncias múltiplas

A Hipótese de Caminho Aleatório exige que o quociente de variância de todos os intervalos de observação ( $q$ ) sejam, simultaneamente, iguais à unidade. Esse é o argumento de Chow e Denning (1993) no desenvolvimento do teste do quociente de variâncias múltiplas (*multiple variance ratio test*). Essa nova proposta verifica concomitantemente, se todos os quocientes de variância são iguais à unidade.

O teste de significância proposto por Chow e Denning (1993) é uma aplicação do trabalho de Sedak (1967) estendido por Hochberg (1974), que propôs um teste para comparações múltiplas, permitindo ao pesquisador examinar um vetor de testes estatísticos individuais, enquanto controla o amplitude do teste (*test size*).

Segundo Fong, Koh e Ouliaris (1997), o pesquisador poderá controlar a poder da amplitude do teste (*joint test size*) pela simples comparação do maior valor absoluto do teste estatístico de Lo e Mackinlay [ $Z(q) = \max |Z(q_i)|$  sobre homoscedasticidade e  $Z^*(q) = \max |Z^*(q_i)|$  sobre heteroscedasticidade] com o valor crítico da *distribuição Studentized Maximum Modulus - SMM*.

Assim, tem-se que  $\Pr[\max |Z_k(q_i)|, \dots, |Z_k(q_m)| \leq \text{SMM}(\alpha; m; N) \geq 1 - \alpha]$ , onde  $\text{SMM}(\alpha; m; N)$  é o limite superior de  $\alpha$  pontos da *distribuição studentized maximum modulus* com parâmetros  $m$  e  $N$  (tamanho da série de retornos) graus de liberdade. Os valores críticos da distribuição SMM são apresentados em Hahn e Hendrickson (1971) e Stoline e Ury (1979). Para uma descrição minuciosa da distribuição SMM, ver Miller (1966).

#### 4.3.3 Testes não-paramétricos

Os testes descritos anteriormente são métodos paramétricos que exigem suposições restritivas sobre a natureza ou a forma da população envolvida, como a exigência de que os dados para amostra provenham de uma população com distribuição normal. Por outro lado,

testes não-paramétricos não dependem de suposições sobre a natureza ou a forma da população. Por isso, também são chamados de testes de livre distribuição.

Na literatura especializada, sabe-se que os testes paramétricos têm vantagens sobre os não-paramétricos, desde que satisfeitas suas suposições restritivas. Mas, no mercado financeiro, os testes não-paramétricos parecem ser mais eficientes do que os correspondentes paramétricos, uma vez que a suposição de distribuição normal é constantemente violada. Além disso, segundo Wright (2000), a opção não paramétrica oferece a possibilidade de se calcular a distribuição exata das séries, não sendo necessário apelar para funções de distribuição aproximadas (assintóticas).

A seguir, são apresentados os testes não-paramétricos aplicados no desenvolvimento do presente estudo. Mais precisamente, são descritos os testes de corridas de sinais, autocorrelação por postos, quociente de variância com base nos postos e quociente de variância com base nos sinais.

#### 4.3.3.1 Corridas de sinais

O teste de corridas de sinais é uma alternativa para detectar uma possível dependência estatística, agora no enfoque não-paramétrico. O teste de corrida de sinais tem sido relatado na literatura de auto-regressão por Geary (1970) e aplicado no mercado de ações por Hong (1978). Aplicações mais recentes são as de Urrutia (1995), Khababa (1998) e Ojah e Karemera (1999).

A mudança de direção da seqüência de preços das ações identifica uma corrida de sinal. Normalmente, existem duas direções: uma positiva e outra negativa. Por exemplo, na seqüência (++++++----+) têm-se 15 sinais e 7 corridas (4 corridas positivas e 3 negativas). A média esperada, o desvio padrão, bem como o teste de significância (z) do número de corridas são dados pelas seguintes equações:

$$\text{Média Esperada} = E(R) = \frac{n + 2n_1n_2}{n}, \quad [34a]$$

$$\text{Desvio Padrão} = S_R = \sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n)}{n^2(n-1)}}, \quad [34b]$$

$$\text{Significância} = Z = \frac{\text{Número atual de corridas} - E(R)}{S_R} = N(0, 1), \quad [34c]$$

onde  $n$  é o total de sinais;  $n_1$  é o número de sinais negativos, e  $n_2$  é o número de sinais positivos. Uma série de dados é considerada aleatória se o número atual de corridas for igual à média esperada de corridas, ou seja, se a diferença entre ambas não for significativa.

#### 4.3.3.2 Autocorrelação por postos

A autocorrelação por postos é a versão não-paramétrica do teste paramétrico de autocorrelação descrito anteriormente. Porém, agora utilizam-se os postos (*ranks*) como base para medir a força da associação entre dados de uma mesma série em tempos diferentes. Segundo Triola (1999), esse teste também é referenciado como coeficiente de correlação por postos de Spearman, em homenagem ao seu idealizador Charles Spearman (1863:1945). A estatística de teste para o coeficiente de autocorrelação por postos é dada por:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^n d_t^2}{n(n^2 - 1)}, \quad [35]$$

onde,  $r_s$  é o coeficiente de autocorrelação por postos para dados de amostras emparelhados;  $d$  é a diferença entre os postos, e  $n$  é o número de postos na série de taxas de retorno no tempo  $t$  e  $t-1$ . A significância do coeficiente  $r_s$  é verificada comparando-se seu valor com o valor crítico obtido através da Equação [36].

$$r_{\text{Crítico}} = \pm \frac{z}{\sqrt{n-1}}, \quad [36]$$

onde  $z$  corresponde ao nível de significância ( $5\% = 1,96$ ). Se  $r_s$  exceder o valor crítico, indica que existem evidências de autocorrelação entre os dados no tempo  $t$  e  $t-1$ . Caso contrário, pode-se afirmar que não há evidência de associação linear entre os dados no tempo  $t$  e  $t-1$ .

#### 4.3.3.3 Quociente de variância com base nos postos

Conforme apresentado por Wright (2000), o teste de quociente de variância com base nos postos das variações de preço tem desenvolvimento matemático semelhante ao teste de Lo e Mackinlay (1988). Para tal, assume-se que  $r_{yt}$  é o posto de  $y_t$  ( $t=1, \dots, T$ ) numa série de tempo de taxas de retorno de um ativo com tamanho de amostra  $T$ . Os postos normalizados  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$  são dados pelas seguintes equações:

$$r_{1t} = \left( r_{yt} - \frac{T+1}{2} \right) / \sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}, \quad [37a]$$

$$r_{2t} = \Phi^{-1}(r_{yt}/(T+1)), \quad [37b]$$

onde  $\Phi$  simboliza a função de distribuição cumulativa normal padrão. A normalização é necessária para que a série possua média 0 e variância de amostra 1. O teste quociente de variância com base nos postos é definido como:

$$VR_{\text{posto1}} = \left[ \frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k+1}^T (r_{1t} + r_{1t-1} + \dots + r_{1t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} \right], \quad [38a]$$

$$VR_{\text{posto2}} = \left[ \frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k+1}^T (r_{2t} + r_{2t-1} + \dots + r_{2t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} \right]. \quad [38b]$$

Observa-se que, por definição,  $(1/T) \sum_{t=1}^T r_{1t}^2 = 1$  e  $(1/T) \sum_{t=1}^T r_{2t}^2 \cong 1$ .

Os testes de significância estatística para os quocientes de variância  $VR_{\text{posto1}}$  e  $VR_{\text{posto2}}$  são dados pelas seguintes equações:

$$P1 = \frac{VR_{\text{posto1}} - 1}{\sqrt{\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}}}, \quad [39a]$$

$$P2 = \frac{VR_{\text{posto2}} - 1}{\sqrt{\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}}}. \quad [39b]$$

Sobre a hipótese de que as taxas de retorno de uma série de tempo são independente e identicamente distribuídas, P1 e P2 terão a mesma distribuição. Sendo  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$  permutações aleatórias normalizadas do posto de  $y_t$  ( $t=1, \dots, T$ ), cada um tem igual probabilidade de ocorrência.

#### 4.3.3.4 Quociente de variância com base nos sinais

A utilização dos sinais (+ e -) das variações dos preços no lugar de seus postos é outra possibilidade não-paramétrica apresentada por Wright (2000). Segundo o autor, com a utilização dos sinais, é possível construir um teste do tipo quociente de variância que se

mostra preciso, mesmo na presença da heteroscedasticidade condicional. O quociente de variância com base nos sinais ( $VR_{\text{Sinais}}$ ) e sua significância ( $S$ ) são obtidos com a aplicação das seguintes equações:

$$VR_{\text{Sinais}} = \left[ \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} \right], \quad [40a]$$

$$S = \frac{VR_{\text{Sinais}} - 1}{\sqrt{\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}}}, \quad [40b]$$

onde  $s_t$  ( $t=1, \dots, T$ ) representa os sinais de uma série de tempo de taxas de retorno de um ativo. Cada  $s_t$  será igual a 1 para variação positiva e -1 para variação negativa nos preços. É esperado que ambos tenham probabilidade de ocorrência igual a 1/2. Nesse caso, o valor

do teste de significância não deverá exceder o valor tabelado de uma distribuição normal.

## 5 RESULTADOS OBTIDOS

Nesta seção, são relatados os resultados obtidos pela aplicação dos diversos testes, tanto paramétricos quanto não-paramétricos, para o período completo (1990-1999) e para os subperíodos (1990-1994 e 1995-1999) nos índices semanais dos preços de ações dos

mercados da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela. Os valores foram tomados em dólar americano<sup>15</sup>.

Cabe ressaltar que, inicialmente, uma análise gráfica nos índices de preços plotados ao longo do tempo (Figura 12, ..., Figura 17) é relevante pelo fato de tornar fácil a identificação de possíveis quebras na formação dos preços. As quebras podem ser vistas como choques, ou eventos ocasionais, que afetam o comportamento da série de dados.

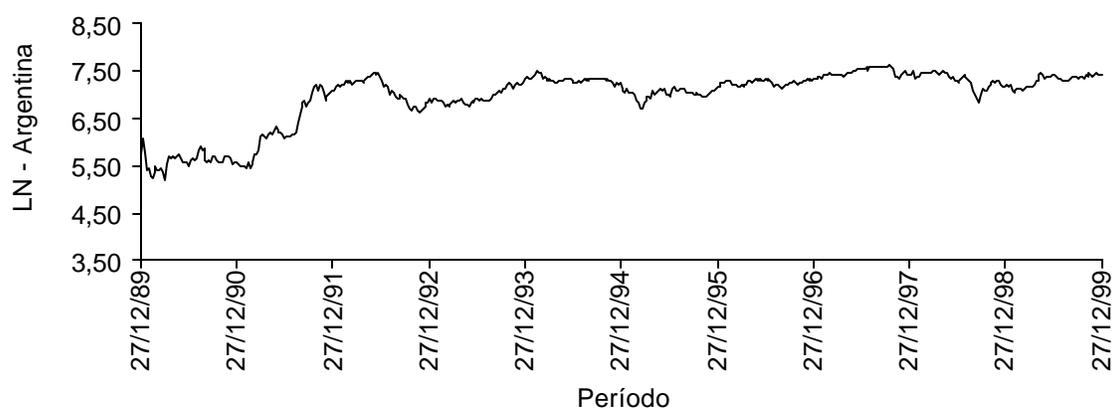


Figura 12 - Evolução do índice do mercado acionário da Argentina em dólar logaritmizado, preço de fechamento de Quarta-feira, no período 1990-1999.

<sup>15</sup> Também foram obtidos resultados para valores em moeda local, os mesmos constam em anexo.

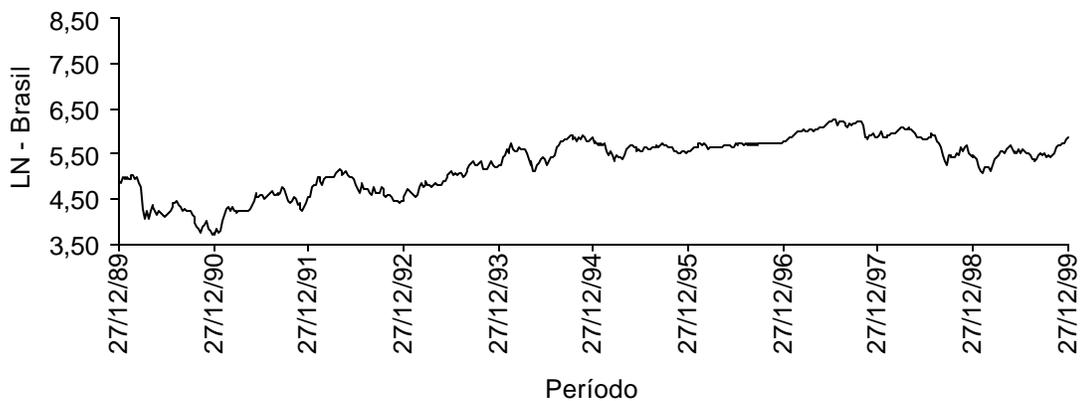


Figura 13 - Evolução do índice do mercado acionário do Brasil em dólar logaritmizado, preço de fechamento de Quarta-feira, no período 1990-1999.

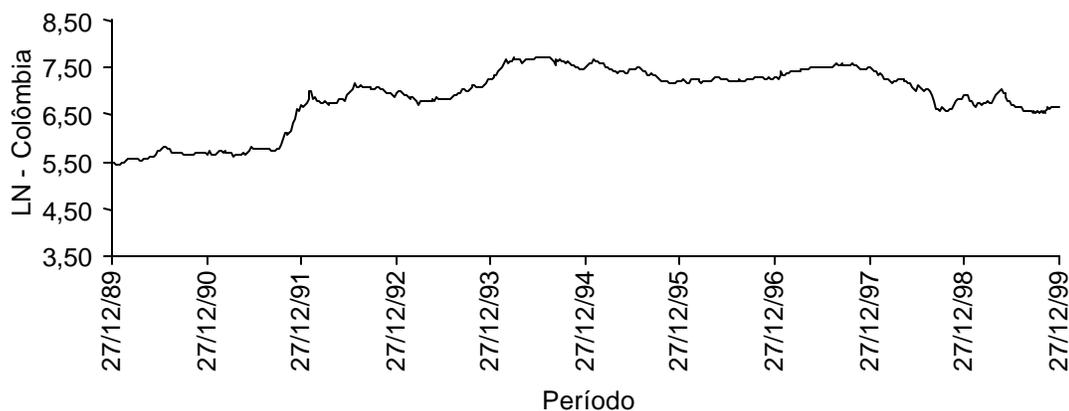


Figura 14 - Evolução do índice do mercado acionário da Colômbia em dólar logaritmizado, preço de fechamento de Quarta-feira, no período 1990-1999.

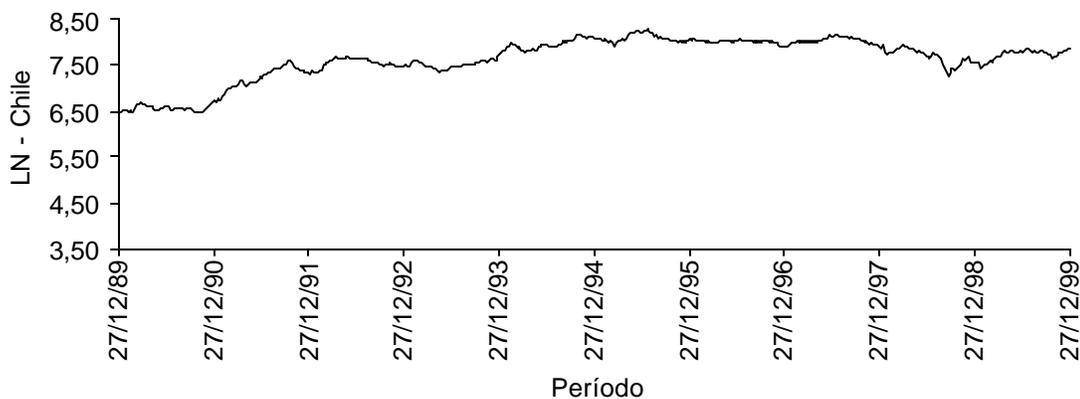


Figura 15 - Evolução do índice do mercado acionário do Chile em dólar logaritmizado, preço de fechamento de Quarta-feira, no período 1990-1999.

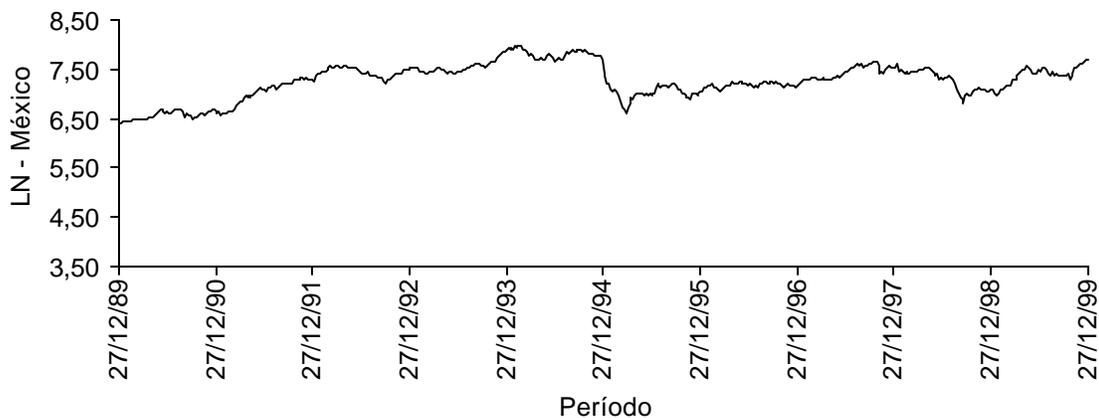


Figura 16 - Evolução do índice do mercado acionário do México em dólar logaritmizado, preço de fechamento de Quarta-feira, no período 1990-1999.

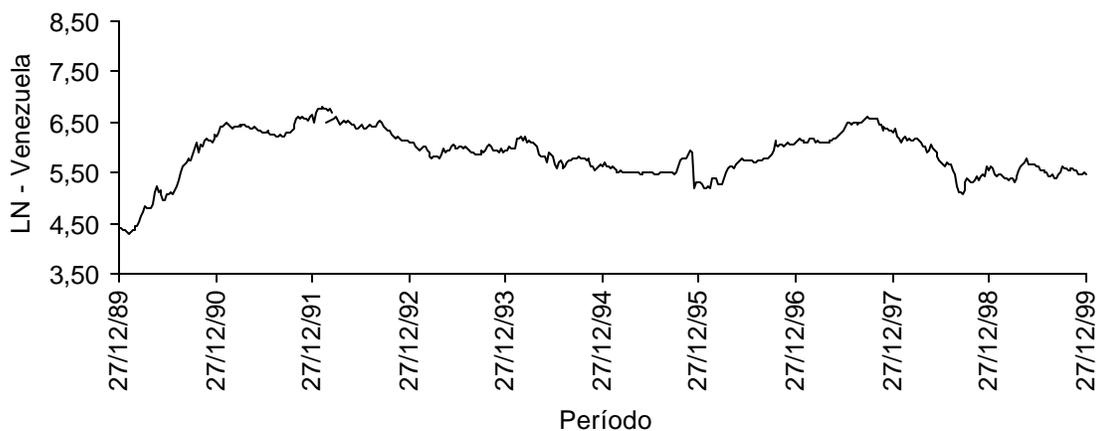


Figura 17 - Evolução do índice do mercado acionário da Venezuela em dólar logaritmizado, preço de fechamento de Quarta-feira, no período 1990-1999.

Observando as Figuras 12, ... 17, é possível verificar que, para nenhum dos países, as séries de índices de preço são do tipo estacionárias, induzindo a existência de raiz unitária. Quanto à existência de uma possível quebra nas seqüências de formação dos preços, fica evidente sua presença no índice representativo do mercado mexicano, no período entre o final de 1994 e início de 1995, em que se verifica uma perturbação com efeito de caráter permanente na estrutura de formação dos preços. Esse fato leva à necessidade de se excluírem algumas observações relativas ao período, como tentativa de amenizar seus efeitos sobre os cálculos a serem desenvolvidos.

## 5.1 Autocorrelação de primeira ordem e autocorrelação serial

Os resultados dos testes de Autocorrelação de primeira ordem e de Autocorrelação serial são apresentados na Tabela 10. A autocorrelação de primeira ordem verifica a associação do retorno do índice em um dado tempo com o retorno desse índice na semana anterior. Já a autocorrelação serial verifica a associação conjunta com os retornos das quatro semanas anteriores.

Tabela 10: Autocorrelação de primeira ordem e autocorrelação serial das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos.

Mercados	Período					
	1990 - 1999		1990 - 1994		1995 - 1999	
	<i>r</i>	Q	<i>r</i>	Q	<i>r</i>	Q
Argentina	0,066 (1,555)	3,102	0,074 (1,232)	3,935	0,036 (0,587)	2,210
Brasil	0,072 (1,637)	1,200	0,077 (1,240)	0,411	0,059 (0,959)	5,712
Colômbia	0,161* (3,709)	18,960 <sup>+</sup>	0,114 (1,839)	11,140 <sup>+</sup>	0,184* (3,017)	4,868
Chile	0,182* (4,207)	11,190 <sup>+</sup>	0,164* (2,679)	5,362	0,176* (2,874)	8,282
México	0,169* (3,898)	28,800 <sup>+</sup>	0,223* (3,127)	2,061	0,153* (2,491)	13,210 <sup>+</sup>
Venezuela	0,072 (1,654)	2,113	0,106 (1,716)	2,248	0,046 (0,747)	1,528
EUA	-0,084 (-1,913)	3,064	-0,103 (-1,672)	2,635	-0,084 (-1,349)	9,807 <sup>+</sup>

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) *r* é o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem obtido pela aplicação da Equação [25];
- iii) Q é o teste de Autocorrelação serial (4 defasagem) obtido pela aplicação da Equação [29b];
- iv) \* Significativo ao nível de 5% (valor crítico 1,96);
- v) + Significativo ao nível de 5% (valor crítico 9,49)

Os mercados da Argentina, Brasil e Venezuela se destacam dos demais por não apresentarem nenhum indício de previsibilidade tanto no período completo quanto nos dois subperíodos. Por outro lado, Colômbia, Chile e México apresentam fortes indícios de previsibilidade relativos a semana anterior e, também, referentes as quatro semanas passadas para um dado retorno. Esse fato é evidenciado pela significância dos testes de autocorrelação.

Para o Chile e para o México, a previsibilidade com base na variação da semana anterior tende a manter-se, independente dos sub-períodos. Mas a autocorrelação serial permanece nos dois subperíodos apenas para o México, sendo minimizada para o Chile. Em relação a Colômbia, a autocorrelação serial do primeiro subperíodo acaba por desaparecer no segundo, mas surgem indícios de previsibilidade atrelada à semana anterior que não era evidentes anteriormente. Já para os EUA, tomados como amostra controle, verifica-se apenas a presença da Autocorrelação serial no subperíodo 1995 - 1999. Essa autocorrelação acaba por ser totalmente diluída se considerado um período mais amplo de tempo 1990 - 1999.

## 5.2 Quociente de variância simples

Os resultados do teste quociente de variância são apresentados na Tabela 11. O intervalo base utilizado é de uma semana com quocientes de variância calculados para intervalos  $q$  de duas, quatro, oito e dezesseis semanas. As estimativas do quociente de variância estão na linha principal, e os seus respectivos testes de significância, sob a hipótese de heteroscedasticidade, abaixo e entre parênteses.

Observa-se, para o período 1990-1999, que os quocientes de variância (VR) calculados para os índices dos mercados da Argentina e do Brasil estão de acordo com a Hipótese do Caminho Aleatório, pois não são significativamente diferentes da unidade, e isso ocorre para todos os intervalos analisados  $q$  ( $q = 2, 4, 8, 16$ ). Situação contrária é evidenciada para os mercados da Colômbia e do Chile, onde, para a maioria dos intervalos  $q$  analisados, os quocientes de variância são significativamente diferentes da unidade.

Os mercados do México e da Venezuela apresentam um comportamento contrário. O México mostra-se de acordo com o caminho aleatório no primeiro subperíodo, mas a Venezuela rejeita tal comportamento. No segundo subperíodo, a Venezuela passa a ter um comportamento aleatório, enquanto no mercado mexicano fica evidenciada a presença de previsibilidade para intervalos de  $q = 2, 4$  e  $8$  semanas.

É importante ressaltar, ainda que, para o México, excluindo-se possíveis efeitos mais diretos da crise, ocorrida no final do ano de 1994 e início de 1995, o quociente de variância mais elevado mantém-se significativo no segundo subperíodo.

Com relação ao mercado americano, observa-se ele mantém-se de acordo com o modelo de caminho aleatório e, tanto para o período completo (1990 - 1999), quanto para os subperíodos (1990 - 1994 e 1995 - 1999), o valor do quociente de variância decresce à medida que cresce o valor de  $q$  indicando uma possível tendência de Autocorrelação serial negativa. Esses valores estão de acordo com os valores obtidos no estudo de Lo e MacKinlay (1997) para o subperíodo 1978 - 1994.

### 5.3 Quociente de variâncias múltiplas

Para realizar a inferência do teste quociente de variâncias múltiplas basta comparar os valores do teste de significância, calculados no teste quociente de variância simples, apresentados na Tabela 11, com o valor crítico tabelado da distribuição *studentized maximum modulus* ( $5\% = 2,388$ ).

Sob o enfoque da comparação de múltiplos quocientes de variâncias, focado por Chow e Denning (1993), pode-se afirmar que a análise realizada para o teste quociente de variância simples não se altera, pois os valores dos testes de significância são elevados ( $Z^* > 2,388$ ), exceto para o México, no segundo subperíodo. Com base nos resultados do teste conjunto dos quocientes de variância, pode-se afirmar que a crise no mercado mexicano afetou diretamente o desvio do processo de caminho aleatório entre os subperíodos, pois, excluindo as observações relacionadas ao período de choque da crise, o quociente de variância passa a ser não significativamente diferente da unidade.

Tabela 11: Quociente de variância das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos.

Mercados	1990-1999				1990-1994				1995-1999			
	q=2	q=4	q=8	q=16	q=2	q=4	q=8	q=16	q=2	q=4	q=8	q=16
Argentina VR	1,05	1,07	1,06	0,95	1,04	1,04	1,04	0,96	1,04	1,13	1,05	0,66
Z*	(0,500)	(0,499)	(0,312)	(-0,210)	(0,351)	(0,235)	(0,169)	(-0,135)	(0,545)	(0,968)	(0,257)	(-1,203)
Brasil VR	1,07	1,16	1,20	1,07	1,08	1,16	1,17	1,11	1,06	1,17	1,28	0,89
Z*	(1,112)	(1,479)	(1,268)	(0,327)	(0,878)	(1,108)	(0,818)	(0,387)	(0,814)	(1,249)	(1,364)	(-0,388)
Colômbia VR	1,16*	1,48*	1,88*	2,24*	1,12	1,39 <sup>e</sup>	1,83*	2,36*	1,19 <sup>e</sup>	1,46*	1,66*	1,44
Z*	(2,540)	(4,014)	(5,288)	(5,183)	(1,339)	(2,280)	(3,353)	(3,870)	(2,138)	(3,230)	(3,409)	(1,569)
Chile VR	1,18*	1,47*	1,74*	1,76*	1,17*	1,46*	1,78*	1,88*	1,18 <sup>e</sup>	1,43*	1,57*	1,31
Z*	(3,367)	(5,072)	(5,344)	(3,845)	(2,410)	(3,776)	(4,266)	(3,381)	(2,201)	(3,115)	(2,771)	(1,060)
México VR	1,17*	1,47*	1,74*	1,94*	1,04	1,09	1,24	1,30	1,16 <sup>e</sup>	1,40*	1,46 <sup>e</sup>	1,03
Z*	(2,996)	(4,332)	(4,575)	(4,135)	(0,511)	(0,743)	(1,329)	(1,088)	(2,004)	(2,958)	(2,289)	(0,096)
Venezuela VR	1,07	1,17	1,31*	1,50*	1,11	1,27 <sup>e</sup>	1,60*	2,05*	1,05	1,10	1,12	1,11
Z*	(1,300)	(1,912)	(2,488)	(2,633)	(1,319)	(2,013)	(3,141)	(3,818)	(0,622)	(0,837)	(0,689)	(0,424)
EUA VR	0,92	0,87	0,81	0,75	0,90	0,90	0,79	0,75	0,92	0,81	0,76	0,61
Z*	(-1,779)	(-1,531)	(-1,373)	(-1,289)	(-1,474)	(-0,767)	(-1,120)	(-0,935)	(-1,249)	(-1,611)	(-1,239)	(-1,366)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [27], e Z\* o teste de significância robusto a heterocedasticidade dado pela Equação [31];
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) <sup>e</sup> Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribuição normal (valor crítico a 5% = 1,96), mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeitos sobre os primeiros meses de 1995), ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalculados (para o México) excluindo-se da amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, em que ficou evidenciada uma quebra (ver Figura 16). O valor VR mais elevado foi 1,27 para q=4 com (2,001) <sup>e</sup>.

## 5.4 Corridas de sinais

A Tabela 12 apresenta, para todos os países analisados, o número atual de corridas de sinais, a média esperada de corridas, a quantidade de valores com sinais negativos, a quantidade de valores com sinais positivos e o teste de significância para uma possível dependência não-paramétrica nas taxas de retorno. Esse teste verifica se o número atual de corridas de sinais não difere em termos significativos da média esperada de corridas.

A partir dos resultados desse teste, pode-se afirmar que os mercados da Argentina e do Brasil tendem a apresentar um relacionamento harmonioso entre o número atual de corridas de sinais e a média esperada. Portanto, a diferença entre ambos não é significativa, tanto para o período 1990 - 1999, quanto para os subperíodos 1990 - 1994 e 1995 - 1999.

Para os demais mercados, Colômbia, Chile, México e Venezuela, observam-se que o número atual de corridas fica abaixo da média esperada para o período 1990 - 1999. Esse é, sem dúvida, um sinal claro da existência de determinado grau de previsibilidade nas variações dos preços das ações. Nos subperíodos, a Colômbia e o México, que apresentaram dependência (1990 - 1994), passam a não mais apresentá-la (1995 - 1999). A Venezuela que, de forma contrária, não apresentava dependência (1990 - 1994), passou a apresentá-la de forma significativa (1995 - 1999).

Quanto a amostra controle, o mercado americano, embora tenha apresentado número atual de corridas superior à média esperada, deixa claro o predomínio dos sinais positivos nas variações de preço, e a predominância de um sinal é uma evidência de previsibilidade no comportamento das variações de preço. Assim, com relação ao teste de Corridas de sinais, o mercado americano apresenta-se de acordo com o modelo do caminho aleatório somente no segundo subperíodo (1995 - 1999).

Tabela 12: Teste de corridas de sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos.

Mercados		Período		
		1990 - 1999	1990 - 1994	1995 - 1999
Argentina	N. atual de corridas	262	132	133
	Média esperada	260,76	131,27	130,30
	Sinais negativos	243	125	118
	Sinais positivos	279	136	143
	Teste significância	(0,109)	(0,091)	(0,338)
Brasil	N. atual de corridas	257	119	140
	Média esperada	260,62	131,07	130,49
	Sinais negativos	242	123	119
	Sinais positivos	280	138	142
	Teste significância	(-0,319)	(-1,502)	(1,189)
Colômbia	N. atual de corridas	229	111	120
	Média esperada	261,98	130,10	130,49
	Sinais negativos	259	117	142
	Sinais positivos	263	144	119
	Teste significância	(-2,890)*	(-2,395)*	(-1,311)
Chile	N. atual de corridas	211	105	109
	Média esperada	261,02	128,88	131,45
	Sinais negativos	245	112	133
	Sinais positivos	277	149	128
	Teste significância	(-4,399)*	(-3,023)*	(-2,789)*
México	N. atual de corridas	231	109	125
	Média esperada	258,78	129,66	130,10
	Sinais negativos	232	115	117
	Sinais positivos	290	146	144
	Teste significância	(-2,464)*	(-2,599)*	(-0,640)
Venezuela	N. atual de corridas	230	120	112
	Média esperada	261,97	131,45	131,27
	Sinais negativos	264	128	136
	Sinais positivos	258	133	125
	Teste significância	(-2,801)*	(-1,421)	(-2,394)*
EUA	N. atual de corridas	274	148	127
	Média esperada	248,00	129,89	116,33
	Sinais negativos	202	116	86
	Sinais positivos	320	145	175
	Teste significância	(2,340)*	(2,275)*	(1,499)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) Valores obtidos pela aplicação das Equações [34a], [34b] e [34c];
- iii) \* Valor significativo a 5% (valor crítico 1,96).

## 5.5 Autocorrelação por postos

Segundo os resultados do teste de autocorrelação por postos, Tabela 13, as variações semanais do mercado acionário da Argentina e do Brasil não apresentam nenhum grau de previsibilidade em relação às variações de preço da semana imediatamente anterior. Essa análise é válida tanto para o período completo como para os dois subperíodos, em que se verificou que nenhum dos coeficientes de autocorrelação por postos são significativos.

Já os resultados para os mercados da Colômbia, do Chile, do México e da Venezuela identificam a existência de algum grau significativo de previsibilidade e, para todos eles, o grau de previsibilidade tende a manter-se nos subperíodos. Para o mercado americano, também é identificado grau de previsibilidade no período de 1990 - 1999, mas este acaba ficando associado apenas ao primeiro subperíodo 1990 - 1994, desaparecendo no subperíodo posterior

Tabela 13: Autocorrelação por postos das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos.

Mercados	Período		
	1990 - 1999	1990 - 1994	1995 - 1999
Argentina	0,059	0,084	0,014
Brasil	0,041	0,044	0,010
Colômbia	0,151*	0,125*	0,157*
Chile	0,209*	0,208*	0,185*
México	0,151*	0,202*	0,122*
Venezuela	0,142*	0,139*	0,147*
EUA	-0,103*	-0,159*	-0,115

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) Valores obtidos pela aplicação da Equação [35];
- iii) Período 1990 - 1999, valor crítico a 5% +/- 0,086;
- iv) Subperíodos 1990-1994 e 1995 - 1999, valor crítico a 5% +/- 0,122

## 5.6 Quociente de variância tendo por base os postos das observações

A Tabela 14 apresenta os resultados do teste quociente de variância tendo por base os postos das variações semanais normalizados dos índices de mercado. Esses valores são comparados com os que estão apresentados na Tabela 15, obtidos pelo mesmo processo, porém, nesse caso, as variações semanais foram normalizadas utilizando-se os inversos da função de distribuição cumulativa normal padrão. Ambas tabelas devem apresentar resultados coerentes entre si.

Os resultados, relativos ao período 1990-1999, indicam que os mercados da Argentina e do Brasil seguem um processo de caminho aleatório, pois os testes de significância não rejeitam a hipótese de que o quociente de variância seja igual à unidade.

Já para os demais mercados, Colômbia, Chile, México e Venezuela, ocorre o contrário do que ficou evidenciado para Argentina e para o Brasil, ou seja, fica claro o desvio do processo de caminho aleatório, sendo seus quocientes de variância significativamente diferentes da unidade. Esses valores estão de acordo com os apresentados na Tabela 15, que, por sua vez, enfatiza a consistência do método.

Com referência aos dois subperíodos, é possível verificar que não ocorre diferenciação entre ambos, ou seja, os mercados da Argentina e do Brasil não apresentam qualquer grau significativo de previsibilidade, enquanto que os demais mercados apresentam graus significativos de previsibilidade nos dois subperíodos.

É importante salientar que, para o mercado mexicano, se forem excluídas as observações diretamente associadas com a crise, a previsibilidade inicialmente identificada não se mantém. Portanto, também no enfoque não-paramétrico, fica evidenciado que a crise ocorrida no mercado mexicano apresentou influência direta no processo de formação de preço das ações, desviando-o do comportamento aleatório.

Tabela 14: Quociente de variância tendo por base os postos (1) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos.

Mercados		1990-1999				1990-1994				1995-1999			
		q=2	q=4	q=10	q=20	q=2	q=4	Q=10	q=20	q=2	q=4	Q=10	q=20
Argentina	VR	1,06	1,11	1,15	1,04	1,08	1,15	1,22	1,17	1,02	1,04	0,96	0,64
	P <sub>1</sub>	(1,433)	(1,389)	(0,986)	(0,186)	(1,328)	(1,291)	(1,049)	(0,522)	(0,262)	(0,307)	(-0,175)	(-1,134)
Brasil	VR	1,05	1,096	1,131	1,01	1,05	1,072	1,06	1,02	1,02	1,15	1,26	0,91
	P <sub>1</sub>	(1,071)	(1,163)	(0,877)	(0,027)	(0,842)	(0,618)	(0,293)	(0,051)	(0,335)	(1,273)	(1,261)	(-0,289)
Colômbia	VR	1,16*	1,43*	1,86*	2,13*	1,13 <sup>c</sup>	1,40*	1,94*	2,28*	1,15*	1,38*	1,60	1,52
	P <sub>1</sub>	(3,594)	(5,182)	(5,774)	(5,115)	(2,144)	(3,467)	(4,422)	(4,003)	(2,408)	(3,250)	(2,811)	(1,618)
Chile	VR	1,22*	1,54*	2,05*	2,13*	1,22*	1,56*	2,084*	2,17*	1,20*	1,47*	1,873*	1,834*
	P <sub>1</sub>	(4,904)	(6,571)	(7,046)	(5,088)	(3,500)	(4,827)	(5,097)	(3,675)	(3,232)	(4,041)	(4,107)	(2,609)
México	VR	1,16*	1,36*	1,615*	1,63*	1,21*	1,37*	1,65*	1,59	1,12	1,33*	1,42	1,12
	P <sub>1</sub>	(3,642)	(4,363)	(4,129)	(2,838)	(3,347)	(3,133)	(3,031)	(1,841)	(1,983)	(2,855)	(1,952)	(0,365)
Venezuela	VR	1,15*	1,31*	1,73*	2,04*	1,16*	1,34*	1,83*	2,23*	1,15*	1,31*	1,67*	1,94*
	P <sub>1</sub>	(3,391)	(3,823)	(4,876)	(4,709)	(2,502)	(2,878)	(3,917)	(3,859)	(2,490)	(2,646)	(3,168)	(2,947)
EUA	VR	0,90 <sup>e</sup>	0,85	0,73	0,79	0,85*	0,77 <sup>e</sup>	0,58 <sup>e</sup>	0,50	0,90	0,78	0,56 <sup>e</sup>	0,45
	P <sub>1</sub>	(-2,276)	(-1,869)	(-1,798)	(-0,938)	(-2,397)	(-1,980)	(-1,980)	(-1,572)	(-1,665)	(-1,866)	(-2,086)	(-1,715)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [38a], e P<sub>1</sub> o teste de significância dado pela Equação [39a];
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) <sup>e</sup> Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribuição normal (valor crítico a 5% = 1,96), mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeitos sobre os primeiros meses de 1995), ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalculados (para o México) excluindo-se da amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, quando ficou evidenciada uma quebra (ver Figura 16). O valor VR mais elevado foi 1,24 para q=4 com (2,045)<sup>e</sup>

Tabela 15: Quociente de variâncias tendo por base os postos (2) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos.

Mercados		1990-1999				1990-1994				1995-1999			
		q=2	q=4	q=10	q=20	q=2	q=4	q=10	q=20	q=2	q=4	q=10	q=20
Argentina	VR	1,04	1,10	1,12	1,01	1,04	1,08	1,15	1,10	0,99	1,06	0,93	0,58
	P <sub>2</sub>	(0,988)	(1,197)	(0,791)	(0,050)	(0,585)	(0,709)	(0,706)	(0,300)	(-0,075)	(0,515)	(-0,332)	(-1,309)
Brasil	VR	1,02	1,09	1,11	0,95	1,00	1,06	1,07	0,96	0,99	1,09	1,14	0,75
	P <sub>2</sub>	(0,548)	(1,058)	(0,734)	(-0,241)	(0,028)	(0,484)	(0,326)	(-0,131)	(-0,108)	(0,760)	(0,649)	(-0,782)
Colômbia	VR	1,13*	1,41*	1,89*	2,12*	1,07	1,32*	1,86*	2,14*	1,11	1,36*	1,56*	1,33
	P <sub>2</sub>	(3,024)	(5,036)	(5,993)	(5,055)	(1,066)	(2,700)	(4,021)	(3,583)	(1,842)	(3,067)	(2,621)	(1,035)
Chile	VR	1,17*	1,47*	1,85*	1,83*	1,14 <sup>e</sup>	1,44*	1,84*	1,80*	1,14*	1,38*	1,64*	1,51
	P <sub>2</sub>	(3,828)	(5,657)	(5,728)	(3,758)	(2,231)	(3,740)	(3,933)	(2,505)	(2,298)	(3,301)	(3,019)	(1,593)
México	VR	1,14*	1,38*	1,63*	1,63*	1,13 <sup>e</sup>	1,27 <sup>e</sup>	1,55*	1,51	1,09	1,34*	1,33	0,97
	P <sub>2</sub>	(3,277)	(4,661)	(4,206)	(2,845)	(2,089)	(2,328)	(2,571)	(1,599)	(1,505)	(2,895)	(1,555)	(-0,104)
Venezuela	VR	1,11*	1,27*	1,62*	1,94*	1,08	1,24 <sup>e</sup>	1,70*	2,09*	1,10	1,25 <sup>e</sup>	1,51*	1,73 <sup>e</sup>
	P <sub>2</sub>	(2,395)	(3,235)	(4,179)	(4,245)	(1,355)	(2,037)	(3,275)	(3,406)	(1,552)	(2,171)	(2,408)	(2,291)
EUA	VR	0,89*	0,84	0,74	0,73	0,84*	0,80	0,64	0,57	0,87 <sup>e</sup>	0,75 <sup>e</sup>	0,58	0,46
	P <sub>2</sub>	(-2,527)	(-1,908)	(-1,775)	(-1,215)	(-2,563)	(-1,689)	(-1,701)	(-1,346)	(-2,123)	(-2,117)	(-1,951)	(-1,699)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [38b], e P<sub>2</sub> o teste de significância dado pela Equação [39b];
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) <sup>e</sup> Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribuição normal (valor crítico a 5% = 1,96), mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeitos sobre os primeiros meses de 1995), ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalculados (para o México) excluindo-se da amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, em que ficou evidenciada uma quebra (ver Figura 16). O valor VR mais elevado foi 1,23 para q=4 com (1,926).

### **5.7 Quociente de variância tendo por base os sinais das observações**

A Tabela 16 apresenta os resultados obtidos pela aplicação do teste quociente de variância, tendo os sinais das variações dos preços como base no modelo proposto por Lo e MacKinlay (1988), o que, segundo Wright (2000), faz com que seja um método poderoso na presença da heteroscedasticidade condicional nos dados.

Com base nos valores apresentados para o período 1990 - 1999, pode-se afirmar que os mercados da Argentina e do Brasil apresentam um comportamento dentro dos parâmetros do processo de caminho aleatório, sendo que nenhum dos quocientes de variância calculados são significativamente diferentes da unidade. O mesmo não se pode dizer, porém, a respeito dos demais mercados, onde os quocientes de variância são significativamente diferentes da unidade.

Análises para períodos mais curtos de tempo (1990-1994 e 1995-1999) seguem a mesma linha, ou seja, a Argentina e o Brasil permanecem apresentando um comportamento de acordo com o modelo de caminho aleatório; Colômbia, Chile e Venezuela continuam com desvio da aleatoriedade. Porém, agora o México merece um certo destaque por não apresentar grau de previsibilidade significativo no segundo subperíodo independente da exclusão de observações associadas com a crise financeira do país.

Quanto ao mercado americano, observa-se um comportamento contrário ao mercado mexicano, ou seja, sem indícios de previsibilidade no primeiro subperíodo, mas com grau significativo de previsibilidade no segundo subperíodo.

### **5.8 Análise dos testes paramétricos e não-paramétricos**

Procurando enfatizar de forma clara os resultados obtidos pela aplicação dos diversos testes sobre os índices representativos dos mercados de ações, é apresentado, na Tabela 17, um resumo. Na primeira parte da tabela, são agrupados os resultados dos testes paramétricos e, na segunda parte os resultados dos testes não-paramétricos.

Tabela 16: Quociente de variâncias tendo por base os sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos.

Mercados		1990-1999				1990-1994				1995-1999			
		q=2	q=4	q=8	q=16	q=2	q=4	q=8	q=16	q=2	q=4	q=8	q=16
Argentina	VR	1,01	1,03	1,20	1,32	1,01	1,08	1,21	1,26	0,99	0,98	1,15	1,24
	S	(0,175)	(0,375)	(1,315)	(1,461)	(0,186)	(0,697)	(1,000)	(0,807)	(-0,062)	(-0,166)	(0,687)	(0,766)
Brasil	VR	1,02	1,08	1,22	1,22	1,11	1,13	1,21	1,34	0,94	1,04	1,25	1,16
	S	(0,526)	(0,984)	(1,446)	(0,987)	(1,802)	(1,129)	(1,007)	(1,055)	(-0,932)	(0,332)	(1,187)	(0,497)
Colômbia	VR	1,13*	1,36*	1,65*	1,78*	1,16*	1,50*	1,90*	2,19*	1,10	1,21	1,45*	1,41
	S	(2,982)	(4,360)	(4,381)	(3,524)	(2,548)	(4,285)	(4,224)	(3,728)	(1,553)	(1,827)	(2,097)	(1,288)
Chile	VR	1,20*	1,54*	2,03*	2,32*	1,22*	1,61*	2,23*	2,79*	1,17*	1,46*	1,85*	1,99*
	S	(4,561)	(6,587)	(6,891)	(5,943)	(3,542)	(5,248)	(5,776)	(5,619)	(2,796)	(3,986)	(4,015)	(3,086)
México	VR	1,13*	1,25*	1,47*	1,51 <sup>e</sup>	1,19*	1,34*	1,63*	1,67 <sup>e</sup>	1,06	1,13	1,29	1,27
	S	(2,894)	(3,000)	(3,162)	(2,320)	(3,045)	(2,923)	(2,948)	(2,103)	(0,932)	(1,129)	(1,351)	0,843
Venezuela	VR	1,13*	1,25*	1,60*	1,82*	1,10	1,22	1,63*	1,94*	1,17*	1,29*	1,60*	1,79*
	S	(2,982)	(3,047)	(3,999)	(3,705)	(1,678)	(1,860)	(2,978)	(2,946)	(2,672)	(2,491)	(2,806)	(2,478)
EUA	VR	0,96	1,01	1,27	1,82*	0,88	0,76 <sup>c</sup>	0,70	0,78	1,04	1,25 <sup>c</sup>	1,82*	2,74*
	S	(-0,965)	(0,094)	(1,797)	(3,689)	(-1,926)	(-2,026)	(-1,418)	(-0,691)	(0,684)	(2,159)	(3,836)	(5,445)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [40a], e S o teste de significância dado pela Equação [40b];
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) <sup>e</sup> Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribuição normal (valor crítico a 5% = 1,96), mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeitos sobre os primeiros meses de 1995), ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalculados (para o México) excluindo-se da amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, em que ficou evidenciada uma quebra (ver Figura 16). O valor VR mais elevado foi 1,28 para q=10 com (1,267).

Tabela 17: Resumo dos testes sobre a Hipótese do Caminho Aleatório em seis países da América Latina e nos E. U. A.

Mercados	Testes paramétricos												Testes não-paramétricos											
	Autocorrelação de primeira ordem			Autocorrelação serial			Quociente de variância simples			Quociente de variâncias múltiplas			Corridas de sinais			Autocorrelação por postos			Quociente de variância por postos			Quociente de variância por sinais		
	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.
Argentina	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Brasil	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Colômbia	N	S	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N
Chile	N	N	N	N	S	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
México	N	N	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N/S	N	N	S	N	N	N	N	N	N/S	N	N	S
Venezuela	S	S	S	S	S	S	N	N	S	N	S	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
E.U.A.	S	S	S	S	S	N	S	S	S	S	S	S	N	N	S	N	N	S	S	N	S	N	S	N

Notas:

- i) Pc representa o período completo de observações (1990-1999), 1º Sub o primeiro subperíodo (1990-1994), 2º Sub o segundo subperíodo (1995-1999);
- ii) S significa que a Hipótese de Caminho Aleatório é aceita; N significa que a Hipótese de Caminho Aleatório é rejeitada, e N/S significa que, desconsiderando as observações relacionadas com a crise do México, a hipótese é aceita; caso contrário, é rejeitada;
- iii) Os dados para os países da América Latina e os EUA foram obtidos do banco de dados IFC.

No enfoque paramétrico, observa-se que para o mercado da Argentina e do Brasil não há nenhuma evidencia de previsibilidade nas variações de preço, o que possibilita afirmar que o processo de formação de preço está de acordo com o modelo de caminho aleatório. No outro extremo, ficam os mercados da Colômbia e do Chile, que, exceto para o teste de autocorrelação serial, apresentam indícios de previsibilidade uniforme.

Alternando resultados significativos e não significativos, encontram-se os mercados do México e da Venezuela, para os quais não se pode fazer uma afirmação precisa sobre o comportamento aleatório. Referente ao mercado americano, confirmam-se os indícios sugeridos por Lo e MacKinlay (1997) de que, com o passar do tempo, o mercado está ficando mais competitivo e, com isso, reduzindo-se a possibilidade de previsibilidade.

Na segunda parte da Tabela 17, no enfoque não-paramétrico, os resultados se mostram muito semelhantes aos obtidos pelos testes paramétricos. Nesse caso, observa-se, também, para o mercado da Argentina e do Brasil, que o comportamento do processo de formação de preço no mercado de ações está de acordo com o modelo de caminho aleatório. Colômbia e Chile apresentam desvio do modelo de caminho aleatório independentemente do teste a ser utilizado.

Diferença significativa ocorre com o México e a Venezuela. Sob o enfoque não-paramétrico, existe uma uniformidade nos resultados afastando o processo de formação de preço desses mercados do modelo de caminho aleatório, pois todos os testes rejeitam a aleatoriedade nas suas variações de preço. Já para o mercado americano é difícil realizar afirmações conclusivas devido à alternância dos resultados conforme o teste utilizado.

Embora para os investidores do mercado de ações, devido à própria natureza do negócio, seja mais interessante a análise dos resultados provenientes de valores em dólares do que os provenientes de valores em moeda local, no decorrer do estudo, surgiu a curiosidade de se verificar qual o desempenho dos testes de previsibilidade sobre os índices de preços sujeitos a um ambiente inflacionário específico de cada país. A Tabela 18 apresenta esses resultados sobre os mesmos índices de mercado, porém, tomados em valores de moeda local. Todos os resultados obtidos pela aplicação dos diversos testes de previsibilidade sobre a Hipótese do Caminho Aleatório nos índices de mercado, tomados em moeda local, são apresentados em anexo (Anexo 1, ..., Anexo 7).

Tabela 18: Resumo dos testes sobre a Hipótese do Caminho Aleatório em seis países da América Latina e nos E. U. A. (valores em moeda local).

Mercados	Testes paramétricos												Testes não-paramétricos											
	Autocorrelação de primeira ordem			Autocorrelação serial			Quociente de variância simples			Quociente de variâncias múltiplas			Corridas de sinais			Autocorrelação por postos			Quociente de variância por postos			Quociente de variância por sinais		
	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.	Pc.	1ºSub.	2ºSub.
Argentina	N	N	S	N	N	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	N	N	S	S	S	S	S	S	S
Brasil	N	N	S	N	S	S	N	N	S	N	N	S	S	S	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S
Colômbia	N	N	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N
Chile	N	N	N	S	S	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
México	N	N	N	S	S	S	N	N	N	N	N	S	S	S	S	N	N	S	N	N	N	N	N	S
Venezuela	N	N	N	S	S	S	N	N	S	N	N	N	N	S	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
E.U.A.	S	S	S	S	S	N	S	S	S	S	S	S	N	N	S	N	N	S	S	N	S	N	S	N

Notas:

- i) Pc representa o período completo de observações (1990-1999), 1º Sub o primeiro subperíodo (1990-1994), 2º Sub o segundo subperíodo (1995-1999);
- ii) S significa que a Hipótese de Caminho Aleatório é aceita; N significa que a Hipótese de Caminho Aleatório é rejeitada, e N/S significa que, desconsiderando as observações relacionadas com a crise do México, a hipótese é aceita; caso contrário, é rejeitada;
- iii) Os dados para os países da América Latina e os EUA foram obtidos do banco de dados IFC.

Observa-se, na primeira parte da Tabela 18, que, em relação ao enfoque sobre valores em moeda local, os mercados da Argentina e do Brasil continuam destacando-se entre os demais; porém, agora, a diferença básica reside no fato de que o processo de formação de preço é claramente coerente com o modelo de caminho aleatório somente no segundo subperíodo (1995 - 1999). Esse é um período tido como de relativa estabilidade inflacionária. No subperíodo anterior (1990 - 1994), sujeito a maiores variações inflacionárias, a Hipótese do Caminho Aleatório é rejeitada para os mercados do Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela, exceto pelo teste de autocorrelação serial abrangendo um período de quatro semanas.

Na segunda parte da Tabela 18, são apresentados os resultados dos testes não-paramétricos aplicados sobre os índices tomados em moeda local. Observa-se que não há grandes alterações em relação aos testes paramétricos, visto que, para os mercados da Argentina e do Brasil, no segundo subperíodo, eles se encontram de acordo com o modelo de caminho aleatório. O mesmo não se pode afirmar para o primeiro subperíodo.

Para os mercados da Colômbia, Chile e Venezuela, há um consenso entre todos os testes, exceto o teste de corrida de sinais para a Colômbia e Venezuela, sobre a rejeição da aleatoriedade nas variações de preço. Esses resultados são, de certa forma, condizentes com os apresentados na primeira parte da tabela.

## **5.9 Algumas possíveis explicações para um *non-random walk***

Os resultados obtidos no estudo pelos testes quociente de variância robusto a heteroscedasticidade, tanto no enfoque paramétrico como no não-paramétrico, sugerem que os mercados de ações da Colômbia e do Chile rejeitam fortemente a Hipótese do Caminho Aleatório, México e Venezuela rejeitam brandamente. À parte, não há evidências contrárias ao modelo de caminho aleatório nos mercados da Argentina e do Brasil. A parte, o mercado americano, contrário o que se possa imaginar, não se mostrou totalmente imprevisível. Embora o teste de quociente de variâncias múltiplas aceite a Hipótese do Caminho Aleatório, os testes não-paramétricos tendem a rejeitá-la.

Naturalmente, obter evidências contrárias à Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados de ações não é mérito deste estudo, muitos outros pesquisadores chegaram a conclusões similares. Por exemplo, Lo e Mackinlay (1988), para o mercado americano;

Urrutia (1995), para o Brasil, Chile e México; Basci, Ozyildirim e Aydogan (1996), para a Turquia; Darrat e Zhong (2000), para o mercado da China.

É importante frisar que a rejeição da Hipótese do Caminho Aleatório não, necessariamente, significa a negação da eficiência de mercado. Summers (1986) discute que, contradizer a Hipótese do Caminho Aleatório em um mercado significa apenas que os resultados obtidos são inconsistentes com o processo *random walk*.

Uma possível explicação para a rejeição da Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados da Colômbia, Chile, México e Venezuela poderia ser a argumentação proposta por Fama e French (1988) e por Summers (1988). Os autores argumentam que os preços das ações poderiam ser descritos como sendo a soma de um componente *random walk* com um componente estacionário, não necessariamente *white noise*. O modelo citado pode ser expresso por

$$Y_t = \mu_t + \eta_t. \quad [41]$$

Onde  $\mu_t$  é o componente *random walk*, com  $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$ , e  $\eta_t$  é o componente estacionário, irregular.

Com o componente estacionário,  $\eta_t$ , os preços das ações tenderiam a apresentar sobre-reação, exibindo autocorrelação negativa (quociente de variância menor do que 1). Porém, os resultados obtidos para os mercados da Colômbia, Chile, México e Venezuela, apresentados nas Tabelas 11, 14, 15 e 16, sugerem exatamente o oposto, para esses mercados a autocorrelação é positiva (quociente de variância maior do que 1), o que possibilita afirmar que não ocorre o comportamento de reversão para a média.

A não sincronidade nas negociações das ações é uma justificativa plausível, mesmo com a utilização de dados semanais. Toda a informação que chega ao mercado depois da última negociação, antes do último dia de fechamento, somente será absorvida pelos preços na próxima semana, quando houver negociação. A previsibilidade é criada devido à infreqüência das negociações que impedem os preços de refletirem imediatamente as novas informações.

Outra explicação para a previsibilidade nos mercados repousa sobre suas particularidades estruturais e de desenvolvimento, relacionadas à transparência e transferência de informações, bem como, ao porte dos mercados. Referente ao último aspecto, a Colômbia e a Venezuela apresentam os menores valores de capitalização de

mercado (13,36 e 7,59 bilhões de dólares) e, também, um baixo volume de negociação (1,54 e 1,51 bilhões de dólares). O Chile, embora tenha um considerável valor de capitalização de mercado, apresenta reduzido volume de negociação (4,42 bilhões de dólares). Porém, para o México, não se pode afirmar que a previsibilidade está associada à fatores de porte, pois seus valores são próximos aos da Argentina e do Brasil.

### **5.10 Relacionamento com outros estudos**

Um importante aspecto no desenvolvimento desta pesquisa é verificar a relação que existe entre os resultados obtidos com os de outros estudos. Em relação ao estudo de Harvey (1995), fica claro que nem todos os países emergentes apresentam grau de previsibilidade superior aos dos países com mercados desenvolvidos. Um exemplo é o caso dos mercados da Argentina e do Brasil que apresentam preços imprevisíveis, sendo que o mesmo não se pode afirmar para o mercado americano.

Os resultados obtidos nesta investigação, também, (em parte) estão em desacordo com os relatados por Urrutia (1995), Grieb e Reyes (1999), Kim e Singal (2000) e Ceretta e Costa Jr (2001a). Nesses estudos, o mercado brasileiro é apresentado com significativo grau de previsibilidade, e no presente estudo, não ficou evidenciado tal previsibilidade.

Por outro lado, os resultado aqui obtidos, corroboram (em parte) com os de Ojah e Karemera (1999) em que a Argentina e o Brasil estão de acordo com o modelo de caminho aleatório, porém, Ojah e Karemera identificaram que o Chile e o México também estavam de acordo com o modelo de caminho aleatório. Outros estudos que apresentaram resultados similares foram os de Kawatsu e Morey (1999), onde o Chile, a Colômbia e a Venezuela apresentaram graus significativos de previsibilidade; Ceretta (2001), onde os mercados da Argentina e do Brasil apresentaram comportamento compatível com o modelo de caminho aleatório e o contrário para os mercados do Chile e do México.

## 6 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

No presente trabalho, buscou-se contribuir para o debate a respeito da Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados de ações da América Latina, procurando evidências da existência ou não de um consenso sobre o comportamento das variações dos índices de preço representativos dos mercados da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela, ao longo do período de Janeiro de 1990 até Dezembro de 1999 e em dois subperíodos, Janeiro de 1990 - Dezembro 1994 e Janeiro 1995 - Dezembro 1999.

No estudo, foram utilizadas séries dos índices de preço dos mercados de ações em base semanal com preço de fechamento de Quarta-feira, obtidas no banco de dados do *International Finance Corporation*. O início das séries de preço foi arbitrado para Janeiro de 1990, de maneira a se trabalhar com um período em que, de forma geral, os países da amostra tinham iniciado o processo de liberalização dos mercados a investimentos externos.

A metodologia utilizada compreendeu a aplicação de um conjunto de testes considerados sob dois enfoques: i) testes paramétricos, como Autocorrelação de primeira ordem, Autocorrelação serial, Quociente de variância e Quociente de variâncias múltiplas, e ii) testes não-paramétricos, como Corrida de sinais, Autocorrelação por postos, Quociente de variância com base nos postos e Quociente de variância com base nos sinais das variações dos índices de preço. Cabe salientar que é dada ênfase maior aos testes Quociente de variância tanto no enfoque paramétrico como no não-paramétrico, pois são considerados mais apropriados em casos de dados com heteroscedasticidade.

Também é importante salientar que estudos sobre previsibilidade nos mercados latinos não é um assunto novo em Finanças. Porém, os resultados obtidos pelos estudos anteriores ao presente trabalho traziam à tona uma enorme variedade de conclusões desencontradas, alguns afirmando que esses mercados apresentam elevado grau de previsibilidade, outros o contrário. Em parte, a divergência de resultados está associada ao período de amostra. Os dados geralmente são analisados em períodos únicos e não em subperíodos. Outra influência direta está relacionada à utilização de dados em base inapropriada, dados diários ou dados semanais, que tendem a rejeitar e a aceitar a Hipótese do Caminho Aleatório, respectivamente.

Os resultados obtidos no estudo, através da aplicação dos diversos testes de previsibilidade, fornecem uma sustentação para que se possa apresentar algumas conclusões referentes aos objetivos propostos.

Em relação à questão de que os processos de formação dos preços nos mercados investigados estão de acordo com a Hipótese do Caminho Aleatório e se são semelhantes entre si, pode-se afirmar, com certa tranqüilidade, sustentada pelos resultados fornecidos da aplicação de oito testes de previsibilidade, que as variações de preço dos mercados de ações não são, em conjunto, semelhantes. Portanto, conclusões obtidas para alguns mercados latinos não podem ser estendidas para outros mercados.

Especificamente, o caso descrito acima se refere aos mercados da Argentina e do Brasil, que se mostram perfeitamente de acordo com a Hipótese do Caminho Aleatório, tanto no período completo, quanto nos dois subperíodos, independentemente do tipo de teste aplicado. Por outro lado, mercados da Colômbia e do Chile rejeitam fortemente a Hipótese de Caminho Aleatório, se considerados apenas os testes de Quociente de variância. Para o México e Venezuela, não se pode fazer uma afirmação conclusiva para o assunto, pois existe uma mescla de resultados conforme a alternância dos testes aplicados. Para alguns testes a previsibilidade não existe, mas, para outros, ela está presente, variando, ainda, para os intervalos considerados. É importante enfatizar que, de certa forma, a crise do México causa uma influência direta nos resultados de alguns testes de previsibilidade.

Contrário ao que se possa imaginar, não se pode atribuir à elevada correlação entre os mercados da Argentina e do Brasil nem a baixa correlação entre os mercados da Colômbia e do Chile o fato de os primeiros não apresentarem indícios de previsibilidade e os segundos de apresentarem esses indícios. Em outras palavras, a correlação não tem o poder de associar diretamente a previsibilidade ou não das variações de preços de mercados distintos. Se esse fosse o caso, os mercados da Argentina, Brasil, Chile e México apresentariam resultados semelhantes, pois foi identificado elevado grau de correlação entre eles.

Quanto à existência de diferenciação nos resultados, no que se refere à Hipótese do Caminho Aleatório, associado a períodos menores e mais recentes de tempo, ou seja, o período completo em relação aos subperíodos, pode-se afirmar que, para os mercados da Argentina e do Brasil, não ocorre nenhuma diferenciação. Fica evidenciado que não há nenhum indício de previsibilidade em ambos, nem no período completo nem nos subperíodos. Essa conclusão pode ser estendida para os mercados com indícios de

previsibilidade, Colômbia e Chile, se considerados apenas os testes Quociente de variância. Para o México e a Venezuela, ocorre uma alternância de resultados que não permite considerações concretas.

Outra questão que o estudo se propôs a elucidar é se existem distorções nos resultados obtidos através de testes paramétricos e de testes não-paramétricos. Para os mercados da Argentina e do Brasil, não ocorre distorção, ou seja, tanto para os testes paramétricos quanto para os testes não-paramétricos, a Hipótese do Caminho Aleatório é aceita. Para os demais mercados, constatou-se que os resultados dos testes não-paramétricos são mais consistentes entre si, ou seja, tendem a rejeitar por completo a Hipótese do Caminho Aleatório.

Por fim, pode-se colocar que os mercados da Argentina e do Brasil se apresentam com destaque relativo aos demais mercados analisados. Independentemente do teste utilizado, não há evidências de previsibilidade nas variações semanais dos índices de preço representativos dos mercados de ações. Já os mercados da Colômbia e Chile, também, mas de forma contrária, tendem a rejeitar a Hipótese do Caminho Aleatório, independentemente de o teste utilizado ser paramétrico ou não-paramétrico (considerando apenas os testes quociente de variância). Para o México e a Venezuela, embora apresentem variações nos resultados, os testes não paramétricos são os que se mostraram mais uniformes na rejeição da Hipótese do Caminho Aleatório.

Embora não tenha sido um dos objetivos diretos do estudo, cabe destacar que, considerando os índices de preço em moeda local, os mercados da Argentina e do Brasil estão de acordo com a Hipótese do Caminho Aleatório somente no segundo subperíodo, provavelmente por estarem associados a uma fase de relativo controle inflacionário. Já os demais mercados, embora em alguns casos, especialmente do México, no segundo subperíodo seja aceita a Hipótese do Caminho Aleatório, apresentam uma forte tendência de rejeição à hipótese verificada.

Como sugestão para futuras pesquisas nos mercados latinos, relacionadas ao tema do presente estudo, coloca-se a necessidade de não só se verificar o comportamento das variações de preço de ações em empresas individuais, em cada mercado, como também, da se investigar a previsibilidade nas variações de preço associado a modelos não-lineares, notadamente a investigação da teoria do caos no mercado latino.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARIEL, R. A. High stock returns before holidays: existence and evidence on possible cause. *Journal of Finance*, v. 45, n. 5, p. 1611-1626, 1990.
- BACHELIER, L. Theory of speculation, (1900). In: COOTNER P. H. (ed). *The random character of stock market prices*. Cambridge : MIT Press, p. 17-78, 1964.
- BARNETT, W. A.; SERLETIS, A. Martingales, nonlinearity, and chaos. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 24, p. 703-724, 2000.
- BASCI, E. S.; OZYILDIRIM, S.; AYDOGAN, K. A note on price-volume dynamics in an emerging market. *Journal of Banking and Finance*, v. 20, pg. 389-400, 1996.
- BOX, G.; PIERCE, D. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, p. 1509-1526, 1970.
- BREALEY, R. A.; MYERS, S. *Princípios de finanças empresariais*. McGraw-Hill de Portugal, 1992.
- CAMPBELL, J. L.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. *The econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton, NJ, 1997.
- CERETTA, P. S. *Comportamento das variações de preços nos mercados de ações da América Latina*. ENANPAD 2001, Campinas, São Paulo, CD-ROM. Rio de Janeiro : Anpad, 2001a.
- CERETTA, P. S.; COSTA JR, N. C. A. Avaliação e seleção de fundos de investimentos: um enfoque sobre múltiplos atributos. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 5, n. 1. Rio de Janeiro: Anpad, 2001b.
- CERETTA, P. S.; COSTA Jr, N. C. A. Particularidades do mercado financeiro latino-americano. *Revista de Administração de Empresas*. São Paulo : Fundação Getúlio Vargas, v. 41, n. 2, Abril/Junho 2001a.
- CERETTA, P. S.; COSTA Jr, N. C. A. Efeito dia da semana: evidência na América Latina. *Resenha BM&F*, n. 135, São Paulo: BM&F, Outubro-Novembro, 1999a.
- CERETTA, P. S.; COSTA Jr, N. C. A. Influência de eventos positivos e negativos sobre a volatilidade dos mercados na América Latina. *Cadernos de Pesquisa em Administração*. 3º trimestre. FEA/USP, p.35-41, 1999b.
- CHEN, G.; FIRTH, M.; RUI, O. M. *Stock market linkages: evidence from Latin American*.

- Working Paper. The Hong Kong Polytechnic University. Hong Kong : China, 2000.
- CHOPRA, N.; LAKONISHOK, J.; RITTER, J. R. Measuring abnormal performance: do stock overreact? *Journal of Financial Economics*, v. 31, p. 235-268, 1992.
- CHOW, V. K.; DENNING, K. C. A multiple variance ratio testing. *Journal of Econometrics*, v. 58, p. 385-401, 1993.
- COOTNER, P. H. (ed) *The Random character of stock market prices*. Cambridge : M.I.T. Press, 1964.
- COSTA Jr, N. C. A. Sazonalidades do ibovespa. *Revista de Administração de Empresas*. São Paulo, p.79-84, 1990.
- COSTA Jr., N. C. A. Overreaction in the Brazilian stock market. *Journal of Banking and Finance*, v. 18, p. 633-642, 1994.
- COSTA Jr., N. C. A.; CERETTA, P. S. International portfolio diversification: the case of Latin American markets. In: KOTABE, M.; LEAL, R. P. C. *Market revolution in Latin America: beyond Mexico*. New York : Elsevier Science, 2001.
- COSTA Jr., N. C. A.; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F. *Mercado de Capitais: análise empírica no Brasil*. São Paulo : Atlas, 2000.
- CROSS, F. The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, v. 29 (Nov. Dec.) p. 67-69, 1973.
- DARRAT, A. F.; ZHONG, M. On testing the random-walk hypothesis: A model comparison approach. *The Financial Review*, v. 35, p. 105-124, 2000.
- DE BONDT, W. F. M.; THALER, R. H. Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, v. 40, p. 793-808, 1985.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1057-1072, 1981.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. John Wiley and Sons, Ney York, 1995.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimator of the variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, p. 987-1007, 1982.
- ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T. Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Review*, v. 5, p. 1-50, 1986.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and erros correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.

- FAMA, E. F. The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets II. *Journal of Finance*, v. 46, n. 5, p. 1575-1618, 1991.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, v. 25, n.2, p. 383-417, 1970.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economics*, v. 96, n. 2, p. 246-273, 1988.
- FARMER, J. D.; LO, A. W. Frontiers of finance: evolution and efficient markets. *Working Paper – MIT, Sloan School of Management*, p. 1-7, April 1998.
- FIELDS, M. J. Security prices and stock exchange holidays in relations to short selling. *Journal of Business*, October, 1934.
- FISHER, L. Some new stock-market indexes. *Journal of Business*, v. 39, p. 191-225, 1966.
- FLEISHER, B.; SU, D. Efficiency of chinese stock markets: some preliminary evidence. *Accounting and Business Review*, v. 6, n. 2, p. 171-187, 1999.
- FONG, W. M.; KOH, S. K.; OULIARIS, S. Joint variance ratio testes of the martingale hypothesis for exchange rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 15, n. 1, p. 51-59, 1997.
- FRENCH, K. R. Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, v. 8, n. 1, p. 55-69, 1980.
- GEARY, R. C. Relative efficiency of count of sign changes for assessing residual autoregression in least squares regression. *Biometrika*, v. 57, n. 1, p. 123-127, 1970.
- GIDDY, I. H. Global capital markets: what do they mean? In: . HARWOOD; LITAN, R. E.; FORMERLEANO, M. *Financial markets and development: The crise in emerging markets*. Brookings Institution Press, p. 219-242, 1999.
- GLEICK, J. *Chaos: a new science*. New York: Viking Press, 1987.
- GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, v. 16, p. 121-130, 1981.
- GRANGER, C. W. J.; MORGENSTERN, Q. Spectral analysis of New York stock prices. 1963. In: COOTNER P. H.(ed). *The random character of stock market prices*. Cambridge : M.I.T. Press, p. 17-78, 1964..
- GRIEB, T.; REYES, M. G. Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. *The Journal of Financial Research*, v. 23, n. 4, p. 371-383, 1999.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.

- HAHN, G. R.; HENDRICKSON, R.W. A table of percentage points of the distribution of large absolute value of  $k$  Student  $t$  variates and its applications, *Biometrika*, v.58, p.323-332, 1971.
- HARVEY, C. R. Predictable risk and returns in emerging markets. *Review of Financial Studies*, v. 8, n. 3, p. 773-816, 1995.
- HENRY, B. P. Do stock market liberalizations cause investment booms? *Journal of Financial Economics*, v. 58, p. 301-334, 2000.
- HOCHBERG, V. Some generalizations of T-method in simultaneous inference. *Journal of Multivariate Analysis*, v. 4, p. 224-234, 1974.
- HONG, H. Predictability of price trends on stock exchanges: a study of some for eastern countries. *The Review of Economics and Statistics*, v. 60, n. 4, p. 619-621, 1978.
- HOWE, J. S. Evidence on stock market overreaction. *Financial Analysts Journal*, July-August, p. 74-77, 1986.
- HSIEH, D.A. Chaos and nonlinear dynamics: application to financial markets. *Journal of Finance*, v. 46, n. 5, p. 1939-1877, 1991.
- HUANG, B. Do Asian stock market prices follow random walks? Evidence from variance ratio test. *Applied Financial Economics*, v. 5, p. 251-56, 1995.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, v. 55, p. 163-172, 1987.
- JENRICH, J. I. An asymptotic chi-square test for the equality of two correlation matrices, *Journal of the American Statistical Associations*, v. 65, p. 904-912, 1970.
- JENSEN, M. C. Some anomalies evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, v. 6, 1978.
- KAWAKATSU, H.; MOREY, M. R. Financial liberalization and stock market efficiency: an empirical examination of nine emerging market countries. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 9, p. 353-371, 1999.
- KENDALL, M. G. The analysis of economic time series - Part I: Prices. (1953). In: COOTNER, P. H. (ed). *The random character of stock market prices*. Cambridge : M.I.T. Press, p. 85-99, 1964.
- KHABABA, N. Behavior of stock prices in the Sandi Arabian financial market: empirical research findings. *Journal of Financial Management & Analysis*, v. 11, p. 48-55, 1998.
- KIM, H. E.; SINGAL, V. Stock market openings: experience of emerging economies. *Journal of Business*, v. 73, n. 1, p. 25-66, 2000.

- LARRAIN, M. Testing chaos and nonlinearities in T-Bill rates. *Financial Analysts Journal*, p. 51-62, September/October, 1991.
- LeRoy, S. F. Efficient capital markets and martingales. *Journal of Economic Literature*, v. 27, p. 1583-1621, 1989.
- LeRoy, S. F. Risk aversion and the martingale property of stock returns. *International Economic Review*, v.14, p. 436-446, 1973.
- LIU, C, Y.; HE, J. A variance ratio test of random walks in foreign exchange rates. *Journal of Finance*, v. 46, p. 773-785, 1991.
- LJUNG, G.; BOX, G. On a measure of lack fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, p. 297-303, 1978.
- LO, A. W.; MACKINLAY, C. *A non-random walk down Wall Street*. Princeton University Press, Princeton, N.J., 1999.
- LO, A. W.; MACKINLAY, C. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, v. 1, n. 1, p. 41-66, 1988.
- LUCAS, R. E. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, v. 46, p. 1429-1446, 1978.
- MANDELBROT, B. B. The variation of certain speculative stock prices. *Journal of Business*, v. 36, p. 394-419, 1963.
- MARKOWITZ, H. M. Portfolio selection. *Journal of Finance*, v. 7, pg. 77-91, 1952.
- MERIC, I.; LEAL, R.; RATNER, M.; MERIC, G. Co-movements of Latin American equity markets, *International Journal of Finance*, v. 10, p. 1163-1178, 1998.
- MILHOJ, A. The moment structure of ARCH processes. *Scandinavian Journal of Statistics*, v. 12, p. 281-292, 1985.
- MILLER, R. G. *Simultaneous statistical inference*. New York : McGraw-Hill, 1966.
- MOOKERJEE, R.; YU, Q. An empirical analysis of the equity markets in China. *Review of Financial Economics*, v. 8, p. 41-60, 1999.
- OJAH, K.; KAREMERA, D. Random walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: a revisit. *The Financial Review*, v. 34, p. 55-72, 1999.
- PEREIRA, F. O. A.; COSTA JR, N. C. A; DANTAS, A. B. *Causalidade e co-integração das principais bolsas de valores do mundo e da América Latina*. ENANPAD 2000, Florianópolis, CD-ROM. Rio de Janeiro : Anpad, 2000.
- POTERBA, J.; SUMMERS, L. Mean reversion in stock prices: evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, v. 22, n. 1, p. 27-59, 1988.

- RATNER, M.; LEAL, R. P. C. Evidence of overreaction in the emerging equity markets of Latin America and Asia. *Journal of Emerging Markets*, v. 4, n.3, p.5-17, 1999.
- RICHARDSON, M. Temporary components of stock prices: a skeptic's view. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 11, p. 199-207, 1993.
- ROBERTS, H. Statistical versus clinical prediction of the stock market. *Paper in Center for Research in Security Prices*. University of Chicago, May, 1967.
- ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. E. *Administração financeira*. São Paulo : Atlas, 1995.
- ROZEFF, M. S.; KINNEY Jr., W. R. Capital market seasonality: the case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, v. 3, n. 4, p.379-402, 1976.
- SAMUELSON, P. A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, v. 6, p. 41-49, 1965.
- SAVIN, N. E. Multiple hypothesis testing. *In Handbook of economics*, v. 2 ed. Griliches, Z. and Intriligator, M. D. Amsterdam : North-Holland, p. 827-880, 1984.
- SCHEINKMAN, J. A.; LeBARON, B. Nonlinear dynamics and stock returns. *Journal of Business*, v. 62, p. 311-388, 1989.
- SEDAK, Z. Rectangular confidence regions for the means of multivariate normal distributions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 62, p. 626-633, 1967.
- SHARPE, W. F.; ALEXANDER, G. J.; BAILEY, J. V. *Investments*. New Jersey : Prentice Hall, 1995.
- SHARPE, W. S. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.
- SHAWKY, H. A.; KUENZEL, R.; MICHAEL, A. D. International portfolio diversifications: a synthesis and an update, *Journal of International Finance Markets, Institutions and Money*, v. 7, p. 303-327, 1997.
- STACEY, R. D. *The chaos frontier: creative strategic control for business*. Oxford: Butterworth Heinmann, 1991.
- STIGLITZ, J. E. The allocation role of the stock market: pareto optimality and competition. *The Journal of Finance*, v. 36, n. 2, p. 235-251, 1981.
- SUMMERS, L. H. Does the stock market rationally reflect fundamental values? *Journal of Finance*, v. 41, pg. 591-601, 1986.
- TINIC, S. M.; WEST, R. R. Risk and return: January and the rest the year. *Journal of Financial Economics*, v. 13, p. 561-574, December, 1984.

- TRIOLA, M. F. *Introdução à estatística*. Rio de Janeiro : Livros Técnicos e Científicos Editora S. A., 1999.
- URRUTIA, J. A. Test of random walk and efficiency for Latin American equity markets. *Journal of Financial research*, v. 18, n. 3, p. 299-309, 1995.
- VALLE, R. S. A cointegration analysis of Latin American stock markets and the U.S. *Working paper*, University of Exeter. May 1998.
- WORKING, H. Note on the correlation of first difference of averages in a random charm. *Econometria*, v. 28, p. 916-918, 1960.
- WORKING, H. A random difference series for use in the analysis of time series. *American Statistical Association Journal*, v. 29, p. 11-24, 1934.
- WRIGHT, J. H. Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 18, n. 1, p. 1-9, 2000.

## **ANEXOS**

(Resultados dos testes aplicados nas variações dos índices de preço em moeda local)

Anexo 1: Resultados dos testes autocorrelação de primeira ordem e autocorrelação serial das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).

Mercados	Período					
	1990 - 1999		1990 - 1994		1995 - 1999	
	<i>r</i>	Q	<i>r</i>	Q	<i>r</i>	Q
Argentina	0,141* (3,300)	16,350 <sup>+</sup>	0,161* (2,680)	12,070 <sup>+</sup>	0,043 (0,700)	1,936
Brasil	0,244* (5,751)	10,230 <sup>+</sup>	0,206* (3,376)	0,326	0,034 (0,542)	2,131
Colômbia	0,206* (4,797)	16,850 <sup>+</sup>	0,179* (2,923)	11,410 <sup>+</sup>	0,209* (3,457)	2,912
Chile	0,223* (5,220)	6,357	0,211* (3,464)	5,548	0,210* (3,468)	6,686
México	0,141* (3,248)	9,389	0,158* (2,575)	3,743	0,128* (2,086)	5,377
Venezuela	0,168* (3,891)	2,993	0,153* (2,480)	1,797	0,181* (2,957)	2,326
EUA	-0,084 (-1,913)	3,064	-0,103 (-1,672)	2,635	-0,084 (-1,349)	9,807 <sup>+</sup>

Notas:

- vi) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- vii) *r* é o coeficiente de Autocorrelação de primeira ordem obtido pela aplicação da Equação [25];
- viii) Q é o teste de Autocorrelação serial (4 defasagem) obtido pela aplicação da Equação [29b];
- ix) \* Significativo ao nível de 5% (valor crítico 1,96);
- x) + Significativo ao nível de 5% (valor crítico 9,49)

Anexo 2: Resultados do teste quociente de variância das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina e para os EUA, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).

País	1990-1999				1990-1994				1995-1999				
	q=2	q=4	q=8	q=16	q=2	q=4	q=8	q=16	q=2	q=4	q=8	q=16	
Argentina	VR	1,12	1,22	1,24	1,24	1,14	1,23	1,24	1,25	1,04	1,13	1,05	0,66
	Z*	(1,371)	(1,439)	(1,064)	(0,791)	(1,237)	(1,183)	(0,823)	(0,662)	(0,549)	(0,969)	(0,258)	(1,203)
Brasil	VR	1,24*	1,58*	2,04*	2,94*	1,20*	1,37*	1,44 <sup>e</sup>	1,55 <sup>e</sup>	1,04	1,13	1,18	0,92
	Z*	(4,033)	(5,770)	(6,961)	(9,306)	(2,399)	(2,786)	(2,247)	(2,024)	(0,449)	(0,916)	(0,876)	(0,281)
Colômbia	VR	1,21*	1,55*	1,99*	2,41*	1,18 <sup>e</sup>	1,52*	2,03*	2,64*	1,21*	1,46*	1,60*	1,42
	Z*	(3,142)	(4,380)	(5,527)	(5,578)	(1,967)	(2,832)	(3,927)	(4,386)	(2,578)	(3,384)	(3,221)	(1,576)
Chile	VR	1,22*	1,52*	1,77*	1,83*	1,21*	1,54*	1,86*	1,99*	1,21*	1,42*	1,48 <sup>e</sup>	1,20
	Z*	(3,929)	(5,251)	(5,238)	(4,021)	(2,930)	(4,190)	(4,420)	(3,627)	(2,482)	(2,917)	(2,246)	(0,655)
México	VR	1,14*	1,32*	1,51*	1,53*	1,16 <sup>e</sup>	1,36*	1,62*	1,74 <sup>e</sup>	1,13	1,28 <sup>e</sup>	1,36	1,00
	Z*	(2,710)	(3,706)	(3,837)	(2,806)	(2,382)	(3,249)	(3,655)	(2,021)	(1,773)	(2,342)	(1,929)	(0,018)
Venezuela	VR	1,17*	1,38*	1,61*	2,00*	1,16	1,37*	1,64*	1,99*	1,18 <sup>e</sup>	1,39*	1,57*	1,96*
	Z*	(2,934)	(4,110)	(4,583)	(5,307)	(1,904)	(2,834)	(3,457)	(3,713)	(2,296)	(3,044)	(3,071)	(3,704)
EUA	VR	0,92	0,87	0,81	0,75	0,90	0,90	0,79	0,75	0,92	0,81	0,76	0,61
	Z*	(-1,779)	(-1,531)	(-1,373)	(-1,289)	(-1,474)	(-0,767)	(-1,120)	(-0,935)	(-1,249)	(-1,611)	(-1,239)	(-1,366)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [27a], e S o teste de significância dado pela Equação [31];
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) <sup>e</sup> Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribuição normal (valor crítico a 5% = 1,96), mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeitos sobre os primeiros meses de 1995), ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalculados (para o México) excluindo-se da amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, em que onde ficou evidenciado uma quebra (ver Figura 16). O valor VR mais elevado foi 1,23 para q=8 com (1,204).

Anexo 3: Resultados do teste de corridas de sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).

Mercados		Período		
		1990 - 1999	1990 - 1994	1995 - 1999
Argentina	N. atual de corridas	252	122	133
	Média esperada	259,73	130,38	130,30
	Sinais negativos	239	121	118
	Sinais positivos	282	140	143
	Teste significância	(-0,682)	(-1,046)	(0,338)
Brasil	N. atual de corridas	234	96	140
	Média esperada	241,06	106,16	128,88
	Sinais negativos	188	73	115
	Sinais positivos	332	188	146
	Teste significância	(-0,672)	(-1,566)	(1,403)
Colômbia	N. atual de corridas	213	97	118
	Média esperada	261,62	129,15	131,07
	Sinais negativos	251	113	138
	Sinais positivos	271	148	123
	Teste significância	(-4,266)*	(-4,061)*	(-1,626)
Chile	N. atual de corridas	202	109	96
	Média esperada	259,21	131,50	126,12
	Sinais negativos	234	130	104
	Sinais positivos	288	131	157
	Teste significância	(-5,067)*	(-2,791)*	(-3,897)*
México	N. atual de corridas	236	114	124
	Média esperada	255,51	126,57	129,66
	Sinais negativos	221	106	115
	Sinais positivos	300	155	146
	Teste significância	(-1,752)	(-1,617)	(-0,712)
Venezuela	N. atual de corridas	228	118	112
	Média esperada	261,45	130,95	131,41
	Sinais negativos	249	122	127
	Sinais positivos	273	139	134
	Teste significância	(-2,937)	(-1,613)	(-2,409)*
EUA	N. atual de corridas	274	148	127
	Média esperada	248,00	129,89	116,33
	Sinais negativos	202	116	86
	Sinais positivos	320	145	175
	Teste significância	(2,340)*	(2,275)*	(1,499)

Notas:

- iv) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- v) Valores obtidos pela aplicação das Equações [34a], [34b] e [34c];
- vi) \* Valor significativo a 5% (valor crítico 1,96)

Anexo 4: Resultados do teste autocorrelação por postos das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).

Mercados	Período		
	1990 - 1999	1990 - 1994	1995 - 1999
Argentina	0,100*	0,152*	0,013
Brasil	0,198*	0,199*	-0,020
Colômbia	0,225*	0,246*	0,181*
Chile	0,239*	0,258*	0,187*
México	0,134*	0,184*	0,089
Venezuela	0,164*	0,169*	0,166*
EUA	-0,103*	-0,159*	-0,115

Notas:

- v) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de preço tomados em dólar americano. Os subperíodos abrangem 261 observações cada;
- vi) Valores obtidos pela aplicação da Equação [35];
- vii) Período 1990 - 1999, valor crítico a 5% +/- 0,086;
- viii) Subperíodos 1990-1994 e 1995 - 1999, valor crítico a 5% +/- 0,122

Anexo 5: Resultados do teste quociente de variância tendo por base os postos(1) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).

País		1990-1999				1990-1994				
		q=2	q=4	q=8	q=16	q=2	q=4	q=8	q=16	
Argentina	VR	1,10 <sup>e</sup> (2,304)	1,16 <sup>e</sup> (1,968)	1,20 (1,372)	1,15 (0,658)	1,15 <sup>e</sup> (2,347)	1,23 (1,945)	1,29 (1,376)	1,27 (0,854)	(0,854)
Brasil	VR	1,19* (4,404)	1,54* (6,537)	2,30* (8,537)	3,56* (11,566)	1,19* (3,006)	1,39* (3,378)	1,56* (2,645)	1,76* (2,393)	(-0,393)
Colômbia	VR	1,23* (5,291)	1,55* (6,749)	2,07* (7,155)	2,49* (6,683)	1,26* (4,129)	1,64* (5,445)	2,30* (6,123)	2,76* (5,518)	(2,76)
Chile	VR	1,24* (5,530)	1,54* (6,593)	1,95* (6,362)	2,17* (5,269)	1,26* (4,252)	1,63* (5,402)	2,08* (5,077)	2,31* (4,108)	(3,108)
México	VR	1,14* (3,244)	1,33* (3,972)	1,58* (3,881)	1,55* (2,474)	1,20* (3,239)	1,38* (3,243)	1,66* (3,115)	1,64 <sup>e</sup> (2,005)	(1,64)
Venezuela	VR	1,17* (3,881)	1,36* (4,376)	1,75* (5,023)	2,20* (5,429)	1,18* (2,970)	1,41* (3,526)	1,78* (3,681)	2,22* (3,826)	(2,22)
EUA	VR	0,90 <sup>e</sup> (-2,276)	0,85 (-1,869)	0,73 (-1,798)	0,79 (-0,938)	0,85* (-2,397)	0,77 <sup>e</sup> (-1,980)	0,58 <sup>e</sup> (-1,980)	0,50 (-1,572)	(-1,572)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de 1 subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [38a], e S o teste de significância dado pela Equ
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) <sup>e</sup> Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribui mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeito ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalcul amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, em que ficou evidenciada u mais elevado foi 1,28 para q=8 (Valores em moeda local). com (1,291).

Anexo 6: Resultados do teste quociente de variância tendo por base os postos(2) das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).

País		1990-1999				1990-1994				
		q=2	q=4	q=10	q=20	q=2	q=4	q=10	q=20	
Argentina	VR	1,07 (1,679)	1,14 (1,744)	1,16 (1,075)	1,10 (0,433)	1,08 (1,274)	1,14 (1,180)	1,16 (0,760)	1,13 (0,399)	(-0,399)
Brasil	VR	1,18* (4,084)	1,52* (6,319)	2,22* (8,181)	3,40* (10,847)	1,12 (1,954)	1,30* (2,604)	1,43 <sup>e</sup> (2,042)	1,60 (1,864)	(-1,864)
Colômbia	VR	1,19* (4,437)	1,51* (6,245)	2,04* (6,976)	2,38* (6,205)	1,17* (2,681)	1,50* (4,270)	2,15* (5,408)	2,56* (4,879)	(2,56)
Chile	VR	1,20* (4,661)	1,49* (6,012)	1,82* (5,507)	1,95* (4,281)	1,19* (2,997)	1,52* (4,417)	1,88* (4,121)	1,92* (2,892)	(2,892)
México	VR	1,12* (2,761)	1,30* (3,691)	1,53* (3,548)	1,50 <sup>e</sup> (2,276)	1,13 <sup>e</sup> (2,035)	1,30* (2,577)	1,59* (2,752)	1,59 (1,858)	(1,858)
Venezuela	VR	1,14* (3,211)	1,34* (4,120)	1,69* (4,655)	2,16* (5,241)	1,13 <sup>e</sup> (2,048)	1,33* (2,835)	1,65* (3,079)	3,31* (3,307)	(2,307)
EUA	VR	0,89* (-2,276)	0,84 (-1,869)	0,74 (-1,798)	0,73 (-0,938)	0,84* (-2,397)	0,80 (-1,980)	0,64 (-1,980)	0,57 (-1,572)	(-1,572)

	(-2,527)	(-1,908)	(-1,775)	(-1,215)	(-2,563)	(-1,689)	(-1,701)	(-1,346)	(-2,527)
--	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------

## Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de 1 subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [38b], e S o teste de significância dado pela Equação [38c];
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) ° Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribuição *Studentized Maximum Modulus*, mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeito ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalculados para a amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, em que ficou evidenciada uma volatilidade mais elevada foi 1,24 para q=8 com (1,105).

Anexo 7: Resultados do teste quociente de variância tendo por base os sinais das variações semanais dos índices de mercado em seis países da América Latina, no período de 1990 até 1999 e subperíodos (valores em moeda local).

País		1990-1999				1990-1994				
		q=2	q=4	q=8	Q=16	q=2	q=4	q=8	q=16	
Argentina	VR	1,05 (1,052)	1,07 (0,844)	1,25 (1,645)	1,41 (1,870)	1,09 (1,429)	1,16 (1,362)	1,31 (1,470)	1,45 (1,397)	(-)
Brasil	VR	1,11* (2,456)	1,40* (4,899)	2,07* (7,168)	3,09* (9,445)	1,28* (4,536)	1,76* (6,543)	3,02* (9,478)	5,25* (13,299)	(-)
Colômbia	VR	1,19* (4,385)	1,50* (6,048)	1,93* (6,232)	2,40* (6,339)	1,27* (4,287)	1,65* (5,547)	2,12* (5,254)	2,68* (5,257)	(1)
Chile	VR	1,23* (5,262)	1,52* (6,376)	1,94* (6,305)	2,32* (5,979)	1,28* (4,536)	1,72* (6,144)	2,40* (6,605)	3,26* (7,060)	(2)
México	VR	1,10 <sup>e</sup> (2,368)	1,29* (3,586)	1,60* (4,035)	1,62* (2,803)	1,14 <sup>e</sup> (2,299)	1,37* (3,155)	1,73* (3,448)	1,89* (2,794)	(1)
Venezuela	VR	1,14* (3,157)	1,31* (3,797)	1,70* (4,679)	2,17* (5,266)	1,12 (1,926)	1,28* (2,391)	1,51* (2,411)	1,83* (2,613)	(2)
EUA	VR	0,96 (-0,965)	1,01 (0,094)	1,27 (1,797)	1,82* (3,689)	0,88 (-1,926)	0,76 <sup>c</sup> (-2,026)	0,70 (-1,418)	0,78 (-0,691)	(C)

Notas:

- i) O período 1990-1999 contém 522 observações semanais, preço de fechamento na Quarta-feira dos índices de 1 subperíodos abrangem 261 observações cada;
- ii) VR indica o quociente de variância calculado através da Equação [40a], e S o teste de significância dado pela Equ
- iii) \* Indica significância estatística ao nível de 0,05 (valor crítico *Studentized Maximum Modulus* a 5% = 2,388);
- iv) <sup>e</sup> Indica erro de inferência na qual o quociente de variância é considerado significativo de acordo com a distribui mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *Studentized Maximum Modulus*;
- v) Na tentativa de amenizar possíveis efeitos da crise do México (ocorrida no final do ano de 1994, com efeito ocasionada pela fuga maciça do capital internacional desse mercado, os quocientes de variância foram recalculada amostra as observações referentes aos meses de Janeiro, Fevereiro e Março de 1995, em que ficou evidenciada um mais elevado foi 1,34 para q=10 com (1,559).