

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – MESTRADO

**ANÁLISE EMPÍRICA DA RELAÇÃO ENTRE MERCADO  
ACIONÁRIO E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: DE 1972 A 2003**

Luiz Otavio Gomes de Oliveira

Florianópolis, fevereiro de 2006

**LUIZ OTAVIO GOMES DE OLIVEIRA**

**ANÁLISE EMPÍRICA DA RELAÇÃO ENTRE MERCADO  
ACIONÁRIO E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: DE 1972 A 2003**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Economia e Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

Florianópolis, fevereiro de 2006

O48a Oliveira, Luiz Otavio Gomes de  
Análise empírica da relação entre mercado acionário e variáveis  
macroeconômicas: 1972 a 2003. / Luiz Otavio Gomes de Oliveira. –  
Florianópolis, 2006.  
112 f.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em  
Economia da Universidade Federal de Santa Catarina para obtenção  
do título de Mestre em Economia.

1. Mercado Financeiro. 2. Variáveis Macroeconômicas 3. Mercado  
de Capitais. I. Título.

## AGRADECIMENTOS

*Ao professor Dr. Roberto Meurer por sua orientação e incentivo para realização do presente trabalho.*

*Aos meus pais, meus irmãos e minhas duas avós por seu constante incentivo e compreensão durante toda a dissertação.*

*Aos meus amigos e colegas de curso, em especial a Vanderlei Sartori, Álvaro Dezidério da Luz, Manfredo Meyer, Fernando Motta, André Portela; todos mestres do mesmo curso.*

**ANÁLISE EMPÍRICA DA RELAÇÃO ENTRE MERCADO  
ACIONÁRIO E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: DE 1972 A 2003**

**LUIZ OTAVIO GOMES DE OLIVEIRA**

Esta dissertação foi julgada adequada para obtenção do título de Mestre em Economia (Área de concentração em economia e finanças) e aprovada, na sua forma final, pelo curso de pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina.

---

Prof. Dr. Roberto Meurer  
Coordenador do Programa

Apresentada à Comissão Examinadora integrada pelos seguintes membros:

---

Prof. Dr. Roberto Meurer  
Orientador

---

Prof. Dr. Newton C. A. da Costa Jr.  
Membro Titular

---

Prof. Dr. Mohamed Amal  
Membro Titular

## RESUMO

Um dos temas econômicos mais controversos é a relação entre bolsa de valores e a atividade econômica. A partir da década de 90, assistiu-se a uma verdadeira explosão no valor das companhias em bolsas de valores (capitalização de mercado ou *Mark cap*) onde a capitalização do mercado mundial somava USD 8,89 trilhões em 1990 e saltou para USD 31,2 trilhões em 2003. Esta pesquisa objetiva demonstrar empiricamente esta relação para Alemanha, Brasil, Cingapura, Espanha, França, Itália, Japão, Reino Unido e os Estados Unidos. Para auxiliar a explicar o comportamento dos índices de bolsa de valores, utiliza-se taxa real de juros interbancário, índice de preços ao consumidor e taxa de câmbio. Para estes países, a taxa de juros e a atividade econômica (PIB) foram empiricamente comprovadas as relações previstas pela teoria econômica. O índice de preços ao consumidor não teve significância estatística, e para o câmbio os resultados são contraditórios assim como a relação econômica entre câmbio e índice de bolsa de valores, porém sugerem uma relação positiva onde desvalorização eleva o índice de bolsa de valores.

## ABSTRACT

One of the most controversial economic themes is the relation between stock exchanges and economic activity. Since the 90's decade, there have been seen a real explosion of the value of the stock exchange companies (market capitalization) where the world market capitalization summed 8,89 trillions of American dollars in 1990 and went up to 31,2 trillions of American dollars in 2003. This research target to demonstrate empirically this relation for Germany, Brazil, Singapore, Spain, France, Italy, Japan, United Kingdom and United States. To aid the explanation of the behavior of stock exchanges indexes we used real banking interest rate, consumer price index and exchange rate. To these countries the interest rate and Gross National Product were empirically testified by the forecast relations of the economical activity. The consumer price index doesn't have statistically significance, and for the exchange rate the results are contradictory as well as the economic relation between exchange rate and the stock exchange index, however suggest a positive relation where a devaluation rise the stock exchange index.

## **SUMÁRIO**

<b>1 INTRODUÇÃO</b>	<b>11</b>
<b>1.1 APRESENTAÇÃO</b>	11
<b>1.2 OBJETIVOS</b>	13
	13
<b>1.2.1 Geral</b>	14
<b>1.2.2 Específicos</b>	14
<b>1.3 METODOLOGIA</b>	14
<b>2 REVISÃO DA LITERATURA ECONÔMICA</b>	<b>17</b>
<b>2.1 HIPÓTESE DO MERCADO EFICIENTE</b>	17
<b>2.2 O MERCADO ACIONÁRIO NA ECONOMIA</b>	21
<b>2.3 O VALOR PRESENTE DAS AÇÕES</b>	26
<b>2.4 RELAÇÃO ENTRE VARIAÇÕES NOS PREÇOS DAS AÇÕES E ATIVIDADE ECONÔMICA.</b>	28
<b>2.5 RELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS MACROECONOMICAS E O MERCADO DE AÇÕES</b>	31
<b>2.5.1 Modelo de Fisher</b>	32
<b>2.5.2 Mercado de Ações e Inflação</b>	33
<b>2.5.3 Mercado de Ações e a Atividade Econômica</b>	35
<b>2.5.4 Mercado de Ações e a Taxa de Juros</b>	37
<b>2.5.5 Mercado de Ações e a Taxa de Câmbio</b>	43
<b>3 ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS</b>	<b>47</b>
<b>3.1 VERIFICAÇÃO DE ESTACIONARIDADE DAS SÉRIES</b>	47



	9
<b>3.2 ANÁLISE DOS DADOS</b>	51
<b>3.2.1 Alemanha</b>	52
<b>3.2.2 Brasil</b>	57
<b>3.2.3 Cingapura</b>	62
<b>3.2.4 Espanha</b>	66
<b>3.2.5 França</b>	70
<b>3.2.6 Itália</b>	74
<b>3.2.7 Japão</b>	77
<b>3.2.8 Reino Unido</b>	82
<b>3.2.9 Estados Unidos</b>	86
<b>3.3 CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	90
<b>4 CONCLUSÃO</b>	95
<b>REFERÊNCIAS</b>	98
<b>ANEXOS</b>	103

**LISTA DE ILUSTRAÇÕES**

<b>TABELA 1: Síntese dos dados: Alemanha</b>	53
<b>TABELA 2: Teste ADF para a Alemanha</b>	53
<b>TABELA 3: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Alemanha)</b>	54
<b>TABELA 4: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Alemanha)</b>	57
<b>TABELA 5: Síntese dos dados: Brasil</b>	57
<b>TABELA 6: Teste ADF para o Brasil</b>	58
<b>TABELA 7: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Brasil)</b>	59
<b>TABELA 8: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Brasil)</b>	61
<b>TABELA 9: Síntese dos dados: Cingapura</b>	62
<b>TABELA 10: Teste ADF para Cingapura</b>	63
<b>TABELA 11: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Cingapura)</b>	64
<b>TABELA 12: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Cingapura)</b>	65
<b>TABELA 13: Síntese dos dados: Espanha</b>	66
<b>TABELA 14: Teste ADF para a Espanha</b>	67
<b>TABELA 15: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Espanha)</b>	68
<b>TABELA 16: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Espanha)</b>	69
<b>TABELA 17: Síntese dos dados: França</b>	70
<b>TABELA 18: Teste ADF para a França</b>	71
<b>TABELA 19: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (França)</b>	72

	11
TABELA 20: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (França)	73
TABELA 21: Síntese dos dados: Itália	74
TABELA 22: Teste ADF para a Itália	74
TABELA 23: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Itália)	75
TABELA 24: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Itália)	77
TABELA 25: Síntese dos dados: Japão	78
TABELA 26: Teste ADF para o Japão	79
TABELA 27: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Japão)	80
TABELA 28: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Japão)	81
TABELA 29: Síntese dos dados: Reino Unido	82
TABELA 30: Teste ADF para o Reino Unido	83
TABELA 31: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Reino Unido)	84
TABELA 32: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Reino Unido)	85
TABELA 33: Síntese dos dados: Estados Unidos	86
TABELA 34: Teste ADF para os Estados Unidos	87
TABELA 35: Equação utilizando os períodos t-1, t-2, t, t+1 e t+2 (Estados Unidos)	88
TABELA 36: Equação utilizando os períodos t-1, t-2 e t (Estados Unidos)	89
TABELA 37: Resumo para todos os países nos períodos t-2, t-1, t, t+1 e t+2	90
TABELA 38: Resumo para todos os países nos períodos t-2, t-1 e t	92

**LISTA DE ANEXOS**

<b>ANEXO A: Séries completas para a Alemanha</b>	103
<b>ANEXO B: Séries completas para o Brasil</b>	104
<b>ANEXO C: Séries completas para Cingapura</b>	105
<b>ANEXO D: Séries completas para a Espanha</b>	106
<b>ANEXO E: Séries completas para a França</b>	107
<b>ANEXO F: Séries completas para a Itália</b>	108
<b>ANEXO G: Séries completas para o Japão</b>	109
<b>ANEXO H: Séries completas para o Reino Unido</b>	110
<b>ANEXO I: Séries completas para os Estados Unidos</b>	111

## 1 INTRODUÇÃO

### 1.1 APRESENTAÇÃO

Um dos controversos temas econômicos é a relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico. O desenvolvimento causa crescimento econômico, ou o desenvolvimento financeiro ocorre como consequência de uma demanda feita pelo próprio crescimento econômico de uma nação?

A partir da década de 90, os movimentos financeiros de divisas entre os países vêm crescendo a taxas exponenciais. Com uma maior abertura da legislação no que se refere à livre movimentação de capitais de países desenvolvidos e em desenvolvimento ou emergentes, aliado ao avanço extraordinário da telemática (informática com telecomunicações); verdadeiras fortunas mudam de nação em menos tempo do que jamais fora visto antes.

Uma crescente literatura argumenta que o mercado acionário fornece serviços que estimulam o crescimento econômico, como Greenwood e Smith (1997) demonstraram. Os autores exibiram como grandes mercados de ações podem baixar os custos na movimentação de poupanças e consequentemente facilitarem investimentos em tecnologias mais produtivas e lucrativas. Além disto, Bencivenga, Smith e Starr (1995) argumentam que a liquidez do mercado acionário – habilidade de negociar rapidamente e a baixos custos – é importante para o crescimento; pois muitos dos investimentos considerados como lucrativos exigem grandes comparecimentos de capital, e levam tempo na maturação e início de seus retornos. Assim como poupadores não se sentem muito confortáveis em estar sem total controle sobre suas poupanças por longos períodos, mercados de ações líquidos

diminuem esta fricção existente entre poupadores e tomadores de empréstimos; facilitando e barateando as vendas dos poupadores e provendo um grande acesso ao capital necessitado pelos tomadores de longo prazo. Além disso, mercados líquidos aumentam os incentivos em buscar as mais recentes informações possíveis, o que implementa e aprimora a governança corporativa. Finalmente, Obstfeld (1994) demonstra que a diversificação internacional do risco através de mercados acionários internacionalmente integrados melhora a alocação de recursos e pode acelerar a taxa de crescimento econômico. Os resultados obtidos por King e Levine (1993) sugerem uma importante conexão entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento a longo prazo como sugerido por Schumpeter (1982) – onde a inovação tecnológica é a força motriz do crescimento, e o que causa inovação tecnológica é a habilidade do setor financeiro em estender o crédito ao empresário/empreendedor. Muitos economistas argumentam que sistemas financeiros mais desenvolvidos têm maior facilidade na identificação de projetos lucrativos, exercendo controle corporativo, mobilizando poupanças, fornecendo maior facilidade no gerenciamento de riscos e facilitando as transações – aceleram o crescimento econômico.

As recentes leituras econômico-financeiras sobre o assunto sugerem que os mercados acionários afetam:

- Liquidez;
- Controle corporativo;
- Diversificação de risco;
- Mobilização de poupanças;
- Aquisição de informações atualizadas sobre as firmas.

Alterando a qualidade e variedade destes serviços, a taxa de crescimento de uma nação pode ser alterada pelo funcionamento de seus mercados acionários.

Este trabalho não tem por objetivo discutir os fatores do mercado financeiro que auxiliam ou dificultam o crescimento econômico de uma nação, e sim fazer uma análise entre índice de mercado acionário e crescimento econômico. Para auxiliar e aprofundar esta análise, usaremos dados macroeconômicos como taxa de juros reais interbancárias, índice de preços ao consumidor (CPI) e taxa de câmbio em relação ao dólar norte-americano. Será analisada a economia brasileira, além de Cingapura, Espanha, França, Itália, Alemanha, Reino Unido, Japão e Estados Unidos. Outros países, que previamente teriam a possibilidade de estar neste trabalho como Argentina, México, Indonésia, Hong Kong, Malásia, Coréia do Sul e África do Sul ficaram impossibilitados de comparecer devido à falta de dados em relação aos índices de mercado no período anterior a 1987. Em especial, merece destaque a cooperação do Banco Central da Espanha e de Cingapura devido ao envio de dados como taxa de juros ao consumidor do período que não constavam no *IFS* (Estatísticas financeiras internacionais do FMI).

## **1.2 OBJETIVOS**

### **1.2.1 Geral:**

Verificar as relações existentes entre o desempenho dos índices do mercado acionário e algumas variáveis macroeconômicas no período de 1972 a 2003.

### 1.2.2 Específicos

Definir relações existentes entre mercado acionário e as variáveis macroeconômicas (taxa de juros, índice de preços ao consumidor, taxa de câmbio e PIB).

Verificar se a teoria se aplica aos países: Brasil, Cingapura, Japão, Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha, França, Itália e Espanha.

Verificar a capacidade do mercado acionário de antecipar as variações econômicas.

### 1.3 METODOLOGIA

Os dados a serem utilizados foram extraídos do *IFS* (International Financial Statistics), divisão do Fundo Monetário Internacional (FMI). Foram coletadas estatísticas de países desenvolvidos, recentemente industrializados (NICs – New Industrialized Countries) e emergentes. Entre os desenvolvidos, estão os europeus Alemanha, França, Itália, Espanha e Reino Unido; o Japão e os Estados Unidos. Já Hong Kong e Cingapura são os Nics e Argentina, Brasil, México, África do Sul, Malásia, Indonésia e Coréia do Sul figuram entre os emergentes. Uma curiosidade, é que estes nomes *emerging markets* e *Nics*, *new industrialized countries* – foram adotados, segundo Partnoy (1999) por bancos de investimento de Wall Street, centro financeiro dos Estados Unidos, por terem maior apelo junto aos compradores de títulos destes países. Então, segundo ele, nada mais é do que marketing.

Seguirá uma descrição de onde foram retirados os dados de cada país visto que nem todos estavam disponíveis no *IFS*. Começando pelos países europeus - Alemanha, França,



Itália, Espanha e Reino Unido, os dados referentes às taxas de câmbio e juros, índice de preços ao consumidor e produto interno bruto – PIB foram obtidos no *IFS*. Os dados de câmbio no *IFS* referem-se à taxa de câmbio oficial do governo no último dia útil do ano. Para a taxa de juros, foram utilizadas as taxas de juros reais interbancárias. Fazem-se duas exceções aqui. A primeira, a partir de 1999 os países que entraram na zona do Euro – Alemanha, França, Espanha e Itália – tiveram seus dados convertidos de Euro para a antiga moeda local através da paridade em relação ao Euro. Segundo, dados referentes ao índice de preços ao consumidor de 1972 e 1973 da Espanha foram conseguidos no site do Banco Central da Espanha. Dos outros países, todos os dados referentes às taxas de câmbio e juros, índice de preços ao consumidor e o PIB foram conseguidos no *IFS*. A inexistência dos dados a partir de 1972 de países como Argentina, México, África do Sul, Indonésia e Coreia do Sul referentes à taxa de juros, que não constavam no *IFS* e não existiam em seus respectivos bancos centrais.

Em relação ao índice das bolsas de valores destes países, todos os dados foram coletados no site do Morgan Stanley Capital International. No *MSCI* existem praticamente todos os dados referentes a títulos, moedas, commodities e índices de mercado e suas respectivas séries históricas de países com economia de mercado. Infelizmente, alguns emergentes não tinham suas séries completas. Para os países industrializados e *NICs* todos os dados foram coletados referentes a 1972 a 2003. O índice da bolsa sul-africana inicia somente em 1992. Para Argentina, além de não existir dados referentes à taxa de juros antes de 1980 no *IFS*, o índice Merval da bolsa de Buenos Aires inicia-se somente em 1987 no *MSCI*. Para Coreia do Sul, no período de 1972 a 1976 não existem dados referentes à taxa de juros no *IFS* e também não antes de 1987 referentes ao índice Kospi da Bolsa de Seul no *MSCI*. Já para Hong Kong, não existem dados referentes à taxa de juros para o período

antes de 1990 e nem o índice de preços ao consumidor para o período anterior a 1981. Na Indonésia nos deparamos com o mesmo problema em relação à taxa de juros, porém somente 1972 e 1973 estão ausentes no *IFS*. Já para o índice da bolsa de Jacarta anterior a 1987 também estão inexistentes no *MSCI*. Para a Malásia não existiam dados referentes ao índice da bolsa de valores de Kuala Lumpur anterior a 1987 assim com não constava o índice da bolsa do México para o mesmo período. Para o período de 1972 a 1975 não constava no *IFS* a taxa de juros para o México. Por esse motivo, como os dados não estão completos para análise das séries, Argentina, México, África do Sul, Indonésia, Hong Kong, Malásia e Coréia do Sul foram excluídos deste trabalho.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 HIPÓTESE DO MERCADO EFICIENTE

A hipótese de mercado eficiente é a simples declaração de que os preços dos títulos refletem inteiramente toda a informação disponível. Fama (1970) resumiu sua idéia em seu clássico artigo escrevendo “um mercado no qual os preços *refletem totalmente* a informação disponível é chamado *eficiente*”

Mais recentemente, Malkiel (1992) oferece uma definição mais explícita, como segue,

um mercado de capitais é dito ser eficiente se corretamente reflete toda informação disponível na determinação do preço dos títulos. Formalmente, o mercado é dito ser eficiente com respeito a todo conjunto de informações se os preços dos títulos/ativos não são afetados pela revelação desta informação a todos participantes. Além do mais, eficiência com respeito a um conjunto de informações implica na impossibilidade de auferir lucros econômicos em negócios com bases neste conjunto de informações. (MALKIEL, 1992, p.1320)

A primeira sentença de Malkiel repete a definição de Fama. A segunda sentença sugere que a eficiência de mercado pode ser testada revelando novas informações aos participantes do mercado e medindo reações dos preços dos títulos. Se os preços não se alteram quando a informação é revelada, o mercado é eficiente no que diz respeito à informação. A terceira sentença, segundo Campbell (1997) sugere um comparativo entre investidores e não profissionais, e os investidores profissionais. Se os investidores profissionais não obtiverem maior retorno, após ajustamento de risco, em relação aos investidores não profissionais, o mercado é dito eficiente no que diz respeito a obtenção de lucros através das informações.

Existem versões mais detalhadas da *Hipótese dos mercados eficientes*. Para Fama (1970) existem três versões. Sob a forma *fraca* da hipótese de mercado eficiente, o autor afirma que os preços das ações refletem qualquer informação contida no histórico passado do preço desta ação. Ele demonstra esta forma fraca usando um exemplo que a torna mais clara ao entendimento. Suponha que uma ação tenha seu preço acrescido sempre no primeiro dia de negociação do ano, e decrescido também no último dia do ano. Isto tomando como base um padrão histórico, todo ano o mesmo efeito ocorre. Então, investidores mais atentos vão tentar comprá-la nos primeiros minutos do primeiro dia de negociação do ano para auferirem algum lucro. Percebendo que sua estratégia não terá sucesso, pois todos tentarão a mesma coisa, comprarão nos anos seguintes a ação nas últimas horas de negociação do último dia do ano, supondo que este seja o dia que ela tem decréscimo em seu preço. Com compras realizadas nas últimas horas do último dia de negociação do ano, os preços não terão um decréscimo tão acentuado como em anos anteriores e com o passar do tempo nivela o último dia de negociação com o primeiro do ano seguinte, tornando-se assim indiferente comprar no último ou no primeiro dia.

Já sob a forma *semiforte* da hipótese de mercado eficiente, Fama (1970) afirma que toda informação pública disponível sobre a empresa esta inteiramente refletida nos preços, incluindo o passado histórico do preço da ação. Finalizando, sob a forma *forte* da hipótese de mercado eficiente, esta sugere uma eficiência de mercado ao extremo e *toda* a informação esta refletida nos preços. *Toda* significa além da informação pública disponível, também as informações que somente certo grupo tem – participantes da administração da empresa ou conselho de administração e investidores profissionais com acesso a estas pessoas – a chamada *informação privilegiada*. Sob esta forma, aqueles que possuem

*informações privilegiadas* agem comprando ou vendendo suas posições e seus movimentos afetam os preços dos títulos, rapidamente estes se ajustariam a fim de refletir estas *informações privilegiadas*.

O principal papel do mercado de capitais é a alocação de recursos do estoque de capital de uma economia. Segundo Fama (1970), em termos gerais, o ideal é um mercado onde os preços sustentam sinais exatos da alocação de recursos, que são: um mercado no qual as empresas possam fazer decisões de produção-investimento, e investidores possam escolher entre os títulos que representam propriedade relativa a atividade da empresa sob a hipótese que o preço do título reflita em qualquer momento toda a informação disponível. Um mercado onde preços sempre reflitam integralmente informações disponíveis é chamado *eficiente*.

A equação (2.1) descreve a teoria dos mercados eficientes segue abaixo:

$$E(p_{j,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(r_{j,t+1} | \Phi_t)]p_{j,t} \quad (2.1)$$

Onde  $E$  é o operador do valor esperado;  $P_{j,t}$  é o preço do título  $j$  no tempo  $t$ ;  $P_{j,t+1}$  o preço do título no tempo  $t+1$ ,  $r_{j,t+1}$  é o percentual de retorno para um período  $(P_{j,t+1} - P_{j,t})/P_{j,t}$ ;  $\Phi$  é o símbolo padrão para qualquer que seja o conjunto de informações assumida para ser totalmente refletida no preço no tempo  $t$ .

Podemos testar a eficiência de mercado segundo Campbell (1997), apesar de existirem modelos para realizar tais testes, existem algumas sérias dificuldades na interpretação dos resultados. Primeiro, segundo o autor, qualquer teste de eficiência deve assumir um modelo de equilíbrio o qual define o retorno normal dos títulos. Se a eficiência

for rejeitada, poderia ser causada porque o mercado realmente é ineficiente ou porque um modelo incorreto de equilíbrio foi assumido. Para o autor, o segundo fator seriam retornos anormais existirão se houver custo na coleta e processamento das informações, como os caros sistemas de cotações e informações em tempo real como Bloomberg e Reuters. Estes retornos são necessários para compensar os investidores por sua coleta e processamento destas informações e não são anormais quando estes custos entram na contabilidade geral do lucro.

A teoria sobre eficiência dos mercados financeiros e as extensas pesquisas que a investigam formam a base intelectual para os argumentos contra a idéia de que mercados são vulneráveis à exuberância excessiva ou às bolhas. *A hipótese dos mercados eficientes* afirma que todos os preços financeiros refletem precisamente todas as informações públicas em qualquer época. Em outras palavras, os preços dos ativos financeiros são sempre determinados corretamente, dado o que é conhecido publicamente, em qualquer período de tempo. Os preços podem parecer altos ou baixos demais às vezes, mas de acordo com esta teoria essa aparência deve ser uma ilusão.

Visto a hipótese de mercado eficiente, faz-se uma reflexão sobre bolhas especulativas nas bolsas de valores. Segundo a hipótese de mercado eficiente, primeiro uma bolha reflete, naquele momento, as expectativas dos investidores acerca da economia, visto que os preços dos títulos refletem inteiramente as informações sobre as ações. Por esta hipótese, uma bolha nada mais seria do que uma previsão para um futuro brilhante de uma economia.

Uma bolha especulativa, segundo Shiller (2000, p.3) “é um aumento não sustentável nos preços causado pelo comportamento comprador dos investidores, e não por informações fundamentais e genuínas sobre as ações”.

Por exemplo, o índice Dow Jones (índice industrial da Bolsa de Nova Iorque) estava em torno de 3.600 pontos em março de 1994. Em dezembro de 1999 superou os 11.000 pontos, mais do que triplicando em cinco anos, um aumento total nos preços superior a 200%. Entretanto, no mesmo período, os indicadores econômicos básicos não chegaram nem perto de triplicar. O produto interno bruto (PIB) subiu cerca de 25,3%. Visto isto, o aumento dos preços das ações parece ser injustificado.

Em suma, segundo Shiller (2000, p.172) “preços das ações têm claramente uma vida própria; eles não respondem simplesmente aos lucros ou dividendos. Nem parece que são determinados apenas pelas informações sobre os lucros ou dividendos futuros”.

Concluindo, vários estudos foram feitos para testar a hipótese dos mercados eficientes, e seus resultados são divergentes. Enquanto alguns sugerem a hipótese de eficiência fraca ou semi-forte, outros a descartam completamente mostrando que os preços dos ativos seguem as expectativas dos agentes financeiros e estes nem sempre são racionais.

## **2.2 O MERCADO ACIONÁRIO NA ECONOMIA**

Na década de 90, assistiu-se a uma verdadeira explosão no valor das companhias em bolsas de valores (capitalização de mercado ou *Mark cap*). Para se ter uma idéia do montante, de acordo com o site da Federação Internacional das Bolsas de Valores (FIBV), a capitalização do mercado mundial somava USD 8,89 trilhões em 1990 e saltou para USD 31,2 trilhões em 2003.

A liquidez pode afetar a atividade econômica através da diminuição da fricção existente entre tomadores e poupadores. Muitos dos projetos de retorno atrativos requerem

comprometimento de capital a longo prazo e os emprestadores geralmente não gostam de ficar longos períodos sem total controle de suas economias. O mercado acionário funciona como intermediário e suaviza esta fricção existente entre poupadores e tomadores de empréstimos; podendo até dizer que sem a existência de um mercado acionário líquido, muitos projetos lucrativos não sairiam do papel. Como mostraram Levine, Zervos (1996, p.7) “mercados de ações devem crescer para promover liquidez: poupadores têm ativos líquidos – como ações – enquanto firmas têm permanente uso do capital emitindo ações.” Num mercado de ações líquido, os detentores de participações nos projetos/empresas – em forma de ações – podem sair destes projetos/empresas, por existir a possibilidade de não pagarem dividendos por longos períodos, rapidamente e com baixos custos, podendo esses poupadores desfazer-se de seus investimentos no momento escolhido, sem perder o acesso a suas poupanças. Portanto mercados líquidos favorecem projetos e empreendimentos lucrativos a longo prazo, promovendo a alocação de capitais mais eficientemente.

Como o objetivo desta pesquisa não é discutir fluxos internacionais de capitais, nem os facilitadores ou complicadores existentes no mercado financeiro a fim de melhorar o crescimento econômico; ateremos-nos às relações entre o mercado acionário e a atividade econômica.

O controle corporativo é outro fator extremamente beneficiado com o mercado acionário. O preço das ações reflete estratégias, gerência, posição de mercado da empresa, setor a que pertence entre outras, o que alinha os interesses dos dirigentes da empresa aos dos donos do negócio, que são os acionistas.

A diversificação de risco através de mercados acionários integrados internacionalmente é outro vetor que afeta o crescimento econômico. A diversificação de



risco oferecida pelo mercado acionário estimula os projetos mais arriscados e por isto mais lucrativos, pois seus sócios/acionistas podem facilmente diluir este risco em outras ações.

Por último, os mercados acionários promovem a aquisição de informações sobre as empresas de forma bastante saudável. Para não serem pegos de surpresa por fatos relevantes no que se refere à devida empresa, seus acionistas vão estar constantemente se atualizando sobre a empresa, e os que antes descobrirem, poderão lucrar com isto. Pela simples possibilidade do lucro, ou para evitar perdas, investidores/acionistas são estimulados a monitorar estas firmas. Como disse Levine, Zervos (1996, p.8) “melhores informações sobre as firmas vão melhorar a alocação de capital e estimular o crescimento econômico”.

O argumento para a relação preços das ações e a real atividade econômica vem do modelo padrão onde o preço das ações de uma determinada empresa é igual ao valor presente esperado dos lucros futuros ou dividendos desta empresa. Como disse Filer, Hanousek e Campos (1999, p.2) “os preços correntes do mercado acionário devem representar o descontado valor presente dos lucros futuros”. Mais, “as condições financeiras e as decisões de investimentos de uma empresa são relacionadas aos lucros e as condições de negócio, ambas corrente e antecipadamente espelhadas nos preços de suas ações” Hassapis, Kalyvitis (2000, p.543).

Além disso, Eugene Fama em um artigo publicado no *Journal of Finance* em 1990, mostra que para a economia norte americana no período de 1953 a 1987, os retornos das ações são significantes na explicação do futuro da atividade econômica, ou como ele mesmo disse,

retornos de ações trimestrais ou anuais são altamente correlacionados com futuras taxas de crescimento da produção. [...] retornos passados de ações são significantes na explanação da corrente taxa de crescimento da

produção, e conseqüentemente, futuras taxas de crescimento da produção são significantes na explicação dos atuais retornos das ações. (FAMA, 1990, p.1090).

Para finalizar este raciocínio, “[...] o mercado acionário é um informante passivo da futura atividade econômica assim como os preços das ações reagem imediatamente a novas informações sobre a futura atividade real bem antes de eles ocorrerem” em (BISWANGER, 1998, p. 2).

O sistema financeiro tem papel fundamental na canalização de recursos de agentes que os possuam para agentes que encontram escassez de recursos.

Existem dois tipos de sistemas financeiros; os que são baseados em crédito como Alemanha e Áustria, e o sistema financeiro baseado nos mercados de capitais como na Inglaterra e nos Estados Unidos. De forma bastante simples, podemos dizer que o sistema baseado em crédito, as empresas usam crédito fornecido pelos bancos e estes recebem um *spread* (diferença) da taxa juros cobrada. Já os sistemas baseados em mercado de capitais, as empresas preferem usar o próprio mercado para tomar recursos, seja na forma de debêntures ou emissão de ações e/ou novas ações.

O estudo de Kaufmann, Valderrama (2004) demonstra a diferença entre ambos quanto ao efeito dos empréstimos destinados aos gastos para consumidores e corporações não financeiras. No caso de sistema financeiro baseado em crédito, as corporações não têm seus investimentos dirigidos pelos empréstimos e para os consumidores esse efeito é assimétrico nos gastos em consumo. Já para os sistemas baseados em mercados, ocorre o inverso, onde os consumidores não têm seu consumo dirigido pelos empréstimos, e as empresas não financeiras sofrem efeito assimétrico nos gastos em consumo. Quando falamos dos efeitos da taxa de juros sobre a variável do gasto, o mesmo estudo afirma no sistema financeiro baseado em crédito, as corporações não financeiras não sofrem efeitos

nos investimentos, e o efeito é assimétrico para o consumo dos consumidores. Já para o sistema financeiro baseado nos mercados de capitais, ocorre exatamente o inverso, efeito assimétrico para investimento nas corporações não financeiras e nenhum efeito no consumo dos consumidores.

Kaufmann, Valderrama (2004) concluem que os mercados de crédito atuam como propagadores de choques e tem efeitos não lineares sobre a economia real. No sistema baseado em crédito os efeitos dos choques são suavizados, enquanto no baseado em mercado observa-se uma amplificação dos efeitos durante os períodos de condições econômicas favoráveis.

De maneira mais generalizada, o sistema financeiro faz a realocação de recursos dos que não tem oportunidades de investimentos produtivos, ou não os conheçam para os que possuem oportunidades de investimentos produtivos. Segundo Mishkin (1999), são dois os tipos de financiamento existentes: o financiamento direto onde os que têm excesso de recursos ou emprestadores transferem recursos diretamente aos tomadores através de mercados de capitais – como bolsa de valores e bolsa de mercadorias e futuros – e o financiamento indireto onde os emprestadores colocam seus recursos nos intermediários financeiros e os bancos os repassam a terceiros.

Será destacado no presente trabalho o mercado primário que é o financiamento direto através de bolsa de valores.

Em relação aos preços dos ativos, os mesmos podem ser interpretados como os valores descontados dos fluxos de pagamentos futuros (dividendos) e estes incorporam as expectativas referentes à futura lucratividade das empresas assim como as taxas de desconto. A taxa de desconto utilizada para se obter o valor presente do ativo será a taxa de juros de longo prazo. Taxas de juros mais elevadas reduzem os lucros das empresas, através

de seu endividamento, e por consequência afetam negativamente as perspectivas de seus futuros fluxos de caixa.

As variações dos valores dos ativos têm elevado impacto na economia. Os mecanismos que fazem a ligação entre o mercado acionário e a economia real podem ser tanto no que diz respeito a decisões de investimento e dos balanços das empresas como os efeitos riqueza e liquidez das famílias.

A teoria  $q$  de Tobin (Tobin, 1969) – valor de mercado da empresa dividido pelo custo de reposição de capital – é um importante mecanismo para se verificar como as variações nos preços dos ativos afetam a economia através de decisões de investimento empresarial. Segundo Tobin (1969), uma redução nas taxas de juros torna os títulos do governo menos lucrativos, e por consequência, menos atrativos se comparado às ações, e elevando assim a demanda por ações e consequentemente seus valores. Desta maneira, uma elevação dos preços das ações reduz os custos de capital e eleva os níveis de investimento e de produção das empresas.

Uma elevação nos preços das ações aumenta o valor das riquezas das famílias; o que pelo modelo de ciclo de vida de Modigliani (1971) eleva os recursos a serem gastos com consumo durante a vida do consumidor. Já um abalo nos preços das ações traz um efeito contrário nos gastos com consumo, pois torna os consumidores mais incertos quanto ao futuro da economia, levando-os a pouparem mais reduzindo assim os gastos com consumo.

### **2.3 O VALOR PRESENTE DAS AÇÕES**

Neste item vamos discorrer sobre as relações entre o valor presente de uma ação e sua relação com o índice de mercado (Bovespa no caso brasileiro, Dow Jones no caso

norte-americano, por exemplo). Existem várias maneiras para se verificar o funcionamento dos mercados acionários. Daremos ênfase no presente trabalho ao valor presente, derivado da teoria de expectativas racionais adaptadas aos mercados acionários. A aplicação deste modelo deu origem à teoria dos mercados eficientes, descrita no anteriormente. O valor presente de uma ação engloba além das expectativas de dividendos futuros, também a taxa de desconto (a taxa livre de risco). Segundo Robert J. Shiller (1981), o simples modelo de mercados eficientes (2.2) advoga que:

$$P_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+t} E_t D_{t+k} \quad ; \quad 0 < \gamma < 1 \quad (2.2)$$

Onde  $D_t$  é o dividendo real pago no tempo  $t$ ;  $E_t$  é a expectativa matemática condicionada a informação disponível no momento  $t$ ; e  $\gamma$  é o fator real constante de desconto. Shiller (1981) define constante a taxa de juros real  $r$ , então  $\gamma = 1/(1+r)$ . O retorno da ação, para mantê-la por um período [ $H \equiv (\Delta P_{t+1} + D_t)/P_t$ ] é o retorno por comprá-la no período  $t$  e vendê-la no período  $t+1$ . O primeiro termo da equação é o ganho de capital enquanto o segundo termo é o dividendo recebido no final do período  $t$ . Ambos os termos são divididos por  $P_t$  a fim de fornecer a taxa de retorno.

A equação (2.2) pode ser reescrita em termos de serie como proporção do fator de crescimento de longo-prazo:  $p_t = P_t / \lambda^{t-T}$ ,  $d_t = D_t / \lambda^{t+1-T}$  onde o fator de crescimento é  $\lambda^{t-T} = (1+g)^{t-T}$ ,  $g$  é a taxa de crescimento e  $T$  é o ano base. Dividindo a (2.2) por  $\lambda^{t-T}$  e substituindo teremos a equação (2.3):

$$p_t = \sum_{k=0}^{\infty} (\lambda\gamma)^{k+1} E_t d_{t+k} \quad (2.3)$$

ou

$$p_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{-k+1} E_t D_{t+k} \quad (2.3')$$

Assim sendo, uma expectativa de incremento nos dividendos futuros, seja por um novo produto, um maior ou mais promissor mercado, uma nova técnica de produção; faz com que o atual valor de uma ação, expressa em  $P_t$  na equação (2.3'), se altere para menos ou para mais.

Shiller (1981) faz uma constatação matemática onde a taxa de crescimento dos dividendos ( $g$ ) deve ser menor do que a taxa de retorno ( $r$ ) para termos preços finitos na equação (2.3). Os preços devem ser finitos para ações visto que elas representam o fluxo de caixa descontado esperado no período  $t$  e se forem ao infinito representaria dizer que os lucros futuros são infinitos que não representa a realidade.

## **2.4 RELAÇÃO ENTRE VARIAÇÕES NOS PREÇOS DAS AÇÕES E ATIVIDADE ECONÔMICA.**

Vamos descrever um simples modelo para a compreensão da relação de variações nos preços das ações e o crescimento do PIB. O preço atual de uma ação nada mais é do que o valor presente de todos os fluxos de caixa esperados, durante um período de tempo relevante. Portanto, o valor de um ativo é determinado, descontando-se os fluxos de caixa

esperados para seu valor presente e usando-se a taxa livre de risco, como a taxa de juros nominal. Podemos expressar o valor de qualquer ativo no tempo 0,  $P_0$ , como:

$$P_0 = \frac{D_0}{(1+i)^1} + \frac{D_1}{(1+i)^2} + \frac{D_2}{(1+i)^3} + \dots + \frac{D_n}{(1+i)^n} ; \quad (2.4)$$

ou

$$P_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{D_t}{(1+i)^t} ; \quad (2.5)$$

Onde:  $P_0$  indica o preço do ativo no tempo 0,  $D_0$  indica o pagamento de dividendos no tempo 0;  $i$  indica a taxa de juros na equação (2.4). Já na equação (2.5),  $P_0$  e  $i$  tem o mesmo significado, e os fluxos de caixa descritos mais extensivamente na equação (2.4) podem ser resumidos em um somatório dos fluxos (dividendos) futuros.

Assim sendo, o valor de mercado de uma bolsa de valores nada mais é do que o somatório dos preços de cada empresa multiplicado pelo número de ações existente para cada empresa (2.6).

$$\text{Valor da empresa} = \sum P_i N_i ; \quad (2.6)$$

Onde:  $P_i$  é o preço da ação atual e  $N_i$  a quantidade de ações que esta empresa possui, sendo o valor de mercado a soma de todos os valores de mercado individuais (de cada empresa listada em bolsa).

A razão valor de mercado e PIB deve estar compreendida entre zero e um valor finito. Demonstraremos o porquê desta constatação: suponha que os dividendos estejam crescendo sistematicamente, e por conseqüência o valor do mercado de empresa também. Se o PIB não crescer, então esta razão irá aumentar. Se no período seguinte, mais uma vez os dividendos continuarem subindo, e o PIB não, então mais uma vez o valor desta razão irá aumentar, até chegar a um ponto onde isto se tornará explosivo, o que é muito improvável. Algebricamente, se os lucros das empresas, expressos em dividendos, subirem sistematicamente e não forem acompanhados pelo crescimento do PIB teremos (2.7):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{VM}{PIB} = \infty \quad (2.7)$$

Para o caso descrito acima, onde os dividendos crescem indefinidamente e por conseqüência o valor de mercado não é acompanhado pelo crescimento do PIB, o limite desta razão quando o tempo tende ao infinito seria infinito, ou explosivo – tende crescer indefinidamente no tempo. Já o caso inverso, se os dividendos então sendo sistematicamente reduzidos, o valor de mercado também o será. Se não houver uma contrapartida no sentido do PIB em decrescimento, então esta razão tenderá a zero o que também é improvável, pois estas empresas deixariam de existir (2.8):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{VM}{PIB} = 0 \quad (2.8)$$



Para deixar mais claro, usaremos a conhecida formula de Gordon (2.9):

$$P_t = D_t \frac{(1+g)^t}{(i-g)^t}; \quad (2.9)$$

Ou mais simplificadamente: 
$$P_0 = \frac{D_1}{i-g}; \quad (2.10)$$

Onde:  $D_t$  é o dividendo respectivo ao tempo  $t$ ,  $g$  é a taxa de crescimento dos dividendos, e  $i$  a taxa de juros. Vemos aqui, na equação (2.10), que a taxa de crescimento não pode ser maior que a taxa de juros, pois se a tivermos, os preços se tornarão não finitos. Por isso, Shiller (1981) afirma que a taxa de crescimento dos dividendos ( $g$ ) deve ser menor do que a taxa de retorno ( $r$ ) para termos preços finitos com a equação (2.2). Portanto, concluímos existir uma razão finita entre valor de mercado e PIB.

## **2.5 RELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O MERCADO DE AÇÕES.**

A partir da década de 70, com a flexibilização das taxas de câmbio e as crises do petróleo e da dívida externa – principalmente na América Latina, a literatura econômica tem recebido grande destaque sobre estas relações. Vários artigos, tanto teóricos como empíricos concentraram seus estudos sobre as relações dos mercados acionários e a variáveis macroeconômicas.

Inicialmente daremos uma breve explanação sobre o modelo de Fisher visto sua extensa utilização empírica como forma de análise entre inflação, juros e mercado de ações.

### 2.5.1 Modelo de Fisher

Este modelo (2.11) relaciona a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. Fisher (1930) afirma que a taxa de juros nominal ( $i$ ) expressa uma taxa de juros real ( $r$ ) acrescida de uma taxa de inflação esperada ( $\pi^e$ ):

$$i = r + \pi^e \quad (2.11)$$

Isolando a taxa de inflação esperada e realizando modificações, teremos (2.12):

$$\pi_t^e = \alpha + i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

Onde:  $\pi_t^e$  a taxa de inflação esperada no tempo  $t$ ,  $\alpha$  representando  $(-r_{t-1})$ ,  $i_{t-1}$  a taxa de juros nominal no tempo  $t-1$  e  $\varepsilon_t$  o erro.

Extrapolando o modelo original de Fisher (1930), é possível testar uma hipótese mais generalizada sob a hipótese dos mercados eficientes, um modelo na qual o retorno esperado e a taxa de inflação esperada variam independentemente, de maneira tal que os investidores sejam compensados pelas variações no poder de compra. A equação dos retornos, sob a hipótese dos mercados eficientes pode ser descrita como:

$$R_t = \alpha_t + \beta E(\pi_t / \phi_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

Onde:  $R_t$  o retorno nominal de mercado no tempo  $t$ ,  $\pi_t/\Phi_{t-1}$  a taxa de inflação no tempo  $t$  condicionada as informações disponíveis pelo investidor para formar suas expectativas,  $E$  é o operador de expectativa matemática, e  $\varepsilon_t$  o ruído branco.

Assim sendo, a equação (2.13) estima o valor esperado dos retornos do mercado acionário como uma função da taxa de inflação esperada. Deste modo, uma estimativa de  $\beta=1$  (ou bem próxima a 1) é condizente com a hipótese fisheriana modificada (2.13) onde os retornos do mercado variam igualmente às variações na taxa de inflação esperada, e por conseqüência, podemos afirmar que os retornos no mercado acionário servem como um hedge (proteção) perfeito contra esta mesma inflação esperada.

### **2.5.2 Mercado de Ações e Inflação**

Neste item iremos explicar sobre as relações entre variação real nos preços das ações e variações nas taxas de inflação. Vasta literatura sobre o tema afirma que os preços dos ativos são inversamente proporcionais as taxas de inflação. Um deles é o artigo de Feldstein (1980) no qual conclui existir relação negativa entre os preços das ações e a taxa de inflação, ressaltando a importância na distinção entre taxas altas de inflação, porém estáveis (*steady inflation*) e taxas de inflação variáveis. Quando a inflação é alta e estacionária, os preços das ações sobem mais rapidamente. Porém, sendo ela estacionária, os preços das ações sobem na proporção de manter a taxa entre os preços das ações e os lucros provenientes delas estáveis em termos reais. Já quando temos uma aceleração da

inflação, esta taxa cai permanentemente pois um aumento da inflação eleva a taxa efetiva do imposto de renda corporativo; levando-se em conta as diferentes legislações tributárias de cada país.

No artigo de Feldstein (1980), ele explana sobre um simples modelo a avaliação. O produto marginal do capital  $\rho$  esta sujeito aos impostos corporativos  $\tau$ . Deste modo, o lucro das ações será representado por  $(1-\theta)(1-\tau)\rho$ . O que um investidor esta disposto a pagar por ação  $q$  nada mais seria do que o lucro que irá auferir com a valorização ser igual aos juros pagos pelos títulos do governo  $(1-\theta)r$ . Como ações apresenta retornos variáveis, é natural que o investidor queira uma recompensa pelo risco, definida por  $\delta$ . Deste modo temos:

$$\frac{(1-\theta)(1-\tau)}{q} = (1-\theta)r + \delta \quad (2.14)$$

Depois de vários artifícios matemáticos sobre a equação (2.14), o autor chega a seguinte equação (2.14') para relacionar o preço das ações com a inflação:

$$q = \frac{(1-\theta)[(1-\tau)\rho - \lambda\pi]}{(1-\theta)r - (1-c)\pi + \delta} \quad (2.14)'$$

Onde:  $q$  representa o preço que o individuo esta disposto a pagar pela ação;  $\theta$  a taxa de imposto de renda pago sobre lucros auferidos;  $\tau$  o imposto de renda corporativo;  $\rho$  o produto marginal do capital (liquido da depreciação);o  $\lambda$  representa uma aproximação linear da elasticidade dos lucros corporativos líquidos em relação a inflação;o  $\pi$  a taxa de

inflação; o termo  $(1-\theta)r$  representa a taxa de desconto; o termo  $(1-c)$  representa a taxa de imposto sobre o ganho de capital quando o ativo for vendido e finalmente o  $\delta$  o prêmio de risco. Sendo o numerado os ganhos reais líquidos por ação e o denominador as taxas de desconto e de imposto de renda com o prêmio de risco.

Diferenciando  $q$  (2.14') em relação à inflação ( $\pi$ ), e assumindo  $dr/d\pi=1$  pois Feldstein considera válida a hipótese de Fisher (1969) onde uma variação na inflação provoca idêntica variação nos juros, onde o  $r$  representa a taxa de juros nominal, teremos a seguinte equação (2.15):

$$\frac{dq}{d\pi} = \frac{-(1-\theta)\lambda + q(\theta - c)}{(1-\theta)r - (1-c)\pi + \delta} \quad (2.15)$$

Segundo Nunes (2003, p. 120) “a relação negativa entre inflação e os preços dos ativos é unânime, as divergências ficaram por conta da suposição da relação negativa entre inflação e atividade econômica, [...]”. Em seu trabalho, o autor cita vários trabalhos feitos neste sentido. Mais ainda, “[...] há uma significativa evidência da relação negativa entre níveis inflacionários e os retornos no mercado de ações, [...]”. (NUNES, 2003, p.40)

### 2.5.3 Mercado de Ações e a Atividade Econômica

Há vasta literatura econômica sobre as relações entre o mercado acionário e a atividade econômica. Para a maioria destes pesquisadores, o mercado de ações tem uma estreita e direta relação com a atividade econômica. Como descrito anteriormente na apresentação deste trabalho, um mercado de ações dinâmico e desenvolvido auxilia na

captação de recursos menos onerosos por parte das empresas, o que conseqüentemente eleva seus gastos com produção e futuros investimentos. Também, através do efeito riqueza – preços de ações mais elevados dão a sensação às famílias de que estas estão mais ricas agora – o que eleva os gastos com consumo no tempo  $t$ .

Uma forma teórica para se representar esta relação é o modelo de valor presente relatado na equação (2.2)

$$P_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+t} E_t D_{t+k} \quad ; \quad 0 < \gamma < 1 \quad (2.2)$$

Modificando-a, lembrando que  $\gamma = 1/(1+r)$  chegamos a seguinte equação:

$$E_{t-1} P_t = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t D_{t+k}}{(1+r_{t+k})^k} \quad (2.16)$$

Onde: na equação (2.16) o termo  $E_{t-1} P_t$  representa a estimativa no tempo  $t-1$  do preço do ativo no tempo  $t$  descontado dos fluxos de caixa futuros (dividendos);  $D_{t+k}$  o ganho de capital (valorização do ativo em bolsa) acrescido dos dividendos pagos no tempo  $t+k$ ; o termo  $(1+r_{t+k})$  é a taxa de desconto no tempo  $t+k$ .

Assumindo mercados eficientes, os preços dos ativos devem refletir as expectativas dos futuros lucros que, por sua vez, devem ser influenciados pelas medidas do nível de atividades em termos reais. Assim, considerando as taxas de desconto constantes, as variações condicionais nos preços dos ativos devem ser proporcionais às variações

condicionais nos futuros fluxos de caixa esperados. Novamente, como disse Filer, Hanousek e Campos (1999, p.2) “os preços correntes do mercado acionário devem representar o valor descontado presente dos lucros futuros”. Além disso, “as condições financeiras e as decisões de investimentos de uma empresa são relacionadas aos lucros e as condições de negócio, ambas corrente e antecipadamente espelhadas nos preços de suas ações” HASSAPIS, KALYVITIS (2000, p.543).

Fama (1990) nos lembra que três são os fatores que merecem destaque como fontes de variação nos retornos das ações: choques nos fluxos de caixa esperados, variações previstas nos retornos devido às variações no tempo das taxas de desconto (taxa de juros) e finalmente os choques na taxa de desconto. O autor conclui em seu trabalho que uma grande fração da variação nos retornos das ações podem ser explicadas pelas variações dos retornos esperados e previsões da atividade real.

#### **2.5.4 Mercado de Ações e a Taxa de Juros**

A princípio, podemos raciocinar de modo bastante simples sobre a relação entre bolsa de valores e as taxas de juros. Como citado na apresentação do corrente trabalho, uma queda nas taxas de juros, esta se tornará menos atrativa para o investidor se comparado aos preços das ações. Eventos de divulgação das novas taxas de juros, pela autoridade monetária são vistos pelos participantes dos mercados acionários como um dos principais eventos, senão o principal, para as perspectivas futuras dos preços das ações. Lembramos que a taxa de juros afeta de várias formas o mercado acionário como: o endividamento das empresas, a capacidade de tomar mais empréstimos e os efeitos riqueza e liquidez das famílias. Vamos utilizar modelo de valor presente para expressar em equações esta relação.

Considerando a taxa de juros como a taxa de desconto dos futuros fluxos de caixa esperados os modelos de valor presente, a relação esperada entre juros e bolsa deve ser negativa. Diversos trabalhos já foram feitos para demonstrar esta relação, porém uma equação bastante simples na sua compreensão foi usada por Geske e Roll (1983). Segundo os autores,

teoricamente existe um efeito causativo direto: uma elevação na taxa de juros real deve causar um declínio nos valores de todos os ativos. No caso das ações que são ativos de longo prazo, nós podemos modelar o efeito dos juros reais sem perder de generalidade a partir de uma fórmula de perpetuidade. GESKE E ROLL (1983, p.11)

Esta formula é:

$$p_t = \bar{c} / r_t \quad (2.17)$$

Onde: na equação (2.17) o  $p_t$  representa o preço do ativo no tempo  $t$ ,  $\bar{c}$  representa o equivalente dos reais fluxos de caixa perpétuos, e  $r_t$  representando a taxa de juros real no tempo  $t$ . Geske e Roll (1983) vão adiante, assumindo a não variação no equivalente dos reais fluxos de caixa perpétuos ( $\bar{c}$ ), uma dada variação percentual na taxa de juros reais é combinada por um efeito equivalente, porém oposto, nos retornos contemporâneos dos ativos desde que:

$$dp / p = -dr / r \quad (2.18)$$



Esta é uma maneira de demonstrar a relação negativa existente entre a taxa de inflação e os preços das ações negociadas no mercado (2.18). Outra seria através da política monetária.

A maioria dos economistas homologa que a política monetária tem uma forte influência na tomada de decisões por parte da iniciativa privada. De acordo com a teoria Neo-Keynesiana, o banco central exerce algum controle sobre a taxa de juros reais enquanto os preços são rígidos no curto prazo. Alterando tanto a taxa de juros reais corrente como a esperada, a autoridade monetária influencia o consumo das famílias assim como as decisões de investimento por parte das firmas.

Segundo Bjorland (2005), desde que os preços das ações possam influenciar o consumo através do canal riqueza e o canal de investimentos através do efeito  $q$  de Tobin (1969), a autoridade monetária gerencia a demanda agregada exercendo esforço para controlar a inflação e a produção. A instituição tem incentivo à monitorar também o preços dos ativos de forma generalizada, e o preços das ações de forma mais particular e os usa como indicadores para a apropriada medida da política monetária. O autor afirma “existe uma ligação com forte interdependência entre os preços das ações e política monetária”. (BJORLAND, 2005, p.2)

Há ainda uma outra forma de verificar esta relação. Blanchard (1990) usa um modelo teórico que é uma extensão do clássico modelo IS-LM. Enquanto o modelo IS-LM destaca a relação entre taxa de juros e produção, este modelo irá enfatizar a relação entre o valor dos ativos e a produção. Segundo este autor, os valores dos ativos ao invés da taxa de juros são os principais determinantes da demanda agregada. Considerando a hipótese de expectativas racionais, ou mercados eficientes, o autor caracteriza a interação entre as

variáveis e verifica a hipótese conjunta em relação as possíveis alterações nas políticas fiscal e monetária.

Assumindo preços fixos no curto prazo e desconsiderando as taxas de inflação atual e esperada de modo que taxa de juros nominal e real sejam consideradas idênticas, teremos as seguintes equações finais:

$$\dot{y} = \sigma(aq - by + g) \quad (2.19)$$

$$r = cy - h(m - p) \quad (2.20)$$

$$\frac{\dot{q}^* + \alpha_0 + \alpha_1 y}{q} = r^* \quad (2.21)$$

A equação (2.19) representa a demanda agregada onde  $y$  é a produção,  $q$  o valor dos ativos no mercado acionário e  $g$  representa o índice da política fiscal. A equação (2.20) representa a curva LM convencional na sua forma inversa, sendo a taxa de juros nominal substituída pela taxa de juros real  $r$ . O termo  $(m-p)$  representa o logaritmo da moeda nominal e dos níveis de preço. A equação (2.21) representa a arbitragem entre os títulos do governo de curto prazo e os preços das ações. O asterisco representa expectativas, o ponto denota a derivada no tempo e as letras  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ,  $h$ ,  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  são os coeficientes. Estas equações caracterizam a produção, o mercado de ações e a taxa de juros como função das variáveis de política monetária ( $m$ ) e política fiscal ( $g$ ).

Assumindo a economia em estado estacionário ( $y=0$ ), o produto é igual ao gasto que será determinado por:

$$y = \frac{a}{b}q + \frac{1}{b}g \quad (2.22)$$

Verifica-se (2.22) que a produção depende somente da política fiscal e do mercado de ações, tendo visto que os preços são rígidos no curto prazo e a produção é determinada pelo lado da demanda agregada.

Agrupando as equações (2.20) e (2.21) e considerando  $\dot{q} = \dot{q}^*$ , obtém-se:

$$q = \frac{\pi}{r} = \frac{\alpha_0 + \alpha_1 y}{cy - h(m - p)} \quad (2.23)$$

Onde:  $\pi$  representa o lucro. Desta forma, os preços nos mercados acionários são representados pela razão do lucro de equilíbrio (no estado estacionário) e a taxa de juros, assim como ambos são funções da produção. Na equação (2.23) verifica-se um aumento na produção eleva o lucro de forma direta, porém aumentando a demanda por moeda e consequentemente a taxa de juros. Desta forma, o efeito da produção sobre o mercado de ações pode ser ambíguo segundo Blanchard (1990).

Derivando a equação (2.23), o autor considera dois casos: se  $(cq - \alpha_1) > 0$ , o efeito na taxa de juros será dominante e um aumento na produção terá um efeito líquido decrescente no mercado acionário, más notícias segundo o mesmo. Caso contrário, uma elevação no

produto elevará o valor líquido dos ativos no mercado acionário, representado boas notícias segundo Blanchard (1990).

Segundo o autor, o efeito nos preços dos ativos em relação a política monetária, no estado estacionário é direto: a produção e os preços dos ativos serão mais elevados no novo equilíbrio. Com um estoque de moeda ( $m$ ) mais elevado menor será a taxa de juros e o custo do capital, que por sua vez conduzirá a elevação dos preços das ações, maiores serão os níveis de gasto e produção, e conseqüentemente maiores serão os lucros.

No caso de uma expansão fiscal a análise é um pouco mais complexa. No caso de más notícias, Blanchard (1990) afirma que os preços dos ativos serão decrescidos na ocasião do anúncio. Isso ocorre porque a antecipação do aumento na seqüência da taxa de juros de curto prazo não é compensada pelos lucros auferidos decorrentes dessa expansão. Nesse caso, entre o anúncio e a implementação, a expansão fiscal tem um efeito perverso sobre a produção, pois uma redução no mercado de ações reduz os gastos privados sem modificar o gasto público. No caso de boas notícias, não há efeito perverso, pois a antecipação de lucros mais elevados mais que compensa a antecipação das altas na taxa de juros e o mercado de ações se valoriza, elevando consigo os níveis de produção e gastos.

Resumindo, Blanchard (1990, p.141) em seu artigo conclui “o mercado de ações não é a causa de um aumento na produção, não mais do que uma elevação da produção seja a causa da variação inicial nos preços das ações. Ambos são resultados das mudanças nas políticas”.

Ainda, Lastrapes (1998) identificou uma relação positiva entre choques monetários e os preços dos ativos. Segundo o autor, que analisou entre outros países Estados Unidos,

Itália, França, Alemanha, Reino Unido e Japão, uma elevação no estoque de moeda, e conseqüentemente uma queda na taxa de juros nominal traz efeitos positivos para os preços dos ativos em bolsa de valores.

### 2.5.5 Mercado de Ações e a Taxa de Câmbio

A literatura existente sobre as relações entre bolsa de valores e a taxas de câmbio é escassa. O artigo de Dornbusch e Fisher (1980) descreve, apesar de superficialmente, as relações entre taxa de câmbio e o mercado de ativos. Em seu artigo, os autores desenvolveram um modelo de determinação da taxa de câmbio que integra o papel dos preços relativos, expectativas e mercado de ativos; visando analisar a relação entre taxas de câmbio e conta corrente.

Os autores desenvolvem um modelo um modelo bastante simples, sem expectativas dinâmicas para uma pequena economia aberta, assumindo pleno emprego, flexibilidade dos preços, e comércio exterior tanto de bens como títulos e cuja produção de determinada previamente; a demanda do resto do mundo por seus produtos dependerá dos preços relativos e dos termos de troca. Os ativos considerados no modelo restringem-se a moeda doméstica e títulos da dívida externa que pagam juros, sendo a taxa de juros considerada constante.

Neste modelo (2.24) o equilíbrio no mercado monetário é alcançado quando a demanda e a oferta de moeda igualam-se:

$$M = k(r^* + x)(Py + eP^* a); \quad k' < 0 \quad (2.24)$$

Onde:  $M$  é a oferta nominal de moeda;  $k$  o custo de oportunidade de se deter moeda;  $r^*$  é a taxa de juros externa;  $x$  é a taxa de depreciação cambial;  $P$  é o preço de produção doméstica, o  $y$  denota a produção física doméstica; o termo  $eP^*$  denota a renda referente aos títulos estrangeiros medida em moeda doméstica. Dentro deste último termo, o  $e$  representa a nossa conhecida taxa de câmbio;  $P^*$  o nível de preços externos; e por último  $a$  representando o fluxo de renda auferida para cada unidade de produção estrangeira.

Dividindo a equação (2.24) pelos preços domésticos  $P$ , chegamos a:

$$m = k(y + \lambda a) ; \quad m \equiv M / P \quad e \quad \lambda \equiv eP^* / P \quad (2.25)$$

Onde:  $m$  representa o real valor da moeda e  $\lambda$  sendo os reais termos de troca. A depreciação  $x$  é considerada igual à zero no modelo (2.25), tanto que a soma dos termos  $(r^* + x)$  resulta num custo de oportunidade  $k$  constante.

Assumindo que no mercado de bens a demanda pela própria produção doméstica  $D$  seja uma função dos termos de troca  $\lambda$  e da riqueza real  $w$ ; a demanda externa por bens domésticos  $X$  é uma função somente dos termos de troca, de maneira que (2.26):

$$Y = D(\lambda, w) + X(\lambda) ; \quad D_{\lambda}, X_{\lambda}, D_w > 0 \quad (2.26)$$

Onde: a riqueza real representada por  $W$  a soma do valor real da moeda no equilíbrio por  $m$  e o valor real dos ativos externos por  $(\lambda a / r^*)$ :

$$W \equiv m + \lambda a / r^* \quad (2.27)$$

Vamos fazer algumas suposições. Se os preços dos bens estrangeiros  $\lambda$  subir elevará a demanda  $D$  por bens domésticos, assim com uma elevação da riqueza  $W$  eleva a demanda por bens domésticos, o que resultará em valorização dos papéis destas empresas. Novamente se  $\lambda$  subir, elevará a competitividade das empresas locais no mercado externo o que acarretará na valorização de suas ações. Por último, uma elevação da riqueza  $W$  elevará a demanda por ações no mercado local. A equação apresentada (2.27) é um modelo relacionando câmbio e mercado de ações fluxo orientado, pois as interações entre a taxa de câmbio e os índices de bolsa de valores se dão através dos fluxos internacionais de capitais.

Já os modelos ações-orientados, a relação entre câmbio e preços das ações pode se dar de forma direta ou indireta. Stavárek (2004) afirma que de forma direta, temos que uma elevação dos preços das ações encoraja investidores a comprarem mais ativos domésticos vendendo simultaneamente ativos estrangeiros para obter moeda doméstica indispensável para a compra de novas ações domésticas. Isto causa uma apreciação na moeda doméstica.

Segundo Stavárek (2004), uma apreciação dos preços dos ativos domésticos resulta em aumento da riqueza o que acarreta em um aumento da demanda por moeda por parte dos investidores, o que leva a um aumento da taxa de juros doméstica. Taxa de juro doméstica mais alta atrai capital estrangeiro e inicia uma elevação da demanda por moeda doméstica o que leva a uma apreciação desta.

Tanto economistas teóricos como pesquisadores empíricos estão longe de qualquer consenso relacionado à interação entre mercados acionários e cambiais.

Solnik (1987) analisou a influência da taxa de câmbio nos preços das ações para nove países industrializados. Mudanças nas taxas de câmbio provaram não ter um fator significativo na explanação do desenvolvimento dos preços das ações.

Já para Chamberlain, Howe e Popper (1987), que fizeram um trabalho mais focado em determinadas indústrias sobre as relações entre ações e câmbio, afirmaram que o retorno das ações dos bancos norte americanos são muito sensíveis as taxas de câmbio, porém nos bancos japoneses não.

Para Phylaktis e Ravazzolo (2005), os quais analisaram um grupo de países baseados no oceano pacífico no período de 1980 a 1998, afirmam que há um relação positiva entre o preços das ações e as taxas de câmbio.

Ajayi, Friedman e Mehdian (1998, p.248) encontraram “evidência de causalidade unidirecional no sentido de Granger, entre o mercado acionário e cambial em todas as economias avançadas<sup>1</sup> enquanto que para as economias emergentes não foi encontrada relação causal consistente”. Nos ajustamentos contemporâneos entre as variações de retorno dos ativos e variações cambial, os mercados desenvolvidos apresentaram forte ajustamento; porém nos mercados emergentes esse ajustamento se dá de forma fraca.

Deste modo, estes tópicos de relações entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas aqui dispostos e analisados, pode-se dizer que o mercado acionário apresenta-se positivamente relacionado com a atividade econômica, negativamente relacionado com a taxa de juros e a taxa de inflação. Em relação ao câmbio a relação pode ser positiva como demonstrado por Dornbusch e Fisher (1980) assim como não ter nenhuma relação como afirmado por Solnik (1987).

---

<sup>1</sup> Economias avançadas foram representados por Canadá, Alemanha, França, Itália, Japão, Inglaterra e Estados Unidos e mercados emergente foram Coréia do Sul, Taiwan, Filipinas, Malásia, Cingapura, Hong Kong, Indonésia e Tailândia.



### 3 ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS

Neste capítulo será apresentado uma breve descrição dos procedimentos a serem adotados objetivando a análise dos dados de 1972 a 2003 para os países citados nesta pesquisa. Na seqüência, a análise será feita para cada país separadamente, incluindo o teste ADF de raiz unitária, a estimação das equações e a análise das relações econômicas para o mercado acionário de cada país.

#### 3.1 VERIFICAÇÃO DE ESTACIONARIDADE DAS SÉRIES

Como os dados utilizados neste trabalho são de séries temporais, se faz necessário primeiramente examinar sua estacionaridade a fim de evitar problemas de regressões espúrias. Regressões espúrias são resultados artificiais e enganosos que regressões por mínimos quadrados podem produzir quando uma série temporal tendenciosa ou não-estacionária é regredida com outras. Entende-se que uma série temporal seja estacionária se suas médias e variâncias não se alterarem sistematicamente com o tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo no qual a covariância é calculada. (GUJARATI, 2000).

Para o procedimento de verificação de estacionaridade das séries temporais, aplicam-se testes de raiz unitária. Para isso, utiliza-se o método desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), conhecido como teste aumentado de Dickey-Fuller ou *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*. Este teste se baseia no seguinte modelo de regressão (3.1):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Onde:  $\eta = \sum_{i=1}^{\rho} \rho_i - 1$  e  $\lambda_i = - \sum_{j=i+1}^{\rho} \rho_j$

$Y$  é a variável dependente,  $t$  é a variável tendência.  $\Delta$  é o operador de diferença, sendo  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ , é o termo de erro, sendo  $\varepsilon_t$  é o termo de erro, sendo  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Os parâmetros a serem estimados são  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\eta$ . As estatísticas  $\tau_t$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau$  apresentadas por Dickey e Fuller (1981) correspondem ao teste  $t$  para a estimativa do coeficiente da variável  $Y_{t-1}$ . Estas estatísticas são especificadas para um modelo que inclui uma constante e uma tendência ( $\tau_t$ ), um modelo incluindo apenas uma constante ( $\tau_\mu$ ) e um modelo sem constante e sem tendência ( $\tau$ ). Deste modo, o teste de raiz unitária é sensível aos coeficientes determinísticos  $\alpha$  e  $\beta$  da equação. As hipóteses testadas nesse modelo remetem à hipótese nula de que a variável  $Y_t$  segue um processo de caminho aleatório, ou seja, que a série não é estacionária ( $H_0: \eta = 0$ ), contra a hipótese alternativa de que a série não apresenta raiz unitária, ou seja, trata-se de uma série estacionária ( $H_1: \eta < 0$ ).

Além disso, incluem-se nesta equação valores defasados de  $y_t$  com o objetivo de eliminar a presença de autocorrelação entre os termos de erro. O  $\rho$  refere-se ao número de defasagens suficientes para que os resíduos sejam não-correlacionados (termos de erro de ruído branco – *white noise*). Para a escolha de número ótimo de defasagens, aplicam-se neste trabalho os critérios de Akaike e Schwartz, optando pelo menor número de defasagens apresentado. Quando os dados não formam uma série estacionária, o procedimento mais comum para se seguir à análise consiste em tomar diferenças sucessivas

da série original até se obter uma série estacionária. Então, quando houver raiz unitária em uma série de dados, se faz necessária a remoção da tendência, ou seja, utilizar séries temporais diferenciadas e não em nível. Caso uma série temporal precise ser diferenciada  $d$  vezes para que a série diferenciada seja estacionária, representa-se a série original com  $I(d)$ , indicando que ela é integrada de ordem  $d$ . Com o teste ADF é possível também determinar a ordem de integração das variáveis, além de verificar a estacionaridade das séries.

Para que duas ou mais variáveis sejam co-integradas, ou seja, que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, se faz necessário que as séries temporais dessas variáveis sejam todas integradas de mesma ordem e, que os resíduos da regressão co-integrante sejam estacionários em nível, ou seja,  $I(0)$ . Deste modo, caso as séries temporais das variáveis  $x$  e  $y$  sejam do tipo  $I(1)$ , expressa-se a regressão co-integrante como (3.2):

$$Y_t = \alpha + \beta x_t + \epsilon_t \quad (3.2)$$

Com o objetivo de testar a co-integração entre variáveis, Engle e Granger (1987) desenvolveram um teste onde se verifica a presença de raiz unitária na série dos resíduos da regressão co-integrante. Esse teste, conhecido na literatura com o teste Engle-Granger (EG) ou teste aumentado de Engle-Granger (AEG), segue os mesmos procedimentos do teste ADF. Porém, os valores críticos de significância para se concluir sobre estacionaridade são tabulados diferentemente. Caso a série temporal dos resíduos estimados em (3.1) não seja estacionária em nível, diz-se que as variáveis em análise não são co-integradas, sendo que as variáveis  $x$  e  $y$  não exibem comportamento de equilíbrio no longo prazo.

Porém, se a serie de resíduos  $\varepsilon_t$  for  $I(0)$ , as variáveis  $x$  e  $y$  são co-integradas, implicando que estas variáveis tenham tendências estocásticas análogas; isto é, exibem uma relação de equilíbrio de longo prazo e  $\varepsilon_t$  representa um desvio de curto prazo a partir desta relação de equilíbrio.

Para a verificação das relações entre as variáveis de curto prazo, Engle e Granger (1987) estabeleceram um modelo (3.3), chamado de Mecanismo de Correção de Erro (MCE):

$$\Delta \text{Log}Y_t = \alpha + \beta \Delta \text{Log}X_t - \nu (\text{Log}Y_{t-1} - \text{Log}X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Onde,  $-\nu(\text{Log}Y_t - \text{Log}X_{t-1})$  é o termo que incorpora no modelo dinâmico de curto prazo informações sobre o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis co-integradas  $x$  e  $y$ . Esse termo é o mecanismo de correção de erro e o  $\nu$  representa a distancia das variáveis  $Y$  e  $X$  ou seja,  $\nu$  é a velocidade de ajustamento de  $Y$  e  $X$  a eventuais desequilíbrios de curto prazo onde o sinal negativo faz que esses desequilíbrios sejam compensados por um movimento inverso na variável dependente.

A vantagem do modelo de correção de erros é que todas as variáveis são estacionárias, o que valida as técnicas clássicas de análise de regressão e evita o problema de regressão espúria. Porém, no presente trabalho, nenhum país teve todas as suas séries estacionarias em mesmo nível, sendo assim não se fez necessário a utilização do MCE. Utilizando o modelo AR (auto regressivo), foi possível obter as equações nas quais se propunha o trabalho.

### 3.2 ANÁLISE DOS DADOS

Iniciaremos a análise de dados a partir dos testes de raiz unitária para todos os países propostos neste trabalho. Todas as séries de dados estão em logaritmo natural (Ln), com exceção da taxa de juros reais interbancárias. Representaremos a série de logaritmo natural para o câmbio como  $Ln\epsilon$ ;  $LnPib$  para o PIB,  $LnCPI$  para o índice de preços ao consumidor e por fim,  $Ln\text{bolsa}$  para o índice de bolsa de valores. O método de Schwartz será utilizado para definir a melhor equação a ser usada. Quanto às tabelas, a primeira de cada país será uma breve descrição das variáveis, sua média e desvio-padrão para o período de 1972 a 2003; nela o termo *USD* refere-se ao dólar norte-americano.

Na seqüência teremos a equação de variação do mercado acionário em relação a variação do PIB, CPI, câmbio e taxa de juros real utilizando os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ . Estes períodos foram usados com objetivo de estabelecer se mudanças no passado ( $t-2$ ,  $t-1$ ) e no presente ( $t$ ) além das expectativas futuras ( $t+1$ ,  $t+2$ ) – considerando previsão perfeita do mercado acionário onde o observado é igual ao previsto pelo mercado – afetam a bolsa no período  $t$ . Após esta tabela, teremos a equação utilizando somente os períodos  $t$ ,  $t-1$  e  $t-2$ , onde se quer estabelecer se mudanças passadas e no presente afetam a bolsa no período  $t$ . Nestas duas últimas tabelas, além do  $R^2$ , haverá o coeficiente obtido pelo critério de Schwartz, o teste  $d$  de Durbin-Watson e os testes de resíduos das equações. Os testes de resíduo utilizados foram: teste de normalidade, teste de correlação serial (LM), teste ARCH, e os testes de heteroscedasticidade com e sem cruzamento dos termos. Sendo que os resultados obtidos passam nos testes (acima de 5%), pois não podemos rejeitar a hipótese nula  $H_0$ . Em alguns casos, devido ao número excessivo de termos na melhor equação encontrada utilizando o método de Schwartz, não será possível fazer os testes de

Heteroscedasticidade com e sem cruzamento dos termos; porém os outros testes estarão presentes. O teste  $d$  de Durbin-Watson, segundo Gujarati é o mais célebre teste para detectar correlação serial entre as séries sendo que valores próximos ao número dois indicam a não existência de correlação serial entre as mesmas.

Mais duas explicações se fazem necessárias. A tabela de explicação das variáveis está em logaritmo natural, objetivando a facilitação na interpretação dos resultados. Quando qualquer série for somente estacionária em primeira diferença, estas estarão precedidas da letra  $D$ , diferenciando-se uma vez para torná-la estacionária como as outras que já são estacionárias (sem a letra  $D$ ). Além disso, todas as séries referem-se ao período de 1972 a 2003, e para os países da zona do Euro (Alemanha, Espanha, França e Itália) o câmbio estará na antiga moeda local frente ao dólar norte americano e não em Euro. Esta conversão foi feita utilizando a paridade em relação ao Euro obtida no site do Banco Central do Brasil. Exemplo, Alemanha foi usado o Marco alemão, para Itália a Lira italiana, Franco francês para a França e Peseta espanhola para a Espanha. Para o Reino Unido, a cotação usada é a padrão (invertida) onde indica quantos dólares americanos são necessários para comprar uma libra esterlina.

### **3.2.1 Alemanha**

Na Alemanha, tem-se uma taxa de câmbio média em marcos alemães de 2,028 com uma dispersão estatística – desvio padrão não muito elevado. A taxa de juros foi e média de 2,577% no período de 1972 a 2003, com um desvio padrão elevado de 1,9464. O índice de preços ao consumidor (CPI) teve uma variação de 3,012%, com desvio-padrão de 2%. A

variação do índice de bolsa de valores foi muito superior ao do PIB, porém com desvio padrão muito acima do PIB. A seguir veremos as relações entre as variáveis.

**Tabela 1 – Síntese dos dados: Alemanha**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Ln <sub>e</sub>	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	2,0288	0,48065
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	2,577%	1,9464
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,03012	0,0200
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ.dia útil do ano anterior	11,71%	0,3102
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	2,29%	0,0268

A tabela 2 mostra o teste ADF para as séries da Alemanha:

**Tabela 2 - Testes ADF para Alemanha**

	Estatística <i>t</i>	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-3,8174	-2,6443	0,04
Juros	-2,8762	-2,6210	6,01
Ln CPI	1,2819	-2,6443	94,57
D Ln CPI	-1,9388	-1,6102	5,15
Ln bolsa	-0,9496	-3,6616	75,83
D Ln bolsa	-5,1162	-3,6701	0,02
Ln PIB	-0,5156	-3,6701	87,64
D Ln PIB	-3,9694	-3,6701	0,48

A tabela 3 exhibe a equação com o passado ( $t-1$  e  $t-2$ ), o presente ( $t$ ) e as expectativas para os próximos dois períodos ( $t+1$ ,  $t+2$ ) tendo como variável dependente o

Ln de bolsa. Lembrando que todas as séries excluindo a taxa de juros reais estão logaritmizadas com objetivo de facilitar os cálculos. O termo  $D$  que precede as variáveis (LnPib, Ln bolsa e LnCPI) significa que estas foram diferenciadas uma vez para torná-las estacionárias. O modelo a que se chegou na equação da tabela 3 foi obtido utilizando no máximo 15% de probabilidade, sendo que a partir do modelo utilizando todos os períodos de todas as variáveis foram sendo excluídas os coeficientes com probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15%, chegando a seguinte equação:

**Tabela 3 - Equação utilizando os períodos  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBOLSA(-1))	-0.492995	0.190763	-2.584340	0.0254
D(LNPIB)	9.095466	2.937474	3.096356	0.0102
D(LNPIB(-1))	4.450115	1.529659	2.909219	0.0142
D(LNPIB(-2))	8.953734	1.677465	5.337658	0.0002
D(LNPIB(2))	3.828382	1.344556	2.847321	0.0159
D(LNCPI)	19.05157	8.790961	2.167177	0.0530
D(LNCPI(-2))	10.02567	4.190809	2.392300	0.0357
D(LNCPI(1))	-34.47756	7.256599	-4.751201	0.0006
D(LNCPI(2))	-21.73218	9.806021	-2.216207	0.0487
JUROS	-0.174042	0.039778	-4.375284	0.0011
JUROS(-2)	-0.109472	0.028955	-3.780813	0.0030
JUROS(1)	0.100034	0.055512	1.802024	0.0990
JUROS(2)	0.077168	0.046337	1.665388	0.1240
LNE	-1.658394	0.467662	-3.546135	0.0046
LNE(-2)	1.035538	0.383394	2.700976	0.0206
LNE(2)	1.276976	0.310968	4.106452	0.0017
R-squared	0.853247	ARCH test		32,05%
Schwarz criterion	-0.058446			
Durbin-Watson stat	2.551499			
Normalidade	65,04%			
LM test	7,31%			



Na tabela 3, tem-se o  $R^2$  bastante elevado, indicando que 85,3247% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas futuras do câmbio, do PIB, do índice de preços ao consumidor e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos da equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes onde obtivemos 65,04%; 7,31% e 32,05% respectivamente, onde a correlação serial foi o que mais próximo ficou de ser rejeitada com 7,31%. Lembrando que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%.

O coeficiente da bolsa para o período  $t-1$  indica que uma variação de 1% no período anterior ao que se quer obter causará uma variação de -0,492995% na bolsa no período atual.

Quanto a PIB, somando os coeficientes da tabela 3 tem-se que uma variação de 1% no PIB nos períodos anteriores, presente e na expectativa do PIB futuro causará uma variação de 26,327% na bolsa no período atual ( $t$ ). Resultado conforme esperado pelos itens 2.4 e 2.5 do presente trabalho, onde a atividade econômica mostra-se positivamente relacionada com os índices de bolsa de valores.

Para o índice de preços ao consumidor, tem-se que uma variação de 1% no passado, presente e expectativa para o futuro causam uma variação de -27,1325% na bolsa de valores no período  $t$ . Lembrando que a série de Ln CPI precisou ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária, resultando na taxa de inflação (derivando o índice de preços ao consumidor CPI uma vez, resulta diretamente na taxa de inflação). Esse resultado está em perfeita sintonia com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho, uma relação negativa entre inflação e bolsa de valores.

Quanto às taxas de juros reais interbancárias, uma variação de 1% destas taxas nos períodos passados, presente e expectativas futuras causarão uma variação de - 0,10631%, o que também condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros.

Por último, para o câmbio na Alemanha uma variação de 1% tanto no presente como no passado e expectativas para o câmbio futuro acarretarão em uma variação de +0,6541% no índice de bolsa de valores no período  $t$ ; o que está de acordo no item 2.5.5 para Dornbusch e Fischer (1980), onde desvalorização cambial afeta positivamente o índice de mercado acionário.

Na tabela 4, contendo somente o presente e o passado, tem-se somente a relação do mercado acionário com câmbio de dois períodos anteriores. Para se chegar a equação da tabela 4, utilizamos o modelo contendo todos os períodos e variáveis, e foram excluídas uma a uma os coeficientes com probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15%, obtendo somente um coeficiente, Ln câmbio para  $t-2$ . Uma variação do câmbio de 1% em dois períodos anteriores causa uma variação de +0,129771% no índice de bolsa de valores atual. Esta equação teve um  $R^2$  praticamente insignificante (2,915) e constará apenas como ilustração visto que não tem muita significância estatística, porém em nenhum dos testes de resíduo podemos rejeitar a hipótese nula, pois obteve 38,39%; 42,86%; 74,13%; 43,59% e 43,59% respectivamente.

**Tabela 4 - Equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNE(-2)	0.129771	0.062333	2.081890	0.0463
R-squared	0.029174	ARCH test		74,13%
Schwarz criterion	0.131470	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	1.964293	sem cruzamento de termos		43,59%
Normalidade	38,39%	Heteroscedasticidade		
LM test	42,86%	com cruzamento de termos		43,59%

### 3.2.2 Brasil

No Brasil, na tabela 5 tem-se um câmbio médio de 0,5559, com o desvio padrão alto (0,9638) indicando as grandes variações sofridas pelo câmbio brasileiro. Quanto à taxa de juros reais, esta teve um média de 5,47%, com desvio padrão de 15,225 no período provavelmente porque o Brasil cronicamente necessita de grandes volumes de capital externo. O CPI indica uma inflação média de 366,60% ao ano com o desvio padrão mais alto (641%) do todos os países desta pesquisa provavelmente devido à hiperinflação da década de 80. O índice de bolsa e o PIB mostram um crescimento positivo na média do período de 1972 a 2003, com desvio padrão de 74,46% para a bolsa e 3,88% para o PIB. A seguir veremos estas relações.

**Tabela 5 - Síntese dos dados: Brasil**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Lne	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	0,5559	0,9638
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	5,4756%	15,2259
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	3,6660	6,4193
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ. dia útil do ano anterior	27,61%	0,7446
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	3,79%	0,0388

Para o Brasil, excluindo a série de Ln CPI que necessita ser diferenciada duas vezes (DD), as outras séries são estacionárias em nível. A tabela 6 mostra o teste ADF:

**Tabela 6 - Teste ADF para o Brasil**

	Estatística $t$	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-1,8223	-1,6102	6,57
Juros	-3,8179	-3,6616	0,68
Ln CPI	-1,3064	-3,6701	61,34
D Ln CPI	-1,6838	-3,6701	42,89
DD Ln CPI	-4,9946	-3,6891	0,04
Ln bolsa	-3,2152	-3,1936	9,25
Ln PIB	-3,6843	-3,6616	0,95

Na tabela 7, tem-se um excelente  $R^2$ , indicando que 99,0402% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas futuras da própria bolsa, do PIB, do câmbio, do índice de preços ao consumidor e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos da equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes onde o obtido foi 43,86%; 79,94% e 5,73% respectivamente, sendo o teste de Heteroscedasticidade condicional (ARCH) o que mais próximo ficou de ser rejeitada com 5,73%. Lembrando que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Lembrando que para chegarmos a equação da tabela 7, utilizou-se todas os períodos de todas as variáveis, e foram excluídos todos os coeficientes com probabilidade de serem significantes estatisticamente somente acima de 15%.

Tabela 7 - equação de curto prazo utilizando os períodos  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :

Variável dependente: LNBOLSA				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBOLSA(-1)	-2.147642	0.383576	-5.599002	0.0005
LNBOLSA(-2)	-0.922405	0.180778	-5.102409	0.0009
LNPIB(-1)	-21.67523	3.715789	-5.833277	0.0004
LNPIB(-2)	-6.305418	2.266261	-2.782300	0.0238
LNPIB(1)	25.16015	3.827362	6.573760	0.0002
LNPIB(2)	12.28563	2.661725	4.615666	0.0017
D(D(LNCPI))	-2.514247	0.434408	-5.787752	0.0004
D(D(LNCPI(-1)))	1.154488	0.216287	5.337758	0.0007
D(D(LNCPI(-2)))	0.740781	0.183470	4.037613	0.0037
D(D(LNCPI(1)))	-5.869456	1.019819	-5.755390	0.0004
D(D(LNCPI(2)))	-2.875033	0.499541	-5.755343	0.0004
JUROS(-1)	0.030063	0.007507	4.004560	0.0039
JUROS(1)	0.019400	0.005872	3.303948	0.0108
JUROS(2)	0.022415	0.006651	3.370088	0.0098
LNE	-7.665957	1.271978	-6.026800	0.0003
LNE(-2)	4.415987	0.709476	6.224290	0.0003
LNE(2)	3.520611	0.597003	5.897146	0.0004
C	-25.35219	6.981946	-3.631107	0.0067
R-squared	0.990402	Normalidade		43,86%
Schwarz criterion	0.728409	LM test		79,94%
Durbin-Watson stat	1.758635	ARCH test		5,73%

O coeficiente da bolsa para o período  $t-1$  indica que uma variação de 1% no período anterior ao que se quer obter causará uma variação de -3,06978% na bolsa no período atual.

Quanto a PIB, somando os coeficientes da tabela 7 tem-se que uma variação de 1% no PIB nos períodos anteriores, presente e na expectativa do PIB futuro causará uma variação de +9,46513% na bolsa no período atual ( $t$ ). Resultado conforme esperado pelos itens 2.4 e 2.5 do presente trabalho, onde a atividade econômica mostra-se positivamente relacionada com os índices de bolsa de valores.

Para o índice de preços ao consumidor, uma variação de 1% no passado, presente e expectativa para o futuro causa uma variação de -9,33346% na bolsa de valores no período  $t$ . Neste específico caso, para a economia brasileira o CPI precisou ser diferenciado duas

vezes para se tornar estacionário, resultando neste caso na variação da inflação. Isto está em perfeita sintonia com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho, isto é uma relação negativa entre inflação e bolsa de valores.

Quanto às taxas de juros reais, uma variação de 1% desta nos períodos passados, presente e expectativas futuras causará uma variação de +0,0718%, o que apesar do coeficiente ter impacto muito pequeno, não condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros.

Por último, para o câmbio no Brasil uma variação de 1% tanto no presente como no passado e expectativas para o câmbio futuro acarretarão em uma variação de +0,2706% no índice de bolsa de valores no período  $t$ ; o que está de acordo com o item 2.5.5 onde Dornbusch e Fischer (1980) afirma que uma desvalorização cambial afeta positivamente o índice de mercado acionário.

Na tabela 8, contendo somente o presente e o passado, teremos as relações do mercado acionário com câmbio, PIB, CPI e juros reais. Esta equação teve um  $R^2$  indicando que 94,966% da variação do índice de bolsa pode ser explicada pelas variações das variáveis econômicas escolhidas. Em todos os testes de resíduos, a equação passou com facilidade (84,8%; 30,25%; 19,20% e 84,03%). Foram excluídos todos os coeficientes com probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15% para se chegar a esta equação.

**Tabela 8 - Equação de curto prazo somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variável dependente: LNBOLSA				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIB	3.449504	1.397700	2.467987	0.0223
LNPIB(-2)	-2.271668	1.406297	-1.615355	0.1212
D(D(LNCPI))	0.299234	0.111043	2.694755	0.0136
D(D(LNCPI(-1)))	0.250156	0.103271	2.422329	0.0246
JUROS	0.027839	0.004750	5.861206	0.0000
JUROS(-2)	0.017759	0.005212	3.407430	0.0027
LNE	-0.299992	0.071171	-4.215117	0.0004
LNE(-1)	0.346700	0.070149	4.942322	0.0001
R-squared	0.949666 ARCH test			19,20%
Schwarz criterion	1.060438 Heteroscedasticidade			
Durbin-Watson stat	2.467563 sem cruzamento de termos			84,03%
Normalidade	84,80%			
LM test	30,25%			

Para esta equação (tabela 8), uma variação de 1% no PIB causará uma variação de +1,17783% na bolsa do período  $t$  e vem de encontro com o que encontramos na tabela 7. Para o CPI, uma variação de 1% neste índice acarretará em variação de +0,54939% nos índices de bolsa do período  $t$ ; resultado não esperado visto o item 2.5.2. Os juros reais também não estão de acordo com o item 2.5.3, pois uma variação de 1% no presente e passado dos juros reais causará uma variação de +0,0455% no índice de mercado acionário, apesar de ser bastante suave o impacto. Por último o câmbio, uma variação de 1% no câmbio passado e presente causa uma variação de +0,0467% na bolsa do período presente o que está de acordo com o item 2.5.4.

### 3.2.3 Cingapura

Cingapura, é o representante dos *NICs* (novos países industrializados). O país do sudeste asiático tem a série completa de dados de 1972 a 2003. A tabela 9 mostra a taxa de juros reais de 1,8816% e com o desvio padrão sendo mais que o dobro da média, mostrando grandes oscilações na taxa de juros real de Cingapura. A taxa de inflação de 3,374% em média para o período, com uma oscilação pequena (0,5236%) mostrando ser bastante controlada pela autoridade monetária. PIB e bolsa de valores mostram variações positivas no período, com grandes oscilações para a bolsa e pequenas para o PIB.

**Tabela 9 - Síntese dos dados: Cingapura**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Lnε	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	1,9632	0,3484
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	1,8816%	4,2234
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,03374	0,005236
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ.dia útil do ano anterior	9,76%	0,3454
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	6,94%	0,0385

As séries para Cingapura de LnPIB, LnBolsa, Juros e LnCPI são estacionárias em primeira diferença I(1) e Ln do câmbio é estacionário em nível como mostra a tabela 10.



**Tabela 10 - Teste ADF para Cingapura**

	Estatística <i>t</i>	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-2,0541	-2,6416	4,01
Juros	-2,0808	-3,7240	25,34
D Juros	-4,0379	-3,6891	0,43
Ln CPI	0,9344	-2,6607	90,15
D Ln CPI	-3,0759	-2,6607	0,35
Ln bolsa	-1,0909	-3,6616	70,67
D Ln bolsa	-5,4891	-3,6701	0,01
Ln PIB	-1,7728	-3,6616	38,64
D Ln PIB	-3,7488	-3,6701	0,83

Na tabela 11, tem-se o  $R^2$  bastante elevado, indicando que 80,7935% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas futuras da própria bolsa, do câmbio, do índice de preços ao consumidor e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos da equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes, pois os testes passam com grande facilidade (66,94%; 23,90%; 33,79% e 90,25%) respectivamente, sem esquecer que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Esta equação foi obtida, excluindo os coeficientes com probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15%.

**Tabela 11 - Equação para os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBOLSA(-1))	-0.527569	0.118905	-4.436890	0.0003
D(LNBOLSA(-2))	-0.490588	0.111208	-4.411446	0.0003
D(LNPIB(1))	3.093291	0.975510	3.170946	0.0050
D(LNPIB(2))	-2.286786	0.896497	-2.550803	0.0195
D(LNCPI)	3.534889	1.840209	1.920917	0.0699
D(LNCPI(1))	4.096467	2.083735	1.965926	0.0641
LNE(-2)	1.187127	0.396443	2.994448	0.0075
LNE(1)	-1.367087	0.352778	-3.875208	0.0010
R-squared	0.807935	ARCH test		33,79%
Schwarz criterion	-0.347527	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	2.585280	sem cruzamento de termos		90,25%
Normalidade	66,94%			
LM test	23,90%			

Para Cingapura, (tabela 11) o coeficiente da bolsa para o período  $t-1$  indica que uma variação de 1% no período anterior ao que se quer obter causará uma variação de - 1,01815% na bolsa no período atual.

Quanto a PIB, somando os coeficientes da tabela 11 tem-se que uma variação de 1% no PIB nos períodos anteriores, presente e na expectativa do PIB futuro causará uma variação de +0,8065% na bolsa no período atual ( $t$ ). Resultado conforme esperado pelos itens 2.4 e 2.5 do presente trabalho, onde a atividade econômica mostra-se positivamente relacionada com os índices de bolsa de valores.

Para o índice de preços ao consumidor, tem-se que uma variação de 1% no passado, presente e expectativa para o futuro causam uma variação de +7,63135% na bolsa de valores no período  $t$ . Lembrando que Ln CPI foi diferenciado uma vez para se tornar estacionária a série, resultando na inflação. Este resultado não está de acordo com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho.

Quanto à taxa de câmbio, uma variação de 1% desta taxa nos períodos passados, presente e expectativas futuras causará uma variação de -0,1799%, o que não condiz com o descrito no item 2.5.5 por Dornbusch e Fischer (1980), porém está de acordo com o descrito por Solnik (1987) onde câmbio não é um fator significativo na explanação do desenvolvimento dos preços das ações.

Na tabela 12, contendo somente o presente e o passado, não tem-se somente a relação com câmbio. Esta equação teve um  $R^2$  indicando que 64,6966% da variação do índice de bolsa pode ser explicada pelas variações das variáveis econômicas escolhidas. Em todos os testes de resíduos, a equação passou com facilidade (47,8%; 82,22%; 24,65%; 80,38% e 35,46%) respectivamente. Mais uma vez, para se chegar a esta equação (tabela 12), foram excluídos os coeficientes com probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15%.

Em relação à bolsa de valores no presente e períodos passados, tem-se que uma variação de 1% desta nestes períodos acarreta em uma variação de -0,88556% da própria bolsa no período atual.

**Tabela 12 - Equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBOLSA(-1))	-0.583831	0.155735	-3.748876	0.0010
D(LNBOLSA(-2))	-0.301734	0.129534	-2.329381	0.0290
D(LNPIB)	3.944188	1.426979	2.764014	0.0110
D(LNCPI)	9.906928	2.587929	3.828130	0.0009
D(JUROS)	-0.085524	0.021344	-4.006995	0.0006
C	-0.358670	0.091157	-3.934630	0.0007
R-squared	0.646966	ARCH test		24,65%
Schwarz criterion	-0.047837	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	2.074507	sem cruzamento de termos		80,38%
Normalidade	47,80%	Heteroscedasticidade		
LM test	82,22%	com cruzamento de termos		35,46%

Para o PIB, uma variação de 1% no presente, causa uma variação positiva de 3,944188% na bolsa atual. No CPI, uma variação de 1% no presente, causa uma variação positiva de 9,906928% na bolsa atual, o que é completamente contrária ao que prega a teoria no item 2.5.4. Por último, para o câmbio tem-se que uma variação de 1% no câmbio causa uma variação de -0,085524% no índice de bolsa atual, o que novamente está de acordo com Solnik (1987).

### 3.2.4 Espanha

Para o país espanhol, a taxa de câmbio está em Pesetas espanholas e mostra não ter significativa variação no período. A taxa de juros reais, com média de 1,7129% ao ano com um desvio padrão elevado, de 5,61% entre 1972 e 2003. O índice de inflação ao consumidor foi em média 9,014% por ano e com desvio padrão de 6,14%. Como em todos os outros países até agora descritos, a bolsa de valores tem um desvio padrão elevado, e o PIB relativamente a sua taxa média também tem desvio padrão alto.

**Tabela 13 - Síntese dos dados: Espanha**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Ln $\epsilon$	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	116,46	39,07312
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	1,7129%	5,6150
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,09014	0,0614
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ.dia útil do ano anterior	7,25%	0,3210
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	2,77%	0,0191

Na Espanha com exceção de série de Ln CPI e taxa de juros reais, todas as outras são estacionárias em primeira diferença, ou I(1) como segue na tabela 14.

**Tabela 14 – Teste ADF para a Espanha**

	Estatística <i>t</i>	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-2,5539	-3,6701	11,35
D Ln câmbio	-3,2274	-2,9639	2,81
Juros	-1,8833	-1,6104	5,72
Ln CPI	-5,2464	-3,6701	0,02
Ln bolsa	0,4778	-1,6104	81,25
D Ln bolsa	-1,7866	-1,6093	0,0707
Ln PIB	0,7099	-2,9639	99,04
D Ln PIB	-3,6500	-2,9639	1,05

A fim de tornar todas as séries estacionárias, diferenciaremos uma vez as séries de Lne, LnPib e Lnbolsa. Na tabela 15, tem-se o  $R^2$  elevado, indicando que 74,4233% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas futuras do PIB, do câmbio, do índice de preços ao consumidor e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos da equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes, pois os testes passam com grande facilidade (73,19%; 97,96%; 71,73% e 51,92%) respectivamente, lembrando que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Para se chegar a esta

equação (tabela 15) foram excluídos os coeficientes com probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15%.

Para o PIB espanhol, somando os coeficientes da tabela 15 tem-se que uma variação de 1% no PIB nos períodos anteriores, presente e na expectativa do PIB futuro causará uma variação de +13,24541% na bolsa no período atual ( $t$ ). Resultado conforme esperado pelos itens 2.4 e 2.5 do presente trabalho, onde a atividade econômica mostra-se positivamente relacionada com os índices de bolsa de valores.

**Tabela 15 - Equação para os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIB)	-6.904541	2.912175	-2.370922	0.0274
D(LNPIB(-1))	7.980339	2.368801	3.368936	0.0029
D(LNPIB(1))	12.16962	2.521443	4.826453	0.0001
LNCPI(-1)	14.76002	3.326377	4.437267	0.0002
LNCPI(-2)	-9.917064	2.239565	-4.428121	0.0002
LNCPI(1)	-4.907452	1.142223	-4.296404	0.0003
JUROS(-1)	-0.032780	0.013625	-2.405908	0.0254
JUROS(-2)	0.048329	0.013290	3.636486	0.0015
R-squared	0.744233	ARCH test		71,73%
Schwarz criterion	-0.143042	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	1.899863	sem cruzamento de termos		51,92%
Normalidade	73,19%			
LM test	97,96%			

Para o índice de preços ao consumidor, tem-se que uma variação de 1% no passado, presente e expectativa para o futuro causam uma variação de -0,06449% na bolsa de valores no período  $t$ . Mais uma vez, precisamos diferenciar a serie de Ln CPI uma vez a fim de torná-la estacionária, resultando na taxa de inflação. O que está em perfeita sintonia com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho, uma relação negativa entre inflação e bolsa de valores.

Quanto às taxas de juros reais interbancárias, uma variação de 1% destas taxas nos períodos passados, presente e expectativas futuras causarão uma variação de +0,0155%, o que não condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros, porém o impacto é bastante insignificante na bolsa de valores de Madrid.

Na tabela 16, contendo somente o presente e o passado, 58,7155% da variação de bolsa pode ser explicada pelas variações do PIB, CPI e câmbio presentes e passados. Uma variação do PIB de 1% em dois períodos anteriores causa uma variação de -9,730676% no índice de bolsa de valores atual, o que não está de acordo com o item 2.5.3. Para o CPI, tem-se que uma variação nesta variável de 1% no presente e no passado acarreta em uma variação de -0,5682% o que também não está de acordo com o item 2.5.2. Esta serie também foi diferenciada uma vez para tornar-se estacionária, o que resultou na taxa de inflação. Por último, o câmbio também mostra uma relação negativa, onde 1% de variação do câmbio no presente causa uma queda de 0,973983% na bolsa no período  $t$ .

**Tabela 16 – equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variáveis dependentes: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIB)	-5.611332	3.225099	-1.739895	0.0959
D(LNPIB(-1))	5.644692	3.385085	1.667519	0.1096
D(LNPIB(-2))	-9.764128	3.042487	-3.209259	0.0040
LNCPI	-9.122482	2.962815	-3.078992	0.0055
LNCPI(-1)	8.554243	2.738157	3.124088	0.0049
D(LNE)	-0.973983	0.310283	-3.139016	0.0048
C	4.719040	1.785408	2.643116	0.0149
R-squared	0.587155 ARCH test			97,73%
Schwarz criterion	0.284753 Heteroscedasticidade			
Durbin-Watson stat	2.177152 sem cruzamento de termos			54,86%
Normalidade	77,46% Heteroscedasticidade			
LM test	81,20% com cruzamento de termos			88,24%

### 3.2.5 França

Na França, na tabela 17 tem-se um câmbio médio de 5,7511 francos franceses por dólar norte-americano, com o desvio padrão de 1,2406 indicando uma oscilação razoável sofrida pelo câmbio francês no período estudado. Quanto à taxa de juros reais média de 2,53%; esta tem grandes oscilações (3,33%) no período. O CPI indica uma inflação média de 5,543% ao ano com um desvio praticamente da mesma magnitude mostrando certa dificuldade da autoridade monetária em controlar a inflação. O índice de bolsa, com altas oscilações, e o PIB elevada oscilação relativa, sendo que tanto bolsa como PIB têm crescimento médio positivo no período.

**Tabela 17 - Síntese dos dados: França**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Lne	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	5,7511	1,2406
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	2,5309%	3,3393
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,05543	0,04426
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ.dia útil do ano anterior	11,85%	0,2938
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	2,26%	0,01439

O Ln de bolsa, Ln de PIB e a taxa de juros reais, para a França, são estacionários em primeira diferença I(1) sendo as outras duas séries estacionárias em nível. Os testes de raiz unitária seguem na tabela 18:



**Tabela 18 – Teste ADF para a França**

	Estatística $t$	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-3,0263	-2,9639	4,38
Juros	-1,5770	-4,2845	77,90
D Juros	-6,1344	-4,3943	0,02
Ln CPI	-3,2467	-3,2183	9,48
Ln bolsa	-0,4335	-3,6616	89,11
D Ln bolsa	-4,9341	-3,6701	0,04
Ln PIB	-2,2809	-3,7378	18,56
D Ln PIB	-4,2684	-3,6701	0,22

Na tabela 19, tem-se um bom  $R^2$ , indicando que 55,5728% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas futuras da própria bolsa, do câmbio, do índice de preços ao consumidor e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos da equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes, pois os testes passam sem problemas (14,32%; 12,74%; 88,31% e 38,94%) respectivamente, lembrando que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Esta equação foi obtida excluindo todos os coeficientes com probabilidade de somente serem estatisticamente significantes acima de 15%.

Tabela 19 – Equação contendo os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBOLSA(-2))	-0.587498	0.186250	-3.154356	0.0048
LNCPI(-2)	0.602464	0.316009	1.906478	0.0704
LNCPI(1)	-0.781518	0.310547	-2.516583	0.0200
D(JUROS(-2))	-0.046998	0.022918	-2.050710	0.0530
D(JUROS(2))	0.055984	0.023243	2.408608	0.0253
LNE(-2)	0.761825	0.209934	3.628880	0.0016
R-squared	0.555728 ARCH test			88,31%
Schwarz criterion	-0.013263 Heteroscedasticidade			
Durbin-Watson stat	2.247510 sem cruzamento de termos			38,94%
Normalidade	14,32%			
LM test	12,74%			

Para a França, (tabela 19) o coeficiente da bolsa indica que uma variação de 1% no período ( $t-2$ ) causará uma variação de -0,587498% na bolsa em  $t$ .

Quanto ao CPI, tem-se que uma variação de 1% no passado e expectativa para o futuro causa uma variação de -0,17905% na bolsa de valores no período  $t$ . Este resultado está de acordo com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho.

Em relação às taxas de juros reais interbancárias, uma variação de 1% destas taxas nos períodos passados, presente e expectativas futuras causará uma variação de +0,00898% no índice de bolsa de valores no período  $t$ , o que não condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros, porém o impacto é praticamente insignificante na bolsa de valores de Paris no período  $t$ .

Quanto à taxa de câmbio, uma variação de 1% desta taxa no período  $t-2$  causará uma variação de +0,761825%, o que está de acordo com o descrito no item 2.5.5 por Dornbusch e Fischer (1980).

Na tabela 20, contendo somente o presente e o passado, tem-se somente a relação com juros reais e câmbio. Esta equação teve um  $R^2$  indicando que 29,9281% da variação do índice de bolsa pode ser explicada pelas variações das variáveis econômicas escolhidas. Em todos os testes de resíduos, a equação passou sem muita dificuldade (87,10%; 51,73%; 90,92%; 20,35% e 7,13%). Os coeficientes que tinham probabilidade de serem significantes somente acima de 15% foram excluídos da equação.

**Tabela 20 – Equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JUROS)	-0.069798	0.021207	-3.291308	0.0027
LNE(-2)	0.057026	0.023635	2.412762	0.0226
R-squared	0.299281	ARCH test		90,92%
Schwarz criterion	0.012420	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	1.836205	sem cruzamento de termos		20,35%
Normalidade	87,10%	Heteroscedasticidade		
LM test	51,73%	com cruzamento de termos		7,13%

Em relação à taxa de juros reais, tem-se que uma variação de 1% desta no presente acarreta uma variação de -0,069798% da própria bolsa no período atual, o que novamente está de acordo com o item 2.5.4. Quanto ao câmbio, este também está de acordo, pois uma variação de 1% no câmbio de dois períodos anteriores causa uma variação positiva +0,057026% na bolsa do período  $t$ , e está de acordo com o item 2.5.5.

### 3.2.6 Itália

Para o país italiano, na tabela 21 tem-se um câmbio médio de 1.343,1 liras italianas por dólar norte-americano, com o desvio padrão de 454,41 indicando bastante oscilação

sofrida pelo câmbio da Itália no período estudado. Quanto à taxa de juros reais, estas foram em média de 2,46%, com um desvio padrão (4,90) muito elevado. O CPI teve uma média de 8,785% ao ano com um desvio praticamente da mesma magnitude mostrando a dificuldade da autoridade monetária em controlar a inflação em certos períodos. O índice de bolsa, com alto desvio padrão, e o PIB mostra um crescimento positivo na média do período de 1972 a 2003 e veremos estas relações a seguir.

**Tabela 21 – Síntese dos dados: Itália**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Ln <sub>e</sub>	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	1343,1	454,41
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	2,4686%	4,9094
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,08758	0,06161
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ. dia útil do ano anterior	10,66%	0,38172
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	2,32%	0,0194

**Tabela 22 – Teste ADF para Itália**

	Estatística <i>t</i>	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-2,3624	-2,9639	16,04
D Ln câmbio	-3,3825	-2,9639	1,98
Juros	-1,7932	-1,6104	6,97
Ln CPI	-4,6163	-4,3743	0,59
Ln bolsa	-3,7890	-3,5683	3,14
Ln PIB	-2,0789	-3,6793	25,40
D Ln PIB	-4,1961	-3,6793	0,28

Para o país italiano, somente as séries de Ln de câmbio e Ln de PIB são estacionárias em primeira diferença, e as séries de Ln de Bolsa, Ln de CPI e taxa de juros reais são estacionárias em nível como mostra a tabela 22:

**Tabela 23 - Equação para os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :**

Variável dependente: LNBOLSA				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIB(-1))	10.16542	2.007932	5.062630	0.0001
D(LNPIB(-2))	16.60963	2.185957	7.598334	0.0000
D(LNPIB(2))	15.09094	3.642797	4.142678	0.0006
LNCPI	14.54938	1.269107	11.46426	0.0000
LNCPI(1)	-13.70501	1.265605	-10.82882	0.0000
JUROS	-0.099139	0.022164	-4.472960	0.0003
JUROS(-1)	-0.070939	0.016847	-4.210741	0.0005
JUROS(-2)	0.045254	0.012274	3.687146	0.0017
JUROS(1)	0.085689	0.020465	4.187147	0.0006
R-squared	0.978666 ARCH test			19,82%
Schwarz criterion	-0.181672 Heteroscedasticidade			
Durbin-Watson stat	2.185618 sem cruzamento de termos			80,50%
Normalidade	92,57%			
LM test	57,10%			

Na tabela 23, tem-se um excelente  $R^2$ , indicando que 97,866% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas do PIB, do índice de preços ao consumidor e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos desta equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes, onde resultaram em 92,57%; 57,1%; 19,82% e 80,5% respectivamente, lembrando que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Lembrando que para chegarmos a esta equação (tabela 23) excluimos todos os coeficientes que apresentaram probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15%.

Para a Itália, o coeficiente PIB somado indica que uma variação de 1% causará uma variação de +41,8659% na bolsa no período atual; estando essa relação em perfeito acordo com o item 2.5.3 que afirma haver uma relação positiva entre bolsa e atividade econômica.

Quanto ao CPI, tem-se que uma variação de 1% no passado e presente causa uma variação de +0,84437% na bolsa de valores no período  $t$ . Este resultado não está de acordo com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho.

Em relação às taxas de juros reais interbancárias, uma variação de 1% destas taxas nos períodos passados, presente e expectativas futuras causará uma variação de - 0,039135%% na bolsa de valores de Milão no período  $t$ ; o que condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros.

Na tabela 24, contendo somente o presente e o passado, tem-se somente a relação com PIB, CPI e juros reais. Esta equação teve novamente um excelente  $R^2$  indicando que 96,9685% da variação do índice de bolsa pode ser explicada pelas variações das variáveis econômicas escolhidas. Em todos os testes de resíduos, a equação passou com 5,79%; 93,8%; 69,9% e 15,84% respectivamente. A equação da tabela 24 também foi obtida excluindo todos os coeficientes que apresentaram probabilidade de serem estatisticamente significantes somente acima de 15%.

Tabela 24 – Equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :

Variável dependente: LNBOLSA				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBOLSA(-1)	0.520795	0.167722	3.105111	0.0061
LNBOLSA(-2)	-0.360442	0.146953	-2.452767	0.0246
D(LNPIB)	-12.05019	4.500936	-2.677263	0.0154
D(LNPIB(-1))	6.480038	2.357027	2.749242	0.0132
D(LNPIB(-2))	6.421221	2.554552	2.513638	0.0217
LNCPI	-10.95581	3.423091	-3.200559	0.0050
LNCPI(-1)	11.12730	3.294734	3.377300	0.0034
JUROS	0.046347	0.023407	1.980053	0.0632
JUROS(-1)	-0.121166	0.036099	-3.356488	0.0035
JUROS(-2)	0.070475	0.024560	2.869521	0.0102
C	4.136073	1.853303	2.231730	0.0386
R-squared	0.969685	ARCH test		69,90%
Schwarz criterion	0.354793	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	2.070478	sem cruzamento de termos		15,84%
Normalidade	5,79%			
LM test	93,80%			

Nesta equação, tem-se que uma variação de 1% da própria bolsa nos períodos passados resultará em uma variação de +0,16035% da bolsa no período  $t$ . Quanto ao PIB, uma variação de 1% tanto no passado como no presente resultará em variação de 0,851069% da bolsa em  $t$ .

Para o CPI, uma variação de 1% no índice de preços ao consumidor produzirá +0,17149% na bolsa de valores de Milão. Por último, uma variação da taxa de juros em 1% acarretará uma variação de -0,0043% da bolsa no presente.

### 3.2.7 Japão

Para o Japão, a tabela 25 exhibe um câmbio médio de 177,66 yenes por dólar norte-americano, com o desvio padrão de 70,43 indicando bastante oscilação sofrida pelo câmbio

japonês no período estudado. Quanto à taxa de juros reais, estas foram em média 1,265%, com um desvio padrão de 3,68. O CPI médio é de 3,446% ao ano com desvio padrão de 5%. O índice de bolsa, com grandes oscilações como todos os países apresentados até agora, e o PIB mostra um crescimento médio positivo no período de 1972 a 2003. O PIB também tem grande oscilação, veremos estas relações a seguir.

**Tabela 25 – Síntese dos dados: Japão**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Ln $\epsilon$	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	177,66	70,43
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	1,265%	3,680
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,03446	0,050
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ.dia útil do ano anterior	10,68%	0,3029
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	2,91%	0,0226

No Japão, tem-se a série de juros e de Ln de CPI estacionárias em nível I(0), e as outras três séries estacionárias em primeira diferença como segue na tabela 26:



Tabela 26 – Teste ADF para o Japão

	Estatística $t$	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-1,2605	-3,6616	63,49
D Ln câmbio	-4,8234	-3,6701	0,05
Juros	-3,3117	-2,9604	2,29
Ln CPI	-7,1536	-4,2967	0,00
Ln bolsa	-1,2525	-3,6616	63,85
D Ln bolsa	-4,1422	-3,6701	0,31
Ln PIB	-1,5828	-3,6701	47,87
D Ln PIB	-4,1025	-3,6701	0,34

Pelo motivo de três séries serem estacionárias somente em primeira diferença, diferenciaremos estas séries uma vez a fim de torná-las estacionárias. A notação  $D$  na frente destas séries denota este artifício.

Na tabela 27, tem-se um bom  $R^2$ , indicando que 63,5741% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas do PIB, do câmbio e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos desta equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes, onde resultaram em 6,14%; 52,77%; 52,29%; 33,6% e 92,58% respectivamente, lembrando que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Lembrando que somente utilizaremos os coeficientes que forem significantes estatisticamente abaixo de 15% de probabilidade.

Tabela 27 – Equação para os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIB(-2))	-4.416029	1.823785	-2.421354	0.0242
JUROS(-1)	0.037293	0.018728	1.991284	0.0590
JUROS(-2)	-0.021318	0.011977	-1.779872	0.0889
JUROS(2)	0.052383	0.020456	2.560795	0.0178
D(LNE)	-1.612846	0.283401	-5.691037	0.0000
R-squared	0.635741	ARCH test		52,29%
Schwarz criterion	-0.191506	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	2.387529	sem cruzamento de termos		33,60%
Normalidade	6,14%	Heteroscedasticidade		
LM test	52,77%	com cruzamento de termos		92,58%

Para o Japão, (tabela 27) o coeficiente PIB indica que uma variação de 1% causará uma variação de -4,4160% na bolsa no período atual; estando esta relação em completo desacordo com o item 2.5.3 que afirma haver uma relação positiva entre bolsa e atividade econômica.

Em relação às taxas de juros reais interbancárias, uma variação de 1% destas taxas nos períodos passados e expectativas futuras causarão uma variação de +0,0683% bolsa de valores de Tóquio no período  $t$ ; o que novamente não condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros.

Quanto ao câmbio, tem-se que uma variação de 1% no presente causa uma variação de -1,6128% na bolsa de valores no período  $t$ .

Na tabela 28, contendo somente o presente e o passado, tem-se somente a relação com PIB, juros reais e câmbio. Esta equação teve novamente um bom  $R^2$  indicando que 62,79% da variação do índice de bolsa pode ser explicada pelas variações das variáveis econômicas escolhidas. Em todos os testes de resíduos, a equação obteve 12,28%; 79,14%;

91,21%; 95,06% e 99,7% respectivamente. Mais uma vez, excluimos todos os coeficientes que somente acima de 15% seriam estatisticamente significantes.

**Tabela 28 – Equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-2)	-0.214889	0.135836	-1.581971	0.1262
JUROS(-1)	0.020207	0.011253	1.795735	0.0846
D(LNE)	-1.269639	0.260812	-4.868024	0.0001
D(LNE(-1))	-0.619102	0.264293	-2.342480	0.0274
C	1.146204	0.728120	1.574197	0.1280
R-squared	0.627927	ARCH test		91,21%
Schwarz criterion	-0.238972	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	2.156237	sem cruzamento de termos		95,06%
Normalidade	12,28%	Heteroscedasticidade		
LM test	79,14%	com cruzamento de termos		99,70%

Nesta equação, o CPI tendo uma variação de 1% no passado produzirá uma variação de -0,2148% na bolsa de valores, o que está de acordo com o item 2.5.2.

Uma variação da taxa de juros em 1% acarretará uma variação de 0,020% da bolsa no presente; o que novamente não está de acordo com o item 2.5.4 assim como ocorreu com a equação descrita na tabela 27.

Por último o câmbio, sendo que uma variação neste de 1% no presente e passado causa uma variação de -1,88874% na bolsa presente.

No Japão, nenhum dos itens (2.5.3 a 2.5.5) foi provando empiricamente.

### 3.2.8 Reino Unido

Para o Reino Unido, a tabela 29 exhibe um câmbio médio de 1,7658 dólares americanos por libra esterlina, com o desvio padrão de 0,31 indicando uma oscilação bastante reduzida para o câmbio inglês no período estudado. Quanto à taxa de juros reais, estas foram em média de 1,103%, com um desvio padrão bastante elevado, de 6,21. O CPI indica uma inflação média de 7,231% ao ano com um desvio padrão de 5,84. O índice de bolsa, com grandes oscilações, e o PIB mostra um crescimento positivo na média do período de 1972 a 2003. O PIB também tem grande oscilação, veremos estas relações a seguir.

**Tabela 29 – Síntese dos dados: Reino Unido**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Lnε	A taxa de câmbio em USD último dia útil do ano	1,7658	0,3113
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	1,1030%	6,2177
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,07231	0,0584
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ. dia útil do ano anterior	10,29%	0,2794
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	2,29%	0,02057

No Reino Unido, o Ln de bolsa, Ln de CPI e taxa de juros reais são estacionários em nível, e Ln de PIB e Ln de câmbio são estacionários em primeira diferença como mostra a tabela 30:

**Tabela 30 – Teste ADF para o Reino Unido**

	Estatística <i>t</i>	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Ln câmbio	-2,5187	-3,6616	12,09
D Ln câmbio	-4,8801	-3,6701	0,05
Juros	-2,6019	-1,9544	1,14
Ln CPI	-5,3852	-3,7240	0,02
Ln bolsa	-3,5293	-3,2152	5,36
Ln PIB	1,7678	-3,7378	99,94
D Ln PIB	-4,2984	-3,6793	0,22

Na tabela 31, tem-se um excelente  $R^2$ , indicando que 99,838% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas futuras da própria bolsa, do PIB, do CPI, do câmbio e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos desta equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes, onde resultaram em 26,48%; 34,46% e 61,73% respectivamente, lembrando que seríamos obrigados a rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Esta equação foi obtida excluindo todos os coeficientes cuja a probabilidade de serem estatisticamente significantes somente ocorria acima de 15%.

Tabela 31 – Equação para os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ 

Variável dependente: LNBOLSA				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBOLSA(-1)	0.414346	0.191017	2.169162	0.0667
LNBOLSA(-2)	-1.737667	0.424423	-4.094188	0.0046
D(LNPIB)	-8.483643	2.448328	-3.465076	0.0105
D(LNPIB(-1))	14.83592	3.330423	4.454666	0.0030
D(LNPIB(-2))	3.331609	1.942842	1.714813	0.1301
D(LNPIB(1))	13.53376	2.302337	5.878271	0.0006
LNCPI	-7.096051	2.884698	-2.459894	0.0435
LNCPI(-1)	-17.98219	3.698310	-4.862272	0.0018
LNCPI(-2)	10.71125	2.426319	4.414608	0.0031
LNCPI(2)	22.20848	4.510322	4.923923	0.0017
JUROS	0.067075	0.017913	3.744388	0.0072
JUROS(-1)	0.062272	0.015656	3.977451	0.0053
JUROS(-2)	-0.075096	0.016645	-4.511645	0.0028
JUROS(2)	-0.207598	0.045813	-4.531405	0.0027
D(LNE)	-2.130805	0.604510	-3.524845	0.0097
D(LNE(-1))	-2.791070	0.660364	-4.226566	0.0039
D(LNE(-2))	-1.179983	0.291099	-4.053552	0.0048
D(LNE(1))	-2.929524	0.643781	-4.550500	0.0026
D(LNE(2))	-0.762738	0.260054	-2.932993	0.0219
C	-37.80139	7.954935	-4.751942	0.0021
R-squared	0.998380	ARCH test		61,73%
Schwarz criterion	-1.399623			
Durbin-Watson stat	2.246742			
Normalidade	26,48%			
LM test	34,46%			

No Reino Unido, (tabela 31) a soma dos coeficientes de bolsa indica que uma variação de 1% no passado resulta em uma variação de -1,523321% na bolsa presente.

A soma dos coeficientes do PIB indica que uma variação de 1% causará uma variação de +23,21764% na bolsa no período atual; estando essa relação em total acordo com o item 2.5.3 que afirma haver uma relação positiva entre bolsa e atividade econômica.

Quanto ao CPI, tem-se que uma variação de 1% no passado, presente e expectativas futuras causa uma variação de +7,8414% na bolsa de valores no período  $t$ . Este resultado novamente não está de acordo com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho.

Em relação às taxas de juros reais interbancárias, uma variação de 1% destas taxas nos períodos passados, presente e expectativas futuras causará uma variação de -0,15334% bolsa de valores de Tóquio no período  $t$ ; o que condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros.

Quanto ao câmbio, tem-se que uma variação de 1% no presente causa uma variação de -9,03138% na bolsa de valores no período  $t$ .

Na tabela 32, contendo somente o presente e o passado, tem-se todas as relações presentes. Esta equação teve novamente um excelente  $R^2$  indicando que 97,6725% da variação do índice de bolsa pode ser explicada pelas variações das variáveis econômicas escolhidas. Em todos os testes de resíduos desta equação, não podemos rejeitar a hipótese nula, pois esta obteve 71,7%; 36,54%; 96,42%; e 31,89% respectivamente. Na equação a seguir, foram excluídos os coeficientes que somente eram estatisticamente significantes acima de 15%.

**Tabela 32 – Equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variável dependente: LNBOLSA				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBOLSA(-2)	0.493612	0.155380	3.176803	0.0044
D(LNPIB)	6.704370	2.724243	2.461003	0.0222
LNCPI(-1)	3.498114	1.296391	2.698348	0.0131
LNCPI(-2)	-2.420513	1.334628	-1.813623	0.0834
JUROS	0.025142	0.014419	1.743632	0.0952
JUROS(-1)	-0.036401	0.012335	-2.951117	0.0074
D(LNE(-1))	0.728089	0.267498	2.721850	0.0125
C	-3.919577	1.207788	-3.245252	0.0037
R-squared	0.976725 ARCH test			96,42%
Schwarz criterion	-0.112475 Heteroscedasticidade			
Durbin-Watson stat	1.403013 sem cruzamento de termos			31,89%
Normalidade	71,70%			
LM test	36,54%			

A equação (tabela 32) mostra que uma variação de 1% na bolsa do período  $t$  causa uma variação de +0,4936% na bolsa do período  $t$ .

Quanto ao PIB, uma variação de 1% do PIB presente acarreta em uma variação de +6,7043% na bolsa presente, o que está em completo acordo com o item 2.5.3.

No que diz respeito ao CPI, este tendo uma variação de 1% no passado produzirá uma variação de +1,076% na bolsa de valores, o que é exatamente o contrário do que afirma o item 2.5.2.

Uma variação da taxa de juros em 1% acarretará uma variação de -0,01125% da bolsa no presente; o que está de acordo com o item 2.5.4 assim como ocorreu com a equação descrita na tabela 31.

Por último o câmbio, sendo que uma variação neste de 1% no presente e passado causa uma variação de +0,7280% na bolsa presente, o que exatamente o que diz Dornbusch e Fischer (1980) no item 2.5.5.

### 3.2.9 Estados Unidos

**Tabela 33 – Síntese dos dados: Estados Unidos**

<i>Variável</i>	<i>Representa</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio-padrão</i>
Juros	Taxa juro real interbancária ao ano	2,0786%	3,0263
LnCPI	O índice de preços ao consumidor – cesta de produtos e serviços	0,0494	0,03168
LnBolsa	A variação do índice de bolsa em USD no últ. dia útil do ano em relação ao últ.dia útil do ano anterior	8,64%	0,1808
LnPIB	A variação do PIB em USD a preços constantes	3,06%	0,02069



Nos Estados Unidos, a tabela 33 não exibe a taxa câmbio visto que todos os outros países que constam nesta pesquisa tiveram suas taxas de câmbio em relação ao dólar norte-americano. Quanto à taxa de juros reais, estas foram em média de 2,0786% ao ano, com um desvio padrão de 3,02. O CPI médio do período é de 4,94% ao ano com desvio padrão de 3,16%. O índice de bolsa, com grandes oscilações, e o PIB mostra um crescimento médio positivo do período de 1972 a 2003. O PIB também tem grande oscilação, veremos estas relações a seguir.

Para os Estados Unidos somente a série de Ln de bolsa é estacionária em primeira diferença e Ln de PIB, Ln de CPI e taxa de juros reais são estacionárias em nível, como segue na tabela 34:

**Tabela 34 – Teste ADF para os Estados Unidos**

	Estatística <i>t</i>	Valor Crítico	Probabilidade (%)
Juros	-2,7134	-2,6251	8,44
Ln CPI	-2,6926	-2,6229	8,74
Ln bolsa	0,0842	-3,6616	95,93
D Ln bolsa	-4,8784	-3,6701	0,05
Ln PIB	-4,3463	-4,2967	0,89

Na tabela 35, tem-se um  $R^2$  indicando que 38,97% da variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas, presentes e expectativas futuras do PIB, do CPI e das taxas de juros reais. Em relação aos testes dos resíduos desta equação, a hipótese nula não pode ser rejeitada em nenhum dos testes, onde resultaram em 40,17%; 25,06%; 73,23%; 64,81% e 94,68% respectivamente, lembrando que seríamos obrigados a

rejeitar a hipótese nula no caso de resultados inferiores a 5%. Esta equação foi obtida excluindo todos os coeficientes que somente eram estatisticamente significantes acima de 15%.

**Tabela 35 – Equação para os períodos  $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIB	-6.200541	1.662272	-3.730160	0.0010
LNPIB(1)	5.612564	1.586346	3.538045	0.0016
LNCPI(-1)	0.532232	0.219378	2.426097	0.0228
JUROS(-2)	-0.024932	0.012467	-1.999864	0.0565
R-squared	0.389737	ARCH test		73,23%
Schwarz criterion	-0.739906	Heteroscedasticidade		
Durbin-Watson stat	1.364660	sem cruzamento de termos		64,81%
Normalidade	40,17%	Heteroscedasticidade		
LM test	25,06%	com cruzamento de termos		94,68%

Para os Estados Unidos, (tabela 35) a soma dos coeficientes do PIB indica que uma variação de 1% deste no presente e expectativa futura causará uma variação de -0,58797% na bolsa no período atual; estando em total desacordo com o item 2.5.3 que afirma haver uma relação positiva entre bolsa e atividade econômica.

Quanto ao CPI, tem-se que uma variação de 1% no passado causa uma variação de +0,532232% na bolsa de valores no período  $t$ . Lembrando que o Ln CPI somente é estacionário em primeira diferença, resultando assim na própria inflação. Este resultado novamente não está de acordo com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho.

Em relação às taxas de juros reais interbancárias, uma variação de 1% destas taxas no período passado causará uma variação de -0,024932% bolsa de valores no período  $t$ ; o que condiz com o descrito no item 2.5.4 onde existe uma relação negativa entre mercado acionário e taxa de juros.

Na tabela 36, contendo somente o presente e o passado, tem-se somente a relação entre bolsa de valores e o CPI. Esta equação teve um  $R^2$  insignificante, indicando que somente 0,9735% da variação do índice de bolsa pode ser explicada pela variação do CPI. Em todos os testes de resíduos, a equação obteve resultados nos quais não podemos rejeitar a hipótese nula, como 71,7%; 36,54%; 96,42%; e 31,89% respectivamente.

A única relação existente nesta equação (tabela 36) foi com o CPI, indicando que uma variação de 1% no CPI de dois períodos anteriores causa uma variação de +0,0143% na bolsa em  $t$ . Este resultado novamente não está de acordo com o que foi descrito no item 2.5.2 do presente trabalho. Somente foi usado Ln CPI no período  $t-2$  pois todas as outras variáveis excediam 15% de probabilidade.

**Tabela 36 – Equação utilizando somente os períodos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t$ :**

Variável dependente: D(LNBOLSA)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-2)	0.014370	0.005673	2.532817	0.0170
R-squared	0.009735 ARCH test			20,33%
Schwarz criterion	-0.609643 Heteroscedasticidade			
Durbin-Watson stat	1.821163 sem cruzamento de termos			Não foram
Normalidade	19,73% Heteroscedasticidade			possíveis
LM test	94,17% com cruzamento de termos			

Assim como no Japão, nenhuma teoria apresentada (itens 2.5.2 a 2.5.5) se aplica para os Estados Unidos, com exceção da taxa de juros que mostra existir uma relação negativa entre taxa de juros e índice de bolsa de valores.

### 3.3 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A fim de resumir o que foi apresentado neste capítulo, segue a tabela 37 que representará um resumo dos resultados obtidos para as equações contendo o passado, o presente e as expectativas futuras das variáveis macroeconômicas escolhidas em relação ao índice de bolsa de valores; as relações a seguir estão representadas pela soma dos coeficientes das equações.

**Tabela 37 – Resumo para os períodos  $t-2$ ,  $t-1$ ,  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ :**

<i>País</i>	Relação entre as variáveis e bolsa de valores. Em negrito resultado de acordo com o explanado nos itens 2.4 e 2.5				
	<i>Bolsa</i>	<i>PIB</i>	<i>CPI</i>	<i>Juros reais</i>	<i>Câmbio - e</i>
<i>Alemanha</i>	-0,492%	<b>26,327%</b>	<b>-27,133%</b>	<b>-0,106%</b>	<b>0,654%</b>
<i>Brasil</i>	-3,069%	<b>9,465%</b>	<b>-9,333%</b>	0,071%	<b>0,271%</b>
<i>Cingapura</i>	-1,018%	<b>0,806%</b>	7,631%	-	-0,179%
<i>Espanha</i>	-	<b>13,245%</b>	<b>-0,064%</b>	0,015%	-
<i>França</i>	-0,587%	-	<b>-0,179%</b>	0,008%	<b>0,761%</b>
<i>Itália</i>	-	<b>41,865%</b>	0,844%	<b>-0,039%</b>	-
<i>Japão</i>	-	-4,416%	-	0,068%	-1,612%
<i>Reino Unido</i>	-1,323%	<b>23,217%</b>	7,841%	<b>-0,153%</b>	-9,031%
<i>Estados Unidos</i>	-	-0,587%	0,532%	<b>-0,024%</b>	-

Nesta tabela (37), vemos que a teoria que diz haver uma relação positiva entre bolsa de valores e atividade econômica (PIB) explanada nos itens 2.5.3 empiricamente é correta para estes países no período de 1972 a 2003. Como exceção do Japão e Estados Unidos, todos os outros países mostraram existir uma relação positiva entre PIB e índice de bolsa de valores para os períodos  $t-2$ ,  $t-1$ ,  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ .

Para o CPI, uma relação negativa entre inflação e índice de bolsa de valores era esperada, porém não pode ser comprovada empiricamente, pois quatro países apresentaram relação positiva enquanto em outros quatro ela foi negativa, sendo que não houve relação para o Japão.

Em relação à taxa de juros reais interbancários, a tabela 37 mostra novamente metade dos resultados de acordo com o esperado pelo item 2.5.4 e outra metade em desacordo. Quatro países (Alemanha, Itália, Reino Unido e Estados Unidos) estão conforme o esperado – uma relação negativa; porém Brasil, Espanha, França e Japão a relação é contrária ao que era esperado, isto é positiva.

Com o câmbio, a relação entre ele e o índice de mercado pode ser positiva como afirma Dornbusch e Fischer (1980) ou não existir como afirmado por Solnik (1987). Neste caso, tivemos três relações positivas e três negativas, evidenciando a não existência de uma relação direta como afirma o último autor.

Por último, a relação da bolsa presente com a própria bolsa nos períodos passados mostra em todos os países onde houve relação e esta ocorre de forma negativa, nos sugerindo que em períodos onde o índice de bolsa aumenta são seguidos de outro onde ela sofre um decréscimo em seu valor. Isto pode ser evidenciado pelo desvio padrão deste índice em todos os países desta pesquisa, mostrando altíssima variação.

Na seqüência teremos a mesma tabela anterior, porém usando somente os períodos passados e o presente, sendo esta a tabela 38, lembrando que as relações a seguir estão representadas pela soma dos coeficientes das equações.

Tabela 38 – Resumo para os períodos  $t-2$ ,  $t-1$  e  $t$ :

País	Relação entre as variáveis e bolsa de valores. Em negrito resultado de acordo com o explicado nos itens 2.4 e 2.5				
	Bolsa	PIB	CPI	Juros reais	Câmbio - e
Alemanha	-	-	-	-	<b>0,129%</b>
Brasil	-	<b>1,177%</b>	0,549%	0,045%	<b>0,046%</b>
Cingapura	-0,885%	<b>3,944%</b>	9,906%	<b>-0,085%</b>	-
Espanha	-	-9,730%	<b>-0,568%</b>	-	-0,973%
França	-	-	-	<b>-0,069%</b>	<b>0,057%</b>
Itália	0,160%	<b>0,851%</b>	0,171%	<b>-0,004%</b>	-
Japão	-	-	<b>-0,214%</b>	0,020%	-1,888%
Reino Unido	0,493%	<b>6,704%</b>	1,076%	<b>-0,011%</b>	<b>0,728%</b>
Estados Unidos	-	-	0,014%	-	-

Começaremos com a relação entre a própria bolsa passada e o índice atual. Diferentemente da tabela 37, onde todas possuem uma relação negativa, neste caso temos uma negativa e duas positivas mostrando não existir qualquer indicativo de relação quando usamos somente o passado e presente.

A relação PIB e índice de bolsa de valores, esta tabela (38) assim como a anterior evidencia a relação positiva existente entre atividade econômica e o índice de bolsa de valores, onde a exceção ficou por conta da Espanha que apresentou resultado negativo.

Para o CPI, não temos a relação empiricamente provada, visto que em somente dois países ela é negativa como esperado pelo item 2.5.2 e em outros cinco ela é positiva.

Quanto à taxa de juro real interbancário, a relação esperada é negativa e de fato empiricamente houve esta relação em quatro países. Em dois, Brasil e Japão esta relação foi positiva.

A relação entre câmbio e bolsa de valores, levando-se em conta somente o presente e passado, em quatro países empiricamente esta demonstrado que uma desvalorização cambial auxilia na valorização das ações das empresas domésticas, como é explanado no item 2.5.5.

Visto isso, o Japão foi o país onde somente a relação de CPI com índice de bolsa de valores, para o passado e presente, se mostrou empiricamente provada.

Alemanha, França e Itália, tanto usando expectativas futuras junto com passado e presente como somente o presente e o passado, mostram ter empiricamente provado praticamente todos os itens 2.4 e 2.5.

O Brasil também é um exemplo de que a teoria se aplica a realidade, porém somente na equação que utiliza os cinco períodos propostos.

Cingapura e Reino Unido, quando se utiliza passado e presente somente, também demonstram que a realidade se aplica a teoria.

Surpreendentemente, os Estados Unidos têm seus resultados empíricos contrários aos previstos pelos itens 2.4 e 2.5, com exceção da relação entre juros interbancários e índice de bolsa de valores na equação com cinco períodos.

Visto a revisão teórica apresentada no capítulo dois, fica explícita a relação positiva entre mercado acionário e a atividade econômica. Porém, apenas os Estados Unidos e o Reino Unido mostraram resultados unânimes da relação positiva entre atividade econômica e PIB; a Alemanha obteve quatro relações positivas contra duas negativas e Cingapura obteve duas relações positivas contra uma negativa..

Em relação à taxa de câmbio, onde a revisão teórica não nos mostra com certeza qual o caminho a ser seguido na relação com bolsa de valores, porém a maioria dos resultados mostra uma relação positiva entre as variáveis. Usando o passado, presente e

expectativas futuras, os resultados foram equivalente, três relações negativas e três positivas. Porém, somente utilizando passado e presente, cinco relações positivas contra duas negativas.

A inflação ao consumidor como visto anteriormente, descreve uma relação negativa com bolsa de valores. Em  $t$ , Alemanha, Espanha, França, Japão, e Estados Unidos corroboram com a teoria. Em  $t-1$  Cingapura e em  $t-2$  Alemanha, Espanha, França, Reino Unido, Estados Unidos e Japão. Nas equações de longo prazo Itália, Cingapura e Reino Unido também descrevem uma relação negativa entre inflação ao consumidor e bolsa de valores.

Por último, a taxa de juros. Aqui os resultados estão mais propensos a uma relação negativa. Para o Brasil, todos os períodos mostram uma relação negativa. Em  $t$ , França, Alemanha, Espanha, Itália, e os Estados Unidos também mostram esta relação negativa. Em  $t-1$ , novamente Alemanha, Espanha, Itália, Japão e Reino Unido também expressam relações negativas. Finalmente em  $t-2$  França, Cingapura e Estados Unidos também mostram relações negativas da taxa de juros com bolsa de valores.



## 4 CONCLUSÃO

A partir da década de 90, é crescente o interesse da pesquisa econômica nas relações entre bolsa de valores e as variáveis macroeconômicas. Muito se deve a maior liberalização quanto a livre movimentação de capitais, assim como um controle bastante efetivo da inflação nos países desenvolvidos e principalmente nos emergentes ou em desenvolvimento.

Como exceção do Japão e Estados Unidos, todos os outros países mostraram existir uma relação positiva entre PIB e índice de bolsa de valores para os períodos  $t-2$ ,  $t-1$ ,  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ . Quando utilizamos somente o passado e o presente, temos novamente evidenciada a relação positiva existente entre atividade econômica e o índice de bolsa de valores, onde a exceção ficou por conta da Espanha que apresentou resultado negativo.

Para a relação entre índice de mercado acionário e taxa de juros, o item 2.5.4 demonstra que a relação deve ser negativa entre estas variáveis.

Os resultados a que chegamos demonstram claramente existir uma relação negativa entre taxa real de juros interbancários e bolsa de valores, como previa a teoria. Esta relação foi negativa na maioria dos países, empiricamente comprovando que a elevação dos juros inibe o mercado acionário.

A taxa de inflação mostra uma relação negativa com bolsa de valores conforme demonstrado no item 2.5.2, lembrando que usamos o índice de preços a consumidor – CPI onde derivando este em relação ao tempo teremos exatamente a inflação ao consumidor.

Empiricamente, não ficou demonstrado existir uma relação negativa entre CPI (*consumer price index* – índice de preços ao consumidor) e bolsa de valores, pois na

maioria dos casos os resultados foram positivos para a relação entre as duas variáveis. Quando usamos o passado, presente e expectativa futura, os resultados foram distribuídos exatamente da mesma maneira, quatro países com relações positivas e quatro com relações negativas. Porém quando utilizamos somente o passado e presente, cinco países possuem relações positivas e somente dois, relações negativas.

Quanto à relação entre índice de mercado acionário e câmbio, a relação não é tão clara como as outras. Explicitada no item 2.5.5 pode ser positiva como descrito por Dornbusch e Fischer (1980) onde desvalorizações cambiais auxiliam na valorização das ações das respectivas empresas domésticas; ou não ter qualquer relação como descrito por Solnik (1987). Neste caso, quando utilizamos o passado, presente e as expectativas futuras, tivemos três relações positivas e três negativas, evidenciando a não existência de uma relação direta como afirma Solnik (1987). Porém, quando utilizamos somente o passado e o presente, em quatro países empiricamente está demonstrado que uma desvalorização cambial auxilia na valorização das ações das empresas domésticas, como Dornbusch e Fischer (1980) explanaram. Somente dois países mostraram relações negativas. Se utilizarmos somente passado e presente, a proposição de Dornbusch e Fischer (1980) estaria correta.

Visto isso, foi demonstrado existir uma relação positiva entre atividade econômica e bolsa de valores, assim como negativa entre taxa real de juros interbancários e bolsa de valores. Para o câmbio, resultado ficou empatado quando utilizamos passado, presente e expectativa futura, porém mostra-se positivo quando se tira as expectativas da equação; sugerindo-nos existir uma relação positiva entre as duas variáveis com afirmação de Dornbusch e Fischer (1980).

Em relação o índice de preços ao consumidor, não foi possível demonstrar empiricamente a relação negativa como fora previsto no item 2.5.2.

## REFERÊNCIAS

AJAYI, Richard A.; FRIEDMAN, Joseph; MEHDIAN, Seyed M. On the relationship between stock returns and exchange rates: tests of granger causality. **Global finance journal**, v. 2, n. 9, p. 241-251, 1998.

BANCO CENTRAL DA ESPANHA. **Normas, relatórios e séries temporais sobre a economia espanhola**. Disponível em: < <http://www.bde.es> >. Acesso em: 18 jun. 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Normas, relatórios e séries temporais sobre a economia brasileira**. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/?PARIEURO> >. Acesso em: 15 nov. 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Paridades em relação ao Euro**. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/?PARIEURO> >. Acesso em 20 dez. 2004.

BENCIVENGA, Valerie R.; SMITH, Bruce D.; STARR, Ross M. Equity markets, transaction costs, and capital accumulation: an illustration. **World bank economic review**, Washington, n. 1456, may 1995, 60 p.

BINSWANGER, Mathias. **Stock market booms and real economic activity**: Is this time different? Olten: University of St. Gallen, Switzerland, 1998. 26 p.

BJORNLAND, Hilde C.; LEITEMO, Kai. **Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market**. Disponível em: < <http://www.oekonomi.uio.no/memo/memopdf/memo1205.pdf> > Acesso em: 5 jul. 2005.

BLANCHARD, Oliver J. Output, the stock market, and interest rates. **American economic review**, v. 71, n.1, p.132-143, 1981.

CAMPBELL, John Y; LO, Andrew W; MACKINLEY, Craig. **The econometrics of financial markets**. Princeton university press, New Jersey, 1997, 611p.

DORNBUSCH, Rudiger; FISCHER, Stanley. Exchange rates and current account. **American economic review**, n. 71, p. 960-971, 1980

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 1<sup>st</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995. 432 p.

ENGLE, Robert F; GRANGER, Clive W.J. Co-integration and error correction: representations, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p. 251-276, 1987.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: review of theory and empirical work. **Journal of finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FAMA, Eugene F. Stock returns, expected returns, and real activity. **The journal of finance**, v. 45, n. 4, p. 1089-1108, set. 1990.

FELDSTEIN, Martin. Inflation and the stock market. **American economic review**, v. 70, n. 5, p.839-847.

World Federation of Exchanges (FIBV). **Domestic market capitalization**. Disponível em: < <http://www.fibv.com/WFE/home.asp?menu=325&document=2288> >. Acesso em: 10 ago. 2005.

FILER, Randall K.; HANOUSEK, Jan; CAMPOS, Nauro F. **Do stock markets promote economic growth?** [S.l.:s.n.], 1999. 25 p.

FISHER, I. **The Theory of interest**. New York: [s.n.], 1930.

GREENWOOD, Jeremy; SMITH, Bruce. Financial markets in development, and the development of financial markets. **Journal of economics dynamics and control**, v. 21, n. 1, p. 145-181, 1997.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 3.ed. Makron Books: 2000. 846 p.

HASSAPIS, Christis; KALYVITIS, Sarantis. Investigating the links between growth and real stock price changes with empirical evidence from the G-7 economies. **The quarterly review of economics and finance**, North Holland, v. 42, p. 543-575, 2002.

INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS. FMI. **Site de estatísticas financeiras internacionais do Fundo Monetário Internacional**. Disponível em: <<http://www.imfstatistics.org>> Acesso em: 18 abr. 2004.

KAUFMANN, Sylvia; VALDERRAMA, Maria Teresa. The role of bank lending in market-based and bank-based financial systems. **Monetary policy & the economy**, Osterreichische national bank, v. 2, p. 88-97, 2004.

KING, Robert G.; LEVINE, Ross. Finance and growth: Schumpeter must be right. **The quarterly journal of economics**, MIT Press, v. 8, n. 3, p. 717-737, ago. 1993.

LASTRAPES, William D. International evidence on equity prices, interest rates and money. **Journal of international money and finance**, v. 17, n. 3, p. 377-406. 1998.

LEVINE, R. Stock markets, growth, and tax policy. **The journal of finance**, v. 46, n. 4, p.1445-1465, sep. 1991.

LEVINE, Ross. Law, finance, and economic growth. **Journal of finance intermediation**, v. 8, n. 1-2, p. 8-35, 1997.

LEVINE, Ross; ZERVOS, Sara. Stock market development and long-run growth. **The World Bank**, Washington, v. 1582, 1-28 p., mar 1996.

MALKIEL, Burton G. Efficient market hypothesis. In: NEWMAN, Peter; MILGATE, Murray; EATWELL, John. **New palgrave dictionary of money and finance**. London: Macmillan, 1992. 2616 p.

MISHKIN, Frederic S. **Moeda, bancos e mercados financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC, 1999. 444 p.

MODIGLIANI, Franco. **Monetary policy and consumption, in consumer spending and monetary policy**. The linkages, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1971, p.9-84.

MORGAN STALEY CAPITAL INTERNATIONAL. **Site de banco americano Morgan Stanley que estatísticas de títulos, ações e commodities internacionais.** Disponível em: < <http://www.msci.com/equity/index2.html>.> Acesso em: 25 jul. 2004.

NUNES, Mauricio S. **A relação entre o mercado de ações no brasileiro e a variáveis macroeconômicas no período pós-plano real.** 2003. 133f.. Dissertação (Mestrado em Economia e Finanças) – Centro Sócio Econômico, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2003.

OBSTFELD, Maurice. Risk taking, global diversification, and growth. **American economic review**, v. 84, n. 5, p. 1310-1329, 1994.

PHYLAKTIS, Kate; RAVAZZOLO, Fabiola. Stock prices and exchange rate dynamics. **Journal of International Money and Finance**, v. 24, n. 7, p. 1031-1053, 2005.

PARTNOY, Frank. **F.I.A.S.C.O:** “sangue na água em Wall Street”. São Paulo: MAKRON Books, 1999. 229 p.

PEREIRA, Luciano de Castro. **O risco operacional em instituições financeiras e as influências de fatores do ambiente externo.** Florianópolis: UFSC, 2004. 104 p.

TOBIN, J. A General Equilibrium: Approach to Monetary Theory. **Journal of Money, Credit, and Banking**, p.15-29, 1969.

SCHUMPETER, Joseph A. **Teoria do desenvolvimento econômico:** uma investigação sobre os lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico. 1<sup>a</sup>.ed. São Paulo: Abril Cultural, 1982. 169 p.

SOLNIK, Bruno. Using financial prices to test exchange rate models: a note. **Journal of finance**, v. 42, p. 141-149, 1987.

SHILLER, Robert J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? **American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 421-436, 1981.

SHILLER, Robert J. **Exuberância Irracional**. 1<sup>a</sup>.ed. São Paulo: MARON Books, 2000. 276 p.

STAVÁREK, Daniel. **Linkages between stock prices and exchange rates in the EU and United States**. Disponível em: <  
<http://econwpa.wustl.edu/eps/fin/papers/0406/0406006.pdf>> Acesso em: 12 jul. 2005.



## ANEXO A

## Séries completas para a Alemanha

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.r</i> Ln <b>PIB</b>
1972	1,1636	4,30167	4,6052	4,605	4,6
1973	0,9944	10,18330	4,6721	4,521	4,7
1974	0,8794	8,86583	4,7407	4,634	4,7
1975	0,9641	4,40417	4,7975	4,857	4,6
1976	0,8597	3,88500	4,8407	4,887	4,7
1977	0,7443	4,13917	4,8771	5,078	4,7
1978	0,6032	3,36000	4,9023	5,269	4,8
1979	0,5490	5,87167	4,9429	5,192	4,8
1980	0,6724	9,06083	4,9956	5,035	4,8
1981	0,8131	11,26250	5,0572	4,890	4,8
1982	0,8656	8,66583	5,1084	4,950	4,8
1983	1,0020	5,36333	5,1416	5,140	4,8
1984	1,1468	5,54500	5,1648	5,062	4,8
1985	0,9007	5,19333	5,1862	5,901	4,9
1986	0,6631	4,57250	5,1850	6,190	4,9
1987	0,4584	3,72167	5,1875	5,889	4,9
1988	0,5768	4,00917	5,1999	6,057	4,9
1989	0,5293	6,58917	5,2278	6,421	5,0
1990	0,4015	7,92333	5,2538	6,307	5,0
1991	0,4161	8,84000	5,2712	6,368	5,1
1992	0,4787	9,41583	5,3204	6,242	5,2
1993	0,5460	7,48917	5,3642	6,532	5,2
1994	0,4375	5,34667	5,3910	6,564	5,2
1995	0,3601	4,50333	5,4081	6,702	5,2
1996	0,4413	3,27333	5,4220	6,817	5,2
1997	0,5834	3,18417	5,4406	7,026	5,2
1998	0,5146	3,41417	5,4502	7,274	5,2
1999	0,6662	* 2,95315	5,4560	7,446	5,3
2000	0,7428	* 4,39278	5,4758	7,265	5,3
2001	0,7972	* 4,25704	5,4953	6,998	5,3
2002	0,6233	* 3,31614	5,5090	6,582	5,3
2003	0,4373	* 2,33108	5,5194	7,052	5,3
	Taxa de conversao BC	1,95583			

\* 60.a=Interbank overnight rate

## ANEXO B

## Séries completas para o Brasil

<i>cód. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros*</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv p</i> Ln <b>PIB</b>
<b>1972</b>	-26,8156563	2,16	4,61	4,605	4,605
<b>1973</b>	-26,81485132	2,13	4,75	4,651	4,736
<b>1974</b>	-26,6364221	-12,84	5,05	4,785	4,814
<b>1975</b>	-26,43765031	-5,79	5,30	4,885	4,865
<b>1976</b>	-26,12937111	-3,49	5,68	4,792	4,962
<b>1977</b>	-25,8669138	2,26	6,01	4,873	5,010
<b>1978</b>	-25,60191675	3,96	6,35	4,652	5,059
<b>1979</b>	-24,89240938	-19,55	6,93	4,391	5,124
<b>1980</b>	-24,46057112	-30,39	7,6694154	4,325	5,213
<b>1981</b>	-23,79215607	-3,02	8,3381491	4,416	5,169
<b>1982</b>	-23,11053774	9,83	9,0299177	4,229	5,177
<b>1983</b>	-21,75099664	7,78	10,052689	5,019	5,148
<b>1984</b>	-20,57672691	9,82	11,227401	5,535	5,209
<b>1985</b>	-19,38444313	12,36	12,436676	5,955	5,282
<b>1986</b>	-19,03384183	0,92	12,937613	5,950	5,350
<b>1987</b>	-17,45472023	-12,19	14,578295	4,678	5,383
<b>1988</b>	-15,09459851	1,77	17,009735	5,598	5,382
<b>1989</b>	-12,39718957	33,15	19,945191	5,815	5,422
<b>1990</b>	-9,650622105	-20,52	22,703114	4,517	5,426
<b>1991</b>	-7,852818497	9,78	24,461268	5,873	5,436
<b>1992</b>	-5,402667282	31,12	26,993246	5,835	5,431
<b>1993</b>	-2,132133709	12,53	30,328364	6,583	5,479
<b>1994</b>	-0,167235919	24,15	32,64084	7,050	5,536
<b>1995</b>	-0,027371197	33,38	32,778681	6,900	5,577
<b>1996</b>	0,038643624	16,50	32,868214	7,327	5,603
<b>1997</b>	0,110109223	16,09	32,940423	7,626	5,635
<b>1998</b>	0,189545402	26,62	32,95743	7,139	5,637
<b>1999</b>	0,581656805	4,66	33,139672	7,671	5,645
<b>2000</b>	0,670185569	6,95	33,233169	7,469	5,687
<b>2001</b>	0,841739585	6,26	33,332129	7,181	5,700
<b>2002</b>	1,262005836	-5,73	33,566504	6,574	5,720
<b>2003</b>	1,060702716	14,57	33,64034	7,455	5,739

## ANEXO C

## Séries completas para Cingapura

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.p</i> Ln <b>PIB</b>
<b>1972</b>	1,0367	3,57	4,6052	4,605	4,6
<b>1973</b>	0,9107	11,69	4,7845	4,190	4,7
<b>1974</b>	0,8381	8,90	4,9863	3,498	4,8
<b>1975</b>	0,9121	4,39	5,0114	3,959	4,8
<b>1976</b>	0,8983	4,15	4,9928	4,063	4,9
<b>1977</b>	0,8495	4,76	5,0239	4,089	5,0
<b>1978</b>	0,7717	5,93	5,0715	4,433	5,0
<b>1979</b>	0,7696	7,76	5,1115	4,659	5,1
<b>1980</b>	0,7388	10,98	5,1933	5,124	5,2
<b>1981</b>	0,7168	11,54	5,2719	5,274	5,3
<b>1982</b>	0,7460	7,92	5,3104	5,068	5,4
<b>1983</b>	0,7547	7,11	5,3222	5,324	5,5
<b>1984</b>	0,7784	7,67	5,3479	4,988	5,5
<b>1985</b>	0,7443	5,38	5,3527	4,710	5,5
<b>1986</b>	0,7770	4,27	5,3388	5,059	5,5
<b>1987</b>	0,6924	3,89	5,3440	5,067	5,6
<b>1988</b>	0,6659	4,30	5,3591	5,338	5,7
<b>1989</b>	0,6389	5,34	5,3823	5,677	5,8
<b>1990</b>	0,5565	6,61	5,4163	5,536	5,9
<b>1991</b>	0,4889	4,76	5,4500	5,741	6,0
<b>1992</b>	0,4977	2,74	5,4724	5,784	6,0
<b>1993</b>	0,4750	2,50	5,4950	6,288	6,2
<b>1994</b>	0,3789	3,68	5,5255	6,340	6,3
<b>1995</b>	0,3466	2,56	5,5426	6,389	6,3
<b>1996</b>	0,3363	2,93	5,5563	6,305	6,4
<b>1997</b>	0,5161	4,35	5,5762	5,933	6,5
<b>1998</b>	0,5071	5,00	5,5735	5,775	6,5
<b>1999</b>	0,5104	2,04	5,5737	6,453	6,6
<b>2000</b>	0,5490	2,57	5,5872	6,115	6,7
<b>2001</b>	0,6157	1,99	5,5971	5,828	6,6
<b>2002</b>	0,5519	0,96	5,5932	5,687	6,7
<b>2003</b>	0,5311	0,74	5,5982	5,982	6,7

## ANEXO D

## Séries completas para a Espanha

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.r</i> Ln <b>PIB</b>
<b>1972</b>	4,1521	5,00	4,61	4,605	4,6
<b>1973</b>	4,0422	5,00	4,71	4,805	4,7
<b>1974</b>	4,0273	9,6105	4,86	4,687	4,7
<b>1975</b>	4,0906	6,6952	5,02	4,652	4,7
<b>1976</b>	4,2237	9,9658	5,18	4,154	4,8
<b>1977</b>	4,3934	13,1228	5,40	3,654	4,8
<b>1978</b>	4,2501	20,7721	5,58	3,628	4,8
<b>1979</b>	4,1919	13,1346	5,72	3,564	4,8
<b>1980</b>	4,3726	15,4567	5,87	3,477	4,8
<b>1981</b>	4,5793	15,8947	6,00	3,489	4,8
<b>1982</b>	4,8331	17,1728	6,14	3,000	4,8
<b>1983</b>	5,0543	19,4528	6,25	2,820	4,9
<b>1984</b>	5,1556	12,6017	6,36	3,061	4,9
<b>1985</b>	5,0379	11,6105	6,44	3,431	4,9
<b>1986</b>	4,8858	11,4908	6,53	4,186	4,9
<b>1987</b>	4,6913	16,0648	6,58	4,468	5,0
<b>1988</b>	4,7314	11,2920	6,63	4,566	5,0
<b>1989</b>	4,6979	14,3917	6,69	4,628	5,1
<b>1990</b>	4,5738	14,7583	6,76	4,441	5,1
<b>1991</b>	4,5715	13,2017	6,82	4,551	5,1
<b>1992</b>	4,7416	13,0067	6,87	4,265	5,2
<b>1993</b>	4,9573	12,3267	6,92	4,493	5,1
<b>1994</b>	4,8808	7,8125	6,96	4,417	5,2
<b>1995</b>	4,7992	8,9833	7,01	4,647	5,2
<b>1996</b>	4,8773	7,6483	7,04	4,958	5,2
<b>1997</b>	5,0219	5,4858	7,06	5,166	5,2
<b>1998</b>	4,9601	4,3400	7,08	5,557	5,3
<b>1999</b>	5,1097	* 2,9532	7,11	5,592	5,3
<b>2000</b>	5,1863	* 4,3928	7,14	5,408	5,4
<b>2001</b>	5,2407	* 4,2570	7,17	5,271	5,4
<b>2002</b>	5,0668	* 3,3161	7,20	5,086	5,4
<b>2003</b>	4,8808	* 2,3311	7,23	5,519	5,4

\* *60.a=Interbank overnight rate*

Taxa de conversao do BC 166,386

## ANEXO E

## Séries completas para a França

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.r</i> Ln <b>PIB</b>
1972	1,63232	4,95000	4,61	4,605	4,6
1973	1,54937	8,91000	4,68	4,603	4,7
1974	1,49167	12,91000	4,80	4,287	4,7
1975	1,50085	7,92000	4,91	4,601	4,7
1976	1,60337	8,56000	5,01	4,317	4,7
1977	1,54863	9,07000	5,10	4,305	4,8
1978	1,43031	7,98000	5,19	4,794	4,8
1979	1,39128	9,04000	5,29	4,991	4,8
1980	1,50763	11,85000	5,41	4,911	4,8
1981	1,74885	15,30000	5,54	4,489	4,9
1982	1,90583	14,87000	5,65	4,387	4,9
1983	2,12196	12,53330	5,74	4,635	4,9
1984	2,26093	11,74080	5,82	4,655	4,9
1985	2,02300	9,93417	5,87	5,234	4,9
1986	1,86486	7,74250	5,90	5,799	4,9
1987	1,67523	7,97583	5,93	5,636	5,0
1988	1,80154	7,52333	5,96	5,940	5,0
1989	1,75579	9,07167	5,99	6,235	5,0
1990	1,63491	9,84667	6,03	6,069	5,1
1991	1,64481	9,49067	6,06	6,216	5,1
1992	1,70593	10,35170	6,08	6,226	5,1
1993	1,77419	8,74917	6,10	6,400	5,1
1994	1,67635	5,69250	6,12	6,332	5,1
1995	1,58924	6,35417	6,14	6,446	5,1
1996	1,65575	3,72833	6,15	6,623	5,1
1997	1,78977	3,24083	6,17	6,724	5,2
1998	1,72671	3,39250	6,17	7,060	5,2
1999	1,87634	* 2,95315	6,18	7,307	5,2
2000	1,95296	* 4,39278	6,20	7,255	5,3
2001	2,00728	* 4,25704	6,21	6,992	5,3
2002	1,83337	* 3,31614	6,23	6,741	5,3
2003	1,64744	* 2,33108	6,25	7,061	5,3
* <i>60.a=Interbank overnight rate</i>					
Taxa de conversao do BC		6,55957			

## ANEXO F

## Séries completas para a Itália

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.r</i> Ln <b>PIB</b>
1972	6,4	5,18000	4,60517	4,605	4,6
1973	6,4	6,93000	4,70722	4,680	4,7
1974	6,5	14,57000	4,88455	4,251	4,7
1975	6,5	10,64000	5,04049	4,122	4,7
1976	6,8	15,68000	5,19387	3,783	4,8
1977	6,8	14,03000	5,35456	3,537	4,8
1978	6,7	11,49000	5,46886	3,882	4,8
1979	6,7	11,86000	5,60544	4,016	4,9
1980	6,8	17,17000	5,79834	4,584	4,9
1981	7,1	19,60000	5,96211	4,462	4,9
1982	7,2	20,15830	6,11383	4,232	4,9
1983	7,4	18,44330	6,25033	4,242	4,9
1984	7,6	17,26830	6,35329	4,297	5,0
1985	7,4	15,24670	6,44138	5,119	5,0
1986	7,2	13,40580	6,49774	5,841	5,0
1987	7,1	11,50670	6,54397	5,587	5,0
1988	7,2	11,28670	6,59384	5,676	5,1
1989	7,1	12,68750	6,65420	5,836	5,1
1990	7,0	12,37580	6,71713	5,602	5,1
1991	7,0	12,20880	6,77823	5,560	5,1
1992	7,3	14,01850	6,82778	5,286	5,2
1993	7,4	10,19980	6,87157	5,522	5,1
1994	7,4	8,50666	6,91106	5,621	5,2
1995	7,4	10,45670	6,96217	5,618	5,2
1996	7,3	8,81815	7,00106	5,721	5,2
1997	7,5	6,87589	7,02128	6,011	5,2
1998	7,4	4,98699	7,04067	6,423	5,2
1999	7,6	* 2,95315	7,05714	6,408	5,3
2000	7,6	* 4,39278	7,08220	6,381	5,3
2001	7,7	* 4,25704	7,10967	6,054	5,3
2002	7,5	* 3,31614	7,13402	5,948	5,3
2003	7,3	* 2,33108	7,16040	6,247	5,3

\* *60.a=Interbank overnight rate*

Taxa de conversao do BC 1936,27

## ANEXO G

## Séries completas para o Japão

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.r</i> Ln <b>PIB</b>
<b>1972</b>	5,71	4,723	4,60517	4,605	4,6
<b>1973</b>	5,63	7,161	4,71533	4,359	4,7
<b>1974</b>	5,71	12,539	4,92360	4,163	4,7
<b>1975</b>	5,72	10,671	5,03499	4,318	4,7
<b>1976</b>	5,68	6,977	5,12437	4,523	4,7
<b>1977</b>	5,48	5,680	5,20280	4,647	4,8
<b>1978</b>	5,27	4,357	5,24404	5,053	4,8
<b>1979</b>	5,48	5,857	5,28067	4,906	4,9
<b>1980</b>	5,31	10,930	5,35558	5,151	4,9
<b>1981</b>	5,39	7,434	5,40353	5,281	5,0
<b>1982</b>	5,46	6,935	5,43053	5,258	5,0
<b>1983</b>	5,45	6,392	5,44918	5,465	5,0
<b>1984</b>	5,53	6,100	5,47164	5,611	5,0
<b>1985</b>	5,30	6,463	5,49167	5,961	5,1
<b>1986</b>	5,07	4,793	5,49785	6,645	5,1
<b>1987</b>	4,82	3,514	5,49910	6,998	5,1
<b>1988</b>	4,84	3,622	5,50580	7,297	5,2
<b>1989</b>	4,97	4,872	5,52834	7,310	5,3
<b>1990</b>	4,90	7,242	5,55848	6,857	5,3
<b>1991</b>	4,83	7,457	5,59036	6,937	5,3
<b>1992</b>	4,83	4,583	5,60749	6,687	5,4
<b>1993</b>	4,72	3,060	5,62024	6,907	5,4
<b>1994</b>	4,60	2,196	5,62728	7,096	5,4
<b>1995</b>	4,63	1,213	5,62601	7,096	5,4
<b>1996</b>	4,75	0,470	5,62737	6,922	5,4
<b>1997</b>	4,87	0,484	5,64453	6,645	5,4
<b>1998</b>	4,75	0,371	5,65108	6,687	5,4
<b>1999</b>	4,63	0,059	5,64769	7,160	5,4
<b>2000</b>	4,74	0,108	5,64096	6,824	5,5
<b>2001</b>	4,88	0,058	5,63360	6,469	5,5
<b>2002</b>	4,79	0,011	5,62441	6,353	5,5
<b>2003</b>	4,67	0,001	5,62186	6,650	5,5

## ANEXO H

## Séries completas para o Reino Unido

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.r</i> Ln <b>PIB</b>
<b>1972</b>	0,8536	3,4483	4,60517	4,605	4,6
<b>1973</b>	0,8429	1,9167	4,69327	4,264	4,7
<b>1974</b>	0,8538	4,6300	4,84085	3,480	4,7
<b>1975</b>	0,7048	6,0775	5,05786	4,191	4,7
<b>1976</b>	0,5320	5,5417	5,21086	3,998	4,7
<b>1977</b>	0,6450	2,1283	5,35826	4,405	4,7
<b>1978</b>	0,7103	7,7200	5,43722	4,487	4,7
<b>1979</b>	0,7993	10,7292	5,56355	4,631	4,8
<b>1980</b>	0,8692	15,3767	5,72882	4,912	4,7
<b>1981</b>	0,6461	13,1308	5,84107	4,738	4,7
<b>1982</b>	0,4790	11,9708	5,92349	4,769	4,7
<b>1983</b>	0,3720	9,8350	5,96853	4,880	4,8
<b>1984</b>	0,1454	9,4600	6,01687	4,886	4,8
<b>1985</b>	0,3678	12,5642	6,07576	5,267	4,8
<b>1986</b>	0,3883	10,7008	6,10946	5,465	4,9
<b>1987</b>	0,6267	9,4967	6,15011	5,740	4,9
<b>1988</b>	0,5931	10,0217	6,19802	5,762	5,0
<b>1989</b>	0,4734	13,5592	6,27311	5,926	5,0
<b>1990</b>	0,6565	14,7308	6,36364	5,984	5,0
<b>1991</b>	0,6263	11,5800	6,42053	6,094	5,0
<b>1992</b>	0,4134	9,3667	6,45718	6,019	5,0
<b>1993</b>	0,3929	5,9075	6,47270	6,206	5,0
<b>1994</b>	0,4463	4,8775	6,49716	6,158	5,1
<b>1995</b>	0,4383	6,0800	6,53070	6,317	5,1
<b>1996</b>	0,5295	5,9592	6,55489	6,527	5,1
<b>1997</b>	0,5031	6,6117	6,58574	6,701	5,1
<b>1998</b>	0,5089	7,2100	6,61935	6,840	5,2
<b>1999</b>	0,4802	5,2042	6,63478	6,933	5,2
<b>2000</b>	0,4003	5,7667	6,66363	6,787	5,2
<b>2001</b>	0,3718	5,0750	6,68168	6,612	5,3
<b>2002</b>	0,4774	3,8867	6,69789	6,416	5,3
<b>2003</b>	0,5793	3,5908	6,72661	6,657	5,3



## ANEXO I

## Séries completas para os Estados Unidos

<i>cod. IFS</i>	<i>ae</i> Ln <b>Taxa de cambio</b>	<i>60b</i> % a.a. <b>Taxa de Juros</b>	<i>64</i> Ln <b>CPI</b>	<i>USD</i> Ln <b>Bolsa</b>	<i>99bv.r</i> Ln <b>PIB</b>
<b>1972</b>	1,0000	4,43	4,60517	4,60517	4,6052
<b>1973</b>	1,0000	8,73	4,66551	4,39770	4,6612
<b>1974</b>	1,0000	10,5	4,77019	4,02864	4,6561
<b>1975</b>	1,0000	5,82	4,85758	4,29486	4,6542
<b>1976</b>	1,0000	5,05	4,91336	4,46627	4,7061
<b>1977</b>	1,0000	5,54	4,97621	4,33610	4,7512
<b>1978</b>	1,0000	7,93	5,04990	4,34013	4,8054
<b>1979</b>	1,0000	11,2	5,15665	4,41858	4,8365
<b>1980</b>	1,0000	13,3558	5,28337	4,62617	4,8343
<b>1981</b>	1,0000	16,3783	5,38154	4,52857	4,8591
<b>1982</b>	1,0000	12,2583	5,44133	4,66947	4,8396
<b>1983</b>	1,0000	9,08667	5,47295	4,82313	4,8838
<b>1984</b>	1,0000	10,225	5,51521	4,83314	4,9532
<b>1985</b>	1,0000	8,10083	5,55020	5,07406	4,9937
<b>1986</b>	1,0000	6,805	5,56862	5,19995	5,0277
<b>1987</b>	1,0000	6,6575	5,60535	5,20602	5,0609
<b>1988</b>	1,0000	7,56833	5,64466	5,31609	5,1014
<b>1989</b>	1,0000	9,21667	5,69180	5,55442	5,1362
<b>1990</b>	1,0000	8,09917	5,74437	5,49687	5,1548
<b>1991</b>	1,0000	5,6875	5,78585	5,73721	5,1532
<b>1992</b>	1,0000	3,52167	5,81569	5,77800	5,1859
<b>1993</b>	1,0000	3,0225	5,84478	5,84582	5,2122
<b>1994</b>	1,0000	4,20167	5,87051	5,83723	5,2517
<b>1995</b>	1,0000	5,83667	5,89818	6,13538	5,2764
<b>1996</b>	1,0000	5,29833	5,92707	6,32893	5,3127
<b>1997</b>	1,0000	5,46	5,95018	6,60452	5,3567
<b>1998</b>	1,0000	5,35333	5,96558	6,85753	5,3976
<b>1999</b>	1,0000	4,97	5,98723	7,04697	5,4412
<b>2000</b>	1,0000	6,23583	6,02044	6,90130	5,4771
<b>2001</b>	1,0000	3,8875	6,04831	6,75942	5,4846
<b>2002</b>	1,0000	1,66667	6,06405	6,48539	5,5030
<b>2003</b>	1,0000	1,1275	6,08649	6,72267	5,5330