

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RODRIGO LIBERMAN

**ANÁLISE DOS COMPORTAMENTOS DE CURTO PRAZO E LONGO PRAZO DOS
MERCADOS ACIONÁRIOS LATINO-AMERICANOS:
UM ESTUDO BASEADO EM CORRELAÇÕES, ANÁLISE DE COMPONENTES
PRINCIPAIS E COINTEGRAÇÃO**

SÃO PAULO
2007

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RODRIGO LIBERMAN

**ANÁLISE DOS COMPORTAMENTOS DE CURTO PRAZO E LONGO PRAZO DOS
MERCADOS ACIONÁRIOS LATINO-AMERICANOS:
UM ESTUDO BASEADO EM CORRELAÇÕES, ANÁLISE DE COMPONENTES
PRINCIPAIS E COINTEGRAÇÃO**

Dissertação de Mestrado apresentada à
Escola de Economia de São Paulo da
Fundação Getúlio Vargas, como requisito
para obtenção de título de Mestre em
Economia e Finanças.

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Matone

SÃO PAULO
2007

RODRIGO LIBERMAN

**ANÁLISE DOS COMPORTAMENTOS DE CURTO PRAZO E LONGO PRAZO DOS
MERCADOS ACIONÁRIOS LATINO-AMERICANOS:
UM ESTUDO BASEADO EM CORRELAÇÕES, ANÁLISE DE COMPONENTES
PRINCIPAIS E COINTEGRAÇÃO**

Dissertação de Mestrado apresentada à
Escola de Economia de São Paulo da
Fundação Getúlio Vargas, como requisito
para obtenção de título de Mestre em
Economia e Finanças.

Data de aprovação:

14/02/2007

Banca examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Matone
FGV-EESP

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
FGV-EESP

Prof. Dr. Antônio Cláudio Reis de Paiva

SÃO PAULO
2007

AGRADECIMENTOS

Um agradecimento especial ao Professor Dr. Ricardo Matone, meu orientador nesta jornada, pela direção nos caminhos a serem seguidos e pela paciência e confiança depositadas em mim.

Ao banco Citibank S.A pelo apoio financeiro para a realização do mestrado e em especial ao Marcelo Pinheiro, pelo suporte, incentivo e compreensão no decorrer deste curso.

Aos meus pais, minha gratidão pela constante motivação e ajuda nos momentos difíceis.

Ao Rafael, pelo contínuo interesse neste trabalho, com a freqüente troca de *papers* e discussões, e às sempre pertinentes críticas.

À Carol, pela paciência e carinho ao longo destes 3 anos.

Ao Sidney Yoshihiro, pela valiosa ajuda na obtenção de dados.

E por fim, aos meus colegas e amigos Daniel, Eliza, Flavio, Guido, Luciana e Márcio, companheiros nesta jornada.

“Non Nova Sed Nove”

Não novas coisas, mas de uma nova maneira

RESUMO

Neste trabalho, através de estudos das correlações, análise de componentes principais e cointegração, é discutida a relação dos comportamentos de curto e longo prazos de índices de mercado de ações representativos de 7 países latino americanos e de suas relações com índices norte-americanos e com índices globais, no período entre Julho de 2001 e Outubro de 2006. Este período foi caracterizado por uma relativa tranquilidade, se podemos assim classificar a menor volatilidade e tamanho dos retornos, quando comparado às freqüentes crises dos fins dos anos 90.

Tanto a análise da matriz de correlação dos índices como dos Componentes Principais dos mesmos demonstra agrupamentos de alguns índices, indicando um comportamento similar de curto prazo destes índices ao longo do período estudado, com movimentos fortemente correlacionados.

Contudo, os resultados obtidos neste estudo, dada a falta de cointegração de vários mercados acionários, sugerem que no longo prazo um investidor poderia ter mais proteção com a diversificação que inicialmente se poderia imaginar.

ABSTRACT

The objective of this study, through the analysis of correlations, principal components and cointegration, is to discuss the relationship of the behavior of stock market indexes of seven Latin American countries, and their relationship with US and global stock market indexes, in the period between July 2001 and October 2006. This period presented a relative stability, with lower volatilities when compared to the frequent crises of the late 90's.

When analyzing the correlation matrix of the indexes or the Principal Component, both demonstrate the clustering of some indexes, pointing towards a common short-run, with highly correlated movements.

However, the results obtained in this study, due to the lack of cointegration of several stock markets, suggest that in the long-run, investors can still gain with the diversification benefits.

SUMÁRIO

<u>LISTA DE TABELAS E FIGURAS</u>	10
<u>1. INTRODUÇÃO</u>	12
1.1. INTRODUÇÃO	12
1.2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	16
1.3. ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO	22
<u>2. ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS</u>	23
<u>3. COINTEGRAÇÃO</u>	29
<u>4. MODELAGEM</u>	37
4.1. CORRELAÇÕES HISTÓRICAS	37
4.2. PCA	38
4.3. COINTEGRAÇÃO	40
<u>5. RESULTADOS</u>	41
5.1. CORRELAÇÕES HISTÓRICAS	42
5.2. PCA	48
5.3. COINTEGRAÇÃO	61
<u>6. CONCLUSÃO</u>	65
<u>REFERÊNCIAS</u>	67
<u>APÊNDICE I - MERCADO DE AÇÕES</u>	72
I.1. INTRODUÇÃO	72
I.2. ESTADOS UNIDOS	78
I.3. ARGENTINA	83
I.4. BRASIL	87
I.5. MÉXICO	94
I.6. CHILE	101

I.7. COLÔMBIA	106
I.8. VENEZUELA	110
I.9. PERU	114
I.10. MSCI	117

APÊNDICE II – TABELAS E GRÁFICOS	120
---	------------

LISTA DE TABELAS E FIGURAS

<i>Figura 01 – Índices em nível em dólares</i>	15
<i>Tabela 01 – Média e d.p. dos Ln dos Retornos Mensais (em excesso)</i>	41
<i>Figura 02 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a DJI</i>	42
<i>Figura 03 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Nasdaq</i>	43
<i>Figura 04 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Merval</i>	43
<i>Figura 05 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Bovespa</i>	44
<i>Figura 06 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Mexbol</i>	44
<i>Figura 07 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IPSA</i>	45
<i>Figura 08 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IGBC</i>	45
<i>Figura 09 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IBC</i>	46
<i>Figura 10 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IGBVL</i>	46
<i>Figura 11 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a MSCI EM</i>	47
<i>Figura 12 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a MSCI WI</i>	47
<i>Tabela 02 – Matriz de Correlação dos excessos de retorno em dólares e Significância (unicaudal)</i>	49
<i>Tabela 03 - Teste de KMO e Bartlett's</i>	50
<i>Tabela 04 - Comunalidades extraídas a partir do método de Componentes Principais</i>	50
<i>Figura 13 - Scree Plot</i>	51
<i>Tabela 05 - Total da Variância Explicada</i>	52
<i>Tabela 06 - Matriz dos Componentes – 4 componentes extraídos</i>	52
<i>Figura 14 – Gráfico dos 4 Componentes Principais, por Indexador sem rotação</i>	53
<i>Tabela 07 - Correlações Reproduzidas</i>	54
<i>Tabela 08 – Matriz dos Componentes Rotacionados usando Varimax com Kaiser Normalização (a)</i>	55
<i>Figura 15 – Gráfico dos 4 Componentes Principais, por Indexador rotacionados usando Varimax</i>	55
<i>Tabela 09 - Matriz de Transformação dos Componentes</i>	56
<i>Figura 16 - Plot dos Índices x Componentes Principais</i>	57
<i>Figura 17 - Plot dos Índices x Componentes Principais – Visão com giro de 60°</i>	57
<i>Tabela 10 - Matriz dos Coeficientes de Score dos Componentes</i>	58
<i>Figura 18 – Gráfico dos Scores dos 4 Componentes Principais, por Indexador rotacionados usando Varimax</i>	58
<i>Figura 19 – Gráfico de Radar dos Scores dos 4 Componentes Principais, por Indexador rotacionados usando Varimax</i>	59
<i>Tabela 11 – Testes de Raiz Unitária para série de Ln dos Índices Mensais em Dólares – Em nível</i>	62
<i>Tabela 12 – Testes de Raiz Unitária para série de Ln dos Índices Mensais em Dólares – Em 1^{as} Diferenças</i>	62
<i>Tabela 13 - Valores aproximados para nível crítico de ADF / PP</i>	62
<i>Tabela 14 – Resultados dos testes de Cointegração de Johansen para 5% e 10% de nível de significância</i>	64
<i>Tabela 15 – Capitalização dos Índices de bolsas em Dezembro 2006</i>	77
<i>Figura 20 – Índice Dow Jones em dólares</i>	79
<i>Figura 21 – Correlação dos excessos dos retornos do índice Dow Jones em dólares com os demais índices</i>	80
<i>Figura 22 – Índice Nasdaq em Dólares</i>	82
<i>Figura 23 – Correlação dos excessos dos retornos do índice Nasdaq em dólares com os demais índices</i>	82
<i>Figura 24 – Índice Merval em Dólares</i>	85
<i>Figura 25 – Correlação dos excessos dos retornos do índice Merval em dólares com os demais índices</i>	86
<i>Figura 26 - Índice Ibovespa em Dólares</i>	93
<i>Figura 27 – Correlação dos excessos dos retornos do índice Ibovespa em dólares com os demais índices</i>	93
<i>Figura 28 – Índice IPC em Dólares</i>	100
<i>Figura 29 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IPC em dólares com os demais índices</i>	100
<i>Figura 30 – Índice IPSA em Dólares</i>	104
<i>Figura 31 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IPSA em dólares com os demais índices</i>	105
<i>Figura 32 – Índice IGBC em Dólares</i>	108
<i>Figura 33 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IGBC em dólares com os demais índices</i>	109
<i>Figura 34 - Índice IBC em Dólares</i>	112
<i>Figura 35 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IBC em dólares com os demais índices</i>	113
<i>Figura 36 - Índice IGBVL em Dólares</i>	115
<i>Figura 37 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IGBVL em dólares com os demais índices</i>	116

<i>Figura 38 – Correlação dos excessos dos retornos do índice MSCI - EM em dólares com os demais índices</i>	<i>118</i>
<i>Figura 39 – Correlação dos excessos dos retornos do índice MSCI - WI em dólares com os demais índices.....</i>	<i>119</i>
<i>Tabela 16 - Estatísticas - Excesso de Retornos Log Mensais em Dolar Sobre a Treasury Bill de 1 Mês.....</i>	<i>120</i>
<i>Tabela 17 – Características dos índices analisados</i>	<i>121</i>
<i>Figura 40 – Retornos diários dos índices em dólar</i>	<i>122</i>
<i>Tabela 18 - Matrizes de Anti-imagem do PCA.....</i>	<i>123</i>

1. INTRODUÇÃO

1.1. INTRODUÇÃO

Esta dissertação tem como cerne analisar as relações de curto e longo prazos entre os índices das principais bolsas de ações latino-americanas e dois dos principais índices de bolsas norte-americanas e globais, baseada na avaliação de correlações, componentes principais e cointegração.

Desde a teoria do *portfolio* de Markowitz (1952), sabemos que a diversificação diminui o risco (e compensa!). Seria este o caso de um investidor internacional, investindo nos mercados acionários latino americanos como forma de diversificar seu risco? Certamente, como veremos neste estudo, os mercados latino americanos são mais voláteis (comprovadamente para o período analisado) e ofereceram ganhos maiores que os norte-americanos (novamente, a teoria do *portfolio* sendo comprovada, com riscos maiores gerando, no longo prazo, ganhos maiores!). Com isso apresentam também oportunidades distintas de investimento.

Atualmente, com a crescente globalização dos mercados de capitais e busca de diversificação dos investimentos, estas relações se tornam mais importantes. Apesar de pesquisas já existentes entre os mercados considerados como mais desenvolvidos (como Estados Unidos, Europa e Japão), este trabalho se difere dos demais por analisar com mais atenção os mercados de ações latino americanos com uma ótica diferenciada.

O trabalho se apoiou em dados históricos para observar o comportamento destes índices ao longo do tempo, suas correlações e dispõe do uso da Análise de Componentes Principais como uma forma de interpretação dos resultados obtidos.

Para uma análise mais robusta de longo prazo, foram utilizados testes de cointegração, para determinar as relações de longo prazo existentes entre os diversos mercados na América Latina.

Esta nova abordagem poderia ajudar no entendimento destas relações para fins de diversificação de riscos e inferências de comportamentos futuros dos retornos dadas as relações de longo-prazo existentes em alguns destes mercados.

“Cointegração não se refere à co-movimentos dos retornos, mas à co-movimentos nos preços dos ativos. Se suas diferenças reverterem à média, os preços dos ativos estão ligados no longo prazo por uma tendência estocástica comum, e dizemos que estes preços são co-integrados” (Alexander, 2001:347).

Como conclusão destas análises, podemos observar discrepâncias observadas entre as relações de curto e de longo prazos. Apesar da alta correlação observada entre alguns mercados, indicando uma aparente falta de ganhos com uma teórica diversificação de investimentos nestes mercados (fato também comprovado pelos *clusters* observados destes índices plotados obtidos pela Análise de Componentes Principais), no longo prazo obtivemos que apenas poucos índices são realmente cointegrados, com a maioria não apresentando uma relação de longo prazo. Conclui-se que para períodos curtos, os mercados estudados tendem a se comportar de uma maneira parecida. Mas para investimentos de longo prazo, a influência dos indicadores locais nos comportamentos dos índices acionários parece ter mais importância que choques externos, assim como identificado pelo estudo do Fundo Monetário Internacional (IMF) de 2000, conduzido por Bankim Chadha. Este estudo também corroborou dados obtidos do estudo de Fernando Seabra (2001), em que verificou a existência de relação de longo prazo entre o índice acionário argentino (Merval) e o índice Dow Jones e também entre o índice brasileiro (Ibovespa) e o índice Dow Jones.

Como fonte de dados principal foi utilizada a Bloomberg, onde a maioria das séries históricas foi obtida. As taxas de câmbio utilizadas para conversão das moedas locais em dólares foram obtidas da página do Banco Central do Brasil na Internet¹, utilizando para cada índice as taxas oficiais de cada moeda local. Para os dados dos índices da Morgan Stanley Capital International, os dados foram obtidos diretamente de sua base de dados, disponível na Internet.

Também foi utilizada a série de Retornos da *Treasury Bill* de 1 mês americana, obtida na página do *Federal Reserve Bank* na Internet². Esta série foi transformada em índice e usada para remover a tendência das séries de índices de bolsas nas análises de correlação e Componentes Principais, de forma a excluir o custo de oportunidade.

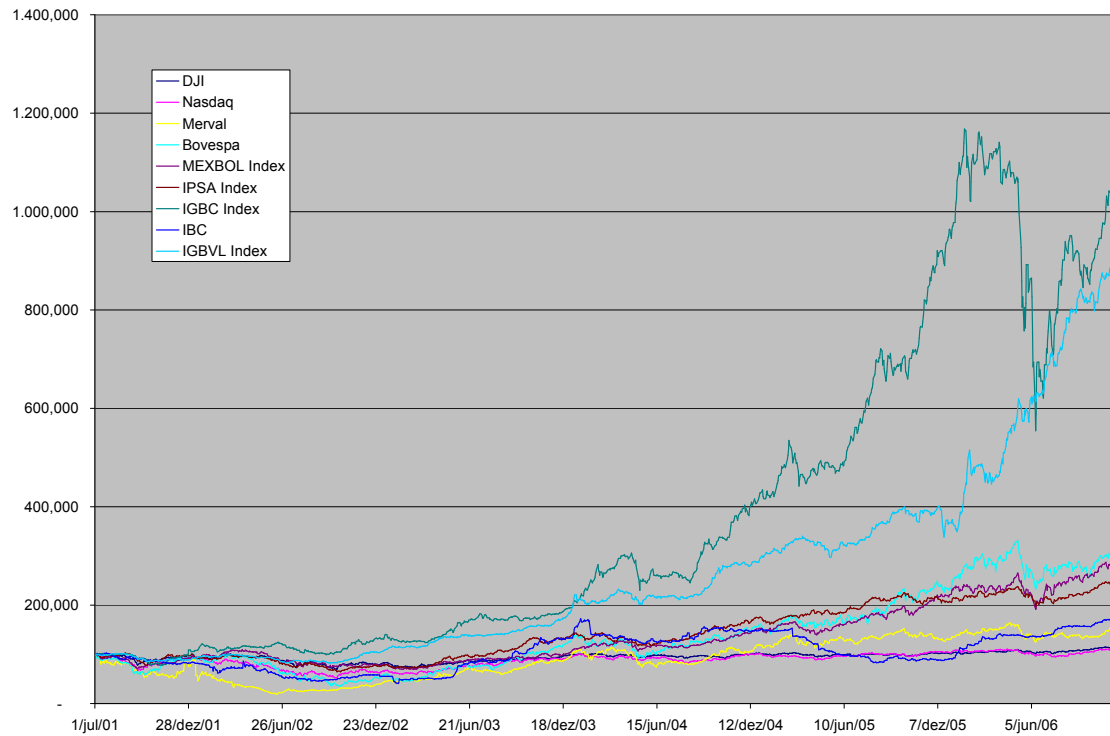
A figura 01 abaixo mostra um gráfico com os diversos índices das bolsas estudadas desde Julho de 2001 até Novembro de 2006, transformados para uma Base 100 comum em Julho de 2001 e em dólares. Ao todo são analisados onze índices, sendo estes representativos do total do mercado acionário de cada país, como apresentado no apêndice. São estes: DJIA e Nasdaq Composite dos Estados Unidos, Merval da Argentina, Ibovespa do Brasil, IPC do México, IPSA do Chile, IGBC da Colômbia, IBC da Venezuela, IGBVL do Peru, e dois importantes índices utilizados como *benchmark* no mercado de fundos globais, criados e diariamente calculados pelo Morgan Stanley Capital International (MSCI), o WI - *World Index*, e o EM - *Emerging Markets*.

No Apêndice desta dissertação, estes índices são apresentados em mais detalhes, bem como a bolsa de valores em que são negociados, sua metodologia de cálculo para obtenção dos mesmos em moeda local e algumas características importantes e consideradas pertinentes de menção.

¹ www.bacen.gov.br

² www.federalreserve.gov

Figura 01 – Índices em nível em dólares



Base 100 em 01/Jul/2001

1.2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Dentre os trabalhos estrangeiros cujo foco é a análise da segmentação ou integração de mercados de capitais, destacam-se:

BILSON, BRAILSFORD e HOOPER (2000), CHADHA (2000), FERNÁNDEZ-SERRANO e SOSVILLA-RIVERO (2003), SCHERER e AVELLANEDA (2000) e HAMANN, LALL e BUNDA (2005).

BILSON, BRAILSFORD e HOOPER (2000) analisam o grau de comunalidades entre os retornos nos mercados acionários latino-americanos. Através da Análise de Componentes Principais. As variações comuns, representadas pela extração dos quatro primeiros componentes principais são, segundo os autores, indicadores para as verdadeiras fontes de variação dos mercados.

Scherer e Avellaneda, em 2000 também usaram a Análise de Componentes Principais para estudar o comportamento dos *Brady Bonds* emitidos por Argentina, Brasil, México e Venezuela, no período de 1994 até 2000. Chegaram à conclusão de que dois componentes explicavam até 90% da variância total. O primeiro componente principal corresponderia à variância atribuível ao risco “regional” (Latino).

Em seu trabalho de 2005, Irina Bunda, A. Javier Hamann e Subir Lall, avaliaram empiricamente o comovimento dos retornos dos bônus de países emergentes que constituem o índice *EMBI Global benchmark*, desde sua introdução em 1997. Eles analisam as matrizes de correlação para identificar grupos de países que se “movem juntos”, durante eventos nos mercados emergentes. Refinam então estas descobertas fazendo uma análise em componentes principais e de *cluster*.

Em um estudo de 2000, uma equipe do Fundo Monetário Internacional (IMF) liderado por Chadha, testou as relações de curto e longo prazos entre a Dow Jones e

Nasdaq e os índices IFCI da América Latina, Ásia e Europa. Também foram investigadas as relações do chamado setor de TMT (Tecnologia, Mídia e Telecomunicações) especificamente com a NASDAQ. Analisando as correlações de curto prazo entre os retornos dos mercados citados, verificaram que estas eram especialmente altas entre os mercados acionários americanos e o dos mercados emergentes, e entre as regiões maiores correlações com a América Latina. Já em relações de longo prazo, chegou a conclusão que não havia evidências de que os mercados acionários dos países emergentes (de uma forma agregada) e norte americanos se movessem juntos no longo prazo (testes feitos por cointegração). Esta equipe desenvolve ainda explicações plausíveis para estas altas correlações de curto prazo mas ausência de relações de longo prazo; são citados como motivos mais comuns para tal: as ligações econômicas diretas; os distúrbios globais comuns entre os mercados; as mudanças nos *sentimentos*, com os mercados maduros como guias e os investidores locais os seguindo; o rebalanceamento de carteiras por gestores de fundos globais. Coloca ainda sua visão sobre os mercados acionários dos mercados emergentes, como sendo sujeitos as duas forças básicas: fundamentos domésticos e o ambiente externo. A importância relativa destas duas mudanças ao longo do tempo explicaria as flutuações nas correlações de curto prazo. Durante períodos em que os fundamentos domésticos ocorrem de acordo com as expectativas de mercado, enquanto que o ambiente externo é sujeito à surpresas, por exemplo, os autores esperam correlações mais altas entre a performance dos mercados emergentes com os estrangeiros. Da mesma maneira, em períodos em que a influência dos mercados domésticos domine, as correlações de curto prazo seriam mais fracas. Também na visão dos autores, a falta de relações de longo prazo até então (2000) seria explicado pelo fato de que os mercados emergentes haviam seguido seus próprios ciclos macroeconômicos/políticos, não sincronizados com os ciclos acionários americanos.

Existem trabalhos efetuados abordando a relação entre os mercados da América Latina, alguns incluindo o mercado norte-americano, onde podemos citar os trabalhos de:

SEABRA (2001), LEAL e COSTA JR. (1997); COSTA JR. et al. (1998); SILVA, SAMOHYL e COSTA JR. (1999); RODRIGUES (1999a, 1999b); PEREIRA, COSTA JR. e DANTAS (2000); GRÔPPO, AMARAL e BERTUCCI (2001) e MARCON, ALBERTON e COSTA JR. (2001), FUENTES e GODOY (2005).

O estudo de Seabra (2001) investiga a relação de longo-prazo entre os dois mais importantes índices de mercados de ações do Mercosul, a Merval da Argentina e o Ibovespa brasileiro, e os dois maiores índices de ações internacionais, a Nikkei japonesa e o Dow Jones americano, além da estimativa das respostas de curto-prazo daqueles dois mercados emergentes. Testes de cointegração (bivariados e multivariados) apontam que não há tendência comum ligando os índices de mercados de ações argentino e brasileiro. Este resultado pode ser entendido como uma rejeição à proposta de integração dos mercados acionários do Mercosul. Por outro lado, a cointegração entre os dois mercados de ações latino-americanos e a Dow Jones não pode ser rejeitada. Baseada no mecanismo de correção de erros, a estimativa da elasticidade a curto-prazo mostra que o índice do Ibovespa responde mais as mudanças no Dow Jones que a Merval.

Fernández-Serrano e Sosvilla-Rivero (Madrid, 2003) examinaram a ligação entre os mercados de ações americano e latino-americano durante o período de 1995 e 2002. Usando técnicas de cointegração, que permitem mudanças estruturais nas relações de longo prazo, concluíram que relações de longo-prazo só foram observadas nos casos do Brasil e do México para o índice Dow Jones, e somente do Brasil para o índice Standard and Poor 500 (SP&500). Porém, quando a possibilidade de quebras estruturais foi introduzida, encontraram evidências favoráveis em tais relações entre os índices da Argentina, Chile e Venezuela após a agitação financeira em 1998, e entre índices brasileiros e mexicanos e o índice Dow Jones antes da turbulência, enquanto certa cointegração é detectada entre os índices mexicanos e americanos desde 1998.

Além dessas, mais evidências surgiram na relação de cointegração entre os índices da Argentina, Chile e México e o S&P500 de agosto de 1998, abril e outubro de

1999, respectivamente, e entre os índices brasileiros e do S&P500 anteriores a novembro de 1997, assim como cointegração marginal entre os índices do México e S&P500 anteriores a outubro de 1999.

Os resultados sugerem que os ganhos da diversificação internacional para investidores que mantenham seus *portfolios* por um longo prazo eram limitados na época.

O Trabalho de LEAL e COSTA JR. (1997) se concentra na integração entre as bolsas de valores de São Paulo e de Buenos Aires, usando modelos de precificação de ativos de risco. A conclusão da época era que a Argentina não mostrava uma integração internacional consistente e que o Brasil ainda tinha seus mercados em um nível incipiente quando se tratava de integração com os mercados internacionais.

Em seus trabalhos (1999a) e (1999b) Rodrigues estuda o impacto de emissão de ADRs brasileiras no mercado americano e a relação entre os dois mercados. Conclui em 1999a que há uma considerável redução de volatilidade das ações pós-listagem.

SILVA, SAMOBYL e COSTA JR. (1999) analisaram os índices na década de 90 das bolsas de valores Argentina, Brasileira, Chilena e Peruana. Estimaram que, com exceção do mercado peruano, não existe cointegração entre os outros mercados.

GRÓPPO, AMARAL e BERTUCCI (2001) estudaram o nível de integração nas bolsas de valores de Nova York, Buenos Aires e São Paulo, para analisar a existência de “eficiência informacional”. Concluíram que, principalmente a partir de janeiro de 1999, os testes aplicados assinalaram uma eficiência na transmissão de informações entre eles, isto é, as variações de um determinado índice não continham informações úteis que permitissem prever o comportamento de outro índice.

É importante citar também os estudos clássicos de Cointegração, como os de Hendry (1986), Granger (1986) e Engle e Granger (1987). Este último propôs um teste para verificação da presença de cointegração baseada na regressão dos mínimos quadrados ordinários. Já a metodologia de Johansen (1995) pode investigar a presença de cointegração em sistemas multivariados.

MARCON, ALBERTON e COSTA JR. (2001) analisaram o comportamento dos retornos de ações de empresas brasileiras e argentinas nos mercados domésticos, e os ADRs no mercado norte-americano, utilizando-se do modelo desenvolvido por HIETALA (1989), para testar a hipótese de segmentação do mercado de ações brasileiro no período de julho/1997 a junho/2000. Concluíram que o comportamento das ações brasileiras e argentinas é, ainda, muito influenciado pelo mercado doméstico.

ALEXANDER (2001) exemplificou a cointegração dos índices de 3 bolsas européias, a AEX (Holanda), CAC (França) e DAX (Alemanha). Com o procedimento de Johansen constatou sua cointegração.

PEREIRA, COSTA JR. e DANTAS (2000) analisaram as relações de cointegração existentes entre os índices das bolsas de valores dos mercados de capitais dos países: Brasil (Ibovespa), Argentina (*Merval*), Estados Unidos (*Dow Jones*), Japão (*Nikkei*), México (*Inmex*), Chile (EGPA), Peru (IGBVL) e Venezuela (*BBO Index*) no período compreendido entre julho/94 e novembro/98, concluindo estatisticamente pela existência do efeito em cadeia e de simultaneidade do comportamento das bolsas e das taxas de juros desses mercados, o que indica a existência de causalidade entre eles.

Apesar de não tratar do mercado de ações, FUENTES e GODOY (2005) estudaram o comportamento diário dos bônus soberanos de 18 mercados emergentes na Ásia, Leste Europeu e América Latina entre Setembro de 1997 e novembro de 2002. Neste período, várias crises financeiras ocorreram nos mercados emergentes, e colocam a questão se os eventos associados a um país atingem outros países, independente dos fundamentos econômicos destes. Ou seja, se os movimentos

simultâneos observados nos spreads das economias emergentes estão relacionados aos fundamentos econômicos. Usando análise de componentes principais, concluem que existe uma forte correlação regional entre os prêmios emergentes.

1.3. ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO

O objetivo deste trabalho é analisar os comportamentos de curto e longo prazos dos principais indicadores dos mercados acionários latino americanos, observando a relação entre os mesmos. Para tal, estudou-se as correlações entre os diversos mercados e aplicaram-se métodos econométricos como a análise de componentes principais e cointegração.

Esta dissertação conta, além desta introdução (primeiro capítulo), com mais cinco capítulos. O segundo capítulo apresenta a análise de componentes principais, bem como um breve histórico de seu desenvolvimento. O capítulo três apresenta a teoria de cointegração e dos testes para raiz unitária, usados para verificar a existência ou não de estacionaridade. O quarto capítulo explica as metodologias empregadas para obter as séries estudadas à partir de dados públicos de mercado disponíveis, bem como o posterior tratamento destes dados e as análises estatísticas referentes às mesmas. O quinto capítulo apresenta os resultados obtidos nos testes propostos, com a Análise de Componentes Principais, presença de raízes unitárias e Cointegração. Finalmente, no último capítulo os resultados são discutidos e analisados.

No apêndice desta dissertação, é abordado o mercado acionário internacional, com uma rápida descrição dos mercados analisados neste estudo e de seus respectivos índices.

2. ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS

A Análise de Componentes Principais, ou PCA sigla em inglês a qual é mais comumente conhecida, baseia-se em uma modelagem multivariada que tenta analisar uma série de variáveis relacionadas entre si transformando-as em variáveis não-correlacionadas, fazendo com que esta série bem menor de variáveis consiga explicar o movimento de toda a série original, dada estrutura de variância-covariância, ao mesmo tempo em que mantém as características dos dados originais que mais contribuem para sua variância.

O modelo de análise de Componentes Principais tem estudos desde pelo menos 1901, com Karl Peterson, mas nos moldes atuais datam de 1933, com Harold Hotelling.

Segundo Carol Alexander (2001), para uma correta avaliação do PCA os inputs devem ser estacionários, e como normalmente preços unitários e taxas são não-estacionários, eles devem ser transformados (geralmente para retornos) antes de aplicarmos o PCA. Estes retornos também devem ser normalizados antes da análise do modelo, já que se não o fizermos, o primeiro componente principal será dominado pela variável com maior volatilidade.

Segundo Jolliffe (2002), o PCA é também chamado de transformação de Karhunen-Loève (ou KLT, por causa de Kari Karhunen e Michel Loève) ou de transformação de Hotelling (em homenagem a Harold Hotelling). O PCA tem a distinção de ser a transformação linear ótima por guardar o subespaço que contém a maior variância. Esta vantagem, entretanto, vem acompanhada do custo de uma carga computacional maior, se comparada, por exemplo, a uma transformação discreta. Distintamente de outros modelos de transformação linear (como a DCT – *Discrete*

Cosine Transformation ou DFT – *Discrete Fourier Transformation*), o PCA não tem um conjunto fixo de Bases³. Suas Bases são dependentes do conjunto de dados.

Como citado anteriormente, o PCA é um processo particular da análise fatorial, que procura identificar variáveis ou fatores que explicam o padrão de correlações num conjunto de variáveis observadas, fazendo com que a maior variância de qualquer projeção dos dados se acomode na primeira coordenada (chamada de primeiro componente principal), a segunda maior variância na segunda coordenada e assim por diante.. É muitas vezes utilizada na redução de dados para identificar um pequeno número de fatores que explicam a maior parte da variância observada num número maior de variáveis conhecidas.

Pode também ser utilizada para gerar hipóteses relativas a mecanismos causais ou para visualizar variáveis para análises subseqüentes.

Análise fatorial - expressão do modelo fatorial:

$$\begin{aligned} X_1 &= b_{11} F_1 + b_{12} F_2 + \dots + b_{1k} F_k + U_1, \\ X_2 &= b_{21} F_1 + b_{22} F_2 + \dots + b_{2k} F_k + U_2, \\ &\dots \\ X_p &= b_{p1} F_1 + b_{p2} F_2 + \dots + b_{pk} F_k + U_k, \end{aligned}$$

onde os b_{ij} , também designados por fator loadings, são as correlações entre os fatores comuns e as variáveis observáveis.

U_i é o fator único, representando a parte de uma variável que não é explicada pelos fatores comuns.

Os fatores, independentemente da sua espécie, não estão relacionados entre si nem com os de outra espécie.

³ Bases: Na álgebra linear, uma Base de um espaço vetorial é um conjunto de vetores linearmente independentes que geram este espaço, ou seja, pode representar todo vetor em qualquer espaço vetorial em uma combinação linear.

Para assegurarmos a validade de aplicação da análise fatorial são adequadas as seguintes medidas: Teste à normalidade das variáveis, a análise do diagrama de extremos e quartis, um exame da matriz de correlações, o teste de esfericidade de Bartlett, o exame do indicador Kaiser-Meier-Olkin (KMO), a Análise da matriz anti-imagem e o exame das comunalidades. Abordaremos mais tarde cada um destes passos.

O primeiro componente principal tem a máxima variância. Sucessivos componentes explicam progressivamente porções menores da variância e são não correlacionados entre si.

Para a determinação do número de fatores necessários para uma correta modelagem do PCA, existem algumas possibilidades. Na literatura (Silvestre 2000 e Reis 1997), é possível encontrar um conjunto relativamente variado de critérios para responder a esta questão.

- Proporção da variância explicada
- Critério de Kaiser ou do valor próprio superior à unidade
- Critério de Joliffe
- Critério gráfico do *scree plot*

Proporção da variância explicada: O número de fatores deve ser tal que a proporção da variância total explicada pelos mesmos seja pelo menos igual a um certo valor. De acordo com Silvestre (2000), 0.8 é um valor que os investigadores consideram freqüentemente. Para Reis (1997), que fala num valor superior a 70% da variância total, este é o critério mais subjetivo, existindo divergências quanto ao limiar mínimo da

variância explicada, podendo levar à retenção de fatores com peso significativo de apenas uma variável.

Critério de Kaiser ou do valor próprio superior à unidade. Segundo este critério, aplicável somente quando se recorre à matriz de correlações para extração dos fatores, devem reter-se tantos fatores quantos os valores próprios superiores à unidade (fatores cuja variância é superior a 1).

Critério de Joliffe: Este autor, citado por Silvestre (2000), considera o critério de Kaiser muito exigente e portanto considera a utilização do valor crítico 0.7 em vez de 1.

Critério gráfico do *scree plot*: Proposto por Catell, citado por Silvestre (2000). Os valores próprios são representados contra a sua ordem. Unindo os pontos com segmentos de reta obtém-se uma linha poligonal que apresenta um declive acentuado para os primeiros valores próprios passando depois a um declive que se aproxima de zero. Quando se dá uma mudança brusca no declive, encontramos a ordem da última componente a considerar.

A Rotação dos fatores tem como objetivo principal a transformação dos coeficientes dos fatores principais retidos em uma estrutura simplificada consistindo num conjunto de vetores, cada um deles com coeficientes não nulos para um reduzido número de variáveis e sem sobreposições, relativas aos restantes vetores. O conjunto inicial de variáveis fica assim dividido em subconjuntos tão independentes entre si quanto possível (Reis, 1997).

Dentre os métodos de rotação mais comumente utilizados, podemos citar: rotação VARIMAX, rotação QUARTIMAX, rotação EQUIMAX e Métodos oblíquos de rotação.

A Rotação VARIMAX é um método proposto por Kaiser (1958), que pretende que para cada fator comum existam apenas alguns pesos significativos e todos os outros sejam próximos do zero com o objetivo de maximizar a variação entre os pesos de cada fator comum. O novo conjunto de pesos aumenta a contribuição das variáveis que mais contribuem para a formação do fator e diminui os pesos das que menos contribuem. De acordo com demonstrações feitas por F. Gebhardt em 1968, J. Deleeuw e S. Pruzanski em 1978 e J.M.F. TenBerge em 1984, é o melhor método de rotação. Este foi o método adotado no presente estudo para rotacionar os dados obtidos pelo método de Análise dos Componentes Principais.

Interpretação dos fatores: A identificação e interpretação de cada fator são efetuadas a partir dos pesos das variáveis que contribuem para ele. Quanto mais próximo o peso estiver de 1 em valor absoluto, mais forte é a associação entre a variável e o fator, sendo considerados significativos pesos iguais ou superiores a 0,5. Existe alguma subjetividade na interpretação associada à combinação linear de variáveis na designação atribuída à componente principal.

Para constatar que a modelagem é pertinente, Hair Jr. et al. (1998), propõe uma análise em cinco pontos:

a) Verificar que a matriz de correlações bivariadas entre os indicadores apresente um número expressivo de correlações bivariadas superiores a 0,30.

b) Verificar a medida de adequação da amostra, obtida por meio do teste Kaiser-Meier-Olkin (KMO). Contido no intervalo entre [0, 1], quanto mais próximo de 1 (um) for o valor do teste, mais adequado é o modelo.

c) Checar os valores apresentados na matriz de anti-imagem. Quanto menor os números, mais adequados os indicadores.

d) Analisar as comunalidades dos indicadores, medidas que indicam o grau em que os itens encontram-se associados à combinação linear gerada pelo fator extraído.

e) Verificar o *loading* dos indicadores.

3. COINTEGRAÇÃO

O conceito de cointegração, primeiramente introduzido na literatura por Granger (1981), é relevante ao problema de determinação de relações de longo-prazo (ou de equilíbrio) em Economia. Cointegração é a implicação estatística da existência de relação de longo prazo entre variáveis econômicas (Thomas, 1993). Ou seja, do ponto de vista estatístico, uma relação de longo prazo significa que as variáveis se movem juntas ao longo do tempo, corrigindo distúrbios de curto prazo na tendência de longo prazo (Manning e Andrianacos, 1993). A idéia básica da cointegração é que, se no longo prazo duas ou mais séries se movem juntas, mesmo que as séries tenham tendência, a diferença entre elas é constante. É possível considerar estas séries como se definindo uma relação de equilíbrio de longo prazo, já que a diferença entre elas é estacionária (Hall e Henry, 1989). A falta de cointegração sugere que tais variáveis não possuem um relacionamento de longo prazo, ou seja, podem vagar arbitrariamente, se distanciando entre elas (Dickey et al, 1991).

Um outro aspecto, é a estacionaridade das variáveis. Técnicas usuais de regressão são inválidas quando aplicadas à variáveis não estacionárias. Em outras palavras, "...regressões estáticas entre séries integradas têm significância se e somente se forem variáveis cointegradas." (Banerjee, et all. 1993: 204). Esta prática conta com uma literatura substancial, que lida também com o problema de regressão espúria.

A investigação da estacionaridade (ou não estacionaridade) em uma série temporal é intimamente relacionada com os testes de raízes unitárias. A existência de raízes unitárias em uma série implica em não estacionaridade. Diversas alternativas de testes estão disponíveis para avaliar se as séries são estacionárias, como veremos em seguida.

Podemos identificar a ordem de integração de uma série pelo número de vezes em que uma operação de diferenciação se faz necessária para se obter uma série

estacionária. Se diferenciarmos uma série de tempo apenas uma vez e obtivermos (a série diferenciada) uma série estacionária, a série original é chamada de Integrada de ordem 1, ou na sua nomenclatura mais usual, I(1).

Testes para Raiz Unitária

Grande parte das séries econométricas não apresenta estacionaridade, sendo portanto difícil de se analisar com modelos de regressão linear, já que estes só asseguram suas propriedades se todas as variáveis forem estacionárias.

Segue abaixo uma pequena descrição, vista mais detalhadamente em Hamilton (1994).

Consideremos um processo AR(1) como:

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t$$

onde x_t são regressores exógenos opcionais que podem ser constantes, ou uma constante e tendência, ρ e δ são parâmetros a serem estimados e assume-se ε_t como sendo ruído branco. Se $|\rho| \geq 1$, y é uma série não estacionária e a variância de y aumenta com o tempo e se aproxima do infinito. Se $|\rho| < 1$, y é uma série estacionária (com ou sem tendência). Portanto, a hipótese de estacionaridade pode ser avaliada testando se o valor absoluto de ρ é estritamente menor do que 1.

Os testes feitos neste trabalho avaliaram a hipótese nula de $H_0: \rho = 1$ contra a alternativa de $H_1: \rho < 1$.

Testes de Raiz Unitária: Augmented Dickey-Fuller (ADF)

O teste padrão de Dickey-Fuller é feito estimando a equação acima descrita (recordando: $y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t$), e subtraindo Y_{t-1} dos dois lados da equação.

Chegamos então a:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t,$$

onde $\alpha = \rho - 1$. E temos então a hipótese nula como:

$$H_0: \alpha = 0,$$

$$H_1: \alpha < 0.$$

Estas hipóteses são avaliadas usando um *t-value* convencional para α :

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{ep(\hat{\alpha})},$$

onde $\hat{\alpha}$ é a estimativa de α , e $ep(\hat{\alpha})$ é o coeficiente do erro padrão.

Dickey e Fuller (1979) mostram que sob a hipótese nula de raiz unitária, esta estatística não segue a distribuição-t de *Student* convencional, e por isso eles derivam resultados assintóticos⁴ e simulam valores críticos para vários testes e tamanhos de amostras.

Este processo padrão de Dickey-Fuller, porém, só é válido se a série for um processo AR(1). Se a série for correlacionada com defasagens (*lags*) de ordens maiores, a premissa de ruído branco em ε_t é violada. Para estes casos, o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) constrói uma correção paramétrica para correlações de ordens superiores assumindo que a série y segue um processo AR(p) e adicionando p termos de defasagens da variável dependente y no lado direito do teste de regressão:

⁴ Para mais detalhes sobre análise assintótica, ver: Erdélyi, A. *Asymptotic Expansions*. New York: Dover, 1987

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t.$$

Esta especificação aumentada é então usada para testar a hipótese nula descrita acima. Um resultado importante obtido por Fuller é que a distribuição assintótica do valor-t para α é independente do número de defasagens de primeiras diferenças incluídas na regressão ADF. Além disso, enquanto a premissa de que y segue um processo autoregressivo (AR) possa parecer um pouco restritivo, Said e Dickey (1984) demonstram que o teste de ADF é assintoticamente válido na presença de um componente de média móvel (ou MA, como é mais conhecido por *moving average*). Podemos também incluir uma constante ou uma constante e uma tendência linear temporal. Estes e outros detalhes são amplamente discutidos em Hamilton (1994, pg 501).

A seguir, deve-se definir o número de termos de defasagens de diferenças a ser usado na regressão. Lembrando que se a opção for de não usar termos de defasagens, o teste será igual ao de DF padrão.

Testes de Raiz Unitária: Phillips-Perron (PP)

Phillips e Perron (1998) propuseram um método alternativo (e não paramétrico) para testar a presença de raiz unitária. O método de PP estima a equação $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t$ (como o método DF, em sua versão padrão), mas modifica o estatística-t do coeficiente α , para que a correlação serial não afete a distribuição assintótica da estatística teste. O teste PP é baseado na estatística:

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(ep(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2}e},$$

onde $\hat{\alpha}$ é a estimativa de α , $ep(\hat{\alpha})$ é o coeficiente do erro padrão, t_α é o estatística-t de α e e é o erro padrão da regressão. γ_0 é uma estimativa da variância do erro em

$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t$, calculado como $(T - k) e^2 / T$, onde k é o número de regressores. O termo remanescente, f_0 , é um estimador robusto do espectro residual na frequência zero⁵.

Testes de Cointegração

Um certo vetor x de séries temporais pode ser chamado de cointegrado se cada uma de suas séries for individualmente não-estacionária, de acordo com Hamilton (1994), apresentando uma raiz unitária (ou seja $I(1)$), e ao mesmo tempo apresentar uma combinação linear estacionária $I(0)$ das séries diferenciadas, para algum vetor não nulo z .

Sendo assim podemos entender cointegração como uma relação em que mesmo passível de choques que possam afetar permanentemente os elementos de x , há uma relação de equilíbrio de longo prazo, que mantém estes elementos juntos. A citada relação de equilíbrio é representada pela combinação linear $z'x$, onde z também é identificado como vetor de cointegração. Este vetor de cointegração não é único, pois se $z'x$ é estacionário, $wz'x$ também será estacionário, se w for um escalar e não nulo. Portanto, considera-se wz como um outro vetor de cointegração.

A utilização de modelos de regressão envolvendo séries temporais não estacionárias pode conduzir a problemas que se convencionou chamar de regressão espúria, isto é, quando temos um alto R^2 sem uma relação significativa entre as variáveis.

Neste contexto, a importância da análise de cointegração surge de seu uso para aquelas séries econômicas não estacionárias. Basicamente, a presença de raiz unitária na série temporal conduz a resultados viesados, invalidando os pressupostos da estatística clássica de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo e, com isto, mascarando o relacionamento entre duas ou mais variáveis.

⁵ O Espectro estimado na frequência zero é a soma ponderada das autocovariâncias dos resíduos. Os pesos são

Antes de realizar o teste de cointegração, verificou-se se as taxas apresentam comportamento estacionário ou não. Fez-se o teste da raiz unitária proposto por Dickey-Fuller (em sua versão ampliada).

Engle e Granger (1987) indicam que a combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias podem ser estacionárias. Se esta combinação linear existir, as séries de tempo não estacionárias são cointegradas. A combinação linear estacionária é chamada de equação de cointegração e pode ser interpretada como a relação de equilíbrio de longo prazo das variáveis.

O propósito do teste de cointegração é determinar se um par (ou grupo) de variáveis não estacionárias é cointegrado ou não.

Teste baseado na metodologia desenvolvida em Johansen (1991, 1995^a):

Considerando um Vetor Autoregressivo (VAR) de ordem p :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

onde y_t é um vetor k de variáveis não-estacionárias $I(1)$, x_t é um vetor d de variáveis determinísticas, e ε_t é o vetor de inovações. Podemos então reescrever este VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-1} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

onde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

O teorema de representação de Granger fala que se a matriz coeficiente Π tem *rank* reduzido $r < k$, então existem $k \times r$ matrizes α e β com *rank* r tal que $\Pi = \alpha' \beta$ e $\beta' y_t$ é $I(0)$. r é o número de relações de cointegração (o *rank* de cointegração) e cada coluna de β é o vetor de cointegração. Como será explicado mais abaixo, os elementos de α são os parâmetros de ajuste do modelo. O método de Johansens consiste em estimar a matriz Π de um VAR sem restrições e testar se podemos rejeitar as restrições impostas pelo *rank* reduzido de Π .

Para os testes de cointegração foram testadas 3 hipóteses para cada par de índices⁶:

Se os dados em nível y_t não apresentam tendência determinística e as equações de cointegração apresentam interceptos:

$$H_1^*(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0).$$

Se os dados em nível y_t apresentam tendência linear e as equações de cointegração apresentam somente interceptos:

$$H_1(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0.$$

Se os dados em nível y_t e as equações de cointegração apresentam tendência linear:

$$H^*(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1^t) + \alpha_{\perp} \gamma_0.$$

Os termos associados com α_{\perp} são os termos determinísticos fora das relações de cointegração. Quando um termo determinístico aparece dentro e fora de uma relação de cointegração, a decomposição não é unicamente identificada. Johansen (1995^a) identifica a parte de dentro do termo de correção de erro projetando ortogonalmente os termos exógenos no espaço α sendo que α_{\perp} é o espaço nulo tal que $\alpha' \alpha_{\perp} = 0$.

⁶ Para mais detalhes, ver Johansen (1995a, pp. 80–84).

4. MODELAGEM

Dados: Foram obtidos da Bloomberg todos os dados de fechamento diário dos índices das 11 bolsas analisadas, no período de 03 Julho de 2001 até 1º de Novembro de 2006. Para o mesmo período, foram obtidos os fechamentos das 7 moedas específicas (note que o dólar é a referência utilizada para todas as moedas, e moeda base de 4 dos índices). Os índices foram então transformados em dólares diariamente e trazidos a uma base comum, fazendo com que em Julho de 2001 todos apresentassem um índice de valor 100. A partir de então, o retorno logaritmo calculado para cada série em dólares foi aplicado a esta base 100 para obtenção das séries utilizadas (sendo ajustadas pela extração dos retornos das *Treasury Bills* das séries para a Análise de Componentes Principais, de foram e excluir o custo de oportunidade).

4.1. CORRELAÇÕES HISTÓRICAS

Foram utilizados os retornos logaritmos mensais dos índices para calcular as correlações históricas móveis de 6 meses, para observação do comportamento de curto prazo das mesmas.

A fórmula adotada é a de correlação simples:

$$\rho_{x,y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_x \times \sigma_y},$$

onde: $-1 \leq \rho_{xy} \leq 1$

$$\text{e } Cov(X,Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_x)(y_i - \mu_y).$$

4.2. PCA

Foi usada a transformação lognormal para computar os retornos mensais compostos continuamente de cada índice de bolsa. Foi subtraído deste retorno do índice o retorno da *Treasury Bill* americana de um mês, para cada data.

A Análise em Componentes Principais foi feita com a utilização do software estatístico SPSS.

No caso dos índices, grupos de variáveis movem-se juntos. Um motivo para tal comportamento é que mais de uma variável pode refletir o mesmo fator que controla o comportamento de todas. Normalmente, poucos são os fatores que explicam o comportamento de uma série de variáveis correlatas. Isto nos possibilita simplificar o modelo a ser estudado, substituindo uma série de variáveis por outra que as condense.

A Análise em Componentes Principais é um método capaz de fazer isto. O método gera um novo conjunto de variáveis, chamados componentes principais. Cada componente principal é uma combinação linear das variáveis originais. Todos as componentes principais são ortogonais entre si, o que elimina informações redundantes. Em conjunto, formam um novo espaço vetorial e são tão numerosos quando as variáveis originais, mas os primeiros 4 componentes são suficientes para explicar mais de 83% do movimento de todas as variáveis.

O teste foi rodado adotando-se o logaritmo natural dos retornos mensais $(\ln \frac{m_t}{m_{t-1}})$, onde m_t é o índice do valor do índice no instante t) dos índices, excluindo-se o *ln* do retorno mensal de uma *Treasury Bill* americana, visando eliminar o custo de carregamento no ponto de vista de um investidor americano, prática usual na literatura, custo este (identificado como tendência) também constatado nos testes de raiz unitários

feitos para os testes de ADF e Phillips-Perron (1988) abaixo, que identificaram a não-estacionaridade das séries.

Identificou-se uma grande concentração da capacidade de explicação do comportamento das taxas no primeiro componente principal e os quatro primeiros componentes foram capazes de explicar uma parcela importante do comportamento dos Índices.

Após a obtenção dos quatro primeiros componentes principais, verificou-se uma alta concentração da variância no primeiro componente principal. Para uma melhor interpretação dos fatores, foi aplicada uma técnica de rotação chamada de Varimax, técnica desenvolvida por Kaiser (1958) e considerada (segundo H. Abdi - 2003) como a mais popular técnica de rotação existente. Ainda segundo Abdi, “o racional para a utilização de rotação de fatores vem de Thurstone (1947) e Cattell (1978) que defendiam seu uso já que este procedimento simplifica a estrutura de fatores e torna sua interpretação mais fácil e confiável”.

4.3. COINTEGRAÇÃO

Teste de Raiz Unitária:

Quando regredimos variáveis não estacionárias, pode haver a presença de uma regressão espúria de acordo com Granger e Newbold (1974). Uma regressão espúria pode apresentar um R^2 alto com t -estatístico significativo, apresentando aparentemente uma relação econométrica entre as variáveis, com coeficientes da regressão significantes, mas sem qualquer relação de causalidade.

Segundo Engle e Granger (1987), por definição, para existência de cointegração, é necessário que as duas variáveis analisadas sejam integradas de mesma ordem. Portanto, o primeiro passo para análise é testar cada variável para determinar sua ordem de integração. Foram utilizados neste trabalho os testes de Augmented Dickey-Fuller – ADF em Fuller (1996) e de Phillips- Perron para séries estacionárias, ambos calculados usando o software estatístico E-Views, para as séries em logaritmo natural

Testes de Cointegração:

Em seguida, foi realizado o teste de cointegração (Johansen) realizado para os índices da amostra (assumindo tendência e constante). Para os testes de Cointegração de Johansen, foi utilizado o software estatístico E-Views.

Como inputs para os testes de cointegração foram usados os logaritmos naturais das séries mensais dos índices em dólares. Todos os índices foram testados quanto a cointegração em relação a todos os outros demais índices, testados dois a dois, para 10% de nível de significância e depois para 5% de significância. Ou seja, cada série foi testada contra os outros demais 10 índices para verificar a existência de cointegração.

5. RESULTADOS

A tabela 01 abaixo apresenta a média e o desvio padrão do logaritmo natural dos excessos de retorno dos índices sobre a *Treasury Bill* de 1 mês. Note que no período analisado, a média dos retornos do índice Nasdaq é negativa, indicando um desempenho pior que de um investimento teórico em *Treasury Bills* com reinvestimentos mensais. Um fato já esperado foi a confirmação do índice World Index do Morgan Stanley (MSCI WI) apresentar a menor volatilidade entre todos os índices analisados, já que ele representa 23 índices de bolsas de mercados desenvolvidos, acompanhado do Índice Dow Jones, que também tem no período observado, um desvio padrão menor do que qualquer bolsa latino americana analisada neste estudo. No apêndice, na figura 40, no apêndice, podem ser encontrados os gráficos dos retornos diários em dólar dos índices analisados.

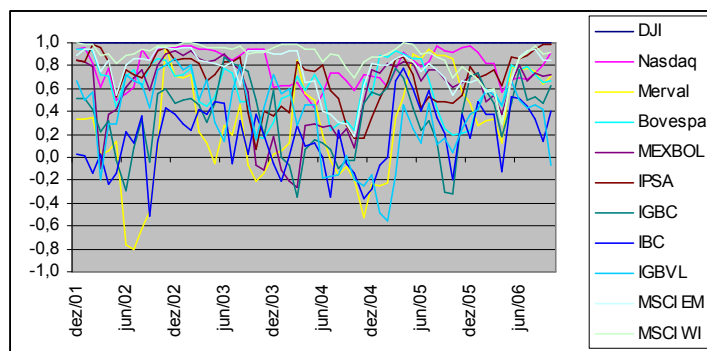
Tabela 01 – Média e d.p. dos ln dos Retornos Mensais (em excesso)

Índice	Média	Desvio Padrão
DJI	,00017	,04033
Nasdaq	-,00035	,06423
Merval	,00424	,12776
Bovespa	,01522	,12648
MEXBOL	,01432	,06428
IPSA	,01219	,06114
IGBC	,03457	,09609
IBC	,00644	,11062
IGBVL	,03190	,06359
MSCI EM	,01254	,05810
MSCI WI	,00233	,03851

5.1. CORRELAÇÕES HISTÓRICAS

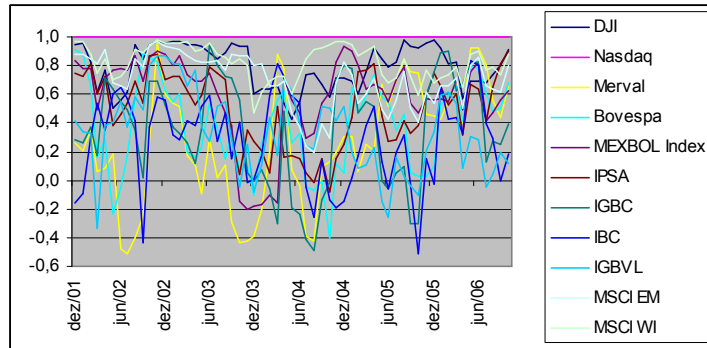
Abaixo estão apresentadas as correlações históricas dos retornos dos índices mensais em dólares, contra todos os demais índices.

Figura 02 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a DJI



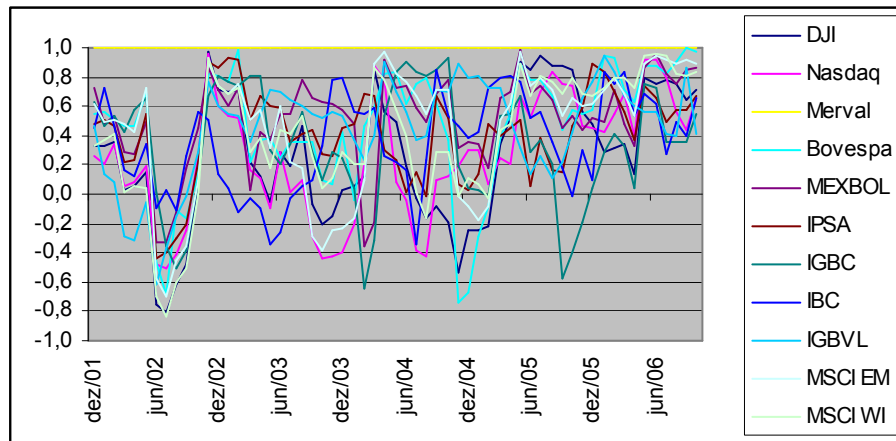
No período, o índice Dow Jones é altamente correlacionado com os índices Nasdaq, e com ambos os índices calculados pela MSCI, sendo que em grande parte do período estes índices de correlação estão acima dos 80%. Também apresenta períodos de alta correlação com os índices Merval, Bovespa, IPC Mexicano e com menor intensidade e apenas em curtos períodos em 2001, 2002 e 2005 com o IPSA chileno (após Maio de 2006 entretanto, a correlação com o índice chileno cresce todos os meses, de 0,87 para 0,99 em Outubro de 2006). Em contrapartida, para os demais índices (IGBC, IBC e IGBVL), seus índices de correlação foram freqüentemente negativos e com raros momentos acima dos 0,7.

Figura 03 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Nasdaq



O Índice Nasdaq, no período, não apresenta correlações tão altas com os índices MSCI, mas mesmo assim por muitos períodos estão acima de 0,7, o mesmo acontecendo para o Merval, Ibovespa e IPC (México). Já com o IPSA, apresenta correlações muito próximas das apresentadas pelo par DJI x IPSA.

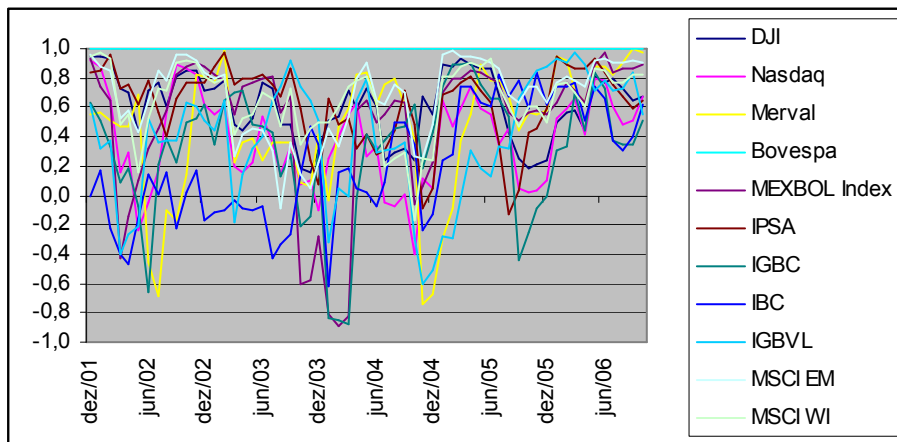
Figura 04 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Merval



O índice Merval, como podemos observar na figura 01, sofreu perdas importantes, atingindo seu mínimo em maio de 2002. Apresenta por diversos períodos altas correlações com o Ibovespa, como em fevereiro de 2003 de 0,98 e se manteve

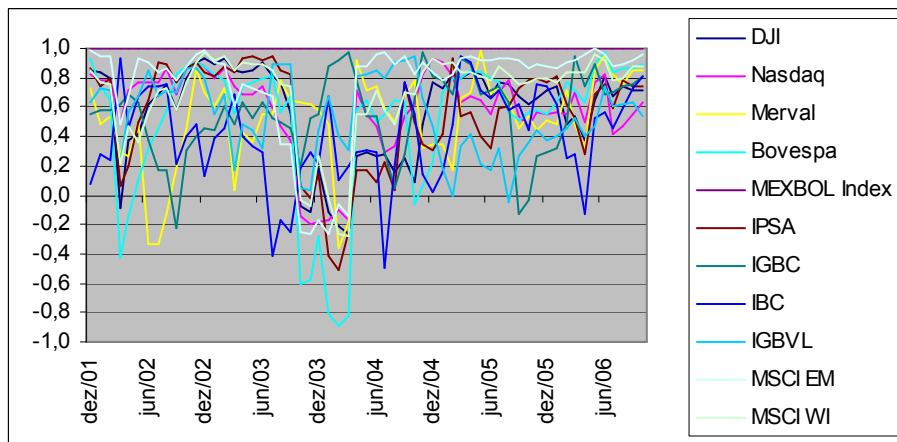
por quase todo ano de 2006 maior que 0,80. Apresenta também períodos de alta correlação com as bolsas mexicana e chilena.

Figura 05 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Bovespa



O índice bovespa apresenta, em diversas ocasiões, alta correlação com os índices IPSA, MSCI EM, e com o IPC mexicano, principalmente após 2004.

Figura 06 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a Mexbol



A figura 06 mostra as correlações do índice mexicano IPC (Mexbol) com os demais índices. Com exceção ao ano de 2003, apresenta altas correlações (acima de 0,8 com o MSCI EM e com o IPSA).

Figura 07 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IPSA

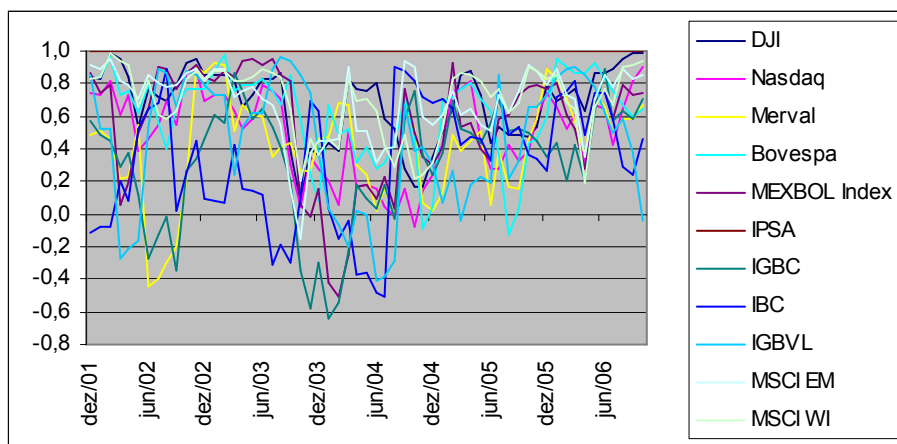
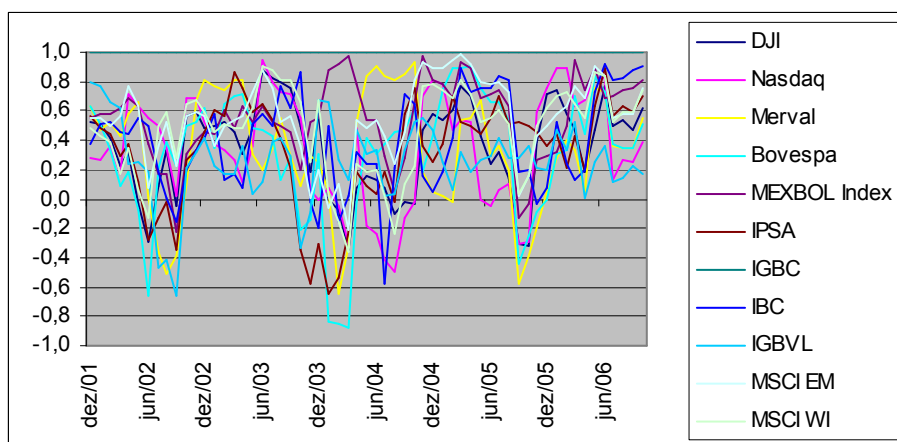
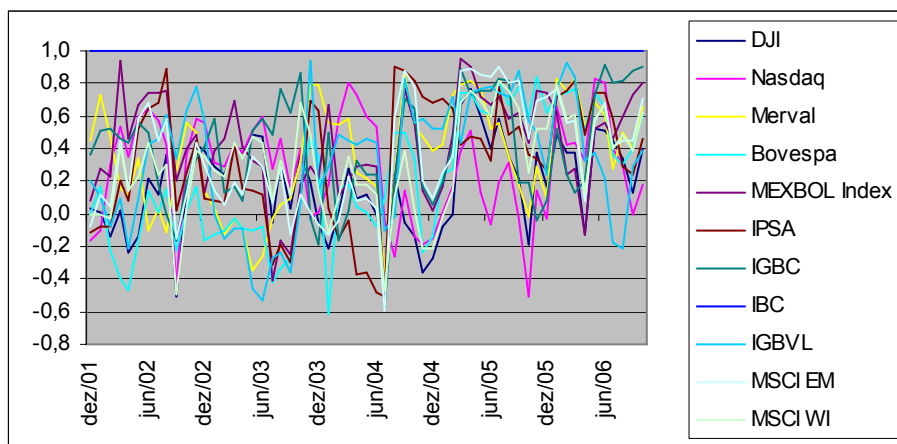


Figura 08 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IGBC



O índice acionário colombiano não apresenta correlações importantes com nenhum outro índice, principalmente devido ao seu desempenho muito acima dos demais. Apresenta inclusive correlação negativa com quase todos os demais índices.

Figura 09 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IBC



A primeira coisa que podemos observar na bolsa Venezuelana é a grande volatilidade nas correlações com os demais índices. Não apresenta correlações importantes com nenhum outro índice, assim como a bolsa peruana (IGBVL), apresentada abaixo na figura 10.

Figura 10 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a IGBVL

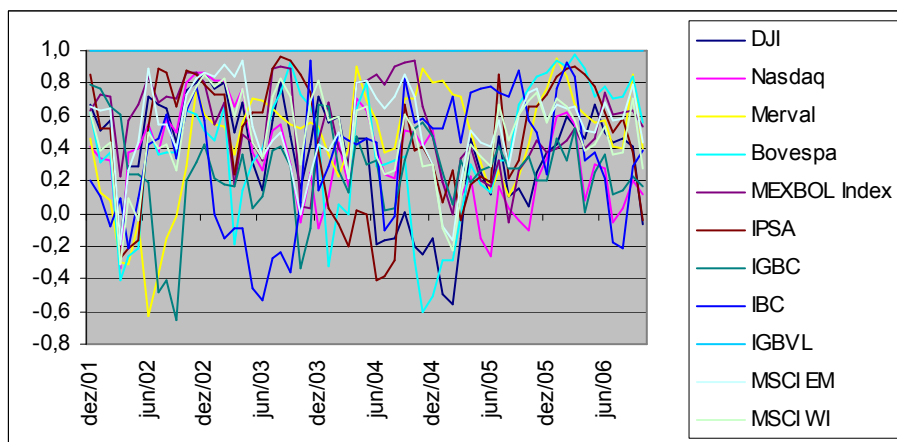


Figura 11 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a MSCI EM

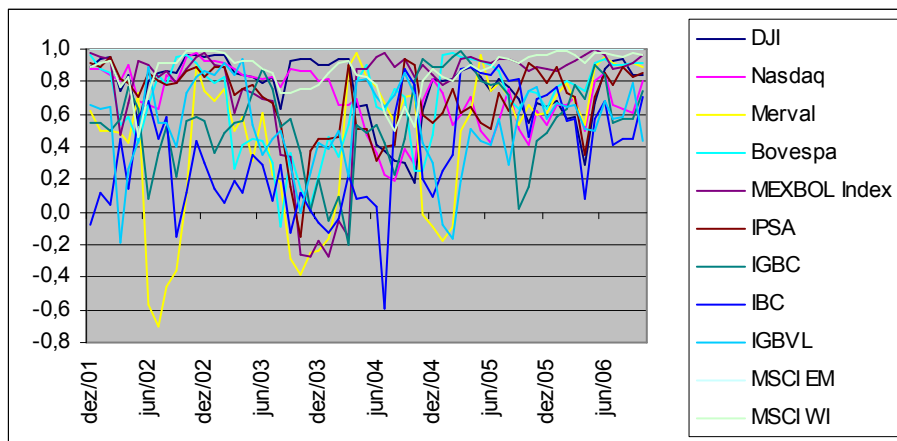
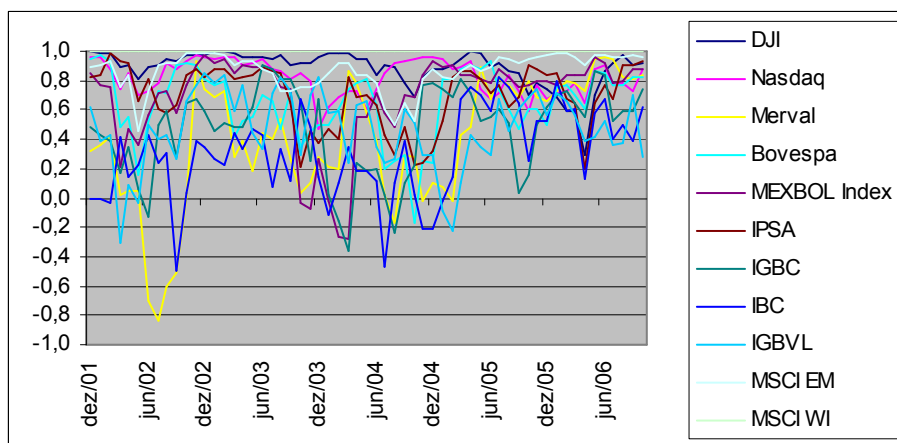


Figura 12 – Correlação de 6 meses dos retornos dos índices com a MSCI WI



5.2. PCA

A análise em Componentes Principais de uma série temporal implica no estudo da matriz de correlação sujeitas a choques sucessivos. O propósito do PCA neste estudo é de explicar o comportamento das variáveis observadas usando um conjunto menor de variáveis implícitas não observadas. Com este método de extração, poucos fatores (4 no caso deste estudo) capturam a maior parte da variância/covariância dos retornos dos ativos, com menos fatores. Um empecilho, entretanto, é que estes fatores extraídos não têm uma interpretação econômica direta. A análise em componentes principais tem sido usada na literatura para precificação e mensuração de risco, como por exemplo em Litterman e Scheinkman (1991), Connor e Korajczyk (1993) e Fedrigo, Marsh e Pflleiderer (1996), para citar alguns entre muitos outros.

A tabela 2 apresenta a Matriz de correlação entre os logaritmos naturais dos excessos dos retornos mensais dos índices para todo o período estudado. Podemos observar uma grande quantidade de pares de índices com uma correlação alta, maior que 70%. Também podemos observar, que os índices IGBC (Colômbia) e IGBVL (Peru) apresentam para o período baixa correlação com todos os outros índices. Quando verificamos seus incríveis retornos acumulados de 933% e 771% respectivamente neste período, fica claro o motivo. O índice Merval (Argentina) e o IBC (Venezuela), também são pouco relacionados com todos os demais índices. Com a crise Argentina, a bolsa deste país só recuperou o patamar em dólares observado em Julho de 2001 depois de outubro de 2004, apresentando após esta data um crescimento (51%) maior que o indicador do que o MSCI WI (36%), indicador para os mercados desenvolvidos, porém muito aquém do observado no MSCI EM (75%), *benchmark* utilizado para países em desenvolvimento. Já para o índice IBC, seus retornos foram altamente impactados pelo controle do câmbio (já que trabalhamos com os índices em dólares), com uma desvalorização cambial no período de 208%, com fortes movimentos de reajuste cambial em certas datas, e com a manutenção das taxas de câmbio por longos períodos. Vale ressaltar que, para o período estudado (tomado de uma só vez) o índice da bolsa do Chile (IPSA) apresenta maiores correlações com o Dow Jones e com o

MSCI WI do que com qualquer outra bolsa latino americana ou que com o MSCI EM, características compartilhadas com o Índice Bovespa. E entre si, os índices das bolsas chilena e brasileira apresentam uma correlação de 69,7%.

Tabela 02 – Matriz de Correlação dos excessos de retorno em dólares e Significância (unicaudal)

		DJI	Nasdaq	Merval	Bovespa	MEXBOL	IPSA	IGBC	IBC	IGBVL	MSCI EM	MSCI WI
Correlações	DJI	1,000	,852	,222	,719	,675	,723	,324	,275	,411	,777	,931
	Nasdaq	,852	1,000	,303	,579	,685	,623	,316	,352	,375	,741	,863
	Merval	,222	,303	1,000	,401	,440	,408	,351	,298	,394	,405	,299
	Bovespa	,719	,579	,401	1,000	,673	,697	,393	,181	,450	,761	,771
	MEXBOL	,675	,685	,440	,673	1,000	,658	,564	,354	,528	,861	,753
	IPSA	,723	,623	,408	,697	,658	1,000	,357	,258	,440	,742	,753
	IGBC	,324	,316	,351	,393	,564	,357	1,000	,305	,236	,562	,448
	IBC	,275	,352	,298	,181	,354	,258	,305	1,000	,320	,319	,362
	IGBVL	,411	,375	,394	,450	,528	,440	,236	,320	1,000	,528	,490
	MSCI EM	,777	,741	,405	,761	,861	,742	,562	,319	,528	1,000	,851
	MSCI WI	,931	,863	,299	,771	,753	,753	,448	,362	,490	,851	1,000
	Sig. (unicaudal)	DJI		,000	,039	,000	,000	,000	,004	,014	,000	,000
Nasdaq		,000		,007	,000	,000	,000	,006	,002	,001	,000	,000
Merval		,039	,007		,001	,000	,000	,002	,008	,001	,000	,008
Bovespa		,000	,000	,001		,000	,000	,001	,076	,000	,000	,000
MEXBOL		,000	,000	,000	,000		,000	,000	,002	,000	,000	,000
IPSA		,000	,000	,000	,000	,000		,002	,020	,000	,000	,000
IGBC		,004	,006	,002	,001	,000	,002		,007	,030	,000	,000
IBC		,014	,002	,008	,076	,002	,020	,007		,005	,005	,002
IGBVL		,000	,001	,001	,000	,000	,000	,030	,005		,000	,000
MSCI EM		,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,005	,000		,000
MSCI WI		,000	,000	,008	,000	,000	,000	,000	,002	,000	,000	

Como explicado no Capítulo 2, o teste de significância de correlação de matrizes para análise fatorial Bartlett's⁷ teste de esfericidade e a medida Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) também foram identificados, e apresentados na tabela 3 abaixo. Quando a KMO se aproxima do valor um, há suporte para o método de análise fatorial, ou seja, . A medida de KMO para o grupo de índices foi igual a 0,886, indicando boa adequação dos dados. O teste de Bartlett's foi igual a 583,21, o que indica presença de correlação entre os itens analisados.

⁷ Testa a hipótese nula de que a matriz das covariâncias das variáveis dependentes ortonormalizadas é proporcional a uma matriz identidade.

Tabela 03 - Teste de KMO e Bartlett's

Medida de Adequação de Amostragem – Kaiser-Meyer-Olkin		,886
Teste de Esfericidade de Bartlett's	Chi-Square Aprox.	583,215
	Graus de Liberdade	55
	Sig.	,000

A tabela 04 mostra a matriz de comunalidades. A comunalidade pode ser definida como a soma dos quadrados das cargas dos fatores sobre cada fator individual, indicando o quão eficaz é quando explicando a variabilidade total. A tabela mostra o percentual da variância de cada variável explicada pelos fatores comuns, portanto tem um valor entre 0 e 1. Se uma variável da análise apresentar um valor perto de 0, o modelo será fraco em explicá-la e deve ser excluída. No caso dos índices analisados, todos apresentam mais de 70% de sua variância explicada, corroborando o modelo.

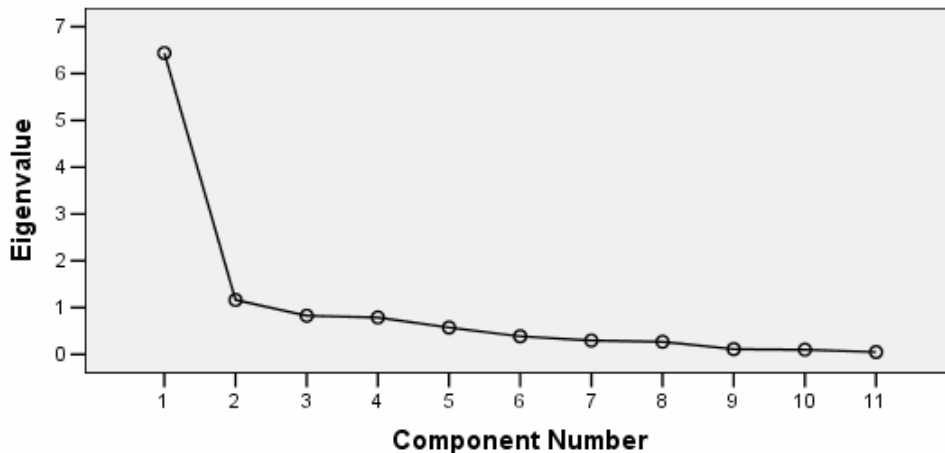
Tabela 04 - Comunalidades extraídas a partir do método de Componentes Principais.

Índices	Inicial	Extração
DJI	1,000	,920
Nasdaq	1,000	,820
Merval	1,000	,767
Bovespa	1,000	,769
MEXBOL	1,000	,796
IPSA	1,000	,720
IGBC	1,000	,917
IBC	1,000	,946
IGBVL	1,000	,733
MSCI EM	1,000	,884
MSCI WI	1,000	,946

O critério do *scree plot* foi primeiramente proposto por Catell (1966), onde os autovalores (*eigenvalues*) são plotados contra sua ordem. Unindo-se os pontos com retas obtém-se uma linha poligonal que apresenta um declive acentuado para os primeiros autovalores tornando-se depois quase paralelo ao eixo das abscissas.

O ponto desta mudança brusca no declive é o ponto sugerido por Catell, como o último componente a se considerar. No caso deste estudo, percebemos no *scree plot* abaixo (figura 13) que após o quarto componente, o declive se torna mais acentuado e, combinando a análise com a tabela 05, observamos que o incremento do poder de explicação dos demais fatores após este ponto é residual, com autovalores (*eigenvalues*) menor que 1.

Figura 13 - *Scree Plot*



Para este estudo, foram selecionados 4 componentes principais, com um poder de explicação acumulado de 83,778% da variância total, como se apresenta abaixo na tabela 06. Nas primeiras colunas (abaixo de *Eigenvalues* iniciais) são apresentados os percentuais da variância explicada por cada um dos componentes principais até o acumulado de 100%. A seguir, temos a apresentação da soma das extrações dos Loadings ao quadrado, com os quatro primeiros (selecionados) Componentes Principais extraídos, e o percentual da variância explicada pelos mesmos antes da rotação. No terceiro bloco, apresentamos já os fatores após a rotação Varimax, com uma melhor distribuição da variância explicada por cada fator, facilitando a nossa posterior análise. Note que o poder de explicação da variância que era muito concentrado no primeiro componente principal (58,53% do total da variância explicada) passa a ser distribuído para os demais fatores (após a rotação o % da variância explicada pelo primeiro componente principal passa a 45,59% e, como consequência os demais fatores ganham em poder de explicação, com o segundo componente respondendo agora por

15,65% da variância total, comparado ao total de 10,58% antes da rotação, o mesmo acontecendo com o terceiro e o quarto componente).

Tabela 05 - Total da Variância Explicada

Comp	Eigenvalues iniciais			Soma das Extrações dos Loadings ao quadrado			Rotação das Somas dos Loadings ao quadrado		
	Total	% da Variância	Cumulat. %	Total	% da Variância	Cumulat %	Total	% da Variância	Cumulat %
1	6,438	58,530	58,530	6,438	58,530	58,530	5,015	45,592	45,592
2	1,163	10,576	69,105	1,163	10,576	69,105	1,722	15,653	61,245
3	,826	7,505	76,611	,826	7,505	76,611	1,367	12,423	73,668
4	,788	7,167	83,778	,788	7,167	83,778	1,112	10,110	83,778
5	,573	5,214	88,992						
6	,386	3,509	92,501						
7	,296	2,689	95,190						
8	,268	2,439	97,629						
9	,112	1,017	98,646						
10	,100	,910	99,556						
11	,049	,444	100,000						

Método de Extração: Análise de Componentes Principais.

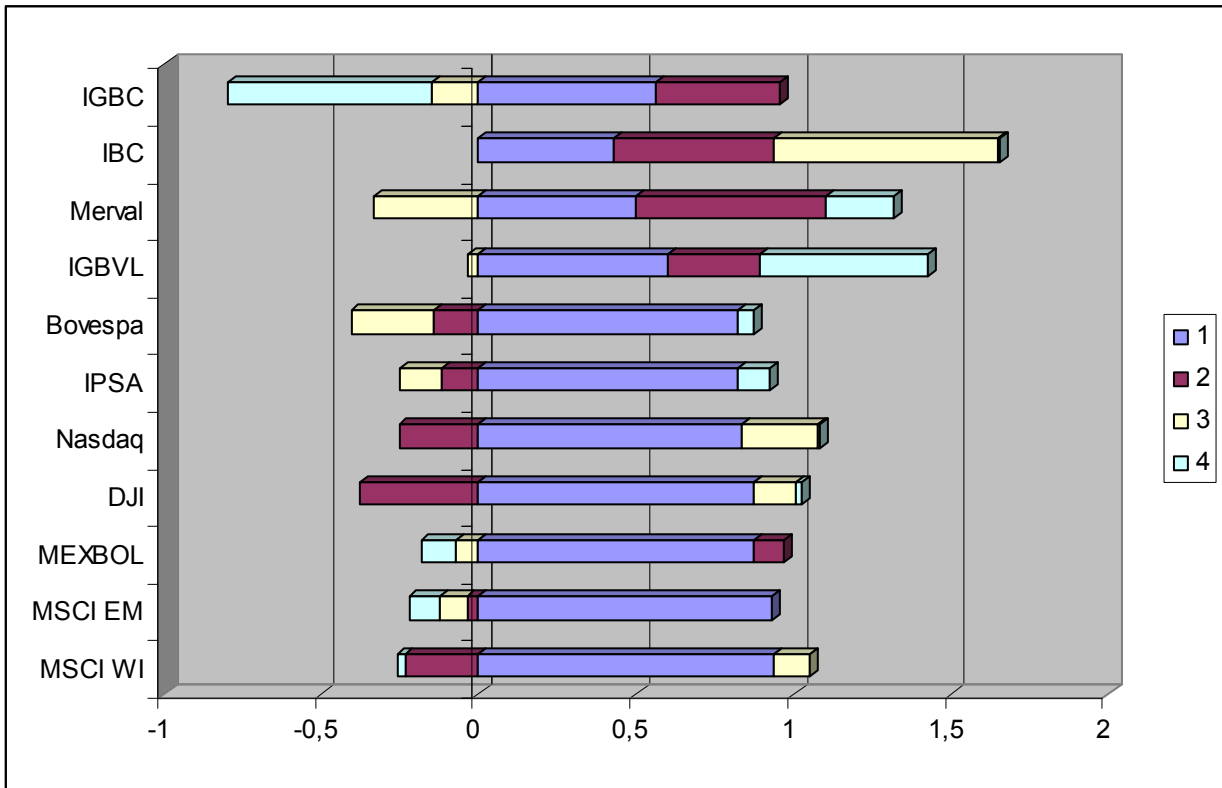
A tabela 06 abaixo apresenta a Matriz dos 4 componentes principais. Podemos observar na tabela e na Figura 14 mais abaixo, similaridades entre alguns dos índices, explicando parcialmente o agrupamento. A grande concentração do poder de explicação da variância no Componente 1 é um empecilho a uma melhor análise e agrupamento dos índices. Mais adiante, para resolver este problema a rotação dos componentes por Varimax foi adotada, para os 4 componentes extraídos.

Tabela 06 - Matriz dos Componentes – 4 componentes extraídos

	Componente			
	1	2	3	4
MSCI WI	,936	-,234	,119	-,025
MSCI EM	,930	-,037	-,085	-,099
MEXBOL	,877	,096	-,073	-,110
DJI	,872	-,374	,135	,018
Nasdaq	,834	-,253	,245	,005
IPSA	,823	-,119	-,132	,100
Bovespa	,823	-,139	-,266	,051
IGBVL	,604	,288	-,035	,533
Merval	,500	,601	-,331	,217
IBC	,433	,508	,707	,006
IGBC	,561	,398	-,148	-,650

Método de Extração: Análise de Componentes Principais.

Figura 14 – Gráfico dos 4 Componentes Principais, por Indexador sem rotação



Na tabela 07 abaixo, apresentamos a matriz de correlação reproduzida, após a extração dos Componentes Principais. Ela serve como base de comparação já que podemos comparar as mesmas, estimadas com base na matriz dos fatores, com as correlações originais, apresentadas na tabela 02 neste mesmo capítulo. A parte inferior da tabela mostra os resíduos entre as correlações reproduzidas e as originais observadas na população, onde verificamos que a extração dos componentes principais alterou pouco da estrutura de correlação original dos índices, ou seja, a análise tem um bom poder explicativo e, em poucos fatores, explica o comportamento de várias séries de variáveis.

Tabela 07 - Correlações Reproduzidas

		DJI	Nasdaq	Merval	Bovespa	MEXBOL	IPSA	IGBC	IBC	IGBVL	MSCI EM	MSCI WI
Correlação Reproduzida	DJI	,920(b)	,855	,170	,734	,717	,747	,308	,283	,424	,812	,920
	Nasdaq	,855	,820(b)	,185	,656	,689	,685	,328	,406	,425	,764	,869
	Merval	,170	,185	,767(b)	,427	,496	,405	,427	,289	,602	,450	,283
	Bovespa	,734	,656	,427	,769(b)	,722	,734	,412	,098	,493	,788	,769
	MEXBOL	,717	,689	,496	,722	,796(b)	,709	,613	,377	,501	,829	,792
	IPSA	,747	,685	,405	,734	,709	,720(b)	,369	,203	,521	,772	,780
	IGBC	,308	,328	,427	,412	,613	,369	,917(b)	,337	,113	,584	,431
	IBC	,283	,406	,289	,098	,377	,203	,337	,946(b)	,386	,323	,371
	IGBVL	,424	,425	,602	,493	,501	,521	,113	,386	,733(b)	,501	,480
	MSCI EM	,812	,764	,450	,788	,829	,772	,584	,323	,501	,884(b)	,872
	MSCI WI	,920	,869	,283	,769	,792	,780	,431	,371	,480	,872	,946(b)
Residual(a)	DJI		-,004	,052	-,015	-,042	-,023	,016	-,008	-,013	-,035	,011
	Nasdaq	-,004		,118	-,078	-,004	-,062	-,012	-,054	-,050	-,023	-,006
	Merval	,052	,118		-,026	-,057	,002	-,077	,008	-,208	-,044	,016
	Bovespa	-,015	-,078	-,026		-,049	-,037	-,020	,083	-,044	-,027	,001
	MEXBOL	-,042	-,004	-,057	-,049		-,052	-,048	-,023	,026	,031	-,040
	IPSA	-,023	-,062	,002	-,037	-,052		-,012	,055	-,081	-,029	-,027
	IGBC	,016	-,012	-,077	-,020	-,048	-,012		-,031	,123	-,023	,017
	IBC	-,008	-,054	,008	,083	-,023	,055	-,031		-,066	-,004	-,008
	IGBVL	-,013	-,050	-,208	-,044	,026	-,081	,123	-,066		,027	,010
	MSCI EM	-,035	-,023	-,044	-,027	,031	-,029	-,023	-,004	,027		-,021
	MSCI WI	,011	-,006	,016	,001	-,040	-,027	,017	-,008	,010	-,021	

Método de Extração: Análise de Componentes Principais.

a Resíduos foram computados entre as correlações observadas e reproduzidas. Existem 15 (27,0%) resíduos não redundantes com valores absolutos maior que 0.05.

b Comunalidades Reproduzidas

A tabela 08 mostra a nova matriz de componentes principais, após a aplicação da rotação Varimax, com uma nova estrutura de componentes principais, alterando a explicação da variância de cada componente a fim de obter uma maior distribuição da mesma. Uma ressalva é que a matriz abaixo ainda não foi multiplicada pelos coeficientes dos índices ainda, sendo apenas um passo intermediário para obtenção dos componentes ponderados.

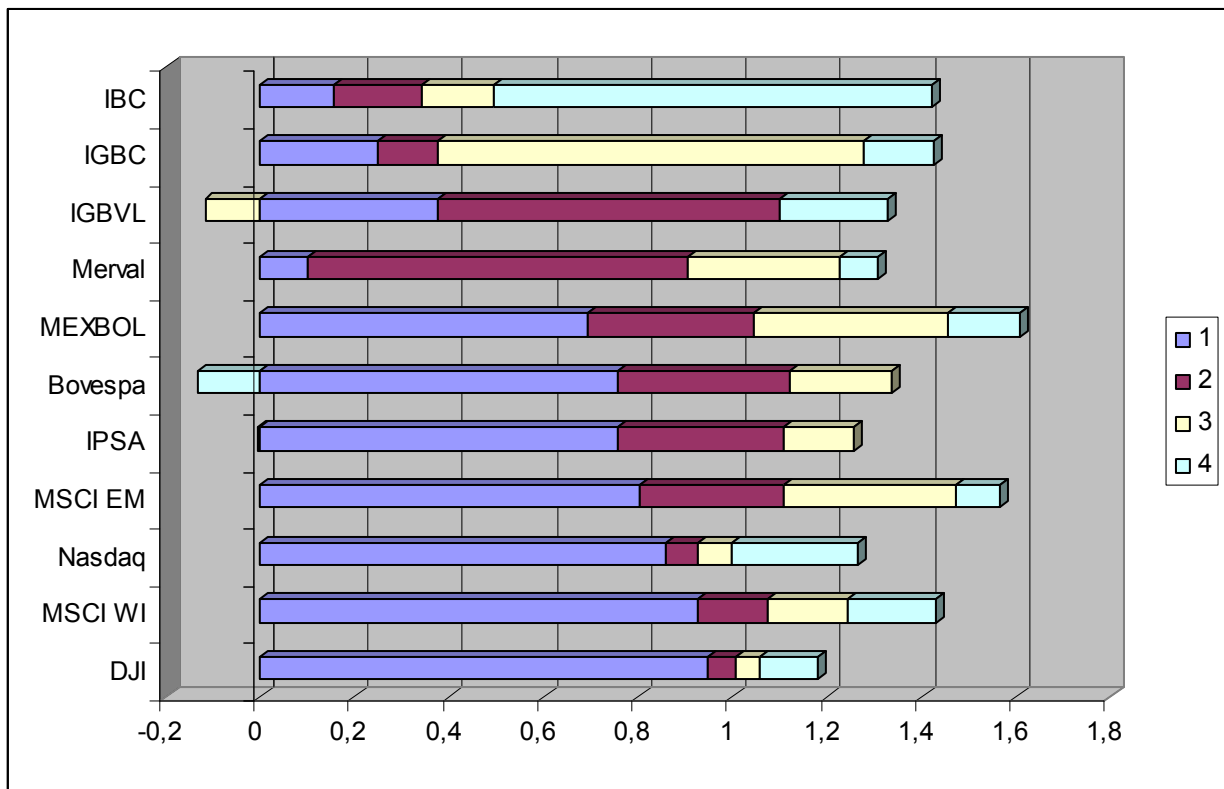
Tabela 08 – Matriz dos Componentes Rotacionados usando Varimax com Kaiser Normalização (a)

	Componente			
	1	2	3	4
DJI	,948	,061	,049	,124
MSCI WI	,928	,149	,169	,185
Nasdaq	,860	,067	,071	,267
MSCI EM	,806	,303	,366	,091
IPSA	,758	,350	,150	-,003
Bovespa	,757	,363	,217	-,130
MEXBOL	,693	,351	,413	,151
Merval	,100	,805	,321	,081
IGBVL	,377	,725	-,117	,227
IGBC	,251	,125	,904	,146
IBC	,157	,185	,153	,929

a Rotação convergiu em 6 iterações.

A figura 15 apresenta os 4 componentes principais distribuídos entre seus respectivos índices, mas ainda não ajustados pelos coeficientes.

Figura 15 – Gráfico dos 4 Componentes Principais, por Indexador rotacionados usando Varimax



Na tabela 09 abaixo está a matriz de transformação dos componentes, que são os coeficientes que foram aplicados sobre a matriz original dos componentes para extrairmos a matriz rotacionada. Quando os coeficientes na diagonal são próximos de

zero, o fator tem baixa rotação, e de forma similar, coeficientes mais próximos de um representam alta rotação no fator.

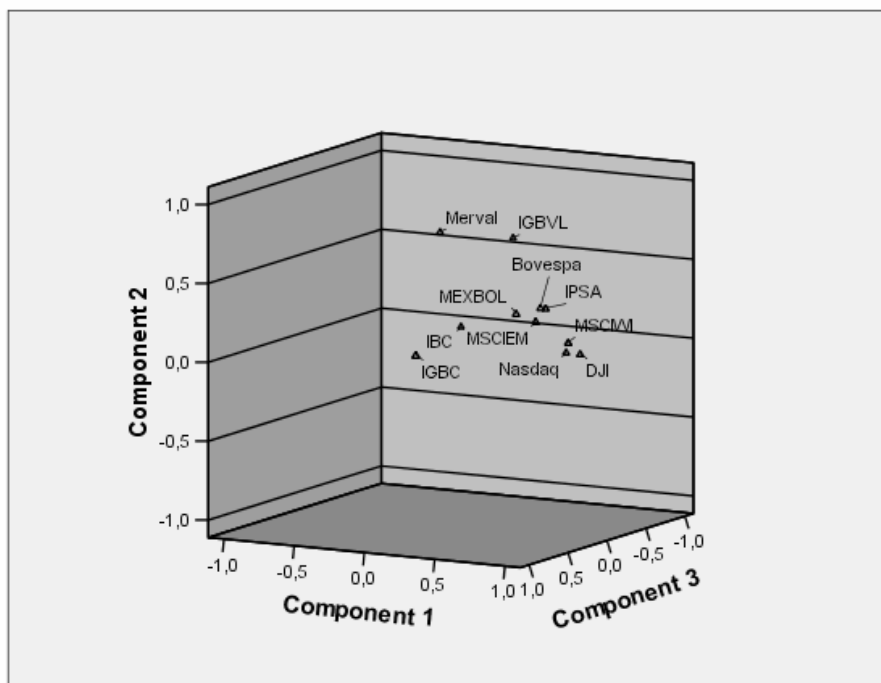
Tabela 09 - Matriz de Transformação dos Componentes

Componente	1	2	3	4
1	,855	,375	,299	,198
2	-,514	,595	,429	,444
3	,068	-,400	-,269	,873
4	,021	,587	-,809	,019

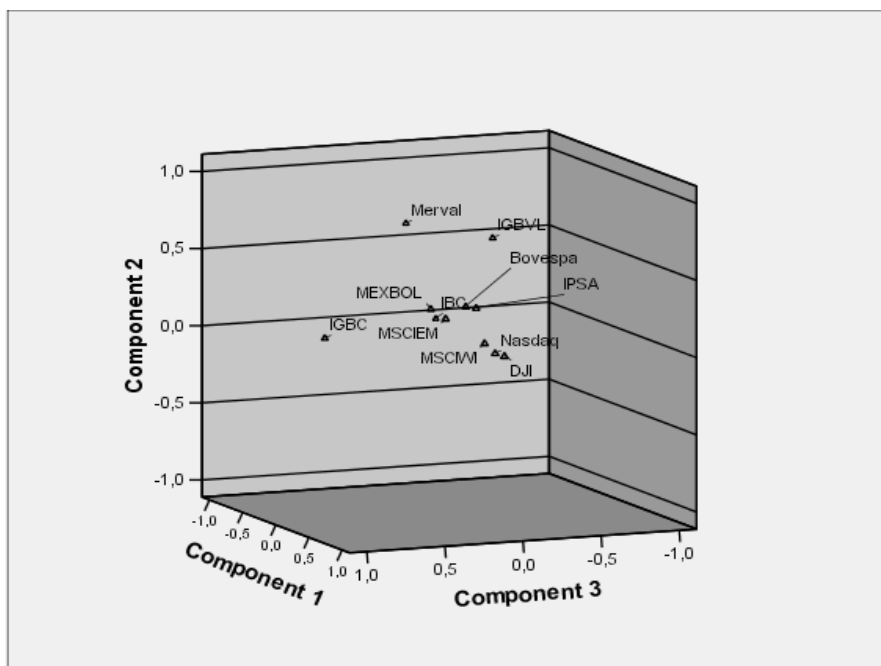
Método de Extração: Análise de Componentes Principais.

Método de Rotação: Varimax com Normalização de Kaiser.

As figuras 16 e 17 abaixo apresentam gráficos de 3 dimensões, com os 3 primeiros componentes principais como eixos. A proximidade entre os índices indica um comportamento mais similar. Os movimentos que os índices teriam em uma equação dada pelos coeficientes calculados pelo PCA seriam mais próximos para coeficientes mais parecidos, ou seja, expectativas de curto prazo mais similares. Dado o peso e importância dos fatores no poder de explicação da variância, a distância horizontal na figura 16 e a profundidade na figura 17 (referentes ao Componente Principal 1) é a mais importante, seguida pela distância vertical em ambas figuras (eixo do componente principal 2). Pela proximidade dos índices nos gráficos 16 e 17, podemos observar o agrupamento entre os índices da Bovespa e o IPSA, entre o DJI, Nasdaq e MSCI WI, o posicionamento do MSCI EM em um lugar intermediário entre os índices Bovespa, o IPSA e o IPC mexicano (Mexbol). Podemos ainda verificar o posicionamento distante do centro (e dos demais índices) dos dois índices que apresentaram um retorno no período muito superior, que é o caso dos índices IGBVL e IGBC.

Figura 16 - *Plot* dos Índices x Componentes Principais

Para uma melhor visualização das diferenças espaciais dos *plots*, o espaço foi girado em torno de 60°, e exibido na figura 17 abaixo.

Figura 17 - *Plot* dos Índices x Componentes Principais – Visão com giro de 60°

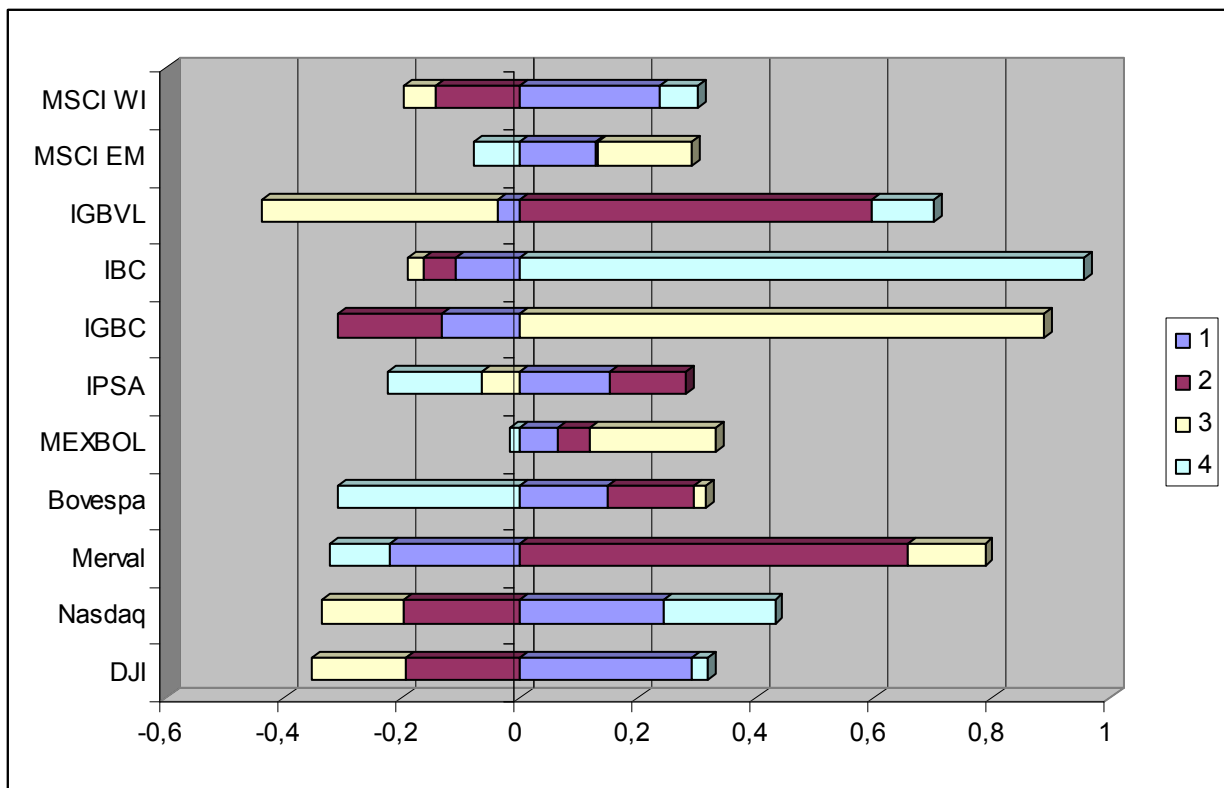
Os coeficientes na tabela 10 abaixo representam os *scores* fatoriais dos quatro componentes extraídos, obtido através da multiplicação da variável pelo *score* do componente.

Tabela 10 - Matriz dos Coeficientes de *Score* dos Componentes

	Componentes			
	1	2	3	4
DJI	,293	-,192	-,160	,027
Nasdaq	,243	-,196	-,139	,189
Merval	-,221	,658	,130	-,100
Bovespa	,150	,144	,021	-,308
MEXBOL	,065	,054	,213	-,016
IPSA	,154	,126	-,065	-,157
IGBC	-,131	-,176	,887	-,003
IBC	-,109	-,054	-,028	,956
IGBVL	-,036	,596	-,401	,104
MSCI EM	,130	,003	,159	-,078
MSCI WI	,237	-,142	-,055	,065

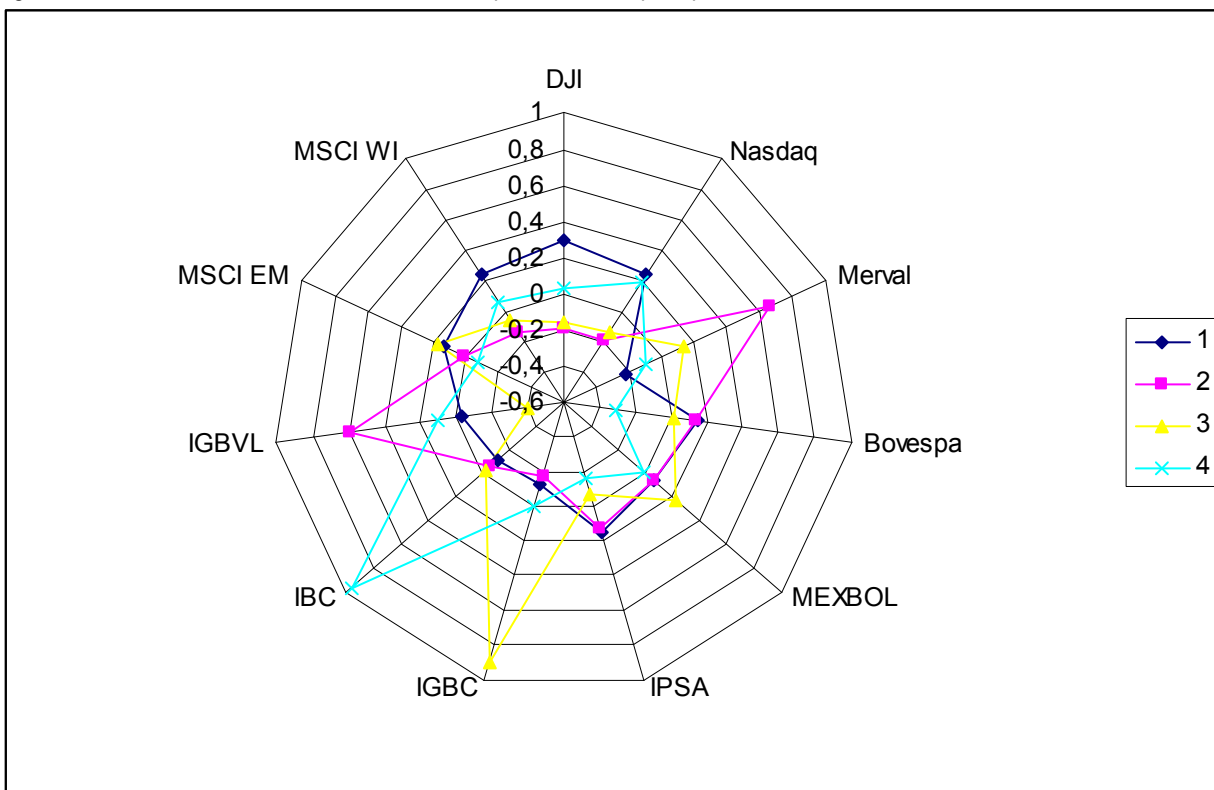
Método de Extração: Análise de Componentes Principais.
Método de Rotação: Varimax com Normalização de Kaiser.

Figura 18 – Gráfico dos *Scores* dos 4 Componentes Principais, por Indexador rotacionados usando Varimax



Analisando a figura 18 acima, podemos observar um pequeno grupo que apresenta o 1º Componente Principal com sinal negativo, composto por Argentina, que apresentou uma forte queda em 2002, e a região da Colômbia, Venezuela e Peru. Já o segundo componente principal parece estar mais ligado à divisão entre países desenvolvidos e mercados emergentes, já que o Índice MSCI WI e os índices Dow Jones e Nasdaq apresentam sinal negativo e os grandes mercados latino americanos apresentam sinal positivo. São notáveis também as similaridades entre os índices brasileiro e chileno, principalmente nos dois primeiros componentes principais (com um grande poder de explicação de variância) bem como as similaridades encontradas entre o índice Nasdaq com o índice Dow Jones e o MSCI WI.

Figura 19 – Gráfico de Radar dos Scores dos 4 Componentes Principais, por Indexador rotacionados usando Varimax



Obtenção da matriz de *scores* individuais - Consiste na expressão das anteriores variáveis, relativamente a cada indivíduo, em termos de cada fator. A

visualização gráfica dos indivíduos utilizando os eixos permite uma interpretação das relações existentes entre os mesmos. Os valores assim gerados podem ser utilizados em análises futuras para modelagem de *hedges* ou na substituição das variáveis iniciais, para por exemplo, na descoberta de clusters, agrupando índices de acordo com variáveis macroeconomias.

5.3. COINTEGRAÇÃO

Raiz Unitária

Para definição do posto de Integração das séries, os testes de ADF (Augmented Dickey-Fuller) (1979) e Phillips-Perron (1998) foram realizados, ambos com a utilização do pacote econométrico E-Views. A seleção de defasagens (*lags*) nos testes de ADF foi feita baseada no AIC, enquanto a seleção do *bandwith*, nos testes de Phillips-Perron foi feita pela metodologia de Newey-West⁸ usando kernel de Bartlett.

Os resultados dos testes de raiz unitárias podem ser analisados nas tabela 11 (para nível) e na tabela 12 (para primeiras diferenças). Assumiu-se para os testes a presença de uma constante e de tendência linear, como é pratica constante para estes tipos de ativos financeiros na literatura (por exemplo Seabra, 2001).

Como se pode verificar nos testes de ADF e Phillips-Perron (apresentados na tabela 11 abaixo), para todas os índices em nível a hipótese nula da presença de Raiz Unitária não pôde ser rejeitada a 10% (com uma ressalva: para a série de Nasdaq foi rejeitada a hipótese nula a 10% no teste de ADF, mas não no teste de Phillips-Perron que não pôde ser rejeitada), indicando a não estacionaridade das séries em nível.

Em contrapartida, podemos afirmar que para todas as séries em 1ª diferença (ver tabela 12 abaixo), com exceção do IBC Colombiano (onde houve uma ambigüidade: não se pôde rejeitá-lo no teste de ADF, mas sim no de Phillips-Perron, com 1% de significância) para todas as outras séries analisadas, os resultados obtidos nos dois testes, tanto no de Dickey Fuller ampliado (ADF) como no de Phillips-Perron (PP), foram muito próximos, assegurando a coerência das conclusões de não estacionaridade para os índices em nível e estacionaridade para os mesmos nas suas primeiras diferenças.

Tabela 11 – Testes de Raiz Unitária para série de \ln dos Índices Mensais em Dólares – Em nível

Índice	ADF (AIC)	Defasag.	Prob.****	PP	Bandwidth	Prob.****
DJI	-2,65796	0	0,257226	-2,69244	1	0,243241
Nasdaq	-3,66943**	7	0,032708	-3,00690	1	0,138468
Merval	-2,49459	5	0,329701	-3,06649	3	0,123157
Bovespa	-2,02796	3	0,574485	-2,69544	3	0,242050
MEXBOL	-2,32787	0	0,413117	-2,35404	1	0,399551
IPSA	-2,87878	2	0,176372	-2,49284	2	0,330640
IGBC	-3,01425	1	0,136631	-2,70249	1	0,239259
IBC	-2,46776	9	0,342339	-2,05943	4	0,557926
IGBVL	-2,25925	3	0,449080	-2,22820	3	0,466074
MSCI EM	-2,25299	3	0,452425	-2,94065	3	0,157153
MSCI WI	-2,96271	6	0,151496	-2,55111	1	0,303564

* Denota significância a 1%

** Denota significância a 5%

*** Denota significância a 10%

****p-values unilaterais de MacKinnon (1996)

Tabela 12 – Testes de Raiz Unitária para série de \ln dos Índices Mensais em Dólares – Em 1^{as} Diferenças

Índice	ADF (AIC)	Defasag.	Prob.****	PP	Bandwidth	Prob.****
DJI	-7,63876*	0	0,000000	-7,63286*	2	0,000000
Nasdaq	-6,95634*	0	0,000000	-6,91098*	3	0,000001
Merval	-7,01264*	0	0,000067	-7,05410*	2	0,000001
Bovespa	-8,54609*	0	0,000000	-8,52588*	2	0,000000
MEXBOL	-7,18746*	0	0,000000	-7,19651*	2	0,000000
IPSA	-4,90008*	1	0,000953	-7,19651*	1	0,000000
IGBC	-6,20469*	0	0,000011	-6,01288*	5	0,000022
IBC	-2,67871	8	0,249209	-6,82936*	4	0,000001
IGBVL	-8,31082*	0	0,000000	-8,30266*	2	0,000000
MSCI EM	-7,29386*	0	0,000000	-7,29044*	1	0,000000
MSCI WI	-7,08408*	0	0,000001	-7,08408*	0	0,000001

* Denota significância a 1%

** Denota significância a 5%

*** Denota significância a 10%

****p-values unilaterais de MacKinnon (1996)

Tabela 13 - Valores aproximados para nível crítico de ADF / PP

1% level	-4,11
5% level	-3,48
10% level	-3,17

⁸ Para mais detalhes, ver Newey, W. e West K. (1994). “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”, Review of Economic Studies 61, 631-653.

Após a verificação do posto de integração de todas as variáveis como sendo $I(1)$, ou seja, séries não estacionárias com primeiras diferenças estacionárias, realizou-se os testes de cointegração dos pares de índices.

Testes de Cointegração

Para testar os pares de indexadores quanto à sua relação a longo prazo, foram realizados testes de cointegração de Johansen para níveis de significância de 5% e 10%. Foram utilizados três tipos distintos de critério para as cointegrações, assumindo-se a inclusão ou não no nível e nas primeiras diferenças das variáveis de Intercepto (ou constante) e tendência.

A tabela 14 apresenta os resultados obtidos. A primeira linha da tabela indica os testes com tendência Linear (L) ou sem tendência em nível (N). A segunda linha da tabela indica a presença de interceptos nas equações (S) – somente indicativa, já que para todos os testes foram utilizados interceptos e, portanto, não foram plotados como resultados - e a terceira linha da tabela indica a presença de tendência Linear (S) ou não (N) nas Equações de cointegração. A metade superior da matriz mostra os resultados dos testes com nível de significância em 5%, enquanto a parte inferior (sombreada) da matriz apresenta os resultados com nível de 10% de significância. Os números apresentados representam o máximo de vetores de cointegração. O número 1 na matriz representa que o par de índices em questão é cointegrado no seu respectivo nível de confiança.

Tabela 14 – Resultados dos testes de Cointegração de Johansen para 5% e 10% de nível de significância.

	DJI			Nasdaq			Merval			Bovespa			MEXBOL			IPSA			IGBC			IBC			IGBVL			MSCI EM			MSCI WI						
Tend em Nível	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	N	L	L	
Intercepto	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	S	
Tend Eq.Coint	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	N	N	S	
DJI				-	2	1	1	1	1	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	1	-	-	-	-	-	-	-	
Nasdaq	1	2	1				1	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	1	-	1	-	1	1	1	1	
Merval	1	1	1	1	1	1				-	-	1	-	-	1	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	1	-	1	1	
Bovespa	1	1	1	-	-	1	-	1	2				-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	1	1	1	1	
MEXBOL	-	-	-	1	-	-	-	-	1	-	-	-																1	-	-	-	-	-	-	-	-	
IPSA	1	1	-	1	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-													1	-	-	-	-	-	-	-	1	-
IGBC	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-													1	-	-	-	-	-	-	-	-	
IBC	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-													1	-	-	-	-	-	-	-	-	
IGBVL	2	1	-	2	1	-	1	-	-	1	-	-	1	-	-	1	-	-	1	-	-	1	-	-	1	-	-				1	-	-	1	1	-	
MSCI EM	1	-	-	1	1	1	-	-	1	-	-	1	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-				1	-	-	
MSCI WI	-	-	-	1	1	2	-	1	1	1	1	1	-	-	-	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	1	-	1	1	1				

Na tabela 14 acima, podemos observar que o Índice da Bolsa de Lima é cointegrado, de acordo com o teste de Johansen, com todos os demais índices de mercados estudados, quando assumimos ausência de tendência em nível, o que parece ser improvável quando analisamos a figura 36 – índice IGBVL em dólares. Se aceitarmos as equações de cointegração somente assumindo a presença de tendência linear em nível para as séries, temos que os testes corroboram as conclusões de Seabra (2001), de que os índices Merval e Ibovespa são cointegrados com o índice Dow Jones americano. Também são cointegrados (com 5% de nível de significância) os Índices Nasdaq e Dow Jones e os índices Merval com a Nasdaq e com o IPC mexicano. Um outro ponto a se notar é a cointegração tanto do Merval com do Ibovespa com os índices MSCI WI e EM.

6. CONCLUSÃO

Neste estudo de comportamento das relações de curto e longo prazos, algumas novas evidências nas relações entre os diversos índices do mercado acionário latino-americanos entre si e com índices importantes globalmente foram verificadas.

Voltando à Markowitz e à sua Teoria de Portfolios, nos propusemos a verificar a existência da possibilidade de diversificação de investimentos para um investidor localizado nos Estados Unidos (ou com o ponto de vista de um americano, com seu custo de carregamento) olhando o mercado latino americano. Testamos as relações entre os índices acionários, como *proxies* para os mercados acionários, para o curto prazo, utilizando correlações e a análise de componentes principais para verificação de movimentos similares. Seguimos então para uma análise de longo prazo, com testes de raiz unitária e de cointegração.

Primeiramente, analisando o período entre Julho de 2001 e Outubro de 2006, uma simples análise da correlação dos retornos mostra uma forte correlação entre quase todos os índices, o que teoricamente reduziria a possibilidade de ganho com a diversificação nas bolsas latino americanas. Verificando as correlações históricas de 6 meses e, principalmente no ano de 2006, podemos encontrar fortes correlações entre os índices Dow Jones, Nasdaq, Merval, Bovespa, IPC, IPSA, MSCI WI e MSCI EM.

Utilizou-se o excesso (em logaritmo natural) do retorno mensal das séries em dólar sobre a *Treasury Bill* para os testes de Análise de Componentes Principais e as séries mensais dos índices (também expressas em logaritmo natural) para os testes de cointegração.

Os resultados da Análise em Componentes Principais indicam o agrupamento de vários índices. Os coeficientes para construção de equações baseadas nos Componentes Principais, mostram que no curto prazo, choques externos podem afetar

de forma comum vários mercados, como descrito por Chada. Os mercados americanos DJI e Nasdaq apresentam seus coeficientes de componentes principais muito próximos, como observados nos gráficos 16, 17 e 18, assim como os índices brasileiro e chileno. A partir da interpretação dos componentes principais, se pode levantar a hipótese de que o 2º Componente Principal representaria uma classificação entre países desenvolvidos e mercados emergentes, já que o Índice MSCI WI e os índices Dow Jones e Nasdaq apresentam sinal negativo e os grandes mercados latino americanos apresentam sinal positivo para este componente, assim como o índice MSCI EM.

Os resultados obtidos sugerem que quando os testes de cointegração de Johansen são utilizados, podemos verificar a cointegração entre o índice Dow Jones com a Merval e com o Ibovespa, corroborando os resultados obtidos por Seabra (2001). Verificamos também, que com os demais índices não existe cointegração, apesar das aparentes ligações nos testes e análises anteriores. Cointegração e correlação têm conceitos distintos. “A correlação não nos diz nada sobre o comportamento da relação de longo prazo entre dois mercados.” ALEXANDER (2001:349). Resumindo, em uma estratégia de longo prazo para investidores internacionais, a diversificação de investimentos nos mercados latino americanos continua sendo uma estratégia válida, apesar de co-movimentos dos retornos no curto-prazo.

Sugestão de estudos:

O presente trabalho se limitou em estudar o comportamento dos índices do mercado de ações das bolsas, utilizando instrumentos como correlação, Análise de Componentes Principais e testes de Cointegração. Para novos estudos, sugere-se a construção de modelos de correção de erro (ECM –Error Correction Model) para os pares de Índices que apresentaram cointegração, para obtenção de modelos de previsão de tendências. O mesmo pode ser feito na Análise de Componentes Principais, para construção de modelos de *hedge* de curto prazo. Para análises de comportamento e de influência intramercados, sugere-se a aplicação de testes de causalidade de Granger (1969) e de testes de Comovimentos.

REFERÊNCIAS

- ABDI, H. (2003). "Factor Rotations in Factor Analyses". Em M. Lewis-Beck, A. Bryman, T. Futing (Eds): Encyclopedia for research methods for the social sciences. Thousand Oaks (CA): Sage. 792-795.
- AKAIKE, H. (1969). "Fitting autoregressive models for prediction" *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21, 243 – 247.
- AKAIKE, H. (1973). "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle" in 2nd International Symposium on Information Theory by B. N. Petrov and F. Csaki, eds., Akademiai Kiado: Budapest.
- AKAIKE, H. (1979). "A Bayesian extension of the minimum AIC procedure of Autoregressive model fitting" *Biometrika* 66, 237 – 242.
- ALEXANDER, C. (2001). *Market Models: A Guide to Financial Data Analysis*, Wiley.
- BILSON, C.M.; BRAILSFORD, T.J.; HOOPER, V.J. (2001). "Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns, *Pacific Basin Finance Journal*, vol 9 , 401-426.
- BUNDA, I.; HAMANN, A.J.; LALL, S. (2005). "Comovements In Emerging Market Bond Returns: An Empirical Assessment", 22nd Symposium on Banking and Monetary Economics, Strasburg.
- CATTEL, D.R.B. (1966). "The scree test for the number of factors". *Multivariate Behav. Res.* 1:245-76, University of Illinois, Urbana-Champaign.
- CHADHA, Bankim et al (2000). *Emerging Market Financing: Quarterly Report on Developments and Prospects*, International Monetary Fund.
- CHATFIELD, C.; COLLINS, A. J. (1980). *Introduction to Multivariate Analysis*. London: Chapman and Hall.
- CHAUDHURI, Kausik. (1997). "Cointegration, Error Correction and Granger Causality: An Application with Latin American Stock Markets," *Applied Economics Letters*, Taylor and Francis Journals, vol. 4(8), pages 469-71.
- CHAUDHURI, Kausik. (1997). "Stock Returns in Emerging Markets: A Common Trend Analysis", *Applied Economics Letters*, Taylor and Francis Journals, vol. 4(2), pages 105-08.
- CHEN, R.; SCOTT, L.(1993). "Maximum Likelihood Estimation of a Multifactor Equilibrium Model of The Term Structure of Interest Rates". *Journal of Fixed Income*, 3, 14-31.
- CONNOR, G.; KORAJCZYK, R. (1993). "A test for the number of factors in approximate factor models", *Journal of Finance*, 48, 1263-91.
- COX, J.; INGERSOLL, J.; ROSS, S. (1985). *An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices*. *Econometrica*, 53, 363-384.

COX, J.; INGERSOLL, J.; ROSS, S. (1985). A Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Econometrica*, 53, 385-407.

DICKEY, David A., FULLER, Wayne A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, vol.74, n° 366, 427-31.

DICKEY, David A., FULLER, Wayne A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, vol.49, n° 4, 1057-1073.

DICKEY, D.A., JANSEN, D.W. e THORNTON, D.C. (1991). "A Primer on Cointegration with An Application to Money and Income", *Review Federal Reserve Bank of ST. Louis*, 73 (2), 58-78.

ENDERS, W.(2004). *Applied Econometric Time Series*, 2nd. ed. New York: Wiley.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. (1987). "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, 251-276.

ENGLE, R.; WALD, F. (1984). Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics. *Handbook of Econometrics*, Vol II. Elsevier Science Publishers.

FEDRIGO, I.; MARSH, T.; PFLEIDERER, P. (1996). "Estimating factor models of security returns : how much difference does it make?", working paper.

FORBES, K., RIGOBON, R. (2001). No Contagion, Only Interdependence: Measuring stock Market Comovements, *Journal of Finance*, 57 (5).

FORTUNA, E. (2002). *Mercados Financeiros*, 15ª Ed, Qualitymark.

FUENTES, M.; GODOY, S. (2005). "Sovereign Spread in Emerging Markets: A Principal Component Analysis," Working Papers Central Bank of Chile 333, Central Bank of Chile.

FULLER, W.A. (1996). *Introduction to Statistical Time Series* (2nd Ed.). New York: John Wiley.

GODOY, S. (2005). "Emerging Market Spreads at the Turn of The Century: A Roller Coaster Sergio Godoy," Working Papers Central Bank of Chile 339, Central Bank of Chile.

GRANGER, C.W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37 (3), 422-438.

GRANGER, C.W. (1980). "Testing for Causality", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 329-352.

GRANGER, C.W. (1981). "Some Properties of Time Series Data and Their use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16, 121-130.

GRANGER, C.W. (1986). "Developments in the study of cointegrated economic variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 42(3), 213-227.

GRANGER, C. W. (1994). "Some Comments on Empirical Investigations Involving Cointegration", *Econometric Review*, 13 (3), 345-350.

GRANGER, C.W.; NEWBOLD, P. (1974). "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics* 2, 111-20.

GRÔPPO, G. S.; AMARAL, H. F.; BERTUCCI, L.A. (2001). Integração de mercados: bovespa, merval e dow jones. In: Encontro Nacional Dos Programas De Pós-Graduação Em Administração, 25º, *Anais*. Campinas: ANPAD, 12 p.

HAMILTON, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton.

HANNAN, E.J.; QUINN, B.G. (1978). "The determination of the lag length of an autoregression" *Journal of Royal Statistical Society* 41, 190 – 195.

HAIR Jr., J.F. et. al. (1998). *Multivariate data analysis*. New Jersey: Prentice Hall.

HALL, S.G. e HENRY, S.S.B. (1989). *Macroeconomic Modelling*. Amsterdam (The Netherlands): Elsevier Science Publishers.

HENDRY, D.F. (1986). "Econometric modelling with cointegrated variables: An overview". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48(3), 201-212.

HO, M.S.; SORENSEN, B.E. (1996). Finding cointegration rank in highdimensional systems using the Johansen test: An illustration using data based Monte Carlo simulations. *The Review of Economics and Statistics*, 78(4), 726-732.

JACKSON, E. (2003). *User's Guide to Principal Components*, Wiley.

JACOBSON, T. (1995). On the determination of lag order in vector autoregressions of cointegrated systems. *Computational Statistics* 10(2), 177-192.

JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

JOHANSEN, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59(6), 1551-1580.

JOHANSEN, S. (1992). Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54(3), 383-397.

JOHANSEN, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press. Oxford.

JOHANSEN, S. (2002). A small sample correction for the test of cointegration rank in the vector autoregressive model. *Econometrica* 70(5), 1929-1961.

JOHNSON, R.; WICHERN, C. (2002). *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 5ª Ed., Prentice Hall.

JOLLIFE, I.T. (2002). *Principal Component Analysis*, 2ª ed., Springer.

LEAL, R. P. C.; COSTA Jr., N. C. A. (1997). A integração entre as bolsas de Buenos Aires e São Paulo. In: Encontro Nacional Dos Programas De Pós-Graduação Em Administração, 21º, *Anais*. Rio das Pedras: ANPAD, 11 p.

LEVINE, R; ZERVOS, S. (1996). *Stock Markets, Banks, and Economic Growth Policy Research Working Paper* 106.

LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. (1991). "Common Factors Affecting Returns", *The Journal of Fixed Income*, junho/1991, 54-61.

MANNING, L.M. e ADRIACANOS, D. (1993). "Dollar Movements and Inflation: a Cointegration Analysis", *Applied Economics*, 25, 1483-1488.

MARCON, R.; ALBERTON, A.; COSTA Jr., N.C. (2001). Segmentação de mercados, comportamento do mercado doméstico e de ADRs: algumas evidências do mercado brasileiro e argentino. In: Encontro Nacional Dos Programas De Pós-Graduação Em Administração, 25º, *Anais*. Campinas: ANPAD, 12 p.

MACKINNON, J. G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests, in Engle, R. F. & Granger, C. W. J. *Long-Run Economic Relationship: Readings on cointegration*, Oxford.

MARKOWITZ, H.M. (1952). Portfolio Selection, *Journal of Finance*, 7 (1), 77-91.

NEWBY, W. e West, K. (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *Review of Economic Studies* 61, 631-653.

PEREIRA, A. F. O. A.; COSTA Jr., N C. A.; DANTAS, A. B. (2000). Causalidade e cointegração das principais bolsas de valores do mundo e da América Latina. In: Encontro Nacional Dos Programas De Pós-Graduação Em Administração, 24º, *Anais*. Florianópolis: ANPAD, 2000. 10p.

PHILLIPS, P & PERRON, P. (1998). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, vol. 75, n.o 2, 335-346.

REIS, E. (1997). *Estatística Multivariada Aplicada*. Lisboa: Edições Sílabo.

RODRIGUES, E. (1999a) "Maior Visibilidade ou Integração do Mercado de Capitais Brasileiro?", *Revista da CVM*, Dezembro 1999a, 39-51.

RODRIGUES, E. (1999b) "Segmentação, fragmentação e composição de ordens no mercado de capitais brasileiro: os efeitos da listagem de ações de empresas brasileiras no mercado de capitais norte-americano através de recibos de ações". Tese (Doutorado) – Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas do Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

SAID, S.E., DICKEY D.A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average of Unknown Order. *Biometrika* 71, 599-607.

SAID, S.E. (1991). Unit Root Test for Time Series Data with a Linear Time Trend. *Journal of Econometrics* 47, 285-303.

SCHERER, K.P.; AVELLANEDA, M.(2000). "All for One...One for All?: A Principal Component Analysis of the Latin American Brady Bond Debt from 1994 to 2000". NYU Courant Institute of Mathematical Sciences Working Paper.

SEABRA, F. (2001). A Cointegration Analysis Between Mercosur and International Stock Markets. *Applied Economics Letters*, 8(7): 475-478.

SILVEIRA, G.; BESSADA, O. (2003). *Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais: Uma aplicação às Estruturas a Termo de Taxas de Juros*.

SILVA, W. V.; SAMOHYL, R. W.; COSTA Jr., N. C. A. (1999). Uma análise de co-integração de ações da América do Sul. In: Encontro Nacional Dos Programas De Pós-graduação Em Administração, 23º, *Anais*. Foz do Iguaçu: ANPAD. 10 p.

VAN HORNE, J. C. (1995). Financial management and policy. 10. ed. New Jersey: Printice-Hall.

STOCK, J. H. (1997). "Cointegration, Long-Run Comovements, and Long-Horizon Forecasting," in *Advances in Econometrics: Proceedings of the Seventh World Congress of the Econometric Society*, vol. III. David Kreps and Kenneth F. Wallis, editors. Cambridge: Cambridge University Press, 34-60.

STOCK, J. H., WATSON; M. W. (1996). "Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations." *Journal of Business and Economic Statistics*. 14, 11–29.

SCHWARZ, G. (1978). "Estimating the dimension of a model", *Annals of Statistics* 6", 461–464.

THOMAS, R.L. (1993). *Introductory Econometrics: Theory and Applications*. 2ª ed. Longman.

THURSTONE, L.L. (1947). *Multiple Factor Analysis*. Chicago.

APÊNDICE I - MERCADO DE AÇÕES

I.1. INTRODUÇÃO

O mercado de capitais é um ótimo indicador do desenvolvimento de uma economia já que normalmente, quanto mais desenvolvida for esta economia, maior atividade (volume) se observa no seu mercado de capitais. Em seu estudo de 1996 para o Banco Mundial, Levine e Zervos mostram, a partir de dados de 49 países de 1976 a 1993 que a liquidez do Mercado acionário e o desenvolvimento bancário, ambos positivamente, predizem crescimento, acumulação de capital e melhoras em produtividade quando introduzidas nas regressões. Para os autores, os resultados são consistentes com a visão de que o mercado financeiro fomenta o crescimento, e que os mercados de ações alavancam este crescimento de uma forma distinta dos bancos. A conclusão é a de que os mercados acionários não só seguem o ritmo de crescimento das economias em que estão inseridos, como é fator importante para proporcionar os meios de prognósticos de taxas de crescimento da produtividade e capital.

Estudos em países desenvolvidos também demonstram relações entre os retornos nos mercados acionários e variáveis macroeconômicas⁹. Alguns estudos também encontraram nos países emergentes esta relação entre os retornos do mercado de ações e fatores macroeconômicos¹⁰.

Quanto mais desenvolvida é uma economia, mais ativo é o seu mercado de capitais, o que se traduz em mais oportunidades para as pessoas, empresas e instituições aplicarem suas poupanças.

História da bolsa de valores

A origem da Bolsa como instituição data do final do século XV nas feiras medievais da Europa Ocidental. Nessa feira se iniciou a prática das transações de

⁹ Veja Asprem (1989), Wasserfallen (1989), Fama e French (1989, 1990) e Chen (1991).

valores mobiliários e títulos. A terminologia “bolsa” apareceu em Brujes, Bélgica, concretamente na família de banqueiros Van der Bursen, em cujo palácio se organizou um mercado de títulos de valores. Em 1460 criou-se a Bolsa de Abres, que foi a primeira instituição bursátil no sentido moderno. Posteriormente, criou-se a Bolsa de Londres em 1570, em 1595 a de Lyon na França e em 1792 a de Nova York, sendo esta a primeira no continente americano. Estas se consolidaram através do crescimento das Sociedades Anônimas

Definições

As Bolsas de Valores podem ser definidas como mercados organizados e especializados, onde se realizam transações com títulos de valores através de intermediários autorizados, conhecidos como Corretoras de Valores.

As Bolsas oferecem ao público e a seus membros as facilidades, mecanismos e instrumentos técnicos que facilitem a negociação de títulos de valores passivos de oferta pública a preços determinados mediante leilão, sendo os mais importantes centros de negociação de ações, dado o expressivo volume e maior transparência das operações.

Normalmente organizadas como associações civis, sem fins lucrativos e com funções de interesse público, as bolsas de valores atuam como auxiliares de órgãos governamentais na fiscalização dos mercados e têm ampla autonomia na sua esfera de responsabilidade.

Segundo Fortuna (2002), uma ação representa a menor parcela do capital social de uma sociedade por ações.

As ações podem ser ordinárias, concedendo aos seus detentores o poder de voto nas assembleias deliberativas da companhia; ou preferenciais, já que dão

¹⁰ Veja Harvey (1995), Bilson, Brailsford e Hooper (2001) e Fifield et al (2002).

preferência na distribuição de resultados ou no reembolso do capital em caso de liquidação da companhia; em contrapartida, restringe ou nega o direito de voto.

No Brasil, as ações também podem ser classificadas por códigos como A, B, C, etc. após o "ON" ou o "PN", contendo características definidas pelo estatuto social da empresa emissora da ação.

Os dividendos são a proporção de lucro líquido distribuída aos acionistas dependente da quantidade de ações. No Brasil, as empresas devem distribuir, pelo menos, 25% de seu lucro líquido ajustado.

Ao abrir seu capital, uma empresa encontra uma fonte de captação de recursos financeiros permanentes. A plena abertura de capital acontece quando a empresa lança suas ações ao público, ou seja, emite ações e as negocia nas bolsas de valores.

Dependendo do momento em que um título ingressa no mercado, estas negociações se efetuam no mercado primário ou no mercado secundário.

O Mercado Primário é o lançamento feito por uma empresa de novas ações no mercado, com objetivo de captar recursos.

O Mercado Secundário compreende a negociação das ações no mercado posteriores ao lançamento inicial, ocorrendo nas bolsas de valores e nos mercados de balcão¹¹.

¹¹ Mercado onde são negociados ativos (incluindo ações normalmente de empresas de menor porte) não estando sujeito aos procedimentos específicos de negociação

Características principais

Uma bolsa de valores permite aos pequenos poupadores ter parte do capital de grandes empresas, incentivando a formação da poupança interna do país, principalmente a longo prazo.

A compra e venda das ações proporcionam liquidez ao mercado, dando uma ampla gama de alternativas de financiamento, reduzindo os custos financeiros o que contribui com a saúde financeira das empresas.

A mudança do controle acionário das empresas é possível em um mercado com bom volume e liquidez e principalmente com uma regulamentação adequada. Isto tem contribuído para o aumento de produtividade econômica mundial.

O mercado acionário exige informações e demonstrações financeiras auditadas e de qualidade, incentivando uma melhora empresarial com benefícios a atividade econômica em geral.

Sendo fonte de captação de recursos, as bolsas atraem também o capital externo e principalmente, o mantém em caráter permanente, quando o mercado acionário é eficiente e bem regulamentado, passando segurança e transparência à seus investidores.

O preço de mercado das empresas com ações negociadas é determinado através da cotação diária no mercado acionário.

Função

A principal função das Bolsas de Valores é a de proporcionar aos participantes, informação correta, objetiva, completa e permanente dos valores e das empresas inscritas na Bolsa, suas emissões e as operações realizadas, bem como supervisionar todas as atividades, seguindo as regulamentações vigentes.

Índice de Preços

O principal motivador de um índice de preços é mensurar seu comportamento em dado intervalo de tempo.

Basicamente, os índices de preços de mercado e das ações das empresas cotadas em bolsa de valores servem para indicar seu histórico e tendência. São usados como uma ferramenta para representar as características das ações que os compõe, e normalmente tem alguma característica comum entre as mesmas, como serem negociadas na mesma bolsa, pertencer a mesma indústria ou ter capitalização semelhante. Há vários índices compilados por agências de notícias ou firmas de serviços financeiros, com o propósito de usá-los como *benchmark* para a performance de ações ou *carteiras*.

Tipos de Índices

Podemos classificar índices de ações de diversas maneiras. Um índice pode representar a performance de todo um mercado de ações e, por *proxy*, refletir o sentimento geral dos investidores no estado da economia. O tipo mais comum destes tipos de índices é o que representa as maiores bolsas de um país, como o Ibovespa, a *Dow Jones Industrial Average* americana e a Nikkei 225 japonesa. Este conceito pode ser expandido para mais além de uma bolsa. O *Dow Jones Wilshire 5000 Total Stock Market Index*, por exemplo, basicamente representa quase todas as ações negociadas nos Estados Unidos, incluindo as ações negociadas na NYSE, Nasdaq e na *American Stock Exchange*. O EAFE (Europe, Australia, and Far East Index), da Morgan Stanley Capital International, é composto das grandes empresas das economias desenvolvidas da Europa, Austrália e Ásia. Existem também índices específicos de setores da economia, como índices de empresas de tecnologia, química, telecomunicações ou energia.

Os índices também podem ser classificados de acordo com o método utilizado para determinar seu preço. Em um índice ponderado pelo preço como o Dow Jones

Industrial Average ou o NYSE ARCA Tech 100 Index, o preço de cada ação que compõe o índice é o único critério determinante do valor do índice. Portanto, o movimento de preço de uma única ação afeta profundamente o valor do índice, ignorando o tamanho relativo da empresa. Em contraste, os índices ponderados pelo valor de mercado (ou capitalização) como o Hang Seng Index, se baseiam no tamanho das companhias. Sendo assim, uma pequena variação no preço de uma grande companhia influencia pesadamente o valor do índice.

Índices e Investimentos com estratégia passiva

Cada vez mais cresce a importância no mercado de fundos de investimentos passivos baseados em Índices de mercado, que servem como guias e *benchmark* destes mercados. Uma vantagem destes fundos passivos é a redução de custos com pesquisas e estratégias, comumente usados em fundos ativos, e em taxas de transação (comissões e impostos), já que a necessidade de compras e vendas para alterar a composição das carteiras também é menor.

Segue abaixo na tabela 15 o total de capitalização em moeda local e em dólares dos índices de mercado tratados neste trabalho (números atualizados refletindo os índices de mercado em Dezembro de 2006), sendo o conjunto extremamente representativo do total do mercado de ações dos países latino-americanos.

Tabela 15 – Capitalização dos Índices de bolsas em Dezembro 2006

<i>Pais</i>	<i>Bolsa</i>	<i>Moeda Local (em Milhões)</i>	<i>Taxa US\$</i>	<i>Milhões US\$</i>	<i>Cod Moeda</i>
USA	Nasdaq	4.240,0	1,0000	4.240,00	USD
USA	Dow Jones	4.100,0	1,0000	4.100,00	USD
Brasil	Bovespa	912,8	2,1528	424,01	BRL
México	IPC	3.040,0	10,8505	280,17	MXN
Peru	IGBVL	461,4	3,2130	143,60	PEN
Chile	IPSA	61.380,0	527,7560	116,30	CLP
Argentina	Merval	127,0	3,0585	41,52	ARS
Colômbia	IGBC	80.340,0	2.280,100	35,24	COP
Venezuela	IBVC	16.940,0	2.150,000	7,88	VEB

Fonte: Bloomberg

I.2. ESTADOS UNIDOS

DJIA – Dow Jones Industrial Average (Média do Dow Jones Industrial)

Dow Jones & Co foi fundado em 1882 por Charles Dow, Edward Jones e Charles Bergstresser. Em 1896, os índices dos setores de transporte e industrial foram separados, criando o *Dow Jones Industrial Average* (Média do Dow Jones Industrial).

Enquanto o *Dow Jones Transportation Average* (Média do Dow Jones de Transportes) refere-se apenas a ações do setor de transportes e o *Dow Jones Utility Average* (Média do Dow Jones do Setor Elétrico) as do setor de elétrico, a média do Dow Jones Industrial não contém apenas empresas do setor Industrial, mas sim empresas que refletem todo o mercado norte-americano, cobrindo setores como o Financeiro, de Tecnologia, Varejista, Entretenimento e Bens de Consumo.

O índice começou como uma média simples das empresas componentes do índice. O preço de suas ações era somado e o resultado simplesmente dividido por onze (número de empresas componentes do índice original).

Atualmente, o índice é composto por 30 empresas¹², todas listadas tanto na Nasdaq como no NYSE. A escolha dessas empresas é subjetiva, sendo realizada pelos editores do jornal Wall Street Journal. Não existem condições pré-determinadas para sua escolha, exceto que as empresas precisam ser dos EUA e líderes em sua área de atuação.

De modo a garantir a continuidade do índice, a lista das empresas integrantes é alterada raramente e acontece apenas após aquisições ou outro fator extraordinário. Quando isto ocorre, todo o índice é revisto. Mesmo sendo alterado raramente, da lista original, apenas a General Electric continua integrando o índice.

¹² Fonte: Dow Jones Indexes

O índice continua sendo baseado no preço das ações, ao invés de no valor de capitalização das empresas, como a maioria dos outros índices. Entretanto a metodologia de cálculo foi alterada, incorporando-se um ajuste no seu denominador para lidar com fatores como *split* ou dividendos. A fórmula para tal ajuste é:

$$D_{t+1} = D_t \times \frac{\sum C_t^a}{\sum C_t},$$

onde:

D_{t+1} - Denominador a entrar em vigor a partir do momento t+1

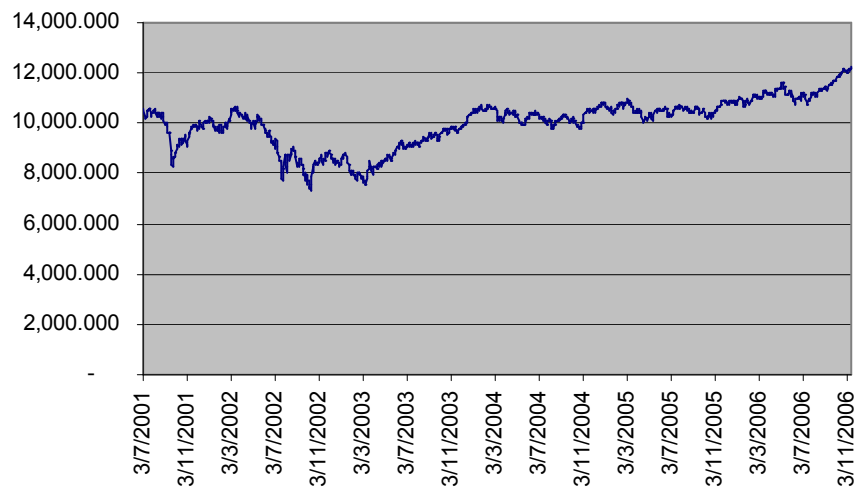
D_t - Denominador em vigor no momento t

C_t^a - Preços de fechamento ajustados para dividendos, *splits*, vendas de divisões de empresas, bem como outros fatores ocorridos no momento t.

C_t - Preços de fechamento no momento t.

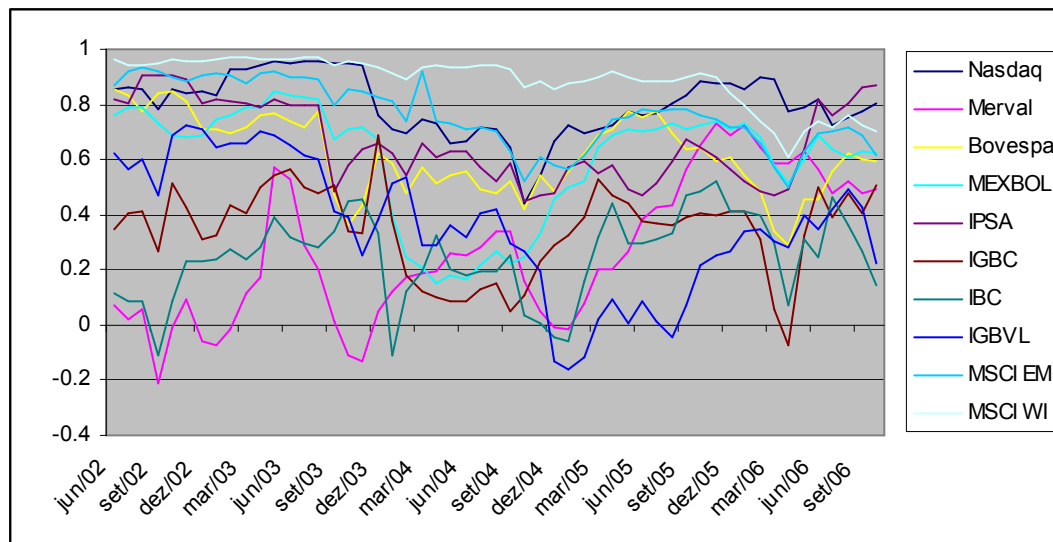
Na figura 20 abaixo encontramos o comportamento histórico do índice Nasdaq em seu nível real.

Figura 20 – Índice Dow Jones em dólares



A figura 21 apresenta a correlação móvel de 12 meses do retorno mensal excedente do índice Nasdaq comparado a *Treasury Bill* americana com os demais índices, todos transformados a uma Base 100 comum em Julho de 2001.

Figura 21 – Correlação dos excessos dos retornos do índice Dow Jones em dólares com os demais índices



NASDAQ Composite Index (Índice do NASDAQ Composto)

Inaugurado em 5 de fevereiro de 1971, o *NASDAQ Composite Index* (Índice Composto NASDAQ) é um índice abrangente. Atualmente é composto por mais de três mil diferentes empresas, incluindo assim mais do que a maioria dos índices.

Para tornar-se elegível a participar do índice¹³, o papel tem que ser listado apenas na bolsa NASDAQ (a não ser que tenha sido listado em outra bolsa norte-americana até 1º de Janeiro de 2004). Os seguintes papéis são aceitos:

- Recibo de depósito americano (ADRs)
- Ação preferencial
- Ação ordinária

¹³ <http://dynamic.nasdaq.com>

- Sociedade de Participação Limitada
- Fundo de investimento imobiliário (REITs)
- *Shares of Beneficial Interest* (SBIs)
- *Tracking Stocks*.

O índice é ponderado pela capitalização das empresas. Ajustes são realizados sempre que novos papéis são adicionados ou retirados do índice, porém estes ajustes não impactam o índice. O índice apenas é impactado pela alteração no preço dos papéis durante o pregão.

O índice não é ajustado para pagamento de dividendos em dinheiro.

A seguinte fórmula é utilizada para o cálculo do índice:

$$\text{Índice} = \frac{\text{Valor de Mercado do Índice Atual (VMIA)}}{\text{Valor de Mercado Ajustado do Período Base (VMAPB)}} \times \text{Valor Base},$$

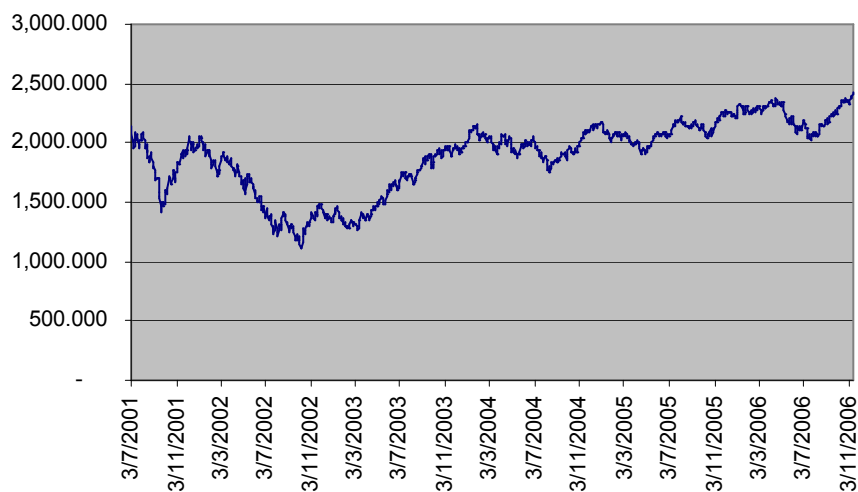
onde:

$$\text{VMIA} = \text{Preços de Fechamento}_i \times \text{Ações}_i \text{ do Índice}$$

$$\text{VMAPB} = \frac{\text{Valor de Mercado do Índice Atual Após Ajustes}}{\text{Valor de Mercado do Índice Atual Antes de Ajustes}} \times \text{Valor Mercado do Período Base Anterior}$$

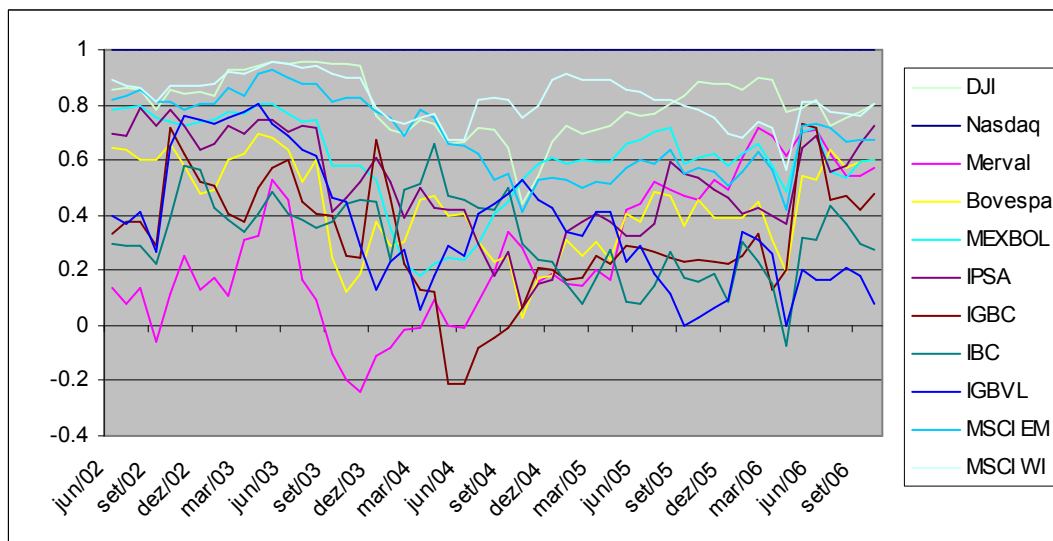
Na figura 22 abaixo encontramos o comportamento histórico do índice Nasdaq em seu nível real.

Figura 22 – Índice Nasdaq em Dólares



A figura 23 apresenta a correlação móvel de 12 meses do retorno mensal excedente do índice Nasdaq comparado a *Treasury Bill* americana com os demais índices, todos transformados à uma Base 100 comum em Julho de 2001.

Figura 23 – Correlação dos excessos dos retornos do índice Nasdaq em dólares com os demais índices



I.3. ARGENTINA

O Merval - Mercado de Valores de Buenos Aires S.A, foi fundado em 1929 e é uma entidade auto-regulada. Seu capital é integrado por ações em poder de pessoas físicas e jurídicas, que ao possuir determinados requisitos habilitam-se a desempenhar o papel de Agentes ou Sociedades de Bolsa, o que lhes permite realizar transações de compra e venda por conta própria ou de terceiros.

O Merval tem como principais funções a liquidação, custódia e garantia das operações realizadas no mercado.

Caso os agentes ou sociedades de bolsa não cumpram as normas e regulamentos que regem o sistema bursátil argentino, o Merval pode tomar medidas disciplinares, aplicando a Lei 17.811 e as disposições ditadas pelo próprio Merval.

O Merval regula, coordena e implementa todos os aspectos relacionados com a negociação de títulos de valores, os tipos de títulos e operações, condições de pagamento, entre outros.

Conta com um sistema de monitoração que em tempo real realiza o acompanhamento de todas as operações, dando foco naquelas que por sua característica mereçam a atenção dos encarregados do controle.

O Merval tem um sistema de negociação aplicado aos títulos privados e públicos chamado de Mercado de Concorrência, no qual através de meios eletrônicos ou de viva voz, todas as operações são realizadas e contam com a garantia da liquidação do Merval. Na Sessão Contínua, podem ser realizadas operações de títulos públicos e obrigações negociáveis tendo a garantia ou não da liquidação do Merval.

A Diretoria do Merval é constituída por 9 membros titulares e 9 suplentes, com renovação de um terço e cujo mandato é de três anos.

Índice Merval

Este índice reflete o valor de mercado de uma carteira de ações, selecionada de acordo com a participação, quantidade de transações e valor de cotação na Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

A data e o valor base são: 30 de junho de 1986, valor igual a \$ 0,01.

O Índice Merval é computado continuamente durante a jornada de transações e exibido nas telas do Sistema de Informação Bursátil. Suas ponderações são atualizadas trimestralmente, de acordo com a participação no mercado dos últimos seis meses.

O valor relativo das ações incluídas no índice é computado em varias etapas. Primeiro se calculam os seguintes coeficientes de participação:

$$P_i = \sqrt{\frac{n_i}{N} \times \frac{v_i}{V}},$$

onde:

n_i = Quantidade de transações na ação "i".

N = Quantidade total de transações em ações durante os últimos seis meses.

v_i = Valor efetivo negociado na ação "i" durante os últimos seis meses.

V = Valor efetivo total operado em ações durante os últimos seis meses.

P_i = Participação da ação "i" sobre o total de transações e total efetivamente operado.

Todas as ações cotadas são consideradas na forma decrescente, de acordo com sua participação, até o acumulado de 80 %. A participação correspondente ao mercado global se ajusta do seguinte modo:

$$PAJ_i = \frac{P_i}{Z},$$

onde:

$$Z = \sum_{i=1}^n P_i$$

PAJ_i = Participação ajustada da ação "i".

Para obter a denominada "quantidade teórica" (que será utilizada durante o próximo trimestre), a seguinte fórmula é aplicada:

$$Q = PAJ_i \times \frac{IA}{C_i},$$

onde:

IA = Valor anterior do índice (correspondente ao fechamento do trimestre precedente)

C_i = Cotação da ação "i"

Q_i = "Quantidade teórica" da ação "i".

O índice se calcula, portanto, da seguinte forma:

$$I_i = \sum_{i=1}^n Q_i \times C_{it},$$

onde:

I_t = Valor do índice no período "t".

Q_i = "Quantidade teórica" da ação "i".

C_{it} = Cotação da ação "i" no período "t".

Na figura 24 abaixo encontramos o comportamento histórico do índice Merval em seu nível real, dividido pela taxa de câmbio em dólares respectiva a cada data.

Figura 24 – Índice Merval em Dólares

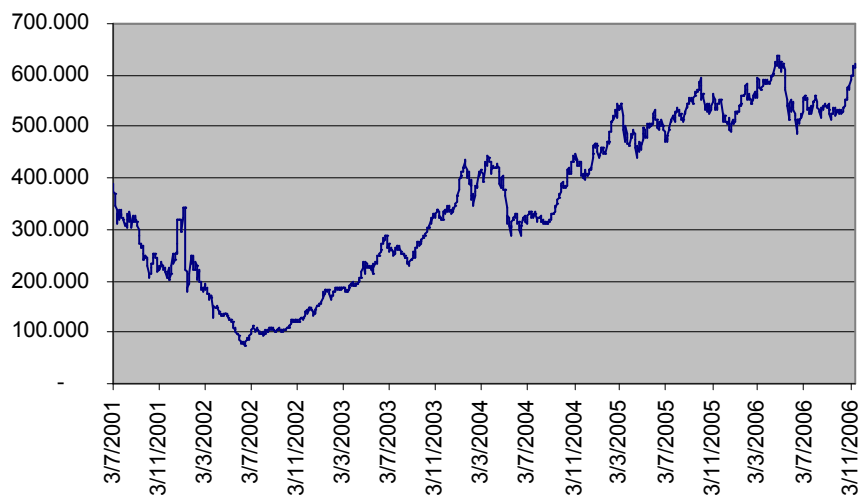
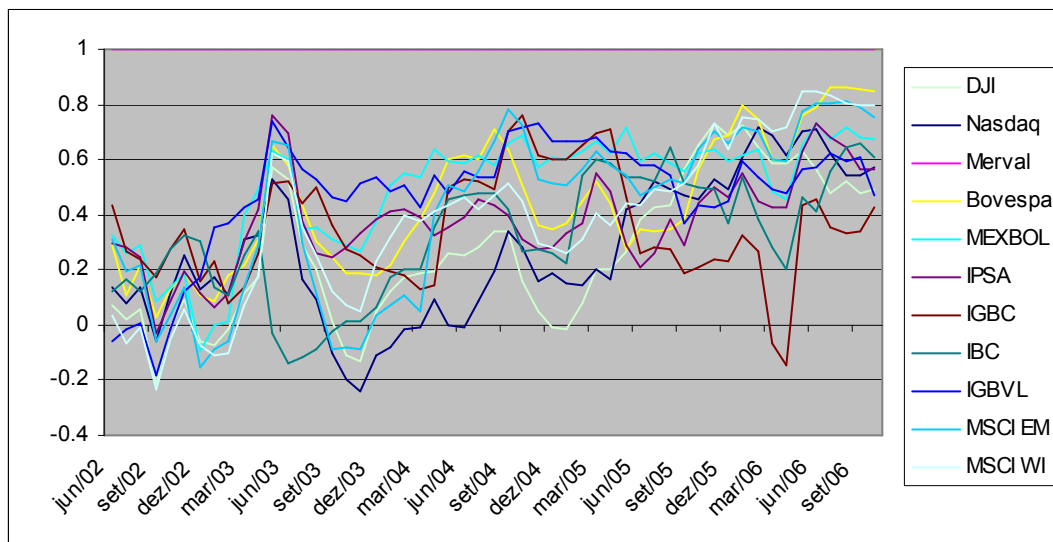


Figura 25 – Correlação dos excessos dos retornos do índice Merval em dólares com os demais índices



É notável em 2002 a baixa correlação apresentada por este índice com os demais, dada a forte queda apresentada no mercado argentino no período em questão.

I.4. BRASIL

A Bolsa Livre é inaugurada em 1890. Após um ano de negociações foi fechada, mas em 1895 é fundada a Bolsa de Fundos Públicos. Elas deram origem ao que seria depois a Bolsa de Valores de São Paulo, negociando ações de bancos e de empresas e títulos públicos.

Em 1967 a Bolsa de Valores de São Paulo, tendo autonomia financeira, administrativa e patrimonial, se transforma em uma associação civil sem fins lucrativos, características que permanecem até hoje. Neste mesmo ano são formadas as Sociedades Corretoras, e surge o operador de pregão, na realização dos negócios.

Na década de 1970 os negócios passam a ser eletrônicos utilizando cartões perfurados em lugar dos boletos anteriormente utilizados, e em 1972 o pregão é automatizado e as informações passam a ser *online*, utilizando terminais de computador.

A partir de 1990 varias mudanças passam a ser feitas:

- 1990 - Sistema de Negociação Eletrônica – CATS
- 1997 - Mega Bolsa
- 1999 - Home Broker
- 2000 - Integração das bolsas brasileiras.

A partir de 2006, todas as negociações de ações no Brasil são concentradas na BOVESPA, que atende também desenvolvimento de mercado das praças locais.

A BOVESPA realiza mais de 70% de todo volume de negócios da América Latina, através de meio eletrônico.

A Bovespa, atua na WFE-World Federation of Exchanges, na FIAB - Federação Ibero-americana e na IOSCO-International Organization of Securities Commission, sendo reconhecida mundialmente.

Atualmente o capital da Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA é dividido em títulos patrimoniais que pertencem as Corretoras de Valores, constituindo-se em uma associação sem fins lucrativos.

A BOVESPA é o meio de ligação entre os investidores e empresas que precisam de recursos, dando condições as Corretoras de Valores de intermediar as negociações de forma transparente.

Nesta negociação seguem-se regras estabelecidas pela CVM e os preços são formados pela livre interação da oferta e da procura, sendo utilizados os mecanismos de formação de preços e liquidez, utilizando alta tecnologia e monitoração das negociações por uma equipe técnica no sentido de garantir a transparência e credibilidade do mercado.

Para garantir o cumprimento das determinações da legislação, a BOVESPA fiscaliza as empresas listadas, os negócios realizados pelos investidores e as Corretoras Membros, desempenhando uma importante função de auto-regulação.

São regularmente negociadas na BOVESPA:

- ações de companhias abertas;
- opções sobre ações;

- direitos e recibos de subscrição;
- bônus de subscrição e quotas de fundos;
- debêntures e notas promissórias
- BDRs (*'Brazilian Depository Receipts'*), que são certificados representativos de valores mobiliários de emissão de companhia aberta ou assemelhada com sede no exterior, emitidos por instituição depositária no Brasil.
- opções não-padronizadas (*'warrants'*) emitidas de acordo com as Instruções CVM nº 223 e 328
- certificados de depósitos de ações lançados por empresas sediadas nos países que integram o Acordo do MERCOSUL.

Índice Bovespa - Ibovespa

O IBOVESPA foi implementado em 1968 e desde então não sofreu nenhuma alteração metodológica¹⁴.

Segundo Fortuna (2002), é o mais importante e confiável indicador do desempenho das cotações do mercado brasileiro acionário.

É formado por uma carteira teórica de ações constituída pela reinversão dos dividendos, pela soma da venda dos direitos de subscrição e a manutenção em carteira dos papéis recebidos como bonificações.

¹⁴ Devida a alta inflação ocorrida no Brasil e para manter o índice em patamares adequados, o índice foi dividido por 10 em dez ocasiões e por 100 em uma.

Seu objetivo é ser o indicador do comportamento do mercado, razão pela qual atua o mais próximo possível das negociações à vista no pregão.

De acordo com a BOVESPA, as ações integrantes do IBOVESPA correspondem a mais de 80% das transações e do volume financeiro do seu mercado à vista. Além disso, estas ações são responsáveis, em média, por cerca de 70% da capitalização total das empresas com ações na BOVESPA. Portanto o índice é representativo tanto em termos de liquidez como em valor de mercado.

Para uma ação integrar o Ibovespa, esta precisa atender aos seguintes critérios nos 12 meses anteriores:

a) apresentar um volume de transação superior a 0,1% do total;

b) ter sido negociada em mais de 80% dos pregões

c) participar de uma relação de ações cuja soma dos índices de negociabilidade representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais. O índice de negociabilidade é calculado como:

$$IN = \sqrt{\frac{n_i}{N} \times \frac{v_i}{V}},$$

onde:

IN = índice de negociabilidade

n_i = número de negócios com a ação "i" no mercado à vista

N = número total de negócios no mercado à vista da BOVESPA

v_i = volume financeiro gerado pelos negócios com a ação "i" no mercado à vista

V = volume financeiro total do mercado à vista da BOVESPA

Esta avaliação é feita a cada quatro meses para a inclusão e exclusão de ações.

Caso a ação de uma empresa deixe de cumprir a pelo menos dois destes critérios, ela será retirada do cálculo do índice. Ações de empresas em processo de recuperação judicial ou com falência declarada não podem fazer parte do índice.

O mesmo índice de negociabilidade calculado para determinar a inclusão de ações no índice, também é utilizado para determinar a quantidade de ações na carteira teórica do índice. Este cálculo também é feito a cada quatro meses.

O cálculo do índice é então realizado como:

$$Ibovespa_t = \sum_i^n P_{i,t} \times Q_{i,t},$$

onde:

$Ibovespa_t$ = Índice Bovespa no momento t

n = quantidade de ações da carteira teórica

$P_{i,t}$ = Preço da ação i no momento t

$Q_{i,t}$ = Quantidade da ação i na carteira teórica no momento t

O índice também é ajustado caso haja distribuição de dividendos. O ajuste é feito como:

$$Q_n = \frac{Q_0 \times P_c}{P_{ex}},$$

onde:

Q_n = Quantidade nova

Q_0 = Quantidade antiga

P_c = preço de fechamento anterior ao início da negociação "ex-provento"

P_{ex} = Preço ex-teórico

Por sua vez, P_{ex} é calculado como:

$$P_{ex} = \frac{P_c + (S \times Z) - D - J - V_{et}}{1 + B + S},$$

onde:

P_c = Último preço com direito ao provento

S = percentual de subscrição

Z = valor de emissão da ação a ser subscrita

D = valor recebido de dividendo

V_{et} = Valor econômico teórico resultante do recebimento de provento em outro ativo

B = percentual de bonificação

Ajustes também são realizados em caso de *split*, aquisições e recompra de ações do índice.

As operações de abertura de capital precisam ter autorização da CVM, o órgão fiscalizador do mercado de capitais brasileiro, o qual também registra e autoriza a emissão dos valores mobiliários para distribuição pública.

As companhias abertas devem atender a diversos requisitos, definidos na Lei das S.As. e nas regulamentações da CVM, com o objetivo de garantir a confiabilidade das informações e demonstrações financeiras divulgadas. O mercado considera que a plena abertura de capital ocorre quando há o lançamento de ações ao público, em função das transformações impostas à empresa e pelo incremento no volume de negócios com seus títulos.

Figura 26 - Índice Ibovespa em Dólares

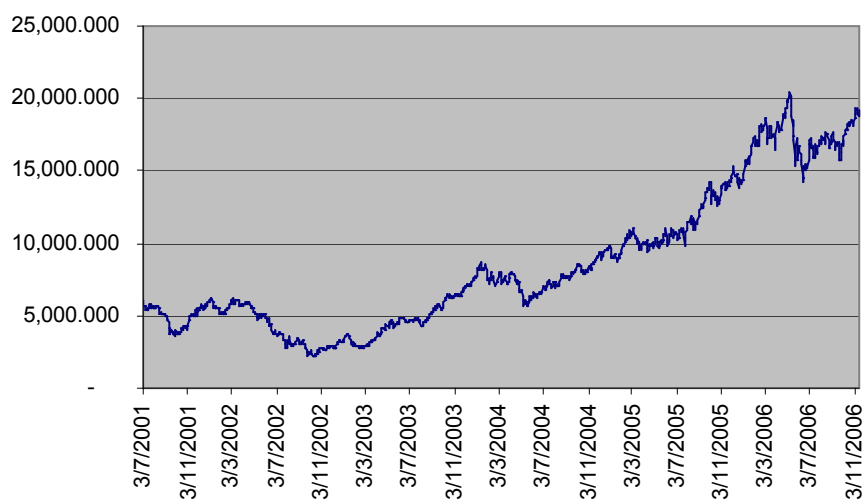
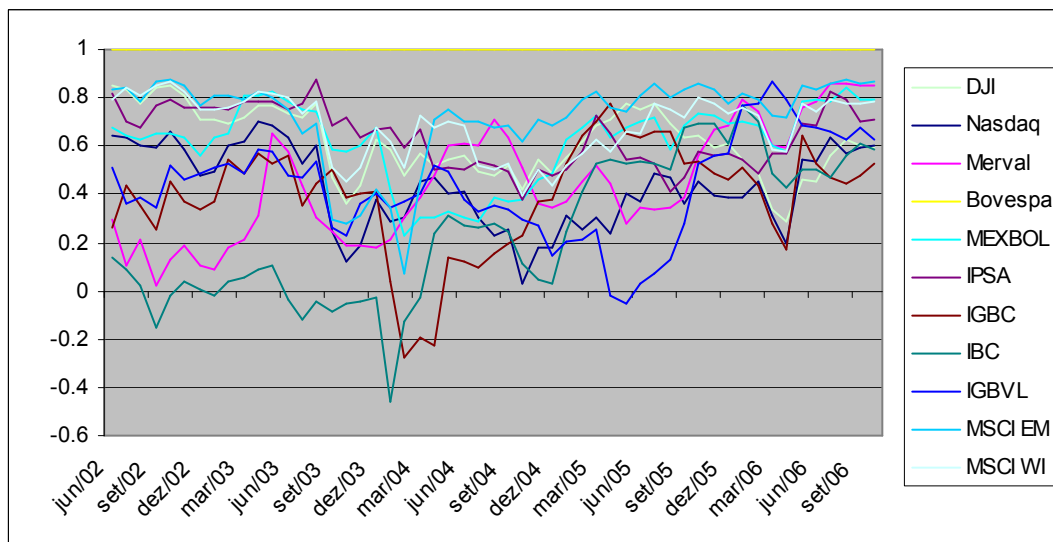


Figura 27 - Correlação dos excessos dos retornos do índice Ibovespa em dólares com os demais índices



I.5. MÉXICO

A Bolsa Mexicana de Valores, S.A. de C.V. é uma instituição privada, que opera por concessão da Secretaria da Fazenda e Crédito Público, e seus acionistas são Corretoras autorizadas.

A sua origem data de 1850, quando foram negociados os primeiros títulos acionários de empresas mineiras.

Em 1886 é fundada a Bolsa Mercantil de México e, em 1908 a Bolsa de Valores de México. Em 1975 com a entrada em vigor da Lei do Mercado de Valores, a Bolsa troca seu nome para Bolsa Mexicana de Valores, incorporando as Bolsas que operavam nas cidades de Guadalajara e Monterrey.

Em 1999 a totalidade das suas operações passa a ser eletrônica.

São objetivos da Bolsa Mexicana de Valores (BMV), facilitar as transações com valores, procurar o desenvolvimento do mercado, fomentar sua expansão e competitividade, através das seguintes funções:

- Fornecer o local, instalações e mecanismos que facilitem as relações e operações entre a oferta e demanda de valores, títulos de crédito e outros documentos, e também prestar os serviços necessários para a realização dos processos de emissão, colocação e intercambio dos referidos valores;
- Proporcionar, manter a disposição do público e fazer publicações sobre informações relativas aos valores inscritos na BMV;
- Estabelecer as medidas necessárias para que as operações realizadas na BMV pelas corretoras, se sujeitem as disposições vigentes;

- Expedir normas que promovam práticas justas e eqüitativas no mercado de valores, e vigiar sua observância e impor medidas disciplinárias e corretivas pelo descumprimento, obrigatórias para as corretoras e empresas com valores inscritos na BMV.

Índice de Preços e cotações - IPC

O Índice de Preços e Cotações (IPC) é considerado o indicador do desempenho do mercado acionário mexicano em seu conjunto, em função das variações de preços de uma seleção de ações cotadas na Bolsa Mexicana de Ações.

Lançado em 30 de outubro de 1978, o índice é composto das 36 ações mais negociadas do mercado.

O Índice de Preços e Cotações é o principal indicador da Bolsa Mexicana de Valores, expressa o rendimento do mercado acionário, em função das variações de preços de uma amostra balanceada, ponderada e representativa do conjunto de ações cotadas na Bolsa.

Este indicador é aplicado desde 1978 e expressa a situação do mercado bursátil e seu dinamismo operacional.

As flutuações na cotação de cada título respondem a livre concentração entre a oferta e a demanda no sistema operacional BMV-Sentra Capitales, relacionada com o desenvolvimento das empresas emissoras e seus resultados, bem como, com as condições gerais da economia.

A tendência geral das variações de preços de todas as empresas emissoras e séries cotadas em Bolsa, geradas pelas operações de compra e venda em cada sessão, se reflete automaticamente no Índice de Preços e Cotações (IPC) da Bolsa Mexicana de Valores.

O Índice de Preços e Cotações (IPC, base outubro de 1978), tem como principal objetivo, constituir-se como um indicador altamente representativo do Mercado Acionário.

Conceito	Características	Critério de Seleção
Fórmula	Mede o cambio diário do valor de capitalização de uma amostra de valores	Esta fórmula avalia a trajetória do mercado e facilita sua reprodução em portfolios, sociedades de investimento e carteiras de valores que pretendam obter o rendimento médio que oferece o mercado.
Ponderação	A ponderação é realizada com o valor total de capitalização de cada série acionária.	Para que o IPC permita uma apropriada distribuição de risco nos portfolios se pretende diversificar a amostra de modo que a ponderação resulte em uma amostra com o melhor balanço possível.
Crítérios de Seleção	Bursatilidade (alta e média) Valor de Capitalização Restrições adicionais	Este indicador assegura que as empresas sejam as de maior negociação na BMV. Este critério visa que as empresas consideradas sejam significativas em sua ponderação e distribuição na amostra. Com estas medidas estabelecidas, se permite ter condições claras na manutenção e seleção de empresas para a amostra.
Tamanho da amostra	Atualmente é de 35 séries acionárias (oscila entre 35 e 50)	O tamanho está determinado em função dos seguintes aspectos: Número de empresas que reúnam todos os critérios estabelecidos. Características do Mercado Mexicano. Amplitude suficiente para não se catalogar como um Índice estreito ("Narrow Index").
Periodicidade da revisão da amostra	Cada ano	A revisão será anual de acordo com os critérios estabelecidos nos pontos anteriores, comunicando-se antecipadamente a nova composição da amostra. Esta medida permite que os administradores de valores possam prever a reconstituição de suas carteiras antecipadamente.

Metodologia de cálculo:

Base: 0.78 = 30 de outubro de 1978.

Classe: Índice ponderado por Valor de Capitalização.

Amostra: Atualmente está integrada por 35 emissoras

Fórmula:

$$I_t = I_{t-1} \left(\frac{\sum P_{it} * Q_{it}}{\sum P_{it-1} * Q_{it-1} * F_{it}} \right)$$

onde:

I_t = Índice de tempo t

P_{it} = Preço da emissora i no dia t

Q_{it} = Ações da emissora i no dia t

F_i = Fator de ajuste por ex-direitos

i = 1, 2, 3, ..., n

Ajuste por ex-direitos

Considerando a fórmula selecionada para o cálculo do IPC, onde o valor de capitalização de cada empresa determina sua ponderação, qualquer mudança no número de valores inscritos, modificará a estrutura do Índice.

Neste sentido, é requerido ajustar o valor das emissoras que decretem algum direito aplicando um fator ao valor de capitalização do dia anterior.

No caso de dividendos em espécie concedidos não se realizará ajuste algum. Os direitos e eventos que serão considerados nas regras do IPC são as seguintes:

$$F_i = 1 + \frac{P_a[(A_p \times F) - A_a]}{P_a \times A_a}$$

Evento de acordo ao Regulamento de BMV	Tipo de Movimento	Fator de ajuste	Ajuste requerido
Pagamento de dividendo em ações	Capitalização	$F = \frac{A_a}{A_p}$	Nenhum
Subscrição	Subscrição	$F = \frac{(P_a * A_a) + (P_s * A_s)}{P_a * A_p}$	Incremento de Capital
Troca de Títulos	Reestruturação Acionária	$F = \frac{(P_a * A_a) + (P_a * A_r)}{P_a * A_p}$	Troca de Capital
Split e Split Inverso	Split (reverso)	$F = \frac{A_a}{A_p}$	Nenhum
Reembolso	Reembolso	$F = 1 - \frac{P_a - P_p}{P_a}$	Redução do Capital
Fusão	Fusão	Depende do tipo de fusão	Aumento do Capital
Não esta catalogado como direito corporativo	Obrigações Convertíveis	$F = \frac{(P_a * A_a) + (P_a * A_c)}{P_a * A_p}$	Aumento do Capital

onde:

F = Fator de ajuste por movimento.

F_i = Fator de ajuste requerido na emissora i.

A_a = Número de ações anteriores ao ajuste.

- A_c = Número de ações produto da conversão.
 A_e = Número de ações por rescindir.
 A_p = Número de ações posteriores ao ajuste.
 A_r = Número de ações por reestruturação.
 A_s = Número de ações subscritas.
 P_a = Preço anterior ao ajuste
 P_p = Preço posterior ao ajuste.
 P_s = Preço de subscrição.
 I = 1.2.3....n

Amostra do IPC

Composição do Tamanho da Amostra: o número de séries que compõe a amostra do Índice de Preços e Cotações (IPC) é de 35 séries acionárias, as quais podem variar em função dos critérios de seleção (neste momento é de 35). Esta amostra deve cumprir os critérios de seleção.

Crítérios de Seleção: como primeira seleção consideram-se as 35 séries acionárias de maior bursatilidade, e se utiliza o índice de bursatilidade que a BMV gera e publica em forma mensal. As séries selecionadas são mantidas neste grupo nos últimos 6 meses. Se existirem duas ou mais séries que apresentem o mesmo nível de índice de bursatilidade no último lugar disponível da amostra, a seleção se faz levando em conta a freqüência em que incorrem neste nível estas séries e se considera seu valor de capitalização.

Caso não haja 35 séries acionárias na primeira seleção, há uma segunda seleção considerando o valor de capitalização e a freqüência em que as mesmas ocorram nos melhores lugares do nível de bursatilidade.

Não são consideradas para a amostra aquelas séries que se encontrem nas seguintes situações: Séries que por alguma causa estiverem suspensas ou exista a possibilidade concreta de serem suspensas ou retiradas do mercado.

Se existirem duas ou mais séries de uma emissora e o acumulado destas for entre 14 e 16 % do total do valor d IPC, só permanecem as séries mais representativas.

Revisão e permanência da Amostra: A revisão de entrada e saída de séries da amostra do IPC é uma vez ao ano, sempre e quando não se apresentar alguma situação irregular, pois assim se fariam as modificações necessárias de acordo ao evento que o propicie.

Para as séries que tenham algum movimento corporativo durante sua permanência na amostra: No ato da realização do movimento se busca na maior replicabilidade possível para afetar de menor forma os produtos financeiros indexados atualizando movimentos de capital, etc.

No final da vigência da amostra se normaliza a aplicação dos critérios estabelecidos para a seleção de séries em sua revisão e seleção para novo período.

Se por alguma razão uma Emissora cancela sua inscrição na Bolsa, é retirada da amostra no momento de concretizar-se a retirada de circulação das ações representativas da série selecionada na amostra.

Figura 28 – Índice IPC em Dólares

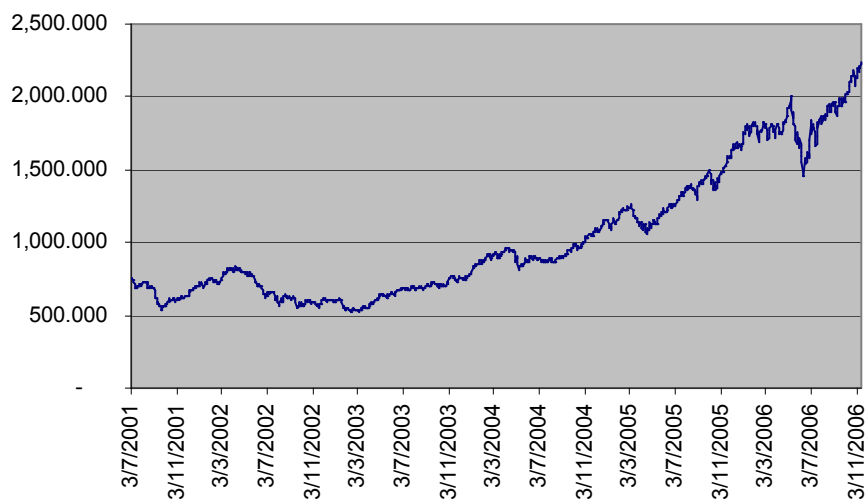
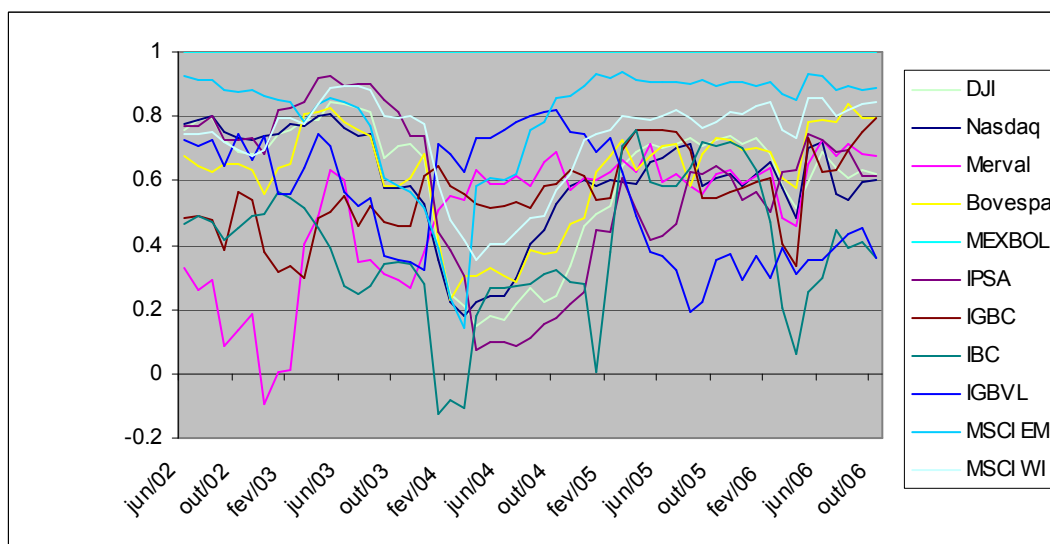


Figura 29 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IPC em dólares com os demais índices



I.6. CHILE

Em 27 de novembro de 1893 foi fundada a Bolsa de Comercio de Santiago, um fator importante para injetar vitalidade e dinamismo à economia nacional chilena.

Na fundação já existiam 329 Sociedades Anônimas, a maioria dedicada à mineração.

Seguindo o modelo de economia de mercado adotado a partir de 1973, e dentro de um marco de crescimento econômico iniciado na década de 80, o mercado de valores chileno se expandiu, principalmente nas operações de bolsa, de emissões de valores, da diversificação dos instrumentos comercializados e da abertura de novos mercados.

Durante este período, importantes investidores institucionais incorporaram-se à bolsa comercial de Santiago, entre elas os Fundos de pensão, Companhias de seguro, Fundos de investimento de capital estrangeiro e Fundos mútuos.

Na década de 90, as companhias chilenas passaram a emitir ADR's, entrando no mercado internacional e também aumentaram sua participação em companhias instaladas na América Latina.

Estes resultados positivos tiveram alguns retrocessos devido à crise econômica de 1981/82 e ao ajuste aplicado no início de 1990, bem como a situação provocada pela crise asiática.

O Índice de Preços Seletivo de Ações (IPSA)

O Índice de Preços Seletivo de Ações (IPSA) é um indicador de rentabilidade, que mede as variações de preços das 40 empresas mais negociadas na bolsa do Chile. Dado que é um índice de rentabilidade, seu cálculo considera toda a variação de capital

registrada durante o ano por cada uma das empresas que o compõem. A carteira deste índice é reavaliada no dia 30 de dezembro de cada ano e sua base de referência é de 1.000 pontos, a partir de 30 de dezembro de 2002.

A seguinte fórmula é usada para selecionar as empresas que farão parte do índice:

$$PPMA = 0,45 \times PM4 + 0,30 \times PM3 + 0,15 \times PM2 + 0,10 \times PM1,$$

onde:

PM4 = Presença média do último trimestre,

PM3 = Presença média do penúltimo trimestre,

PM2 = Presença média do antepenúltimo trimestre,

PM1 = Presença média do terceiro trimestre anterior ao cálculo.

Após a escolha da carteira, a seguinte fórmula é utilizada para o cálculo do IPSA:

$$IPSA = \frac{\sum_{i=1}^{40} (Fator\ IPSA \times Preço\ de\ Fechamento)_i(1)}{\sum_{i=1}^{40} (Fator\ IPSA \times Preço\ de\ Fechamento)_i(0)} \times 1000,$$

onde:

$$Fator\ IPSA\ Empresa(i) = Presença \times Negociação \times \frac{N^{\circ}\ ações\ em\ circulação}{10^8} \times Fator\ de\ Enlace\ (1)$$

Momento do cálculo

(2) Na data base de fechamento (30 de dezembro de 2002)

Os fatores da fórmula do Fator IPSA são calculados da seguinte maneira:

Presença média nos últimos 12 meses:

$$Presença\ Média\ Empresa(i) = \frac{\sum_{t=1}^{12} \frac{N^{\circ}\ dias\ com\ transações\ Empr(i)\ no\ mes(t)}{N^{\circ}\ dias\ úteis\ do\ mes(t)} \times 100}{12}.$$

Negociabilidade: Este valor é obtido considerando a negociação dos últimos doze meses para cada sociedade, eliminando-se então os dois valores extremos superiores e inferiores, calculando-se, portanto apenas sobre a amostra filtrada de oito meses.

$$Rotação Média Empresa(i) = \frac{\sum_{t=1}^8 \frac{N^o \text{ ações negociadas da Empr}(i) \text{ no mes}(t)}{N^o \text{ ações em circul da empresa}(i) \text{ no mes}(t)} \times 100}{8}.$$

Número de ações em circulação: este valor corresponde ao dia anterior à entrada em vigência da nova carteira (último dia útil do ano).

Fator de Enlace: uma vez determinada a composição da carteira do ano seguinte, o enlace entre os valores da nova carteira e os da antiga carteira é realizado. Isto se dá da seguinte maneira:

$$Fator \text{ de Enlace} = \frac{\sum_{i=1}^{40} (Fator \text{ IPSA} \times Pr \text{ eço de Fechamento})i(A)}{\sum_{i=1}^{40} (Fator \text{ IPSA} \times Pr \text{ eço de Fechamento})i(B)} \times 100,$$

onde:

$$Fator \text{ IPSA}^* = Pr \text{ esença} \times Rotação \times \frac{N^o \text{ ações em circulação}}{10^8}$$

$\sum_{i=1}^{40} (Fator \text{ IPSA} \times Pr \text{ eço de Fechamento})i(A)$ = Valorização do IPSA Segundo a carteira vigente na data de enlace (30 de dezembro de cada ano),

$\sum_{i=1}^{40} (Fator \text{ IPSA} \times Pr \text{ eço de Fechamento})i(B)$ = Valorização do IPSA Segundo a carteira que passará a valer a partir do ano seguinte.

O fator de enlace calculado é aplicado sobre o Fator IPSA* de cada empresa, de acordo com a nova carteira, mantendo-se assim os valores equivalentes de cálculo.

O cálculo de ligação (enlace) também é realizado no último dia útil de cada ano, tomando-se como base os valores de fechamento das ações componentes da cesta.

$$Fator\ IP SA\ Ajustado = Fator\ IP SA \times \frac{Preço\ anterior\ ao\ movimento}{Preço\ Ex\ Movimento}$$

O mesmo cálculo é aplicado toda vez em que há alguma variação de capital, como split ou nova emissão, de alguma das ações componentes do índice.

Além deste ajuste, a partir de 1990, o IP SA também é ajustado pelo pagamento dos dividendos efetuados pelas 40 empresas participantes do índice. Tal ajuste é realizado da seguinte maneira:

$$Fator\ IP SA\ Ajustado = Fator\ IP SA \times \left[1 + \frac{Dividendo}{Preço\ Teórico} \right]$$

Onde:

Dividendo = Dividendo por ação

Preço Teórico = Preço de fechamento menos o dividendo por ação

Figura 30 – Índice IP SA em Dólares

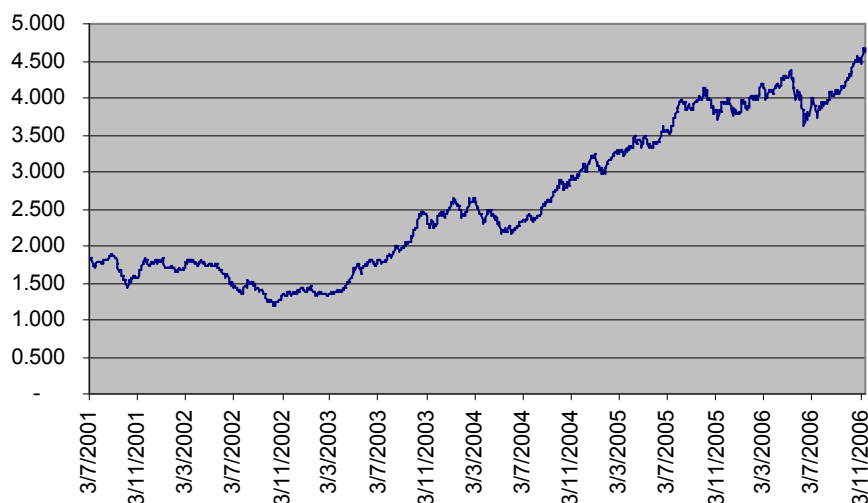
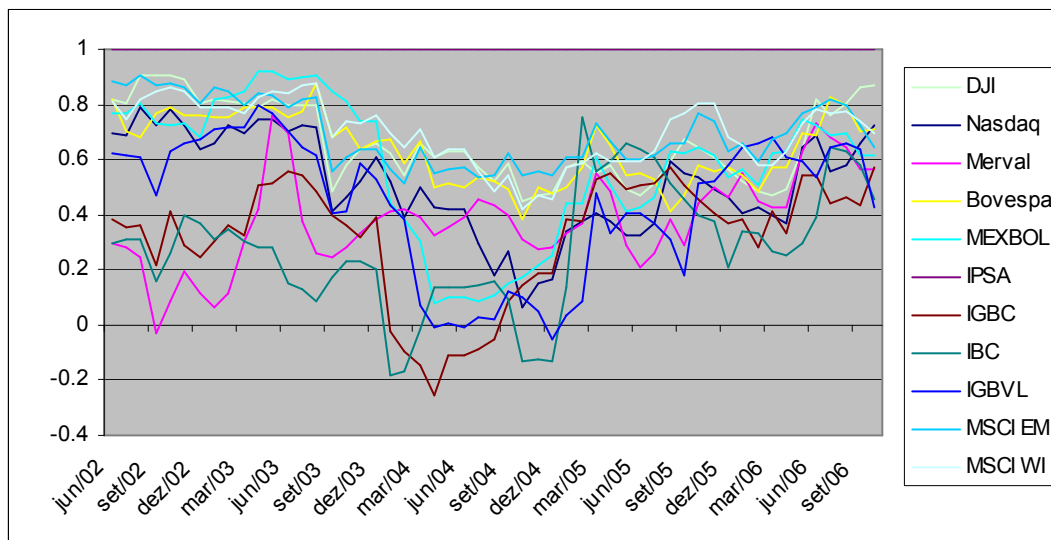


Figura 31 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IPSA em dólares com os demais índices



I.7. COLÔMBIA

Em 3 de Julho de 2001 foi criada a Bolsa de Valores da Colômbia com a integração das Bolsas de Bogotá, Medellín e Ocidente, cuja principal atividade é administrar os mercados acionários de câmbio, de derivados e de renda fixa.

A BVC conta com a participação de todas as sociedades das antigas bolsas e opera no mercado nacional colombiano.

As antigas bolsas entraram no processo de liquidação e a nova Bolsa de Valores da Colômbia herdou a experiência e o conhecimento de 143 anos de história, desenvolvendo e consolidando o mercado de capitais.

A BVC tem escritórios em Bogotá, Medellín e Cali e seu principal objetivo é impulsionar o desenvolvimento e crescimento do mercado financeiro da Colômbia, facilitando o financiamento de empresas comerciais, industriais e de serviços que a utilizam para obter recursos que alavanquem seus negócios.

A BVC tem como membros 40 sociedades corretoras com expertise na obtenção e distribuição de recursos financeiros, possuindo escritórios em todo o território nacional. Entre os negócios que oferecem se destacam: Ações, renda fixa, derivativos, moedas, fundos e administração de valores.

Índice Geral da Bolsa de Valores da Colômbia - IGBC

O Índice da Bolsa de Valores da Colômbia é o IGBC, que corresponde ao indicador bursátil do mercado acionário. Mede de maneira agregada a evolução dos preços das ações mais representativas do mercado.

Na composição do Índice Geral foram incluídas as ações mais representativas em função da negociabilidade e freqüência, e desta forma o número de ações que compõem a cesta para o índice é variável e calculado trimestralmente.

O Índice geral é calculado a cada instante das negociações e o valor definitivo do dia é calculado 30 minutos após o fechamento do mercado.

Para uma ação integrar o Índice Geral da Bolsa da Colômbia (IGBC), esta necessita cumprir as seguintes condições:

- Ter uma negociabilidade maior ou igual a 0,5%. A negociabilidade é calculada como a somatória das negociações diárias durante o último semestre;

- ter uma freqüência de negociação superior a 40% no trimestre imediatamente anterior.

O índice é então calculado como a média ponderada dos preços das ações selecionadas, cuja fórmula é:

$$\pi_i(t) = B_i I(t),$$

onde:

B_i : É uma constante de proporcionalidade,

π_i : É o preço da ação estimado no momento t,

$I(t)$: É o índice definido como $\sum_i W_i P_i(t)$, onde W_i é o ponderador de preços.

O desenvolvimento da solução do modelo é calculado com a minimização da soma ponderada dos quadrados dos erros – SPCE para a cesta de ações em todos os momentos.

$$SPCE = \sum_t \sum_i \alpha_i (\pi_i(t) - P_i(t))^2,$$

onde α_i é o valor da ponderação dos erros da ação de acordo com sua importância. Portanto o índice é a somatória do preço de cada ação que compõe a cesta pelo peso que possui nesta cesta, que é o resultado da multiplicação W_i^k por E .

$$I^k(t) = E \sum_i W_i^k P_i(t),$$

onde:

$I^k(t)$: Valor do índice para (t),

(t) : Dia ou momento do cálculo do índice,

k : Trimestre em que W_i^k está vigente,

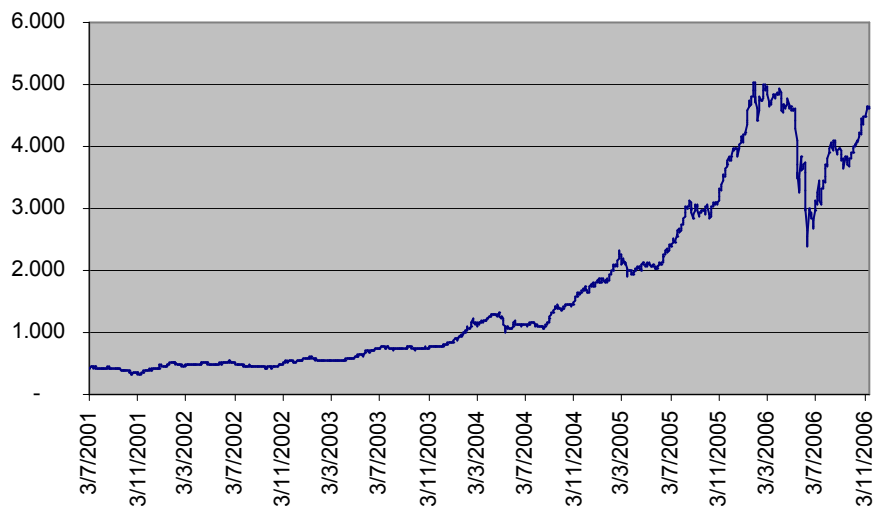
E : Constante que se define como a multiplicação dos fatores de enlace,

W_i^k : Peso ou ponderação para a ação i, fixa durante k,

$P_i(t)$: Preço de fechamento da ação i no momento t

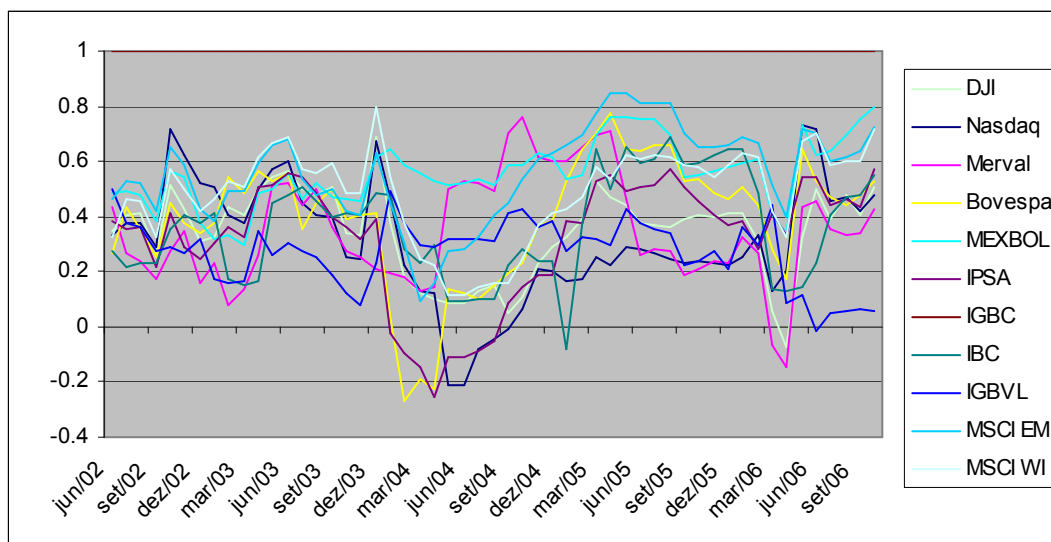
O valor inicial do índice é de 1.000 pontos.

Figura 32 – Índice IGBC em Dólares



Vale ressaltar a incrível valorização da bolsa colombiana no período estudado, acompanhada de uma redução forte nos níveis de taxas de juros locais.

Figura 33 – Correlação dos excessos dos retornos do índice IGBC em dólares com os demais índices



I.8. VENEZUELA

Seu início remonta a 1805 quando dois comerciantes da cidade de Santiago de León de Caracas, Bruno Abasolo e dom Fernando Key Muñoz, abriram uma "Casa de Bolsa e Recreação dos Comerciantes e Lavradores" com autorização da Coroa Espanhola. Hoje, todo o mercado bursátil venezuelano tem seu centro na Bolsa de Valores de Caracas. Os inversores de todo mundo podem obter informação de cotações e transações através de terminais das empresas difusoras de informação e dos serviços da Bolsa em Internet ou conferindo diretamente nas casas de bolsa membros.

Sua missão é facilitar a intermediação de instrumentos financeiros e difundir informação ao mercado, assegurando transparência dentro de um mercado auto-regulado e apoiando-se na solvência de seus acionistas.

A Bolsa de Valores de Caracas conta na atualidade com três índices, um de caráter geral, o Índice Bursátil de Capitalização (IBC), e dois setoriais, o Índice Financeiro e o Índice Industrial.

Índice IBC da Bolsa de Valores de Caracas

O índice IBC da Bolsa de Valores de Caracas (Venezuela), também conhecido como índice Geral, é um índice ponderado pela capitalização das 15 ações mais líquidas e capitalizadas negociadas na Bolsa de Valores de Caracas. O índice surgiu em 28 de Agosto de 1997, a partir de um índice já existente, mas o novo índice é essencialmente igual ao anterior.

O Índice Bursátil de Capitalização (IBC) é a média aritmética da capitalização de cada um dos 15 títulos de maior capitalização e liquidez negociados no mercado acionário da Bolsa de Valores de Caracas. O índice Financeiro e Industrial tem composições diferentes.

O Índice IBC é calculado desde 28 de agosto de 1997, assim como os índices Financeiro e Industrial, tendo como data base o dia anterior, ou seja, o dia 27 de agosto de 1997. Até esta data era feito o cálculo do "Índice Bursátil de Capitalização de (IBC)", que tinha como data base os últimos preços negociados em 31 de dezembro de 1993 e era composto por 19 ações em circulação das empresas que integravam a amostra.

O IBC é calculado tomando em consideração três parâmetros:

Preços das ações: O preço de fechamento de cada ação das empresas que compõe o Índice é tomado como base.

Ações em circulação: Refere-se ao número de ações que compõem o capital social da empresa, e que se encontra a disposição dos investidores na Bolsa de Valores de Caracas. As ações preferenciais não são tomadas em conta neste número de ações. A empresa com maior quantidade de ações terá um maior peso no índice bursátil.

Capitalização bursátil: é a multiplicação do número de ações em circulação de uma empresa pelo seu último preço negociado, em uma data determinada. Representa o valor que teria que pagar um investidor se quisesse adquirir estas ações no mercado bursátil.

O nível dos índices equivale à soma das capitalizações de todas as ações incluídas nas respectivas cestas, onde o peso de cada empresa é sua capitalização de mercado (número de ações multiplicado pelo preço). Desta forma, movimentos de preços dos títulos maiores originam maiores movimentos no índice.

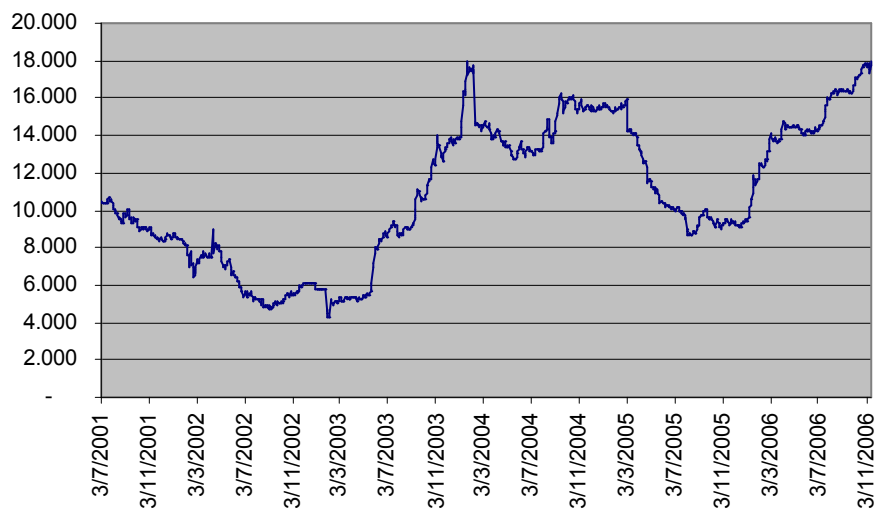
A fórmula é como segue:

$$IndiceHoje = \frac{CapitalizaçãoHoje}{CapitalizaçãoBase} \times 1.000$$

As alterações nos índices se produzem somente por modificações diárias nos preços ou na composição acionária das empresas que compõem a amostra. Desta forma, os dividendos em ações, ou as subscrições de capital, aumentam a composição acionária de uma empresa, fatores que influem diretamente no cálculo do índice.

OBS: A Bolsa de Valores de Caracas esteve fechada devido a uma greve de 2 de Dezembro de 2002 até 27 de Janeiro de 2003.

Figura 34 - Índice IBC em Dólares



I.9. PERU

A Bolsa de Valores de Lima S.A. é uma sociedade que tem por objeto principal facilitar a negociação de valores inscritos, provendo os serviços, sistemas e mecanismos adequados para a intermediação de maneira transparente de valores de oferta pública, derivativos e instrumentos que não sejam objeto de emissão em massa que se negociem em mecanismos centralizados de negociação, conforme ao estabelecido na Lei do Mercado de Valores e suas normas complementares e/ou regulamentares.

Índice Geral da Bolsa de Valores de Lima (IGBVL)

O índice IGBVL é um índice de valor ponderado que monitora a performance das maiores e mais negociadas ações da Bolsa de Lima. O índice foi iniciado em 31 de dezembro de 1981, com valor base 100.

Reflete a tendência média das cotações das principais ações inscritas na Bolsa, em função de uma carteira selecionada, que atualmente representa as 35 ações mais negociadas do mercado. Seu cálculo considera as variações de preços e os dividendos ou ações liberadas distribuídas, bem como a subscrição de ações. Tem como data base 30 de dezembro de 1991 = 100.

A fórmula de cálculo do IGBVL, que é usada também para o cálculo dos demais índices, é a seguinte:

$$IGBVL = \left(\frac{\sum (P_{in} / P_{io} * W_i * C_i)}{\sum W_i} \right) * 100,$$

onde:

P_{in} : Preço da ação "i" no dia "n" ,

P_{io} : Preço da ação "i" na data base,

W_i : Peso da ação "i" dentro da carteira. Este peso é determinado de acordo com a quantidade efetiva negociada, a frequência e o número de operações que registra o valor,

C_i : Corretor acumulado por entrega de ações liberadas, dividendos em dinheiro e direitos de subscrição.

O preço P_n utilizado na fórmula se determina seguindo as seguintes regras, em ordem de prioridade:

a. Proposta firme ou aberta que melhore o mercado (compra maior ou venda menor) em relação à cotação do fechamento do dia.

b. Se não existir proposta que melhore o mercado, se considera a cotação do fechamento.

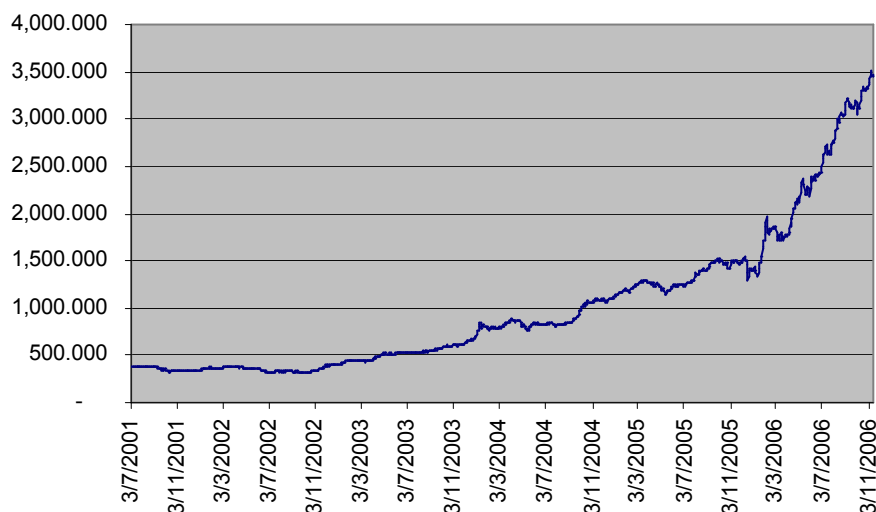
c. Se não tiver cotação de fechamento, se considera a proposta firme ou aberta que melhore o mercado em relação a cotação anterior.

d. Prioridade: Se não apresentar cotação de fechamento, nem propostas, se considera a cotação anterior.

No sentido de manter constantemente atualizada a carteira do IGBVL, foi definida a realização de uma revisão semestral, sendo o dia 02 de janeiro e o dia 1º de julho como as datas para a entrada em vigência da carteira atualizada.

Mas se as circunstâncias de mercado o determinarem, as carteiras podem permanecer sem mudanças.

Figura 36 - Índice IGBVL em Dólares



I.10. MSCI

A firma financeira Morgan Stanley Capital International constrói e divulga uma série de Índices de ações denominadas de MSCI Equity Index¹⁵, com o objetivo de contribuir no processo de investimentos com a construção de índices globais que são usados como *benchmark*. São usados também como base para vários veículos de investimentos, principalmente de investidores institucionais globais. Com a construção destes índices, a MSCI consegue dar consistência na formação e manutenção na metodologia em todas as regiões, em mercados desenvolvidos e emergentes. Esta consistência na abordagem torna possível agregar índices de países e de indústrias, criando índices robustos em significância.

A MSCI desenvolveu seus índices de ações e os mantém com os mesmos objetivos por mais de 30 anos. Conforme os mercados foram evoluindo, as metodologias da MSCI para construção dos índices também foram evoluindo para garantir que os índices continuassem a representar de forma precisa as oportunidades disponíveis para investidores institucionais globais, mas sempre com os mesmos objetivos e princípios.

MSCI Índices de Ações

Os Índices de Ações da MSCI medem a performance de uma série de ações ao longo do tempo. São calculadas usando o conceito de Laspeyres¹⁶ de média ponderada aritmética, usado em conjunto com o conceito de ligação em cadeia¹⁷.

¹⁵ Fonte: www.msibarra.com

¹⁶ Conceito desenvolvido por Étienne Laspeyres em 1871, geralmente do tipo $P_L = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_0 q_0}$, onde P_L é a

mudança no nível de preço, p_0 e q_0 são os preços e quantidades em tempo base (inicial), p_t e q_t preços e quantidades em tempo t .

¹⁷ O processo de juntar dois índices que se sobrepõe em um período, fazendo uma reescala em um deles para tornar seus valores iguais no mesmo período, transformando os dois em uma série temporal única.

Os índices de ações por país e regionais são calculados em moeda local e em dólares. Mesmo com a impossibilidade de replicar no mundo real os índices regionais calculados em moedas locais, eles representam a performance teórica de um índice sem qualquer impacto da flutuação das taxas de câmbio. Os índices são calculados 5 dias por semana, de segunda a sexta.

Índice de Capitalização de Mercado

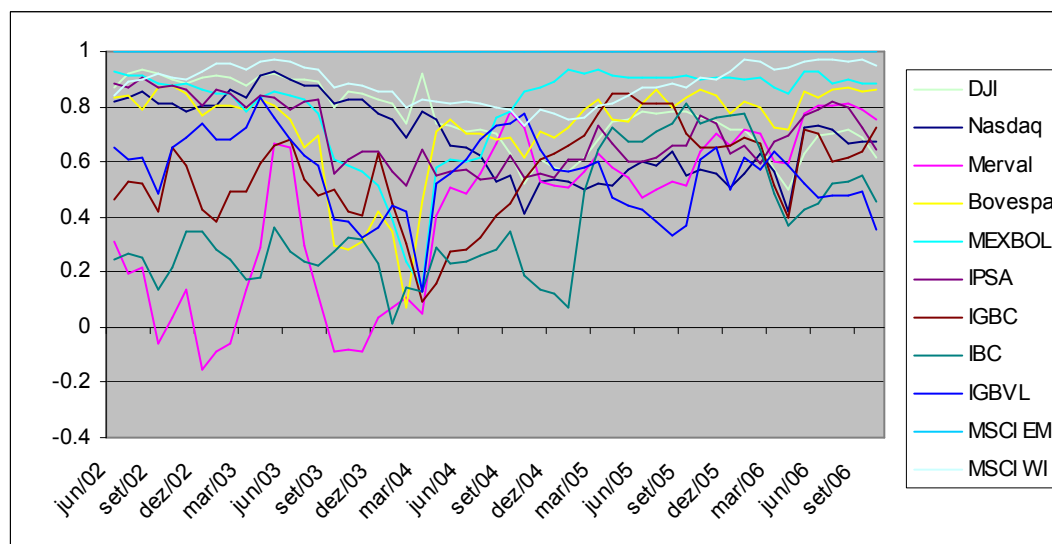
$$\text{IndAjustMktCapUSD}_t = \sum \frac{\text{IndNumAcoes}_{t-1} \times \text{Preço por Ação}_t \times \text{Fator Inclusão}_t \times \text{PAF}_t}{\text{FXtaxa}_t}$$

MSCI EM

A MSCI cobre, em seu índice EM (*Emerging Markets*) 25 países emergentes, sendo eles:

África do Sul, Argentina, Brasil, Chile, China, Colômbia, Coréia, Egito, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Israel, Jordânia, Malásia, Marrocos, México, Paquistão, Peru, Polônia, Republica Tcheca, Rússia, Tailândia, Taiwan e Turquia.

Figura 38 – Correlação dos excessos dos retornos do índice MSCI - EM em dólares com os demais índices

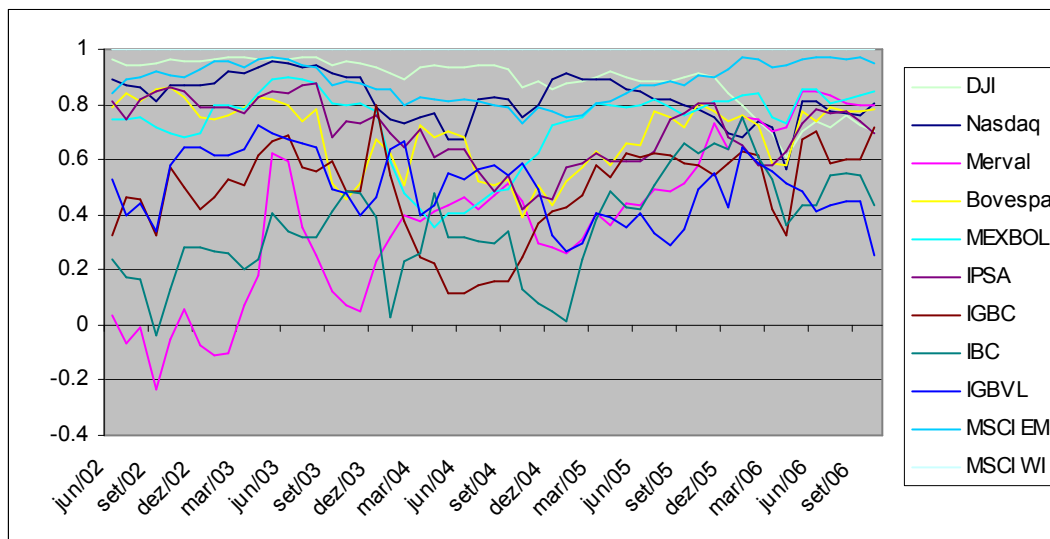


MSCI WI

Em seu índice WI (*World Index*), a MSCI considera 23 bolsas de mercados desenvolvidos, dos seguintes países:

Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hong Kong, Irlanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Reino Unido, Singapura, Suécia e Suíça.

Figura 39 – Correlação dos excessos dos retornos do índice MSCI - WI em dólares com os demais índices



APÊNDICE II – TABELAS E GRÁFICOS

Tabela 16 - Estatísticas - Excesso de Retornos Log Mensais em Dolar Sobre a *Treasury Bill* de 1 Mês

	<i>DJI</i>	<i>Nasdaq</i>	<i>Merval</i>	<i>Bovespa</i>	<i>MEXBOL</i>	<i>IPSA</i>	<i>IGBC</i>	<i>IBC</i>	<i>IGBVL</i>	<i>MSCI EM</i>	<i>MSCI WI</i>
Média	0,0002	(0,0003)	0,0042	0,0152	0,0143	0,0122	0,0346	0,0064	0,0319	0,0125	0,0023
Erro pad	0,0050	0,0080	0,0160	0,0158	0,0080	0,0076	0,0120	0,0138	0,0079	0,0073	0,0048
Mediana	0,0024	(0,0049)	0,0269	0,0240	0,0283	0,0158	0,0332	0,0040	0,0246	0,0160	0,0063
Desv pad	0,0403	0,0642	0,1278	0,1265	0,0643	0,0611	0,0961	0,1106	0,0636	0,0581	0,0385
Variância	0,0016	0,0041	0,0163	0,0160	0,0041	0,0037	0,0092	0,0122	0,0040	0,0034	0,0015
Curtose	2,1472	0,3111	1,3016	1,8302	0,7638	1,9684	0,6379	2,1965	0,3351	0,7096	1,2012
Assimetria	(0,6948)	(0,3536)	(0,4738)	(1,0390)	(0,8427)	(0,6197)	(0,5976)	0,3680	0,3539	(0,9152)	(0,7743)
Intervalo	0,2329	0,3194	0,7650	0,6597	0,3311	0,3720	0,4712	0,6855	0,3069	0,2727	0,2012
Mínimo	(0,1334)	(0,1880)	(0,3886)	(0,4119)	(0,1896)	(0,1898)	(0,2524)	(0,2925)	(0,1039)	(0,1725)	(0,1193)
Máximo	0,0996	0,1314	0,3764	0,2479	0,1414	0,1821	0,2188	0,3930	0,2030	0,1002	0,0819
Soma	0,0110	(0,0222)	0,2711	0,9742	0,9165	0,7801	2,2126	0,4122	2,0415	0,8027	0,1489
Contagem	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64
Conf (,95)	0,0101	0,0160	0,0319	0,0316	0,0161	0,0153	0,0240	0,0276	0,0159	0,0145	0,0096

Tabela 17 – Características dos índices analisados

Índice	País	Moeda	Critério de seleção	Núm Empresas	Cálculo	Dividendos
<i>DJIA</i>	EUA	Dólar americano	Subjetivo. Editores do Wall Street Journal	30	Preço da ação sobre núm empresas. Denominador ajustado	Sim
<i>Nasdaq Composite</i>	EUA	Dólar americano	Todas que só estão na NASDAQ	+3000	Ponderação pelo Valor de Mercado	Não
<i>Merval</i>	Argentina	Peso Argentino	Volume, liquidez, índice de negociabilidade	Variável – precisa cobrir 80% da participação (capitalização x negociação)	Ponderação pelo Valor de Mercado	Não
<i>IBOVESPA</i>	Brasil	Real	Volume, liquidez, índice de negociabilidade	Variável - precisa cobrir 80% da Negociabilidade total	Ponderação pelo Índice de Negociabilidade	Sim
<i>IPC</i>	México	Peso Mexicano	Negociabilidade	Varia entre 35 e 50	Ponderação pelo valor total de Capitalização	Não
<i>IPSA</i>	Chile	Peso Chileno	Negociabilidade ponderada pelos últimos 4 trimestres	40	Ponderação pelo valor total de Capitalização	Sim
<i>IGBC</i>	Colômbia	Peso Colombiano	Negociabilidade ponderada pelos últimos trimestres	Variável	Média ponderada do preço das ações	Não
<i>IBC</i>	Venezuela	Bolívar	Liquidez e Capitalização	15	Índice ponderado de capitalização das 15 maiores ações em liquidez e capitalização	Não
<i>IGBVL</i>	Peru	Novo Sol	Liquidez e Capitalização	16	Soma das capitalizações das ações	Sim
<i>MSCI WI</i>	World Index	Dólar Americano				
<i>MSCI EM</i>	Emerging Markets	Dólar Americano				

Figura 40 – Retornos diários dos índices em dólar

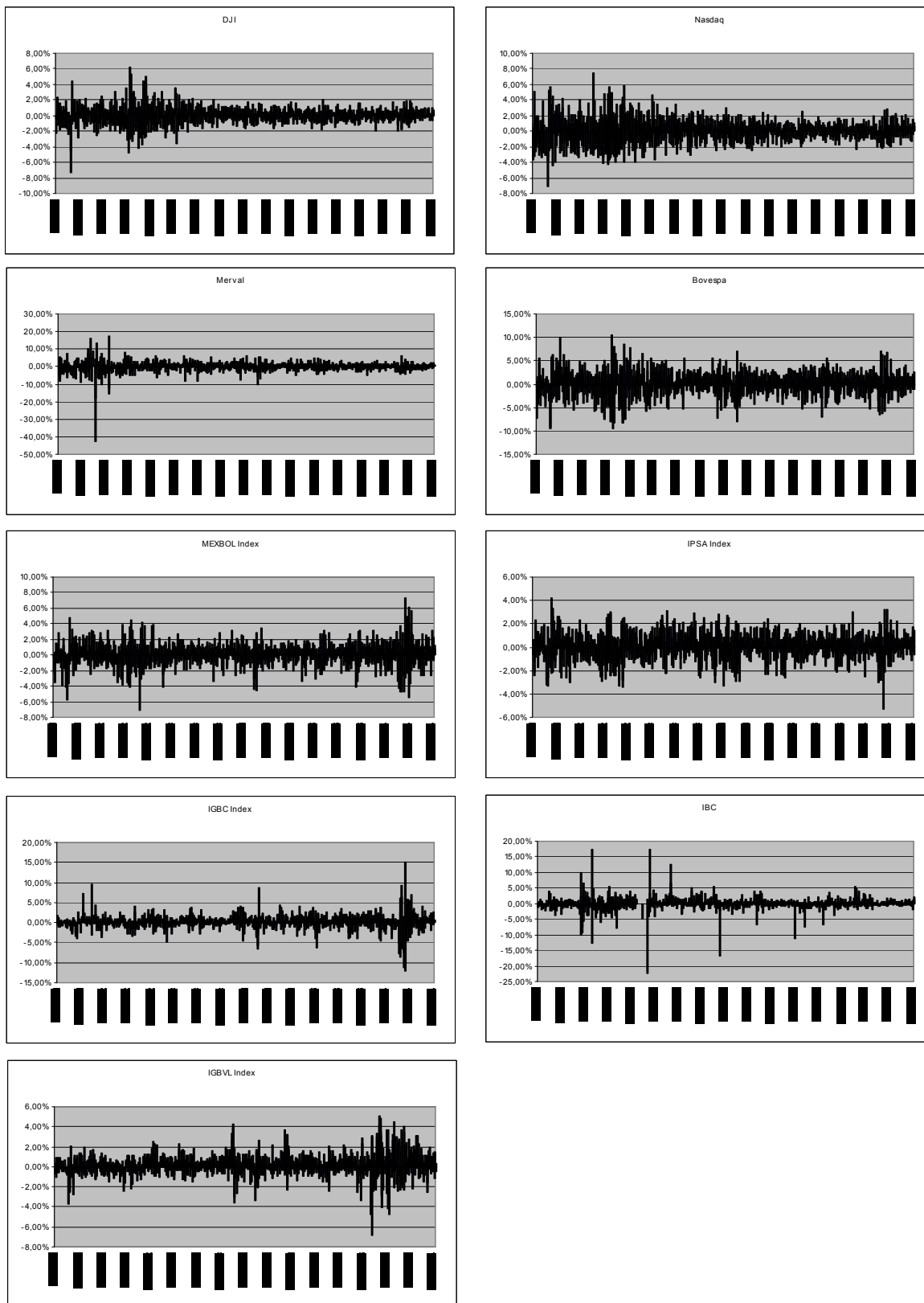


Tabela 18 - Matrizes de Anti-imagem do PCA

		DJI	Nasdaq	Merval	Bovespa	MEXBOL	IPSA	IGBC	IBC	IGBVL	MSCI EM	MSCI WI
Anti-imagem – Covariância	DJI	,107	-,040	,039	-,018	,004	-,030	,038	,030	,015	,001	-,048
	Nasdaq	-,040	,182	-,086	,076	-,037	,036	,076	-,024	,064	-,015	-,043
	Merval	,039	-,086	,606	-,114	-,023	-,109	-,104	-,105	-,134	,007	,040
	Bovespa	-,018	,076	-,114	,287	-,019	-,028	,040	,086	,014	-,037	-,044
	MEXBOL	,004	-,037	-,023	-,019	,225	-,009	-,074	-,026	-,060	-,085	,007
	IPSA	-,030	,036	-,109	-,028	-,009	,347	,048	,004	,010	-,040	-,020
	IGBC	,038	,076	-,104	,040	-,074	,048	,538	-,074	,128	-,066	-,047
	IBC	,030	-,024	-,105	,086	-,026	,004	-,074	,734	-,094	,028	-,043
	IGBVL	,015	,064	-,134	,014	-,060	,010	,128	-,094	,603	-,035	-,037
	MSCI EM	,001	-,015	,007	-,037	-,085	-,040	-,066	,028	-,035	,141	-,017
	MSCI WI	-,048	-,043	,040	-,044	,007	-,020	-,047	-,043	-,037	-,017	,066
Anti-imagem – Correlação	DJI	,889*	-,286	,152	-,101	,028	-,158	,157	,109	,058	,009	-,573
	Nasdaq	-,286	,865*	-,260	,334	-,182	,143	,242	-,066	,192	-,095	-,388
	Merval	,152	-,260	,775*	-,272	-,062	-,238	-,182	-,158	-,222	,024	,197
	Bovespa	-,101	,334	-,272	,900*	-,076	-,088	,101	,187	,033	-,182	-,319
	MEXBOL	,028	-,182	-,062	-,076	,920*	-,033	-,213	-,063	-,164	-,476	,056
	IPSA	-,158	,143	-,238	-,088	-,033	,953*	,111	,008	,023	-,182	-,133
	IGBC	,157	,242	-,182	,101	-,213	,111	,812*	-,118	,225	-,242	-,250
	IBC	,109	-,066	-,158	,187	-,063	,008	-,118	,855*	-,141	,088	-,195
	IGBVL	,058	,192	-,222	,033	-,164	,023	,225	-,141	,884*	-,120	-,186
	MSCI EM	,009	-,095	,024	-,182	-,476	-,182	-,242	,088	-,120	,918*	-,174
	MSCI WI	-,573	-,388	,197	-,319	,056	-,133	-,250	-,195	-,186	-,174	,854*

* Medidas de adequação da amostra (MSA)

A diagonal da Matriz de anti-imagem (MSA) mostra a adequação de cada variável para uso da análise fatorial, bem acima do recomendável de 0,50 para resultados considerados como satisfatórios com a análise fatorial, indicando, assim, que a amostra pode ser considerada adequada (HAIR et al., 2003). Todas as variáveis se encontram afastadas de zero e, sendo assim, foram mantidas na análise. A MSA mede a correlação de uma variável contra outra, controlados os efeitos de todas as outras consideradas no modelo.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)