

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO**

**UM ESTUDO DOS FENÔMENOS DE
INTERDEPENDÊNCIA E INTEGRAÇÃO
ENTRE OS PRINCIPAIS MERCADOS
ACIONÁRIOS EMERGENTES DA AMÉRICA
LATINA E SUDESTE ASIÁTICO**

ALUNO: TABAJARA PIMENTA JUNIOR

ORIENTADOR: PROF. DR. RUBENS FAMÁ

SÃO PAULO

2000

**Reitor da Universidade de São Paulo:
Prof. Dr. Jacques Marcovith**

**Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Prof. Dr. Eliseu Martins**

**Chefe do Departamento de Administração:
Prof. Dr. Cláudio Felisoni de Ângelo**

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO**

**UM ESTUDO DOS FENÔMENOS DE
INTERDEPENDÊNCIA E INTEGRAÇÃO
ENTRE OS PRINCIPAIS MERCADOS
ACIONÁRIOS EMERGENTES DA AMÉRICA
LATINA E SUDESTE ASIÁTICO**

Tese apresentada ao Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Doutor em Administração.

ALUNO: TABAJARA PIMENTA JUNIOR

ORIENTADOR: PROF. DR. RUBENS FAMÁ

SÃO PAULO

2000

AGRADECIMENTOS

Gostaria de registrar meus agradecimentos às pessoas que me ajudaram na realização desta tese:

Ao meu orientador, Prof. Dr. Rubens Famá, por me apoiar como um amigo e por toda a confiança a mim dedicada;

Aos professores Dr. Alberto Borges Matias e Dr. José Roberto Securato pelas valiosas sugestões e orientações técnicas;

Ao amigo Guilherme Vieira Neves, do Banco Safra, que gentilmente me auxiliou na obtenção de dados sobre mercados de capitais, imprescindíveis para a elaboração da tese;

Ao amigo Vander Rosifini Júnior por sua inestimável ajuda;

À Flávia Angeli Ghisi, “minha Flá”, pelo incentivo e pela ajuda carinhosa na fase final, que exige mais esforço e paciência, da elaboração da tese;

À Cida, Valéria, Márcia, Cristina, Heloísa, Fabiana e Daniela, da Secretaria de Pós – Graduação da FEA, que sempre me ajudaram, com muito boa vontade;

A todos os meus amigos e colegas, que sempre me motivaram a seguir em frente;

À minha família, que me fez chegar até aqui;

A Deus por todas as pessoas em minha vida.

ABSTRACT

In the last two decades of this century, the world finance markets is having important transformations. Liberalization process to the movements of foreign capital occurred and the investments assumed world scale.

This phenomenon can result in advantages but also impacts, current of the unexpected behaviors of the finance markets, transmitted more quickly among the countries. It turns important to know how the markets interrelation and which is the intensity in that the transmission of effects can occur.

More recently the attention turns to the emergent countries, but the literature produced is still distant and not so deep as the consideration of the developed countries studies.

This work objectified to detect the existence of the interdependence phenomenons and integration between the main stock markets of the Latin America and the Southeast Asian. An auto-regression vector model (VAR) was used to verify the existence and the interdependence level among the markets and a version of the ICAPM was used to detect the integration.

The results revealed that even with the growing opening of the markets, after the end of the decade of 80, the interdependence levels and integration are not still consistent, presenting little difference in relation to the period knowing for the existence of larger barriers to the financial flows. The presence of the interdependence effect was detected in this work among the Latin America markets and the integration was detected between the Asian markets of Singapore and South Korea.

RESUMO

Ao longo das duas últimas décadas deste século, os mercados financeiros mundiais vêm passando por transformações importantes. Avanços, muito velozes historicamente, na capacidade de comunicação internacional, ampliou os níveis de relacionamento entre os mercados. Os fluxos de capitais acontecem mais intensamente e de forma mais globalizada. Muitas das regulamentações existentes foram repensadas. Processos de liberalização às movimentações de capitais estrangeiros ocorreram, e os investimentos assumiram escala mundial.

Um fenômeno como este pode trazer muitas vantagens, mas os impactos decorrentes dos comportamentos inesperados dos mercados financeiros, passaram, evidentemente, a se propagar mais rapidamente entre os países. Uma notícia relevante para o mercado financeiro de um país, pode provocar movimentos bruscos nos mercados financeiros de vários outros países. Tornou-se importante conhecer como os mercados interagem e qual é a intensidade em que a transmissão de efeitos pode ocorrer.

Muitos trabalhos acadêmicos foram desenvolvidos para estudar o relacionamento entre mercados financeiros, principalmente os mercados de capitais de países desenvolvidos e de economia forte. Mais recentemente a atenção tem se voltado para os países emergentes, mas a literatura produzida ainda está distante da abrangência e profundidade alcançada pelos estudos relativos aos países mais desenvolvidos.

Este trabalho objetivou detectar a existência dos fenômenos de interdependência e integração entre os mercados acionários de quatro países latino americanos – Brasil, Argentina, Chile e México, e dos principais mercados emergentes do sudeste asiático – Cingapura, Coréia do Sul, Hong Kong e Taiwan. Dados diários dos retornos dos índices acionários destes mercados foram utilizados para construir um modelo de auto-regressão vetorial (VAR), que verificou a existência e o nível de interdependência entre os mercados citados. E uma versão de ICAPM foi utilizada como modelo de precificação para a detecção da integração. A verificação da integração tem por base o conceito da “lei do único preço”. Testes estatísticos adequados foram utilizados para validar a situação de hipóteses conjuntas: a validade do modelo de precificação e a existência de integração.

Os resultados revelaram que mesmo com a crescente abertura dos mercados, após o final da década de 80, os níveis de interdependência e integração ainda não são consistentes, apresentando pouca diferença em relação ao período marcado pela existência de maiores barreiras aos fluxos financeiros. Foi detectada a presença do efeito de interdependência entre os mercados latino americanos, e de integração entre os mercados asiáticos de Cingapura e Coréia do Sul.

Índice

1. INTRODUÇÃO	01
1.1. Definição do Problema	08
1.2. Objetivos	10
1.3. Importância do Estudo	11
1.4. Aspectos Conceituais do Problema da Pesquisa	12
1.5. Delimitações do Estudo	14
1.6. Organização do Trabalho	16
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	17
2.1. Interdependência e Integração de Mercados Acionários	17
2.2. Estudos sobre Interdependência de Mercados Acionários	21
2.3. Estudos sobre Integração de Mercados Acionários	38
2.3.1. Precificação com CAPM Estático	39
2.3.2. Precificação com CAPM Dinâmico	43
2.3.3. Precificação com CAPM Baseado em Consumo	46
2.3.4. Precificação com APT Internacional	47
2.3.5. Análise de Limites de Volatilidade	50
2.3.6. Análise de Covariâncias	53
2.4. Síntese da Revisão Bibliográfica	55
3. METODOLOGIA	66
3.1. Mensuração das Interações Entre Mercados Acionários	66
3.2. Método da Pesquisa	69
3.3. Obtenção e Tratamento dos Dados	70
3.4. Modelagem Econométrica	70
3.4.1. O Modelo Econométrico para o Estudo da Interdependência	70
3.4.1.1. O Problema da Estacionaridade	73
3.4.1.2. A Propriedade de Co-Integração	76
3.4.1.3. A Causalidade Granger e o Critério de Defasagem	79
3.4.1.4. O Modelo de Correção de Erros	82
3.4.1.5. A Análise do Modelo VAR	84
3.4.1.6. O Modelo VAR Especificado	87
3.4.2. O Modelo Econométrico para o Estudo da Integração	90
3.4.2.1. O CAPM	92
3.4.2.2. O CAPM Dinâmico	99
3.4.2.3. O CAPM Internacional	100
3.4.2.4. O Modelo CAPM Especificado	103
4. AVALIAÇÃO DA INTERDEPENDÊNCIA DOS MERCADOS	108
4.1. Teste de Estacionaridade dos Dados	108
4.2. Teste de Causalidade Granger	113
4.3. Análise das Decomposições da Variância	115
4.4. Análise das Funções de Resposta a Impulso	121
5. AVALIAÇÃO DA INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS	132
5.1. Análise das Regressões do ICAPM	133
5.2. Análise das Regressões sobre os Dados Combinados	145
5.3. Análise das Regressões do Modelo ARCH-M	150
6. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS	162
7. BIBLIOGRAFIA	172
8. ANEXO	188

1

Introdução

Depois da crise que se iniciou no sudeste asiático no segundo semestre de 1997, o mundo teve uma convincente exibição do poder que têm os mercados financeiros globalizados.

No início de julho de 1997, a Tailândia desestabilizou a taxa cambial de sua moeda com relação ao dólar. Este fato foi considerado o marco inicial do início de uma crise financeira que rapidamente atingiu outros países do sudeste asiático. Em menos de seis meses os mercados emergentes da Ásia tinham perdido cerca de metade de seu valor.

Com o *crash* do mercado acionário de Hong Kong, em outubro de 1997, os mercados do mundo todo foram afetados. As economias da Europa, Estados Unidos e América Latina, sofreram pesadas perdas. Foi curto o espaço de tempo em que se mantiveram as esperanças de que a crise ficasse restrita ao sudeste asiático (CVM, 1998).

A principal bolsa brasileira, a Bovespa, que vinha experimentando um período de crescimento dos preços dos seus papéis, teve variações negativas contundentes no seu índice – Ibovespa - e uma elevação significativa de sua volatilidade (figura 1.1).

Os impactos sobre os mercados financeiros de vários países repercutiram sobre suas balanças comerciais. Um grupo de economias emergentes em dificuldades, fez com que o risco percebido sobre todas as economias emergentes se elevasse. Houve fuga de capitais, moratória, elevações de juros internos, alterações em políticas cambiais, restrições comerciais, como exemplo de uso de ferramentas econômico-financeiras por parte dos governos dos países em crise. Os fluxos financeiros mundiais passaram a

exigir, ainda que temporariamente, retornos consideráveis para a exposição a uma nova situação de risco global. Fato este que foi marcado pela fuga de capitais dos países emergentes, sobretudo os asiáticos.

Desde os anos 80, os fluxos financeiros vêm se intensificando no âmbito internacional. Os avanços tecnológicos na área de transferência de dados e comunicação em geral, possibilitaram uma crescente integração e interação de diferentes mercados. Processos de desregulamentação aconteceram em vários países, catalisados por reduções ou eliminações de barreiras comerciais, alfandegárias, de transferências de capital e tecnologias.

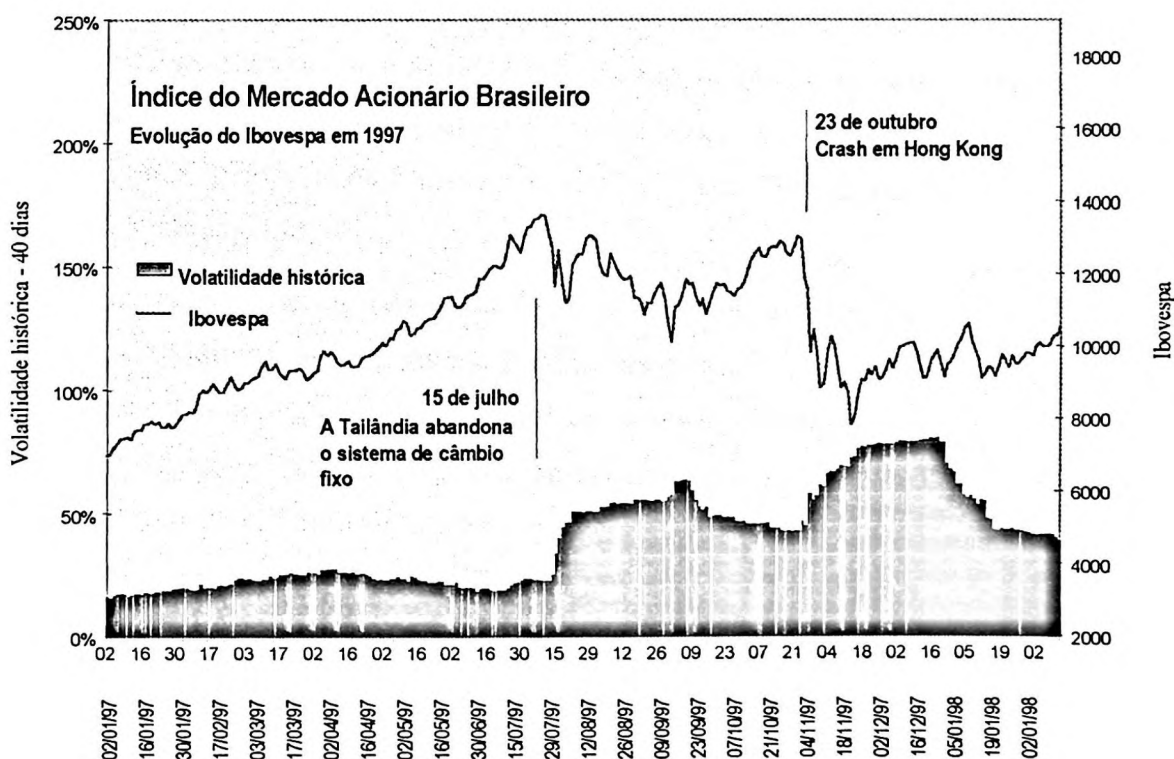


Figura 1.1 - Evolução do Ibovespa em 1997 (Fonte: CVM, 1998)

Três fenômenos caracterizaram o sistema financeiro internacional nestas duas últimas décadas (Gonçalves, in Baumann, 1996): a globalização financeira, que se originou a partir de operações dos países desenvolvidos; a liberalização cambial, que

ocorreu na maior parte dos países em desenvolvimento; e a crescente vulnerabilidade externa, que embora atinja todos os países, naturalmente é mais contundente para as economias em desenvolvimento. A liberalização cambial refere-se à política de câmbio livre, onde o governo exerce um controle indireto, através da compra e venda de moeda estrangeira (dólar principalmente) junto ao mercado. O termo “vulnerabilidade externa” trata da situação de globalização, em que os fluxos financeiros são mais dinâmicos em todo o mundo, causando efeitos em economias em escala global.

Este período foi, ainda, marcado por uma generalizada difusão do conceito de livre mercado e pela expansão econômica de muitos países emergentes. Os fluxos financeiros se intensificaram como uma consequência natural da globalização das atividades econômicas. Houve uma crescente demanda por dólares e um acirramento da competitividade internacional dos agentes financeiros, principalmente os bancos.

Este último aspecto promoveu uma evolução na qualidade dos serviços prestados pelo agentes financeiros. Um mercado integrado em escala mundial exige, cada vez mais, competência profissional destes agentes, velocidade de informações, inovações nos instrumentos financeiros, confiabilidade, e uma regulamentação melhor planejada e abrangente.

Apenas no período de cerca de dez anos, entre meados da década de oitenta e noventa, os volumes negociados em financiamentos bancários internacionais e relativo às emissões de bônus, medium term notes e commercial papers cresceram em mais de dez vezes (figuras 1.2 e 1.3). Os negócios com contratos internacionais de futuros, opções e swaps, cresceram significativamente nos principais mercados (fig. 1.4 e 1.5).

Os processos de fusões, aquisições e *joint ventures*, vêm se intensificando para atender à necessidade crescente das empresas de alcançarem benefícios de escala e obtenção de recursos, condições imprescindíveis para os novos padrões de competitividade – concorrência global. Apenas em 1997 aconteceram três fusões gigantescas entre instituições do mercado financeiro: Swiss Bank uniu-se ao Union Bank of Switzerland, o Citibank fundiu-se ao Travelers Group, e o Deutsche Bank

adquiriu o Bank Trust. Foram negócios que criaram organizações com valor de ativos entre US\$600 bilhões e US\$900 bilhões (algo como o PIB brasileiro!).

US\$ Trilhões

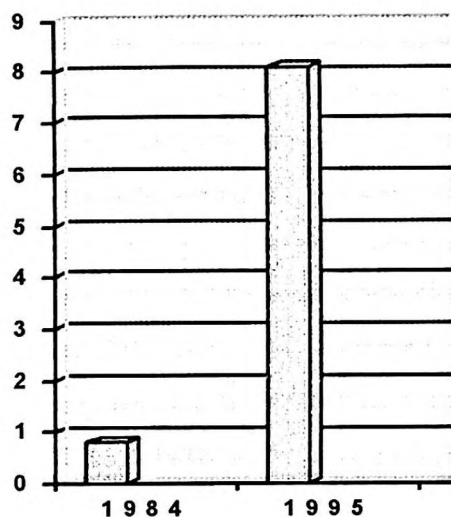


Figura 1.2 – Financiamentos Bancários Internacionais. Fonte: FMI

US\$ Trilhões

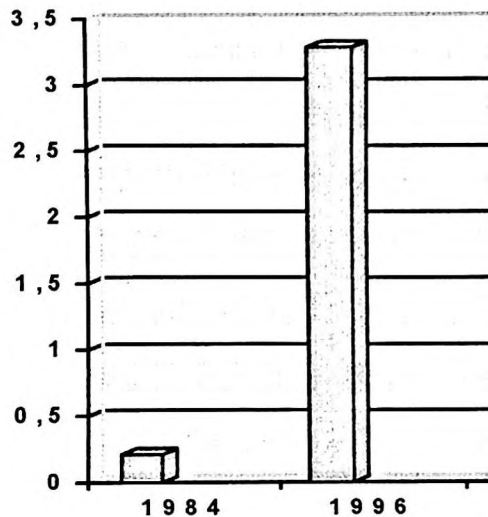


Figura 1.3 – Emissão de Títulos de Dívida Internacionais. Fonte: BIS

US\$ Trilhões

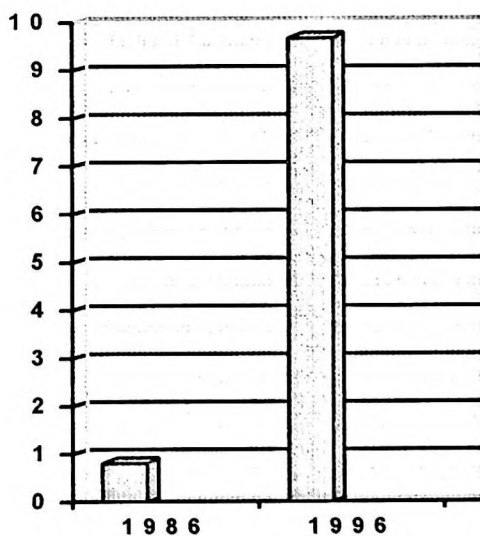


Figura 1.4 – Negócios Internacionais com Futuros e Opções sobre Juros, Câmbio e Índices Acionários. Fonte: BIS

US\$ Trilhões

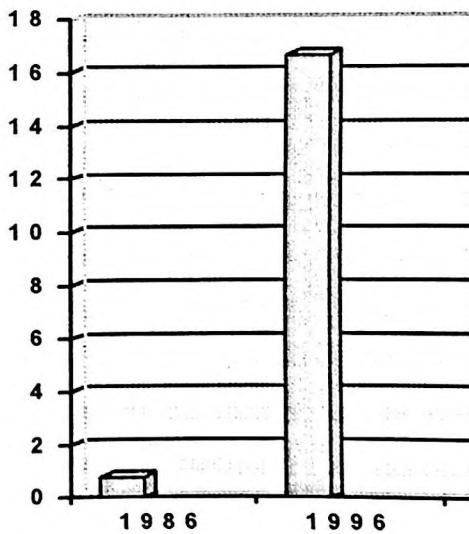


Figura 1.5 – Negócios Internacionais com Contratos de Swap. Fonte: BIS

As principais bolsas de valores do mundo começam a dar seus passos em direção a uma interligação operacional. As bolsas de Londres, Frankfurt, Milão, Madrid, Helsink, Paris e Amsterdã estão desenvolvendo um projeto de uma bolsa européia integrada para a negociação de *blue chips*. A Chicago Board of Trade já se encontra vinculada à Eurex, a maior bolsa eletrônica de futuros da Europa, enquanto que a Chicago Mercantile Exchange conectou-se com a Matif, a bolsa de futuros de Paris. A Bolsa de Valores de Nova York vem estudando parcerias com outras bolsas da América Latina e já iniciou negociações com a Bolsa de Paris.

Esta nova situação dos mercados mundiais possibilita a constatação de que os limites nacionais estão sendo extrapolados fazendo com que governos, instituições financeiras, empresas e investidores, precisem cada vez mais trabalhar dentro do contexto das finanças internacionais.

A tendência de redução dos vínculos nacionais vem se expressando também pelo número crescente de processos de fusão, incorporação, *joint-ventures* e alianças estratégicas entre empresas, governos e mercados na década de 90. A adoção do Euro por um expressivo grupo de economias européias, irá reforçar esta tendência ao eliminar várias funções financeiras, especialmente os mercados cambiais, os quais fomentaram a criação dos centros financeiros internacionais em todos os países membros. Além disso, ela irá consolidar o mercado de títulos públicos e estabelecer tanto um mercado cambial como um mercado acionário unificados (Sassen, 1999).

Os investidores de um país tem hoje ao seu alcance produtos financeiros nacionais e internacionais. As organizações podem usufruir de produtos e estratégias financeiras que envolvam os mercados nacional e internacional. Muitas estruturas organizacionais contemplam organogramas planejados por atividades que abrangem diversos países e mercados.

Com as mudanças provocadas pelo fenômeno da integração de mercados financeiros e com os novos aspectos no cenário dos negócios internacionais, a capacidade de compreender o comportamento conjunto dos mercados nacionais tornou-se crucial.

A quantificação do risco associado a ativos e decisões de investimento em mercados internacionais é muito mais complexa. Além da questão do câmbio, há uma outra que escapa do âmbito de um mercado interno nas finanças convencionais: o nível de integração do mercado do país com os mercados mundiais. É mais difícil calcular riscos quando um mercado não é completamente integrado com os mercados mundiais de capital, uma vez que as fracas covariâncias entre os fatores mundiais comuns dificultam a explicação dos retornos esperados dos ativos (Bekaert, 1995).

Desde que Markowitz introduziu o princípio da diversificação do risco, os gestores de carteiras de investimentos, em qualquer país, procuram composições que minimizem o risco diversificável dos ativos. Esta teoria apoia-se no conceito de que os mercados são eficientes e mostra que o retorno esperado de uma carteira é uma soma ponderada dos retornos dos ativos que a compõem, e que o risco da carteira é menor que a soma dos riscos individuais, efeito que varia conforme as correlações entre os ativos.

Seguindo-se as idéias da diversificação, as carteiras internacionais são oportunidades melhores do que aquelas limitadas aos ativos nacionais (Solnik, 1974 e Brennan, 1997). A relação entre risco e retorno em uma composição que envolva ativos de mercados mais arriscados e com retornos elevados, como os dos países emergentes, é mais atraente. Por isso, as carteiras internacionais tiveram um forte crescimento nos últimos anos, com a globalização dos mercados, e contribuindo para a intensificação deste fenômeno.

A cultura da carteira passiva, que procura remover todo o risco diversificável tornando-a cada vez mais abrangente mediante a inclusão de grande número de ativos, fez com que os investidores fossem buscá-los em novos mercados (Knight, 1998). Além disso, o investidor ativo, que assume posições de risco, encontrou nos mercados internacionais oportunidades muito mais audaciosas.

Feitas estas observações iniciais, é importante destacar que nas finanças internacionais, com os mercados globalizados, os governos, organizações e investidores em geral, se deparam com duas importantes dificuldades para a tomada de decisões na escolha de ativos:

- Compreender o movimento conjunto dos mercados financeiros nacionais;
- Quantificar o risco cambial das carteiras internacionais.

Este trabalho foi desenvolvido para explorar o primeiro dos desafios citados, que trata, mais especificamente, da compreensão do movimento conjunto de mercados acionários nacionais. Existem evidências que indicam a existência de movimento simultâneo dos mercados. Essas evidências foram o foco de vários trabalhos desde meados da década de 70 – Aliber (1973), Roll e Solnik (1977), Stehle (1977), Hilliard (1979), Hansen e Hodrick (1980), Bergers (1981), Ibotson (1982), Errunza e Losq (1985), Jorion e Schwartz (1986), Cho (1986), Obsteld (1986), Roll (1988), Alexander (1988), Wheatley (1988), Hietala (1989), Jeon e Furstenberg (1989). Eun e Shim (1989), MacDonald e Power (1989), Gultekin (1989), Korajczyk e Viallet (1990), Harvey (1991), Dwyer e Wallace (1992), De Santis e Gerard (1994), De Santis e Imrohoglu (1994), De Santis (1994), Kasa (1995), Bekaert e Harvey (1995), Cashin, Kumar e McDermott (1995), Jaganathan e Wang (1996), Engel (1996), Korajczyk (1996), Ammer e Mei (1996) e Soydemir (1997).

É um assunto amplo, que vem sendo estudado nas últimas três décadas, em um processo contínuo de evolução do conhecimento. Os trabalhos citados abordaram diferentes aspectos do inter-relacionamento dos mercados acionários nacionais, com diferentes metodologias e testes de validade de resultados. Vários deles foram pouco conclusivos, mas todos contribuíram de algum modo para o avanço do conhecimento nesta área. Contudo, o número de trabalhos que exploraram as relações entre mercados de países emergentes é ainda muito pequeno.

As implicações da existência ou não de mercados integrados podem ser significativas. As vantagens da diversificação serão dramaticamente reduzidas se uma grande parte dos mercados estiver exposta aos mesmos fatores. Serão menores as idiosincrasias. Também é compreensível que quanto maior a integração dos mercados, menos eficazes serão as estratégias que explorem outros mercados, pois, por exemplo, os custos de capital seriam similares.

Por último, se os participantes do mercado financeiro de um país, incluindo o governo, conhecerem com maior clareza os efeitos da integração dos mercados sobre o mercado nacional, a qualidade das decisões de investimento e financiamento, e a capacidade de se precaver contra eventuais impactos resultantes de movimentos em outros mercados, podem ser melhoradas.

1.1. DEFINIÇÃO DO PROBLEMA

O funcionamento do mercado financeiro mundial, e as notícias que ele gera todo o tempo, mostram que há uma espécie de influência entre os mercados, que se propaga em escala global. Altas e baixas na bolsa de um determinado país, parecem explicar movimentos de outras bolsas pelo mundo, no período imediatamente subsequente.

Por outro lado, índices de mercados de diferentes países conduzem a diferentes expectativas de retorno de seus ativos. Os ativos avaliados dentro de um país geram expectativas de retornos diferentes, basicamente pelas diferenças de riscos associados a eles. Quando se trata de mercados internacionais, a quantificação do risco é muito mais complexa. Além dos problemas relacionados às taxas de câmbio, existe a questão do nível de integração do mercado financeiro do país com o mercado mundial, mais especificamente os mercados de capitais.

Vários são os estudos sobre a integração de mercados e sobre como os movimentos no mercado acionário de um país afetam os demais mercados. Mas a maior parte desses estudos trata de países cujos mercados são os mais fortes do planeta. A literatura mostra – Chowdhury (1994), Wolf (1996) e Soydemir (1997) – que há muito o que se desenvolver nesta área de estudos, envolvendo países emergentes.

Visando a expansão e o aprimoramento do conhecimento sobre comportamento relacionado dos mercados acionários de países emergentes e desenvolvidos, este

trabalho se propõe a investigar – e contribuir para a obtenção de respostas – dois problemas amplos:

- a) Quanto o comportamento do mercado acionário de um país pode ser influenciado pelos movimentos dos mercados acionários de outros países?
- b) Qual é o nível de integração existente entre mercados de um conjunto específico de países?

O fenômeno em que os movimentos dos preços um mercado acionário influenciam o comportamento dos preços de outro mercado, é chamado de “interdependência”. Segundo Soydemir (1997), duas interpretações são dadas para a interdependência. A primeira é que a interdependência é uma ligação informacional entre mercados acionários: notícias reveladas em um país são percebidas como informações relevantes para a precificação de ações em outro. A segunda interpretação é a de que a interdependência reflete um contágio entre mercados: preços de ações em um país são afetados por mudanças nos preços das ações em outro país, sem que estejam relacionadas a variáveis econômicas fundamentais. Mathur e Subrahmanyam (1990) e Eun e Shim (1989) tratam do conceito de interdependência como um mecanismo de transmissão de movimentos de preços de um mercado acionário para outro. Este efeito é detectado como uma relação entre as séries temporais consideradas, fundamentada em testes estatísticos.

Já o conceito de integração de mercados estabelece que ativos com riscos semelhantes, em diferentes mercados, devem ter retornos semelhantes, ou seja, devem ser precificados da mesma maneira. Akdogan (1995; pág. 62) define:

“... capital markets are said to be integrated if the risk associated with similar or identical assets traded on different exchanges carries the same price.”

Portanto, para que se possa afirmar algo sobre a integração de mercados é preciso a utilização de um modelo de precificação de ativos. Com ele é feito um teste do quanto o preço do risco é igual ou diferente entre os mercados analisados. Soydemir (1997) e Akdogan (1995) afirmam que as correlações simplesmente não implicam em maior ou menor integração de mercados. Não há garantias de que mercados sejam

integrados quando os preços de suas ações são correlacionados. Testes relacionados à precificação devem ser desenvolvidos antes que conclusões sejam tiradas sobre o fenômeno da integração. Mercados segmentados podem se comportar de forma similar mediante um choque mundial, apresentando forte correlação, sem serem integrados.

Assim, neste trabalho, uma investigação será feita sobre dois grupos específicos de países: os latino americanos – Brasil, Argentina, Chile e México; e os tigres asiáticos – Coreia do Sul, Taiwan, Hong Kong e Singapura. O fenômeno da interdependência será estudado para responder o primeiro dos problemas considerados, sobre o quanto o comportamento dos preços em um mercado acionário pode ser influenciado pelos movimentos nos preços em um ou mais mercados distintos. O fenômeno da integração será estudado para responder o segundo dos problemas citados, sobre em que nível a precificação das ações nos diferentes mercados é similar.

1.2. OBJETIVOS

Este trabalho tem por objetivo contribuir para a ampliação do conhecimento sobre o comportamento inter-relacionado de mercados acionários nacionais. Mais especificamente, tem o objetivo de realizar um estudo sobre as relações do mercado latino-americano com os de países do sudeste asiático, dois grupos regionais de economias emergentes.

A proposta é a de se estudar dois enfoques do relacionamento entre mercados: a interdependência e a integração, visando detectar a presença destes fenômenos e em que nível ocorrem.

A interdependência é caracterizada por uma espécie de ligação informacional e também pelo contágio entre mercados. A integração de mercados é um fenômeno mais complexo, que estabelece que ativos com perfis de risco semelhantes, em diferentes mercados, devem apresentar retornos semelhantes. Para se estudar o fenômeno da integração é necessária a adoção de um modelo de precificação de ativos.

1.3. IMPORTÂNCIA DO ESTUDO

Vários estudos – Eun e Shim (1989), Mathur e Subrahmanian (1990), Fischer e Palasvirta (1990), Chou e Ng (1994), Chowdhury (1994), Ammer e Mei (1996) são exemplos – comprovam que o mercado acionário dos EUA é o maior e o mais importante dentre todos os mercados do mundo. Além disso, segundo Soydemir (1997), este é o mercado com maior influência sobre o comportamento das bolsas dos países latino-americanos. Entretanto, o levantamento bibliográfico feito para este trabalho revelou que pouco se estudou sobre o nível de integração e o tipo de influência que os mercados asiáticos têm com os mercados de países da América Latina, particularmente com o Brasil. Esta última crise mundial mostrou que conhecer as interferências que o país pode sofrer de outros mercados é importante, em especial, as dos mercados do sudeste asiático.

Um estudo sobre a interdependência e a integração envolvendo mercados emergentes, vem contribuir para a evolução de uma área de conhecimento em finanças internacionais. A literatura existente sobre o assunto sinaliza a necessidade de que mais estudos se aprofundem no assunto e que diferentes mercados sejam estudados.

Expandir o conhecimento sobre as ligações entre mercados, no contexto da globalização, tem implicações diretas sobre as decisões de investidores do mundo todo na composição de carteiras internacionais. O crescimento destas carteiras imprime uma grande força para o desenvolvimento de produtos mais complexos, impactando sobre a sofisticação destes mercados. E a evolução dos mercados financeiros causa efeitos sobre as políticas governamentais e sobre as características dos fenômenos que sobre eles atuarão (choques, períodos de stress, acordos multilaterais entre outros).

Tecnicamente este trabalho vai contribuir por aplicar um estudo multivariado sobre oito mercados. Dessa maneira, as correlações cruzadas entre os mercados são levadas em conta. Muitos estudos desenvolvidos até recentemente, usaram modelos univariados sobre dois países, ignorando o efeito provocado por um terceiro, quarto ou mais países.

Também é relevante o fato de que existem várias evidências na literatura que a versão internacional do CAPM pode ser usada para precificar, simultaneamente, mercados acionários desenvolvidos. Mas a aplicação desta versão para mercados emergentes ainda precisa de investigação para a afirmação de sua validade, algo com o qual este trabalho por certo vai contribuir.

Por último, este estudo vai utilizar dados referentes a um período posterior ao fenômeno da desregulamentação e queda de barreiras aos fluxos de capital estrangeiro, que vem ocorrendo em escala global, mas que teve uma fase intensa no início desta década. A expectativa é de que com a abertura dos mercados os fenômenos da integração e interdependência possam ter se estabelecido ou se intensificado.

1.4. ASPECTOS CONCEITUAIS DO PROBLEMA DE PESQUISA

Há uma espécie de lei para a integração, a lei do preço único (Akdogan, 1995) (Ammer e Mei, 1996) (Korajczyk, 1996). Segundo estes autores, a integração entre mercados de capitais fica caracterizada quando ativos financeiros similares, negociados em diferentes locais, tem o mesmo prêmio diferencial pelo risco. De outro modo, os mercados são ditos integrados quando os riscos associados a seus ativos similares, são precificados da mesma forma.

É importante notar que os ativos similares, em dois ou mais mercados integrados, não precisam necessariamente ter o mesmo preço nominal. Podem existir diferenças em função de aspectos operacionais ou do benchmarking adotado para a taxa livre de risco da economia. O relevante é que o diferencial de preço associado ao risco seja o mesmo, ou seja, a precificação de riscos similares deve ser a mesma.

A completa integração entre mercados conduz à extinção das oportunidades de arbitragem. Em uma situação teoricamente ideal, é isto o que acontece quando os mercados são perfeitamente integrados. Desse modo, a existência de diferenciais de prêmio por risco, corretamente detectadas, indica a possibilidade de realização de operações de arbitragem, o que implicaria em mercados não-integrados. O fato de os

riscos serem precificados diferentemente entre mercados, implica em que estes mercados sejam segmentados, em algum nível.

Muito se discute sobre a integração de mercado. Mais do que as discussões, muitos estudiosos, pesquisadores, corporações, investidores e profissionais do mercado estão preocupados em detectar, compreender e explicar o fenômeno da integração de mercados financeiros e, mais especificamente de mercados de capitais. As questões que surgem no rastro desses esforços tratam da importância da integração: afinal, é melhor que os mercados sejam integrados? Qual é a importância da integração? E se os mercados são segmentados, quais são as implicações da manutenção deste estado?

Existem vários argumentos para justificar as vantagens dos mercados integrados, mas três deles, segundo Akdogan (1995), merecem maior consideração: o da eficiência econômica; o da diversificação do risco; e o do orçamento de capital.

Quando os mercados de capitais eliminam ou reduzem drasticamente quaisquer tipos de barreiras, é natural esperar que o fluxo de recursos se intensifique ao longo do tempo, pela facilidade operacional que passa a existir. Há, evidentemente, níveis de competitividade entre os mercados, que disputam volumes de recursos que migram de locais onde há maior abundância para outros onde há escassez. Mas a ausência de barreiras catalisa este processo.

Em se tratando de mercados financeiros, os fluxos de recursos em busca de maiores rendimentos são muito mais ágeis, variáveis e intensos do que o que ocorre nos mercados de produtos propriamente ditos. Em um mundo de mercados integrados, os recursos fluiriam naturalmente, livres de barreiras, para áreas de melhor alocação, promovendo uma maior eficiência de sua aplicação.

Outro aspecto é que, sobretudo nos países mais desenvolvidos, existe toda uma tecnologia capaz de monitorar e transmitir informações que possibilitam o pronto atendimento às mudanças da relação entre demanda e oferta para os recursos disponíveis, eliminando os excessos e as carências. O mercado financeiro é, graças à tecnologia de informação disponível, ágil como nenhum outro.

O argumento que trata da diversificação do risco explora a idéia de que os investidores que buscam os efeitos benéficos da diversificação no mercado internacional, são favorecidos por uma gama de alternativas muito maior e mais atraente do que teriam unicamente no mercado de seu próprio país. As vantagens de se utilizar o mercado internacional para diversificar carteiras são reconhecidas. Os mercados internacionais integrados possibilitariam a diversificação de parte do risco sistemático, além dos riscos idiossincráticos normalmente diversificados nos mercados locais.

Por outro lado, com mercados integrados as possibilidades de ganhos com arbitragem deixam de existir. Há que se considerar que a possibilidade destes ganhos extraordinários é uma das características mais atraentes dos mercados internacionais.

No tocante à estrutura de capital, há uma interessante constatação a ser feita. Segundo Akdogan (1995), normalmente o custo marginal de capital de uma empresa que tem à sua disposição apenas fontes domésticas de recursos, é maior do que a de uma outra que alcance alternativas internacionais de financiamento. E, ambos os custos marginais citados seriam superiores ao obtido em um ambiente com mercados mundiais integrados. Nesta situação, a liberdade da oferta e procura, e a real precificação, ampliam o aspecto concorrencial do uso dos recursos financeiros, reduzindo o seu custo.

1.5. DELIMITAÇÕES DO ESTUDO

Os mercados de capitais internacionais são muito importantes para a economia mundial. É através deles que os riscos e os recursos são distribuídos entre os países (Kasa, 1995). Estudar o quanto estes mercados cumprem este papel, sempre despertou grande interesse dos pesquisadores em economia e finanças. Porém, os fenômenos da interdependência e integração de mercados internacionais esbarram em dois problemas que não existem no estudo de um único mercado (âmbito doméstico):

- a) Os ativos presentes em diferentes mercados tendem a ser nominados em diferentes moedas, e a volatilidade cambial passa a ser uma variável a mais a ser considerada, ampliando o nível de incerteza. Neste caso, ou a modelagem econométrica é capaz de trabalhar com o risco cambial, ou admite-se que a taxa de retorno o inclua;

b) Existe uma pluridade de culturas, diferenças de padrões de consumo, de regimes políticos, de custos, leis, transportes etc, que fazem com que os investidores de cada país tenham comportamentos distintos. Os comportamentos dos investidores de um mesmo país podem, naturalmente, variar. Mas as diferenças são muito mais significativas quando consideramos elementos de países diferentes. Isto significa que investidores internacionais podem ter percepções de risco diferentes para o mesmo ativo, o que dificulta a aplicação pura e simples dos já tradicionais modelos de precificação ajustados ao risco. Nos mercados internacionais os estudos tendem a ser mais complexos.

As relações entre mercados internacionais podem ser estudadas por várias abordagens. Focar o mercado de capitais é apenas uma delas, e o mercado acionário é um ramo particular desta abordagem. Existem vários estudos que exploraram outras áreas do mercado financeiro. As relações entre mercados internacionais foi estudada pelo comportamento das taxas de juros, pelo comportamento do preço de títulos governamentais, pelo comportamento de variáveis econômicas como consumo e renda, pela observação dos preços de ações de empresas específicas, pelos resultados de fundos de investimento, entre outros modos.

Além do objeto de estudo em si, a bibliografia existente revela que existem estudos que, mais do que detectar a existência de ligação entre mercados, pretendem identificar quais são as variáveis ou fatores que expliquem os comportamentos conjuntos. Em geral são estudos com modelagem mais complexa e de resultados pouco conclusivos, conforme avaliam os trabalhos de Cho, Eun e Senbet (1986), Chowdhury (1994) e Kasa (1995).

Este trabalho pretende abordar a questão da existência de interdependência e integração entre os maiores mercados da América Latina e Sudeste Asiático, tão somente explorando o comportamento de índices acionários nacionais, segundo uma metodologia cientificamente consistente. O impacto de outras variáveis econômico-financeiras não será tratado especificamente.

1.6. ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO

Este trabalho está organizado da seguinte maneira:

O Capítulo 1 traz uma introdução ao problema da pesquisa, sua definição, os objetivos, argumentos sobre a importância do estudo, e a forma como está organizado o texto.

O Capítulo 2 apresenta o “estado da arte” sobre o assunto pesquisado. Mais especificamente um levantamento dos trabalhos que já foram desenvolvidos por outros pesquisadores abordando o relacionamento entre mercados financeiros internacionais. Nele o leitor terá a oportunidade de conhecer quais são os principais pesquisadores deste assunto e de assuntos correlatos, e de tomar contato com suas principais idéias, resultados e considerações.

O Capítulo 3 expõe a método utilizado no desenvolvimento do trabalho. Apresenta as justificativas das técnicas matemáticas utilizadas, dos modelos adotados para tratamento das séries temporais e para a precificação de ativos, das técnicas e testes estatísticos, e da forma de realização da pesquisa. São expostas as fontes dos dados e detalhes dos critérios de seleção, do horizonte considerado e das limitações da pesquisa.

Nos Capítulos 4 e 5 são apresentados os resultados obtidos e suas interpretações. As interpretações são feitas considerando-se os fundamentos teóricos envolvidos.

O Capítulo 6 contém um resumo da pesquisa, com as conclusões e considerações mais relevantes para expressar a contribuição do trabalho na ampliação do conhecimento sobre o tema explorado. Neste capítulo também são sugeridas algumas linhas de pesquisa que poderiam dar continuidade ao trabalho.

O Capítulo 7 lista a bibliografia utilizada.

O Anexo 1 caracteriza os mercados emergentes e sua inserção no contexto mundial. Também apresenta cada um dos mercados considerados neste estudo.

2

Revisão Bibliográfica

2.1. INTERDEPENDÊNCIA E INTEGRAÇÃO DE MERCADOS ACIONÁRIOS

Interdependência e integração de mercados acionários são conceitos diferentes, embora tratem de efeitos de inter-relacionamento. O fenômeno em que os movimentos dos preços um mercado acionário influenciam o comportamento dos preços de outro mercado, é chamado de “interdependência”. Segundo Soydemir (1997), duas interpretações são dadas para a interdependência. A primeira é que a interdependência é uma ligação informacional entre mercados acionários: notícias reveladas em um país são percebidas como informações relevantes para a precificação de ações em outro. A segunda interpretação é a de que a interdependência reflete um contágio entre mercados: preços de ações em um país são afetados por mudanças nos preços das ações em outro país, sem que estejam relacionadas a variáveis econômicas fundamentais.

Jeon e Furstenberg (1989) tratam do contágio entre mercados como um efeito capaz de gerar uma força de fato atuando sobre os preços do mercado, impondo-lhes um comportamento num dado período, sem causa externa aparente.

Neste sentido, o chamado “efeito boiada” (uma massa de investidores subitamente operando no mesmo sentido) também pode ser um exemplo do efeito de contágio. Uma queda (ou alta), provocada por um excesso de oferta (ou demanda), no preço das ações de uma indústria num determinado país, pode conduzir o mercado de um outro país a se comportar da mesma maneira, mesmo sem um motivo sustentável.

Segundo King, Sentana e Wadhawani (1990), os preços, em um mercado cujo modelo é o do equilíbrio de expectativas racionais, contém e revelam todas as

informações relevantes para os agentes do mercado. A eficiência na forma forte é refletida em preços formados por informações fundamentais. Contudo, se o mercado considera outras informações e fatores além dos fundamentais, então erros e alterações idiossincráticas vão surgir, e ser transmitidos a outros mercados, aumentando a volatilidade dos preços de seus ativos.

Soydemir (1997) pondera que o contágio entre mercados é, então, um efeito auto-reforçador, na medida em que investidores locais reagem de forma condicionada em função de informações externas, mesmo não conhecendo completamente o fato que as originou.

Mathur e Subrahmanyam (1990) e Eun e Shim (1989) tratam do conceito de interdependência como um mecanismo de transmissão de movimentos de preços de um mercado acionário para outro. Segundo estes pesquisadores, esse efeito é detectado como uma relação entre as séries temporais consideradas, fundamentada em testes estatísticos.

A interdependência é caracterizada, portanto, por reações à informações passadas de um mercado a outro. Uma notícia sobre uma alteração em algum fator econômico ou financeiro de um país, pode fazer com que investidores em um outro país alterem suas posições (Soydemir, 1997).

Já o conceito de integração de mercados estabelece que ativos com riscos semelhantes, em diferentes mercados, devem ter retornos semelhantes, ou seja, devem ser precificados da mesma maneira. Akdogan (1995; pág. 62) define:

“... capital markets are said to be integrated if the risk associated with similar or identical assets traded on different exchanges carries the same price.”

Portanto, para que se possa afirmar algo sobre a integração de mercados é preciso a utilização de um modelo de precificação de ativos. Com ele é feito um teste do quanto o preço do risco é igual ou diferente entre os mercados analisados. Soydemir (1997) e Akdogan (1995) afirmam que as correlações simplesmente não implicam em maior ou menor integração de mercados. Não há garantias de que mercados sejam

integrados quando os preços de suas ações são correlacionados. Testes relacionados à precificação devem ser desenvolvidos antes que conclusões sejam tiradas sobre o fenômeno da integração. Mercados segmentados podem se comportar de forma similar mediante um choque mundial, apresentando forte correlação, sem serem integrados.

A integração de mercados é um fenômeno mais complexo e difícil de ser estudado que a interdependência, uma vez que não pode ser detectado como uma mera relação entre séries temporais de índices ou preços de ativos. Seu estudo exige a adoção de um modelo de precificação. O modelo vai permitir que se verifique o quão próxima está a precificação do risco entre diferentes mercados; qual é o nível de semelhança nos preços dos ativos. Uma importante consideração que se faz a este respeito é que os estudos sobre integração de mercado são testes de duas hipóteses conjuntas: a da integração e a da validade do modelo de precificação utilizado.

Existem vários estudos sobre a integração de mercados. A maioria deles trata de mercados desenvolvidos. Os estudos que exploram os mercados emergentes, são mais recentes. Esta é uma área do conhecimento que ainda está em desenvolvimento. E o crescimento do fluxo de investimentos em direção a esses países nas últimas décadas, sugere haver uma necessidade cada vez maior de se conhecer o comportamento desses mercados.

A partir de meados da década de 70, os efeitos de interdependência e a presença de segmentação nos mercados, foram objetos de estudo de vários trabalhos. Aliber (1973) e Roll e Solnik (1977), testaram a integração de mercados com base na paridade de taxas de juros dos países, e não com o uso de um modelo de precificação. Estes pesquisadores apoiaram-se no pressuposto de que existem mercados de capital perfeitos, e que portanto é possível estabelecer uma relação futura de paridade de taxas de juros. O raciocínio desenvolvido nestes trabalhos é que se o conceito de mercados perfeitos implica em mercados integrados, então deve haver uma relação entre testar a paridade de taxas de juros e testar a existência de integração. Se o teste revelar a ausência de diferenciais na paridade de taxas de juros ao longo do tempo, implicará na aceitação de que os mercados são integrados.

Segundo Akdogan (1995), existe um ponto fraco muito relevante nestes trabalhos: a falta de generalidade. Não se pode concluir que haja integração entre os mercados de capitais, com base na existência de integração entre as taxas de juros. As taxas de juros podem apenas revelar um nível de integração entre os mercados monetários.

Solnik (1974) e Adler e Dumas (1975) estudaram a existência de segmentação entre mercados sem a preocupação de detectar as fontes de segmentação. Estes estudos falharam em aceitar a hipótese de integração dos mercados.

Solnik (1974) foi o primeiro a testar uma versão internacional do CAPM. Ele primeiro especificou um modelo de um único fator e então investigou se um fator local poderia, isoladamente, explicar o comportamento dos preços dos ativos. Os resultados não foram conclusivos, uma vez que a rejeição do modelo poderia justificar uma, ou ambas, interpretações: as carteiras no mercado mundial não seriam eficientes sob média e variância, ou os mercados seriam segmentados.

Agmoum (1972) usou análises de regressão para estudar as relações existentes entre os mercados dos EUA, Reino Unido, Alemanha e Japão. Concluiu que havia indícios de integração entre estes mercados. Hilliard (1979) utilizou-se de análises espectrais para estudar o comportamento dos índices de mercados dos dez principais países de quatro continentes. Os resultados indicaram que os preços intra-continentais moviam-se juntos, e que os inter-continentais eram independentes.

Neste capítulo são apresentados os mais importantes trabalhos sobre interdependência e integração de mercados realizados, principalmente, nas duas últimas décadas. Este é o período em que os avanços no campo da informática e na aplicação de ferramentas matemáticas permitiram efetivamente a realização de pesquisas nessa área.

Os estudos estão agrupados segundo o enfoque: interdependência ou integração. A revisão deles pretende apresentar, além das informações que caracterizam cada um, uma noção da abrangência e da evolução que os pesquisadores alcançaram ao explorar este tema.

2.2. ESTUDOS SOBRE A INTERDEPENDÊNCIA DE MERCADOS ACIONÁRIOS

A literatura apresenta vários estudos sobre a interdependência de mercados acionários. Além da escolha dos mercados (países), uma das principais formas de diferenciação entre estes trabalhos é a metodologia e o enfoque da verificação da interdependência. Parte destes trabalhos se utilizaram de modelos de Auto-Regressão Vetorial – VAR (Vector Auto-Regression), outros usaram correlações e métodos espectrais; o restante deles se utilizou de testes de presença de co-integração para detectar relações lineares de longo prazo entre os mercados.

Em 1982, Ibotson, Carr e Robinson publicaram um trabalho onde examinavam a interdependência dos mercados acionários dos EUA e mais desessete países. Os países foram agrupados em asiáticos, europeus e outros (Austrália e Canadá), além dos EUA. A análise explorou índices de retornos de ações, de bônus, índices de inflação e taxas cambiais, do período entre 1960 e 1980.

Através da análise de correlações, os pesquisadores procuraram mostrar que alguns países formavam blocos cujos mercados tinham comportamentos semelhantes. Encontraram fortes co-movimentos entre os mercados da Alemanha, Suíça e Holanda. Os mercados do Reino Unido, França, Bélgica e Holanda, formavam um bloco menos distinto. Países culturalmente integrados apresentaram fracas correlações entre seus mercados, como Alemanha e Áustria, e Noruega e Suécia. Já os mercados dos países asiáticos, Japão, Singapura e Hong Kong, apresentaram fortes correlações cruzadas (cross-correlations).

Este estudo foi além e procurou mostrar, através do comportamento das taxas de câmbio e da inflação, a validade da “lei do único preço” e seus corolários. Para Ibbotson, onde existem barreiras ao fluxo de capitais, a lei do único preço não funciona. E uma forma de se verificar a existência de integração ou segmentação entre mercados, é avaliar o quão válida é a lei para eles.

Um primeiro corolário é a paridade do poder de compra (PPP), que é uma aplicação da lei para uma cesta de bens. A PPP resumidamente afirma que, sob

condições ideais, a taxa de câmbio entre dois mercados deve responder instantaneamente a uma variação nos níveis de preços dos produtos. Alguns teoremas decorrentes são: (a) as alterações esperadas na taxa de câmbio são iguais às diferenças esperadas nas taxas de inflação de dois países; (b) as diferenças entre as taxas de juros esperadas entre dois países devem refletir as diferenças nas taxas de inflação esperadas; (c) como consequência, as alterações esperadas na taxa de câmbio são iguais ao diferencial de taxas de juros entre dois países.

Mais especificamente, Ibbotson testou a paridade internacional do retorno esperado de ações (índices acionários dos países). Segundo a proposição desta paridade, os retornos acionários esperados, beta-ajustados, deve ser o mesmo entre os países. Para este teste, os pesquisadores utilizaram um CAPM estático básico, adotando uma carteira de mercado e notas do tesouro americano, como referências. Todos os retornos foram corrigidos pelo dólar americano.

Depois de encontrados os retornos esperados pelo CAPM, o processo de análise de correlações foi repetido. Os resultados mostraram que o mercado americano tinha um beta próximo de um (1,08) em relação a carteira de mercado internacional, no período analisado. Outros países tiveram variações entre - 0,27 (Noruega) e 2,81 (Hong Kong). E também que são fortes as correlações entre os retornos das ações e bônus de um mesmo país, devido à consideração de uma mesma taxa de desconto. Nenhuma conclusão sobre a integração dos mercados, com base na aplicação do CAPM, pode ser obtida.

Roll, em 1988, desenvolveu um estudo sobre o comportamento conjunto de mercados acionários em período de crise, no caso o *crash* de outubro de 1987. O trabalho foi feito com dados referentes aos mercados acionários de 23 países, incluindo europeus, asiáticos, EUA, Austrália, México e África do Sul. Roll também se utilizou de análise de correlações para mostrar que, durante a crise, as correlações se elevaram consideravelmente - de 0,222 em média, para 0,415.

Como Ibbotson, Roll testou a aplicação de um CAPM para os mercados acionários, mas encontrou respostas de baixa significância estatística. As regressões

revelaram uma relação com um índice mundial (carteira de mercado) com um R^2 de 0,243 em média.

Jeon e Furstenberg (1990) e Eun e Shim (1989) publicaram no mesmo ano seus estudos sobre interdependência de mercados acionários. Ambos os estudos adotaram modelos VAR (Auto-Regressão Vetorial) para analisar os níveis de interdependência.

Um modelo VAR é um modelo de série temporal usado para prever valores de duas ou mais variáveis. Os modelos VAR são multivariados e se mostram como uma forma efetiva de capturar interações dinâmicas entre variáveis econômicas. Uma das principais vantagens de um modelo VAR é reduzir consideravelmente as restrições teóricas inapropriadas de modelos estruturais (Sims, 1980).

Jeon e von Furstenberg (1990) analisaram os movimentos diários dos índices de preços de ações, entre 1986 e 1988, dos mercados dos EUA, Japão, Grã-Bretanha e Alemanha. Analisaram particularmente as correlações dos movimentos de preços nestes mercados, assumindo que as mudanças nos preços eram devidas a eventos inesperados pelo mercado.

Neste estudo os autores demonstraram que os mercados podem sofrer interferências de uma grande variedade de efeitos externos, com diferentes capacidades. Um evento global cujo efeito atua sobre uma indústria específica, pode derrubar os preços das ações das empresas que a compõe, prejudicando o índice de mercado. Os eventos globais podem afetar economias inteiras – uma alteração na política monetária de um país desenvolvido pode afetar a relação de paridade de preço das moedas de outros países. Este impacto poderia gerar alterações nas taxas de juros dos países e afetar, por consequência, o mercado acionário. Estes pesquisadores ainda mostraram que os mercados podem sofrer efeitos de contágio de outros mercados.

A análise de correlações feita no trabalho explorou os índices acionários de quatro países desenvolvidos: EUA, Grã-Bretanha, Alemanha e Japão – os quatro maiores mercados do mundo. Mais do que analisar os movimentos de preços das ações, Jeon e Furstenberg procuraram identificar os eventos econômico-financeiros que poderiam estar contribuindo para o movimento internacional dos preços das ações. O

estudo dos movimentos dos preços das ações foi denominado de análise técnica, e a identificação dos eventos que justificavam o movimento dos preços, de análise fundamental.

Na análise técnica os autores utilizaram um modelo VAR para detectar como os diferentes mercados se comportavam conjuntamente; o quão próximo eles se moviam. O resultado foi a descoberta de que as correlações entre os mercados acionários mundiais aumentaram significativamente depois do *crash* de outubro de 1987. Como foi visto, Roll (1988) havia detectado o mesmo fenômeno durante os meses da crise – todos os mercados analisados caíram.

Os resultados da análise fundamental não foram tão concretos. As variáveis utilizadas como fundamentos foram os diferenciais de juros, as taxas de câmbio e os preços de petróleo e ouro. Os autores analisaram as respostas provocadas por notícias, transmitidas internacionalmente, de uma indústria específica, relacionadas às variáveis fundamentais. Descobriram que variáveis como taxas de câmbio, e os preços de óleo e ouro têm poucos efeitos significativos sobre alterações nos preços diários das ações. Eles atribuíram este resultado à possibilidade de que as mudanças nos preços diários das ações são provocadas por efeitos abrangentes de mercado, e não de uma ou algumas indústrias específicas.

De acordo com o estudo, os movimentos entre os quatro principais mercados acionários tendem a ser relacionados primariamente aos índices acionários nacionais agregados, e não ao nível dos componentes industriais do preço médio das ações. Assim, eles sugerem que uma maior ação reguladora entre as economias poderia minorar as alterações provocadas por algum colapso de mercado.

Jeon e Furstenberg concluíram, entre outras considerações, que as fracas correlações das ações de empresas industriais sugeriam que a demanda agregada era a principal fonte de estabilidade econômica. E que se as informações imperfeitas criavam comportamentos relacionados de mercados nacionais e internacionais, que amplificavam as perturbações. Então, pequenas perturbações, que inicialmente provocariam alterações insignificantes, poderiam gradativamente transformar-se em

efeitos globais. Se estes grandes efeitos eram originados de outros, pequenos e quase imperceptíveis, a amplificação através do contágio deveria ser consistente com a propagação dos fundamentos econômicos.

Jeon e von Furstenberg não incluíram em seu estudo uma discussão a respeito do fato de que um aumento na correlação poderia aumentar a taxa esperada de retorno e derrubar os preços das ações. E que também seria importante o tempo de duração do aumento das correlações. A percepção de que a duração se daria por um curto período de tempo poderia explicar a queda no mercado tanto quanto o aumento nas correlações. Já a percepção de que a duração seria longa, poderia explicar uma porcentagem da queda do mercado, mais do que uma porcentagem do aumento nas correlações. Não foi oferecida nenhuma explicação no trabalho sobre por que as correlações aumentaram anteriormente ao *crash* de 1987. O CAPM internacional sugere que as correlações deveriam flutuar inversamente ao nível dos preços das ações.

No trabalho também não foram calculados os intervalos de confiança em torno da resposta média e das decomposições das variâncias, e não foram realizados testes de co-integração para determinar se o modelo representaria uma especificação correta para ser usado nas estimações. Sem os intervalos de confiança, não se poderia inferir se os parâmetros estimados seriam diferentes de zero ou não, porque os testes *t-statistics* não são significativos para estas estimações.

No outro trabalho, Eun e Shim (1989) estudaram o mecanismo de transmissão internacional dos movimentos de nove mercados, com um modelo VAR. Os países escolhidos foram os de mercados mais fortes no mundo, em termos de capitalização: Austrália, Canadá, França, Alemanha, Hong Kong, Japão, Suíça, Reino Unido e EUA. Os pesquisadores encontraram uma forte interdependência entre estes mercados. E ainda, que o mercado acionário americano exerce forte influência sobre os mercados do Reino Unido e Japão.

A pesquisa de Eun e Shim foi feita com dados dos retornos diários dos índices dos mercados, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1985, procurando responder especificamente às seguintes questões: (a) Quanto do movimento de um

mercado poderia ser explicado por alterações em outros mercados?; (b) O mercado americano realmente influenciaria outros mercados?; (c) Existe algum mercado que seria prioritariamente afetado por algum dos demais mercados? (d) Quão rapidamente os movimentos de preços de um mercado seriam transmitidos para outro?

Eles justificaram o uso de um modelo VAR, ao invés de uma modelagem estrutural, porque esta última é facilmente mal especificada, induzindo a erros e reduzindo a confiabilidade dos resultados. O modelo VAR, por sua vez, é uma aproximação flexível da forma reduzida de um modelo corretamente especificado, mas desconhecido, da estrutura econômica.

Neste estudo o modelo VAR foi transformado em forma de médias móveis e as “inovações” (notícias ou alterações no mercado que provocam algum impacto nos preços dos ativos) foram ortogonalizadas pela Decomposição de Choleski. Para testar a interdependência dos mercados, eles estimaram as decomposições das variâncias e as respostas simuladas do sistema VAR estimado, para alocar todos os principais canais de interações entre os mercados acionários nacionais e traçaram as respostas dinâmicas de um mercado a alterações em outro.

Eun e Shim encontraram interações multilaterais substanciais entre os mercados acionários. Os resultados indicaram que alterações no mercado americano são rapidamente transmitidas aos outros mercados, de forma bastante clara. E por outro lado, que nenhum mercado individualmente pode significativamente explicar os movimentos do mercado americano.

Neste trabalho, depois de feita a Decomposição de Choleski, os pesquisadores não testaram diferentes ordens de variáveis, para verificar a robustez do modelo à este tipo de mudança. Também é importante comentar que em uma estimação envolvendo um sistema VAR, o teste *t-statistics* perde seu significado, e a inferência estatística baseada neste teste torna-se equivocada. Era necessário o uso do método Monte Carlo para se obter um intervalo para as decomposições das variâncias (VDC) e as funções de resposta a impulso (IRF). A consequência é que não se pode garantir que os resultados obtidos por Eun e Shim tenham significância estatística.

Em 1989, MacDonald e Power publicaram um estudo sobre as relações entre o mercado acionário do Reino Unido e outros países europeus que adotaram a eliminação de controles de câmbio com o Reino Unido. Eles usaram o método de Johansen (1989) para a co-integração, e encontraram resultados que mostraram a existência de vínculos econômicos substanciais na Europa. O método de Johansen é, segundo os autores, estatisticamente mais poderoso que os demais métodos conhecidos para análise de co-integração.

Os pesquisadores avaliaram o impacto do fim do controle de câmbio no Reino Unido sobre o grau de integração do seu mercado com outros mercados. Realizaram testes para determinar se cada série era integrada de ordem um (estacionária) em seus níveis e diferenças primárias. Também testaram se uma combinação linear de séries integradas era estacionária. A descoberta de estacionaridade poderia implicar na existência de co-integração. E, segundo os autores do trabalho, uma descoberta de co-integração indicaria uma violação da eficiência do mercado acionário.

Os resultados mostraram que não houve qualquer aumento significativo na correlação dos retornos de curto prazo do mercado acionário do Reino Unido com outros mercados, depois de 1979. Entretanto, parece ter havido um aumento do grau com que estes mercados se moveram juntos, considerando-se intervalos de tempos maiores.

Eles apontaram, mais adiante, que os resultados mostravam a ineficiência de vários mercados acionários. Em um trabalho publicado em 1993, MacDonald e Power usaram um processo similar de co-integração para examinar um banco de dados formado por ações de quarenta companhias cotadas na bolsa do Reino Unido, e encontraram co-integração. Eles interpretaram esta descoberta como uma violação da eficiência de mercado.

Mac Donald e Power relataram que seus resultados sugeriam a previsibilidade dos preços das ações a partir de dados passados, e que isso implicava em ineficiência do mercado. Mas Engel (1996) mostrou que as propriedades de co-integração dos índices de mercados acionários são independentes da eficiência ou ineficiência dos mercados

financeiros. Segundo Richards (1996), as aparentes descobertas de co-integração em estudos que testam sua existência entre índices de mercados acionários nacionais, frequentemente são causadas pelo uso de valores assintóticos, em preferência a uma pequena amostra de valores críticos. Seu estudo indicou que os índices de mercados acionários nacionais incluem um componente mundial comum e dois componentes específicos do país.

Na evolução dos estudos de interdependência de mercados acionários, Marthur e Subrahmanyam publicaram, em 1990, um trabalho sobre a interdependência dos mercados de quatro países nórdicos: Noruega, Suécia, Finlândia e Dinamarca. Estes países têm uma forte interação econômica, o que aguçou a curiosidade dos pesquisadores em descobrir se esta característica conduziria à existência de uma interdependência entre os mercados de capitais.

Além da interdependência econômica, são países que têm um elevado padrão de vida, sistemas políticos similares, impostos elevados, baixo desemprego, possuem programas de cooperação mútua em várias áreas, e vinham sofrendo um forte desenvolvimento industrial e energético, por ocasião da pesquisa. Os autores também destacaram que os mercados acionários destes países eram pequenos e fortemente influenciados pelo mercado americano. Por isso, estudaram também a interdependência destes mercados com o mercado acionário dos EUA.

Os dados utilizados foram valores mensais dos índices acionários nacionais, no período de 1974 a 1985, que foram ajustados com as alterações no capital nominal das companhias, e ponderados pelo valor de mercado das ações. Foram consideradas as diferenças logarítmicas nos preços das ações, para que obtivesse um melhor modelo de processo de passo randômico.

A técnica VAR foi utilizada no trabalho para modelar o sistema, evitando pressupostos sobre a exogeneidade das variáveis. Mais uma vez, um modelo VAR foi adotado porque é independente de restrições primárias nas relações estruturais entre as variáveis, e é capaz de representar reduzidamente a estrutura relacional existente.

A definição de causalidade de Granger (1980) foi utilizada no modelo VAR, em conjunção com o erro de predição final (FPE) de Akaike, para possibilitar que cada variável pudesse depender de um subconjunto (ou todas) das outras variáveis e, permitir diferentes defasagens para cada variável, em cada equação. Thornton e Batten (1985) demonstraram que o critério FPE de Akaike é melhor que outros critérios existentes para a seleção do comprimento da defasagem (até que ponto no passado a variável explicativa é considerada).

Marthur e Subrahmanyam concluíram, após a aplicação do modelo multivariado sobre os cinco mercados – o mercado americano foi incluído para fins de controle – que o mercado dos EUA têm mesmo uma influência significativa sobre os quatro mercados nórdicos, mas apenas um deles, o da Dinamarca, exerce alguma influência sobre o mercado americano.

Entre os mercados nórdicos, o sueco apresentou sinais de influência sobre os mercados da Noruega e Finlândia, mas não sobre o da Dinamarca. Cada um dos mercados da Noruega, Finlândia e Dinamarca não exercem influência sobre os três demais. Os resultados mostraram que estes quatro mercados não são interdependentes.

Ainda em 1990, Fischer e Palasvirta publicaram um estudo em que o objetivo principal era testar séries temporais de índices de mercados acionários, para tentar comprovar a hipótese de que os mercados do mundo estariam se tornando mais interdependentes.

Eles aplicaram técnicas de análise espectral sobre índices de mercados acionários de 23 países, no período de 1986 a 1988. Para a análise, utilizaram duas funções estatísticas espectrais: a função de coerência espectral e a função de fase. A primeira mede a relação entre covariâncias de processos estocásticos estacionários, sob uma determinada frequência. A função de fase revela a existência de uma defasagem entre duas séries estacionárias.

Segundo os pesquisadores, os resultados da análise das séries temporais dos países sugeriram a existência de um único mecanismo de precificação operando entre os mercados. Mostraram, ainda, que houve um crescimento da interdependência entre os

mercados, no período analisado. Mas que provavelmente, o crescimento se devesse ao *crash* de 1987 e à tendência natural de integração dos mercados mundiais. Por último, detectaram que o mercado americano parecia influenciar todos os demais mercados, como nenhum outro.

Pouco tempo depois, Chan, Gup e Pan publicaram, em 1992, um estudo sobre as relações existentes entre os mercados de Hong Kong, Coréia do Sul, Singapura, Taiwan, Japão e EUA. Foram usados os testes de existência de “raiz unitária” e co-integração para verificar os níveis de interdependência existentes entre estes mercados. Foi o primeiro trabalho a adotar estas técnicas para o estudo de mercados acionários internacionais.

Os resultados deste trabalho apenas mostraram que existe uma eficiência na forma fraca entre os mercados asiáticos e o mercado americano, no longo prazo. Esta forma de eficiência também foi detectada com a análise individual dos mercados. Uma consequência deste resultado é a constatação de que há uma efetiva oportunidade de diversificação entre os mercados internacionais.

A despeito do trabalho de Chan, Gup e Pan envolver países emergentes do sudeste asiático, Chowdhury, em um estudo publicado em 1994, começou por apontar que as pesquisas existentes até então, apenas analisaram a interdependência de mercados acionários desenvolvidos e maduros, e se propôs a analisar os inter-relacionamentos existentes entre quatro mercados recém desenvolvidos da Ásia – Hong Kong, Coréia, Singapura e Taiwan – além de Japão e EUA.

Chowdhury utilizou um modelo VAR de seis variáveis para examinar a transmissão de choques entre os mercados destes países, com funções de resposta a impulsos (IRF – Impulse Response Functions), e obteve evidências da existência de interdependências. Ele calculou intervalos de confiança para as respostas, com dois desvios-padrão em torno da média. Também o fez para as decomposições de variâncias (VDC – Variância DeComposition).

Usando dados semanais, Chowdhury mostrou que os coeficientes de correlação não forneceram informações sobre os relacionamentos causais entre as variáveis, e que

o modelo mais apropriado para o estudo deveria ser um modelo de simulação dinâmica como o VAR. O pesquisador se utilizou, então, de um modelo VAR para investigar a força e a persistência dos efeitos de um choque em um mercado sobre os demais. Ele obteve as VDCs e IRFs, e usou a Decomposição de Choleski da matriz de covariância residual para ortogonalizar as alterações, assim que as correlações provocadas pelas alterações se tornaram nulas.

Os resultados do estudo indicaram que existe uma forte ligação dos mercados de Hong Kong e Cingapura, e destes com os mercados do Japão e EUA. Entretanto, os mercados que tinham severas restrições, como Coreia e Taiwan, não responderam significativamente aos impactos em mercados estrangeiros. Descobriu-se ainda que o mercado americano afetava os mercados asiáticos estudados, mas nenhum deles, individualmente, afetava o mercado americano.

Também neste ano, Rogers (1994) publicou um trabalho sobre as relações entre a existência de barreiras à entrada de capital estrangeiro e a transmissão internacional dos preços dos mercados acionários. No estudo foram analisados os movimentos dos preços das ações de quatro mercados desenvolvidos – Japão, Alemanha, Grã-Bretanha e EUA – e dois grupos de mercados emergentes – um latino americano: México, Chile e Argentina, e o outro asiático: Taiwan, Tailândia e Coreia. O estudo ainda focou os efeitos de curto e longo prazos provocados pelo *crash* de outubro de 1987.

Segundo o pesquisador, a volatilidade dos retornos e os preços anormais de um mercado para outro, nos mercados desenvolvidos, aumentaram imediatamente depois do *crash*. Mas, considerando-se os mercados emergentes, a transmissão de preços anormais foram detectados apenas dos EUA para a Tailândia e o Chile, embora a volatilidade dos retornos tenha aumentado em todos eles. Justamente o Chile e a Tailândia eram os países que apresentavam as menores restrições à entrada de capitais estrangeiros. Nos mercados da Coreia e Taiwan, que apresentavam fortes barreiras naquela ocasião, não houve sinais de preços anormais, mesmo a partir do Japão.

A justificativa proposta para os resultados foi a seguinte: volatilidade dos retornos dos mercados individualmente aumentou depois do *crash* criando

oportunidades mais valiosas de arbitragem, uma vez que os custos de transação ficaram momentânea e relativamente baixos; os preços anormais ocorreram como uma consequência; porém, as barreiras ao capital estrangeiro, existentes em alguns países, bloquearam a relativa queda dos custos de transação e, impediram a ocorrência de preços anormais.

O autor destaca que os fundos fechados de ações dos países emergentes, negociados nos mercados dos países desenvolvidos, exibiram uma gradual sobrevalorização em relação ao valor dos ativos líquidos que o compunham (ações de mercados emergentes), exatamente para os países que não apresentaram preços anormais. E que este padrão de movimento dos preços dos fundos é reflexo das diferenças entre os níveis de impedimentos ao fluxo de capitais estrangeiro existentes em cada país.

Segundo Rogers, estes resultados apresentavam uma implicação macroeconômica importante. Se era aceitável argumentar que os países emergentes poderiam se beneficiar bastante do aumento da diversificação internacional de seu mercado financeiro, e o estudo revelou que os países emergentes em questão tinham seus mercados pobremente integrados aos dos países desenvolvidos, foi razoável constatar que aqueles países emergentes tinham, naquele momento, uma grande oportunidade de abertura de seus mercados.

Rogers, assim como Chowdhury (1994), utilizou em seu estudo um modelo VAR para as relações entre as variáveis e , VDCs e IRFs para obter, respectivamente, a fração do erro da variância projetada para cada retorno afetado por impactos locais e internacionais, e a resposta previsível de cada retorno afetado por um choque de um erro padrão sobre o sistema de retornos.

Ainda neste ano, os pesquisadores Chou e Ng (1994) estudaram a interdependência entre os seis principais mercados acionários. Eles usaram uma análise de correlação canônica para testar a existência de co-integração. Os resultados obtidos mostraram que há vínculos fortes entre os mercados considerados no estudo.

Chou e Ng estudaram as correlações no curto e longo prazos, entre os retornos

das ações dos seis mercados, usando uma análise de correlação canônica que decompôs os preços das ações em componentes permanentes e transitórios. Este processo envolveu a descoberta de uma combinação linear de séries de preços de ações com a mais alta correlação serial de primeira ordem, entre todas as combinações lineares que não são correlacionadas com a primeira combinação. O processo é repetido até que seja obtido um conjunto completo de combinações não-correlacionadas, chamadas de variáveis canônicas.

As variáveis canônicas com correlações seriais de primeira ordem não diferem do que pode ser interpretado como tendências estocásticas comuns, que contribuem com os componentes permanentes dos preços das ações. As variáveis canônicas com correlações seriais de primeira ordem significativamente menores do que um, contribuem com os componentes temporários.

Em um outro trabalho, Chou, Ng e Pi (1994) examinaram a interdependência dos mercados de ações internacionais, usando o método de co-integração multivariada de Johansen (1989), e descobriram que um conjunto de índices de preços de ações de seis economias desenvolvidas, eram integrados. Os resultados deste estudo indicaram que existem relacionamentos de equilíbrio em horizontes maiores, entre os preços dos mercados acionários destes países. E ainda relataram que estas descobertas eram consistentes com a idéia de uma interdependência maior dos mercados acionários.

Chou e Ng encontraram evidências da interdependência de mercados de ações internacionais, a partir das propriedades de co-integração dos preços do mercado de ações internacionais. Usando o método das correlações canônicas, eles descobriram que o conjunto de índices dos seis mercados acionários eram co-integrados. Análises de sub-grupos e sub-amostras também indicaram que as relações de co-integração tornavam-se mais fortes com o passar do tempo. E concluíram que os resultados eram consistentes com uma integração maior de mercados acionários, no meio de uma crescente liberalização e globalização dos mercados.

A descoberta de co-integração, porém, não implica, necessariamente, que os mercados sejam integrados. Os mercados podem mover-se na mesma direção, em

resposta a um choque global, permanecendo, entretanto, segmentados. Além disso, de acordo com alguns estudos, a descoberta de co-integração implica em ineficiência de mercado, porque significa que existe previsibilidade nas relações.

Neste sentido, Dwyer e Wallace (1992) e Engel (1996) apresentaram em seus estudos, argumentos contra as afirmações de muitos economistas, que estabeleceram que os preços dos ativos determinados em mercados eficientes não podem ser co-integrados. Eles mostraram que não há nenhuma equivalência geral entre a existência de oportunidades de arbitragem e a existência ou falta de co-integração.

Em um outro trabalho, Cashin, Kumar e McDermott (1995) investigaram empiricamente o grau de interdependência internacional dos mercados acionários de países emergentes e industriais. Primeiro, eles testaram até que ponto os preços dos mercados tendiam a se mover de forma semelhante, no longo prazo. Depois testaram a força de efeitos entre os países.

O estudo dos co-movimentos dos preços das ações foi feito primeiro com testes de “raiz unitária”, e depois adotando análises de co-integração multivariada sugeridas por Johansen (1989). As análises foram empreendidas para o período completo e vários sub-períodos, e para todos os países, como também para países incluídos em vários agrupamentos regionais. O trabalho também apresentou os resultados de um exercício para avaliar a força de efeitos de contágio de curta duração, de choques nacionais específicos sobre mercados acionários emergentes.

Os testes “raiz unitária” indicaram que todos os índices de mercado acionários nacionais seguiam um comportamento randômico e, conseqüentemente uma metodologia de co-integração foi exigida para se analisar os co-movimentos destes índices. De acordo com Cashin, Kurnar e McDermott, os resultados dos testes de co-integração sugeriram que a interdependência internacional de mercados acionários emergentes aumentou desde o início dos anos 90. Os mercados de países industrializados já eram em grande parte interdependentes no começo do período da amostra. Eles também descobriram que os efeitos de contágio de um choque em um país específico, se dissipa em questão de semanas. Porém, se os mercados acionários

nacionais são expostos a um choque global, que causa um desequilíbrio nos seus inter-relacionamentos de longo prazo, estes efeitos levarão meses para se dissipar.

Os testes multivariados de co-integração indicam se um conjunto de mercados acionários apresenta co-movimentos de longo prazo, mas eles não distinguem se estes co-movimentos são devidos à integração ou a uma resposta de mercados segmentados a um choque global. Além disso, não revelam nada sobre causalidade.

Os choques de um desvio padrão que foram introduzidos neste estudo para cada mercado, são estimações pontuais e isoladas, que não têm significado, uma vez que não são indicados os intervalos de confiança. Assim não há como justificar estatisticamente as respostas obtidas.

No ano seguinte, Frankel e Schmukler (1996) investigaram dados de três fundos nacionais do México, para detectar evidências que confirmassem as hipóteses de “expectativas divergentes” (investidores locais e estrangeiros têm expectativas divergentes em períodos que precedem crises). Eles estimaram relacionamentos de curto e longo prazos entre os preços dos três fundos e seus respectivos valores líquidos dos ativos. Primeiro determinaram a estacionaridade das séries e os relacionamentos de longo prazo dos vetores de co-integração. A seguir, aplicaram o método sugerido por Engle e Granger, e também os testes de cointegração multivariada de Johansen (1989). E então, estudaram os ajustes necessários para o equilíbrio de longo prazo, com modelos de correção de erros.

Frankel e Schmukler mostraram evidências de que investidores locais e estrangeiros tinham expectativas divergentes durante a crise do México em dezembro de 1994. Os investidores mexicanos reagiram antes dos investidores internacionais às notícias sobre a economia do país. Isto significa que investidores locais e estrangeiros receberam conjuntos diferentes de informações, ou que os investidores locais estavam mais alertas e sensíveis aos sinais de perigo potencial.

Estes pesquisadores utilizaram o método de Engle e Granger para testar as relações lineares de longo prazo. Existem evidências na literatura de que os resultados obtidos com o uso deste método são muito sensíveis à variável dependente escolhida.

Frankel e Schmukler confirmaram, mais tarde, suas conclusões, com um modelo de auto-regressão vetorial (VAR). Porém, nas estimações VAR, testes do tipo *t-statistics* não são válidos. São necessários testes com o método Monte Carlo, nestes casos. O que não foi feito neste estudo.

A crítica principal dirigida a estudos que procuram vínculos lineares de longo prazo entre índices de mercados acionários nacionais, é que estes mercados devem ser segmentados, e devem estar sujeitos a um choque global que faça com que estes mercados se movam na mesma direção, o que faz parecer que eles exibem relações lineares de longo prazo. Além disso, falta de co-integração significa que não existem vínculos lineares de longo prazo entre quaisquer conjuntos de índices de mercado acionário. Existem, provavelmente, relações não-lineares.

Também foram publicados muitos estudos onde se testou a eficiência dos mercados acionários de economias desenvolvidas. Estes estudos encontraram algum grau de eficiência na forma fraca. Dados os avanços tecnológicos recentes nas comunicações e os resultados destes estudos sobre eficiência, é difícil se adotar os resultados positivos de co-integração entre mercados desenvolvidos, como um indicador de ineficiência dos mercados acionários.

Outra desvantagem de testes de co-integração é que eles não mostram as direções de causalidade. Como no caso do coeficiente de correlação, pode-se determinar se qualquer conjunto de mercados move-se para cima ou para baixo, mas não se pode determinar que mercado influencia o outro. O modelo de auto-regressão vetorial (VAR) é particularmente adequado para testes multivariados de causalidade.

Ammer e Mei (1996) desenvolveram um estudo usando dados dos mercados dos EUA e Reino Unido, do período entre 1957 e 1989, para detectar a presença de interdependência entre eles após o abandono do acordo monetário de Bretton Woods e a suspensão dos controles cambiais pela Inglaterra. Os autores desenvolveram um modelo para medir tanto o nível da interdependência financeira quanto o da econômica, pela análise da co-variação entre os componentes dos retornos dos mercados acionários nacionais. Segundo os pesquisadores, o exame do co-movimento dos retornos agregados

futuros ao longo de um horizonte maior de tempo, ao invés de um período unitário, poderia detectar co-movimentos pequenos, mas persistentes, dentre os retornos esperados e, medir, com maior acuracidade, o grau de interdependência financeira.

Eles mediram o grau de interdependência financeira entre as economias dos dois países, pelo cálculo das correlações entre as alterações futuras nos retornos esperados das ações. Consideraram que se os retornos de ativos de diferentes países fossem gerados por um modelo internacional fatorial linear multivariado, as médias condicionais desses retornos excedentes deveriam mover-se conjuntamente, como combinações lineares de um conjunto de prêmios de risco comuns. No caso extremo de um modelo de um único fator, com fatores de carga fixos (betas), quaisquer variações ao longo do tempo nos retornos médios, teriam que estar perfeitamente correlacionadas entre os ativos. Assim, se os mercados financeiros nacionais fossem fortemente relacionados, deveriam ser encontradas altas correlações entre as alterações futuras dos retornos esperados nos diferentes países.

Ammer e Mei adotaram a relação de valor presente aproximado, proposta por Campell (1991), para decompor as alterações nos retornos das ações no mercado local (doméstico), segundo impactos futuros provocados nos dividendos, taxas de juros e prêmios de risco acionário. A idéia era de que informações sobre maiores dividendos no futuro causavam um impacto positivo no retorno das ações. O contrário aconteceria com as outras duas variáveis. Informações sobre maiores taxas de juros e riscos acionários, provocariam perdas nos retornos. A aplicação do modelo também foi feita considerando-se impactos internacionais, e então foram analisadas as diferenças detectadas.

Os pesquisadores também se utilizaram de um modelo VAR para a modelagem das relações de interdependência dos mercados, e as decomposições das variâncias (VDCs) para encontrar as frações de erro das variâncias projetadas para cada retorno afetado por impactos locais e internacionais.

Os resultados obtidos mostraram que as variações nos prêmios de risco acionário eram a principal fonte de variância nos retornos das ações do mercado dos EUA e Reino

Unido. Mostraram também que existe um razoável nível de interdependência financeira e econômica entre as economias destes dois países, e que esta interdependência de fato aumentou depois do rompimento do acordo de Bretton Woods. Por último, os resultados indicaram que informações sobre variações futuras nos dividendos eram mais correlacionadas do que informações atuais sobre a mesma variável. Isto, segundo os autores, sugere existirem intervalos na transmissão internacional de impactos econômicos reais. As correlações das informações atuais mascaram a real magnitude da interdependência entre mercados internacionais.

2.3. ESTUDOS SOBRE A INTEGRAÇÃO DE MERCADOS ACIONÁRIOS

Desde meados da década de 70 muitos pesquisadores desenvolveram trabalhos para investigar o fenômeno da integração internacional de mercados acionários. A maior parte destes trabalhos apresenta uma aplicação de modelos de precificação de ativos para detectar a existência de integração. Outros adotam modelos não baseados em precificação.

Os modelos de precificação utilizados são o CAPM e suas variações, e o APT e suas variações. Assim, existem trabalhos que adotaram o CAPM Estático – Stehle (1977), Errunza e Losq (1985), Jorion e Schwartz (1986), Alexander et al (1988) – outros adotaram uma evolução deste modelo, o CAPM Dinâmico (time-varying) – Harvey (1991), De Santis e Gerard (1994), Jaganathan e Wang (1996) e Soydemir (1997) – e alguns adotaram o Consumption CAPM – Obstfeld (1986) e Wheatley (1988). Outros pesquisadores adotaram versões internacionais da APT – Cho et al (1986), Gultekin et al (1989), Korajczyk e Viallet (1990) e Korajczyk (1996). Dentre os trabalhos que não usaram modelos de precificação especificamente, alguns adotaram modelos de análise de limites de volatilidade – De Santis e Imrohoglu (1994) e Kasa (1995) – outros adotaram a análise de covariâncias – Bekaert e Harvey (1995) e Ammer e Mei (1996).

2.3.1. Precificação com CAPM Estático

Stehle (1977) usou um modelo de CAPM para investigar se as ações negociadas na bolsa de valores de Nova Iorque eram precificadas com base em fatores domésticos ou internacionais, no período entre os anos de 1956 e 1975. Stehle considerou que se não havia nenhuma barreira aos fluxos de capital internacionais, todos os ativos, em todos os países, deveriam ser precificados segundo um modelo de mercados de capital mundialmente integrados. Os resultados deste estudo foram inconclusivos, nenhuma das hipóteses, de segmentação ou integração, puderam ser sustentadas.

De acordo com Stehle, estudos anteriores – Black, Jensen e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1973), Solnik (1973) – que testaram a hipótese de segmentação, ou a hipótese de integração, contra a hipótese nula da não existência de qualquer relação, obtiveram resultados inconsistentes, porque o residual estatístico não era distribuído independentemente da variável explicativa.

Stehle usou dados mensais de títulos e índices de preços de ações dos mercados da Bélgica, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Países Baixos, Suíça, Reino Unido e EUA, para testar a hipótese de integração contra a hipótese de segmentação. Ele ortogonalizou o beta residual e testou se o fator puramente doméstico na regressão *cross-sectional* era significativamente diferente de zero. Para obter o componente doméstico, ele fez uma regressão com os retornos domésticos em uma carteira mundial. Os resíduos deste processo de regressão caracterizavam o componente doméstico. Se este beta residual não fosse significativamente diferente que zero, haveria indícios a favor da integração dos mercados acionários internacionais.

Stehle não conseguiu rejeitar nenhuma das hipóteses – de integração e de segmentação. Enquanto os coeficientes angulares mostraram-se previsíveis pelo modelo internacional, as constantes nas suas estimações eram muito maiores do que o previsto pelo modelo, e as estatísticas *t* mostraram-se todas insignificantes, com exceção das relacionadas às constantes.

Os resultados inconclusivos podiam significar que a distinção entre segmentação e integração de mercados não é tão clara no mundo real, ou que as especificações do modelo adotado eram incorretas. Os resultados estatísticos pobres que foram obtidos neste estudo pareciam indicar a segunda possibilidade. O modelo de Stehle não foi bem especificado. Além disso, ter assumido que estimações não variavam no tempo foi uma outra desvantagem. Na prática é possível constatar com observações casuais, que betas e correlações variam ao longo do tempo. A adoção de um CAPM Dinâmico, no lugar do CAPM Estático, poderia ter melhorado consideravelmente os resultados deste trabalho.

Quase uma década depois, Errunza e Losq (1985) propuseram uma teoria de "segmentação moderada" de CAPM e desenvolveram uma análise empírica da integração de mercados de capital internacionais. Eles usaram uma metodologia semelhante a de Stehle (1977) para testar uma versão de CAPM de segmentação moderada (mercados situados entre integrados e segmentados). Eles encontraram evidências da existência de um certo nível de segmentação entre os mercados acionários internacionais.

Errunza e Losq usaram uma estrutura de CAPM de dois fatores, na qual um fator é a carteira de mercado, e o outro é uma variável que é não-correlacionada com a carteira de mercado. Eles trabalharam sobre dados mensais de dez países, dos quais um desenvolvido e nove emergentes. A amostra abrangeu o período entre 1977 e 1980. Errunza e Losq introduziram imperfeições no mercado e examinaram o efeito destas imperfeições na precificação de ativos. Algumas destas imperfeições foram: investidores incapazes de negociar certos papéis devido a restrições do governo; limitações introduzidas pelo governo de um país, contra a ação de investidores de um outro país em que não havia restrições a manutenção de títulos do governo do primeiro país.

Os pesquisadores fizeram regressões *cross-sectional* para os títulos com restrições e os sem restrições. Os coeficientes destas regressões indicavam se a hipótese de segmentação moderada poderia ou não ser rejeitada. No estudo, o risco não-condicionado era expresso pelo beta de mercado e o risco condicional de mercado era expresso pelo coeficiente do fator ortogonal à carteira de mercado. Este fator ortogonal

era a parte do retorno dos títulos sem restrição, em uma situação; e a parte do retorno dos títulos com restrição, no outro caso.

Errunza e Losq simularam testes com dois mercados, onde os títulos do primeiro podiam ser negociados livremente pelos investidores de ambos os países; já os títulos do segundo sofriam restrições às negociações por investidores do primeiro país. A modelagem de precificação adotada no estudo revelou que os ativos do primeiro país poderiam ser precificados como se os mercados não fossem segmentados. Mas os ativos do segundo país, com restrições à negociação internacional, exigiam um prêmio muito grande, que extrapolava as previsões de um modelo de precificação para mercados integrados. Os autores sugeriram que a abertura do mercado restrito, ou a internacionalização dos seus ativos, reduziria o prêmio pelo risco, conduzindo os preços a um nível de equilíbrio mais baixo.

Os resultados mostraram que os títulos não se posicionavam perfeitamente sobre a linha do mercado de títulos (do CAPM), mas que os retornos eram próximos do que se poderia esperar de uma situação de mercados integrados. Porém, é preciso destacar que Errunza e Losq não consideraram a possibilidade de que a integração pudesse ser limitada por assimetria de informações entre os mercados e a existência de investimentos irracionais, do ponto de vista dos pressupostos teóricos. As conclusões foram extraídas com base nas restrições impostas ao modelo. De qualquer modo, Errunza e Losq deram uma importante contribuição aos estudos de integração de mercados, por considerarem os efeitos de barreiras aos investimentos e fluxos de capitais. Estudos mais simples assumem não existirem tais impedimentos.

Em 1986, Jorion e Schwartz publicaram um trabalho que explorava a existência de integração ou segmentação entre os mercados do Canadá e EUA. Eles usaram dados mensais sobre os retornos de ações no período entre janeiro de 1963 e dezembro de 1982. Adotaram um CAPM Estático para a precificação, calculando betas com um horizonte de 60 meses. O taxa livre de risco foi baseada nas Notas do Tesouro Canadense de três meses. Todos os valores foram ajustados pelo dólar do Canadá.

No estudo, a presença de integração seria justificada se os preços dos ativos

incluísem apenas o risco sistemático explicado por fatores mundiais. No caso os pesquisadores testaram os extremos: a precificação do risco sistemático considerando-se fatores mundiais e, de outro lado, apenas os fatores domésticos (do mercado local).

Os resultados mostraram uma forte rejeição da hipótese de integração. Os parâmetros estimados e os níveis de significância estatísticas revelaram que a rejeição da integração era consistente. E o modelo de precificação também mostrou-se consistente com os dados para as carteiras testadas, conforme indicaram as estatísticas chi-quadrado para as restrições cross-sectional impostas no modelo.

Contudo, os pesquisadores puderam concluir que o CAPM Internacional não precificava corretamente as ações no mercado canadense. Existiam fatores domésticos, neste caso, muito importantes para a composição dos retornos esperados. Testes de restrições sobre o CAPM também revelaram que a principal fonte de segmentação entre os mercados eram as barreiras legais. Jorion e Schwartz recomendaram a realização de um novo estudo sobre estes mercados, desta vez utilizando um modelo multifatorial de precificação de ativos.

Dois anos depois, Alexander, Eun e Janakiramanan (1988) publicaram um estudo sobre integração de mercados, que explorava o efeito da internacionalização de títulos e ações. Segundo os autores, em mercados parcial ou completamente integrados as empresas são incentivadas a disponibilizarem seus papéis em outros mercados (mercados internacionais), para reduzir certos efeitos negativos. Com os papéis cotados em mercados internacionais, os investidores internacionais podem negociá-los em sua própria moeda. Isto possibilita a redução de certos custos de transação e de certos riscos cambiais. Também é reduzido o custo da informação, uma vez que a empresa passa a divulgar uma série de relatórios financeiros e administrativos para atender às exigências legais do mercado do país estrangeiro.

Considerando-se que os mercados não são completamente integrados, é razoável supor que a internacionalização de títulos e ações provoque uma reação nos preços. A cotação internacional provoca mudanças, segundo os autores, no equilíbrio das relações de precificação dos ativos. Na verdade, ocorre uma tendência de redução dos retornos

esperados. Esta redução foi apontada pelos resultados do estudo, em concordância com os resultados obtidos por Errunza e Losq (1985).

2.3.2. Precificação com CAPM Dinâmico

Harvey (1991) adotou um CAPM Dinâmico para estudar a integração internacional de mercados acionários desenvolvidos, usando o método generalizado de estimação de momentos (GMM – Generalized Method of Moments Estimation), e encontrou evidências da existência de integração.

Em estimações envolvendo GMM não é necessária uma especificação prévia do comportamento dinâmico dos momentos secundários condicionais. Contudo, este método também impõe algumas limitações sobre as questões que podem ser levantadas no estudo. Modelos não-paramétricos como o GMM não requerem nenhum pressuposto sobre a distribuição do processo gerador dos dados. Porém, mesmo que o modelo seja especificado corretamente, eles têm menos poder que os métodos paramétricos.

Os resultados do estudo de Harvey indicaram que um modelo racional de precificação de ativos, focado em risco, poderia explicar retornos esperados de ações em mercados integrados. Mas, assim como De Santis e Gerard (1994) indicaram, qualquer variável que seja uma função de momentos secundários condicionais não pode ser recuperada em estimações GMM. Os investidores precisam saber como o risco de mercado de um ativo se comporta ao longo do tempo. As variâncias condicionais entre os ativos, e os retornos esperados condicionais, precisam ser conhecidos pelos investidores, para subsidiar as decisões de composição de carteiras.

De Santis e Gerard (1994) testaram um CAPM Dinâmico com o uso de uma estrutura GARCH multivariada, sobre um grande número de ativos do mercado de vários países desenvolvidos (in Soydemir, 1997). Os modelos GARCH multivariados foram muito utilizados para testar precificação de ativos sob restrições – Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988), Ng (1991), Chan, Karolyi e Stulz (1992).

Neste estudo, os pesquisadores adotaram uma metodologia multivariada que

envolveu a estimação de um grande número de parâmetros. Para reduzir a quantidade de parâmetros, foi aplicada uma diagonalização das matrizes de parâmetros nas equações do modelo GARCH e utilizada uma nova parametrização conforme o modelo proposto por Ding e Engle (1994). Com o CAPM Dinâmico, ao contrário dos estudos anteriores, assumiu-se que as correlações entre os retornos variavam ao longo do tempo. O processo GARCH foi assumido com uma forma funcional específica que atendia à distribuição normal para a densidade condicional dos retornos dos ativos.

Os resultados mostraram que o risco global de mercado medido pela covariância condicional entre os retornos de cada ativo e do índice mundial, é precificado da mesma forma entre os países considerados no estudo. O preço do risco específico do país mostrou-se nulo. Uma das conclusões foi que, no período analisado, foram reduzidos os benefícios da diversificação naqueles mercados.

Jaganathan e Wang (1996) também exploraram a questão da integração de mercados com um CAPM Dinâmico, admitindo que betas e prêmios de mercado poderiam variar ao longo do tempo. No estudo eles assumiram que investidores racionalmente avessos ao risco, inseridos em uma economia dinâmica, procuram antecipar – e se proteger delas – as alterações adversas no resultado de seus investimentos.

Os pesquisadores utilizaram dados mensais da NYSE e da AMEX, do período entre 1962 e 1990, para criar 100 carteiras, conforme o processo usado por Fama e French (1992). Adotaram, então, um modelo de dois fatores (dois betas) de CAPM Dinâmico.

Os resultados obtidos revelaram que a especificação do CAPM era estatisticamente robusta, e que, ao contrário do que foi detectado por Fama e French (1992), os efeitos de tamanho e a rejeição estatística das especificações do modelo mostraram-se muito fracos. Segundo Soydemir (1997), Jaganathan e Wang assumiram certas distribuições dos dados como normais, quando na verdade não eram (apresentavam *fat tails* – caudas mais espessas que o de uma normal). Outra restrição aos resultados obtidos é o fato de que Jaganathan e Wang consideraram o prêmio de

risco de mercado variando no tempo segundo uma função linear da taxa de bônus de primeira e segunda linhas. Talvez se tivessem utilizado uma metodologia alternativa, como a proposta por Bansal, Hsieh e Viswanathan (1993), que indicam o uso de modelos com fatores não-lineares e não-condicionais, os resultados seriam mais sólidos.

Em um estudo bastante recente, Soydemir (1997) usou retornos semanais de índices acionários para avaliar a presença de integração entre os mercados de países emergentes da América Latina e dos EUA. Os dados eram referentes ao período com início na última semana de dezembro de 1988 até a segunda semana de setembro de 1994. Os retornos dos índices foram todos corrigidos pelo dólar americano.

Soydemir testou a integração com o uso de dois CAPM, o estático e o dinâmico, usando um processo GARCH multivariado. Os resultados mostraram que o CAPM Dinâmico teve um comportamento mais consistente que o CAPM Estático, sendo capaz de precificar os mercados simultaneamente, o que revelou evidências de integração. Estes resultados mostraram-se coerentes com os de outros trabalhos – Jaganathan e Wang (1996), De Santis e Gerard (1994) e Dumas e Solnik (1995).

Os resultados ainda mostraram que os interceptos específicos de cada país decresciam parcialmente em magnitude quando os preços do risco de mercado foram considerados variando no tempo. A descoberta, estatisticamente significativa, de uma precificação comum entre os mercados para o risco de covariância, junto às correlações variando crescentemente no tempo, para a América Latina, principalmente no conjunto de dados mais recentes, revelou um crescimento do nível de integração desses mercados.

O aumento da integração tem impactos sobre as decisões de diversificação no mercado internacional. O processo de liberalização que vem ocorrendo nas últimas décadas nos mercados financeiros internacionais, segundo Soydemir, vem lentamente reduzindo os benefícios da diversificação. Além disso, do ponto de vista dos mercados emergentes, o aumento da integração com mercados mais desenvolvidos trouxe um incremento dos fluxos financeiros. Mas, por outro lado, acabou por tornar estes mercados mais vulneráveis aos choques mundiais.

2.3.3. *Precificação com CAPM Baseado em Consumo*

Wheatley (1988), usando uma versão discreta de CAPM baseado em consumo – Consumption CAPM – proposta por Stulz (1981), explorou dados mensais dos mercados dos EUA e de mais dezessete países, para verificar a existência de integração. O período analisado foi de janeiro de 1960 a dezembro de 1985.

Segundo Wheatley, um teste de integração de mercados acionários internacionais verifica se, para cada país, as ações internacionais são precificadas segundo a linha de precificação de ativos daquele mercado. A hipótese conjunta de que os mercados acionários internacionais são integrados e de que o modelo de precificação adotado é adequado, é rejeitada quando as ações internacionais são plotadas fora da linha de forma significativa.

No caso específico do trabalho desenvolvido por Wheatley, os dados utilizados foram diferentes daqueles usados em estudos baseados em outras versões de CAPM. Os riscos são medidos de forma diferente. Em um CAPM baseado em consumo, considera-se que o investidor avalia o risco de um ativo pela covariância do seu retorno real com o crescimento real do consumo deste ativo. Já em um CAPM convencional, baseado em média, variância e na carteira de mercado, a precificação de um ativo se dá pela covariância de seu retorno real com o da carteira de mercado. Esta carteira tem uma composição que depende do quanto o mercado é integrado internacionalmente.

A modelagem de Wheatley assumiu alguns pressupostos: (a) os mercados são perfeitos; (b) os indivíduos em cada país são homogêneos e seu número é constante ao longo do tempo; e (c) um indivíduo representativo do k-ésimo país escolhe alternativas de consumo e investimento que maximizem o valor esperado de sua função utilidade.

Wheatley usou testes variados com séries de retornos mensais de Notas do Tesouro Americano, uma carteira de bônus soberanos americanos, uma carteira de bônus de corporações americanas, vinte carteiras de títulos americanos, uma carteira de ADRs – American Depositary Receipts, e índices acionários de dezessete países. A

medida de consumo real utilizada foi a do consumo de bens não-duráveis. Esta série foi ajustada pela sazonalidade, em dólares de 1972, e convertida em termos per capita. Um procedimento iterativo de máxima probabilidade foi usado para estimar os parâmetros do CAPM, e testes de razão de probabilidade foram utilizados para testar as restrições do modelo.

Os resultados deste estudo mostraram uma fraca evidência de que a hipótese conjunta, que afirma que os mercados são integrados e que o CAPM adotado precifica corretamente os ativos, devia ser rejeitada. Wheatley atribuiu o fraco resultado estatístico, à fraca relação entre o crescimento real do consumo e o retorno real dos ativos. Uma das formas de se realizar um estudo mais consistente, pondera Wheatley, é considerar apenas ações internacionais para as quais acredita-se existirem barreiras à aquisição por investidores domésticos.

2.3.4. Precificação com APT Internacional

Cho, Eun e Senbet (1986) argumentaram em seu trabalho que não se poderia avaliar o nível de integração entre os mercados de dois países pela observação de um grande número de fatores interferentes comuns entre eles. Um único, mas forte, fator poderia ser mais expressivo para a integração, do que inúmeros fatores fracos. Da mesma forma, argumentaram que não se poderia julgar a integração dos mercados de capitais com base na integração econômica real. Dois países com bases econômicas similares poderiam ter mercados segmentados em função da existência de barreiras aos investimentos estrangeiros. Assim, segundo os pesquisadores, não seria possível avaliar a integração pela estrutura fatorial ou correlacional existente nos mercados. O caminho seria o de verificar se os fatores relevantes são precificados de forma idêntica entre os mercados, o que ocorreria caso o APT Internacional (IAPT) fosse um modelo válido e os mercados fossem integrados.

Neste estudo, Cho, Eun e Senbet, primeiro estimaram os fatores de explicação do risco sistemático, os fatores de carga do IAPT, para em seguida testar a precificação

usando análise de regressão *cross-sectional*. O teste envolveu a verificação de três hipóteses nulas: (a) a taxa livre de risco é a mesma entre dois grupos de países; (b) o prêmio de risco é o mesmo entre dois grupos de países; (c) tanto a taxa livre de risco como o prêmio pelo risco são os mesmos entre dois grupos de países. Segundo os autores, se uma das hipóteses anteriores fosse rejeitada, o IAPT não poderia ser utilizado para verificar a existência de integração entre os mercados. Teria o viés natural de identificar a segmentação dos mercados.

Foram utilizadas 349 ações dos mercados de onze países – EUA, Canadá, França, Alemanha, Holanda, Suíça, Reino Unido, Austrália, Hong Kong, Singapura e Japão. Os países foram agrupados em Asiáticos, Europeus e Norte Americanos. Os retornos mensais destas ações foram considerados no período de janeiro de 1973 a dezembro de 1983.

Porém, os resultados parciais mostraram que duas das três hipóteses indicadas deveriam ser rejeitadas. Apenas a hipótese de que os grupos de países teriam a mesma taxa livre de risco pode ser aceita com alguma segurança estatística. Assim, Cho, Eun e Senbet, concluíram que a hipótese conjunta de que o IAPT seria aplicável e os mercados seriam integrados, deveria ser rejeitada.

Gultekin, Gultekin e Penati (1989) testaram a existência de integração entre os mercados acionários do Japão e dos EUA, antes e depois da implantação de medidas de liberalização do mercado de capitais – “Foreign Exchange and Foreign Trade Control Law” – pelo governo japonês.

Os pesquisadores utilizaram uma versão internacional da APT para processar dados de retornos acionários semanais, calculados a partir dos preços diários de fechamento de mercado às quartas-feiras, no período de primeiro de janeiro de 1977 a 31 de dezembro de 1984. Este período foi dividido em dois sub-períodos: janeiro de 1977 a dezembro de 1980, e janeiro de 1981 a dezembro de 1984; antes e depois da lei japonesa.

Eles usaram, então, uma estimação em dois estágios, conforme o modelo proposto por Fama e MacBeth (1973), para testar a existência de integração. No

primeiro estágio foram apuradas estimativas para cada um dos ativos. No passo seguinte, os autores usaram os betas estimados como um instrumento para obter uma estimativa de beta zero e do vetor de prêmio de risco. Para testar a similaridade da precificação do risco entre os mercados dos EUA e Japão, foram usados um teste F, o teste de Shanken e Weistein (1985) que contabiliza os erros de estimação dos betas obtidos no primeiro estágio, e a estatística Hotelling T^2 para comparar o prêmio pelo risco entre cada um dos sub-períodos.

Os resultados mostraram que a precificação do risco nos dois mercados era significativamente diferente antes da liberalização, mas não depois. Isto é uma evidência, segundo os autores, de que a principal causa de segmentação dos mercados são as restrições governamentais, mais do que o comportamento dos investidores.

Neste mesmo ano, Korajczyk e Viallet (1989) investigaram o desempenho de vários modelos de precificação de ativos com um espaço amostral que envolvia mercados de capitais de quatro países desenvolvidos: EUA, França, Japão e Reino Unido. O trabalho procurou verificar, testando versões internacionais e domésticas de CAPM e modelos APT, respostas para três questões: (a) Se o poder de explicação da APT era superior ao do CAPM no mercado doméstico (nacional) tanto quanto no internacional; (b) se as versões internacionais dos modelos de precificação tem um desempenho superior ao das versões nacionais; e (c) qual seria a influência de mudanças nos regulamentos do mercado financeiro internacionais sobre os desvios dos retornos previstos pelas relações de precificação dos ativos. Os dados utilizados referem-se ao período de 1969 a 1983.

O estudo de Korajczyk e Viallet envolveu mais países (mercados) que o de Cho, Eun e Senbet (1986), que rejeitou uma versão internacional da APT, e menos que o de Gultekin, Gultekin e Penati (1989), que indicou que a versão da APT utilizada era afetada por mudanças nos controles de capitais. Mas o estudo de Korajczyk e Viallet envolveu mais títulos que os outros dois. Este aspecto promoveu uma estimação mais precisa dos fatores do modelo.

Os resultados deste estudo indicaram que existiam evidências de mal

desempenho para todos os modelos de precificação, em especial quando se tratava da precificação de ações de empresas de pequeno valor de mercado. Contudo, partindo-se do pressuposto que os modelos estavam corretos, os pesquisadores encontraram evidências de integração entre os mercados. Os resultados mostraram também que os modelos multi-fatoriais, como a APT, tinham um desempenho superior ao de um modelo uni-fatorial, como o CAPM. Revelaram que havia fortes evidências de que o comportamento dos modelos no período anterior a janeiro de 1974, era completamente diferente do comportamento no período posterior. Este fenômeno, segundo os autores, coincidiu com uma fase de desregulamentações de controles de capital e ruptura de regimes cambiais fixos entre os países analisados.

Outro trabalho, o de Korajczyk, publicado em 1996, explorou os desvios de precificação entre mercados potencialmente segmentados. Foram estudados os mercados de quatro países desenvolvidos e vinte países emergentes.

Os fatores do modelo da APT utilizado por Korajczyk incluíram uma carteira de mercado mundial, uma carteira de moedas, alterações nos preços de produtos agrícolas e *commodities*, o movimento do preço do petróleo, inflação e a consideração de ciclos econômicos mundiais. Foram avaliados modelos condicionais e não-condicionais.

Korajczyk detectou que a segmentação dos mercados emergentes era muito maior do que a dos mercados desenvolvidos, o que se mostrou compatível com o maior número de barreiras impostas aos fluxos de capitais internacionais nos países emergentes. Os níveis de integração mostraram-se crescentes ao longo do tempo, o que atendeu às percepções de que os mercados de capitais estão se tornando cada vez mais integrados em todo o mundo.

2.3.5. Análise de Limites de Volatilidade

De Santis e Imrohoroglu (1994) desenvolveram um estudo sobre a dinâmica do comportamento dos retornos esperados e da volatilidade de ações em mercados de países emergentes. Foram utilizados dados de quinze países, referentes ao período entre

dezembro de 1988 e maio de 1996. O estudo buscou responder algumas perguntas específicas: (a) A volatilidade dos retornos das ações muda ao longo do tempo?; (b) Se a volatilidade muda, é possível prever suas alterações?; (c) Com qual frequência ocorrem grandes alterações de preço nos mercados emergentes?; (d) Qual é a relação existente entre risco de mercado e retorno esperado para as ações desses mercados?; (e) A liberalização dos mercados financeiros emergentes afetou a volatilidade dos retornos das ações?

Os pesquisadores adotaram uma variação do CAPM que incluía um componente auto-regressivo, para levar em conta uma auto-correlação potencialmente induzida, efeito de negociações não-sincronizadas. A versão adotada do CAPM não incluía uma taxa livre de risco, conforme o modelo proposto por Black (1972). Usaram um processo GARCH para representar o comportamento relacional entre o primeiro e o segundo momento dos retornos dos ativos.

Na primeira parte do estudo, De Santis e Imrohroglu assumiram que os mercados eram completamente segmentados, admitindo que a volatilidade variava no tempo. Aplicaram, então, um CAPM com a carteira de mercado sendo representada pelo índice de mercado acionário de cada país. Neste contexto, testaram se os investidores locais poderiam prever adequadamente o comportamento da volatilidade dos retornos dos ativos e, se obtinham retornos suficientemente elevados para altas posições de risco.

O próximo passo foi considerar que os mercados não eram absolutamente segmentados. Assim, utilizando-se de uma versão internacional do CAPM, os pesquisadores testaram vários modelos para diferentes níveis de integração admitida.

Por fim, para testar se a abertura dos mercados financeiros teve impactos sobre a volatilidade dos retornos dos ativos, foram usados dois agrupamentos de dados, um para a fase pré-liberalização e outro para a fase pós.

Embora modelos de precificação tenham sido utilizados no estudo, o foco da análise se deu sobre a característica do comportamento dos preços especulativos de se agruparem por volatilidade. A análise se deu pela modelagem dos segundos momentos condicionais, usando o processo GARCH nos moldes propostos por Bollerslev (1986).

Os resultados obtidos mostraram que os mercados emergentes apresentavam

uma volatilidade condicional muito mais elevada que a dos mercados desenvolvidos e também uma maior probabilidade de grandes alterações nos preços dos ativos. Mostraram ainda que os altos riscos específicos de cada país emergente não eram adequadamente remunerados. E não encontraram evidências sustentáveis de que a liberalização dos mercados tivesse aumentado a volatilidade dos preços. Para quase todos os países analisados eles encontraram evidências de que a volatilidade varia no tempo.

Os resultados ainda mostraram haver evidências de integração entre os mercados dos países latino americanos, e evidências de segmentação entre os mercados asiáticos analisados.

Outro pesquisador que aplicou a análise de volatilidade foi Kasa (1995), que estudou a presença de integração entre os mercados dos EUA, Japão e Grã-Bretanha, utilizando dados dos mercados acionários destes países no período de 1980 a 1993. Uma de suas mais importantes conclusões foi a que a integração dos mercados dependia sensivelmente da variação assumida da taxa de desconto comum mundial. E que dadas as correlações observadas dos retornos, os mercados teriam maior probabilidade de ser integrados quanto maior for a volatilidade da taxa de desconto.

Kasa adaptou a metodologia proposta por Hansen e Jaganathan (1991) para obter um limite mais baixo para a correlação entre os retornos de mercados acionários nacionais, sob a hipótese nula de existência de integração entre eles. O limite é uma função dos índices de Sharpe de um par de ativos e da variação de um único fator estocástico de desconto. A integração é confirmada se o fator de desconto mostra-se o mesmo entre os países, o que significa que o limite de Hansen e Jaganathan também deve ser o mesmo entre eles.

Segundo Kasa, nenhum dos modelos convencionais de precificação de ativos é capaz de indicar fatores que sejam suficientemente voláteis para atender à hipótese de integração de mercados. E que é mais coerente rejeitar os modelos de precificação, do que a hipótese de integração. O seu estudo explorou um modelo não-paramétrico que, segundo Kasa, fornece uma orientação de como construir modelos que sejam minimamente capazes de analisar a hipótese de integração.

2.3.6. *Análise de Covariâncias*

Bekaert e Harvey (1995) propuseram uma metodologia no estudo da integração de mercados na qual o grau de integração pode variar no tempo. A medida de integração viria de um modelo *regime-switching* condicional; um modelo que poderia trabalhar com duas situações diferentes: os mercados são considerados segmentados e se tornam integrados a partir de um certo momento, na amostra. O estudo abrangeu vinte países emergentes e usou dados mensais do período entre dezembro de 1969 e dezembro de 1992. As informações foram agrupadas em componentes globais e locais, e um modelo ARCH foi utilizado para a média, com testes de multiplicador de Lagrange para as hipóteses.

Os resultados do estudo de Bekaert e Harvey mostraram um certo nível de integração, que variava no tempo, entre os países emergentes. O interessante é que alguns mercados mostraram-se integrados, a despeito da existência de uma série de barreiras aos investimentos estrangeiros. Outros mostraram-se segmentados apesar do relativo livre acesso aos capitais estrangeiros. Por isso, os pesquisadores fizeram a observação de que mesmo havendo uma percepção generalizada de que os mercados estão se tornando mais integrados em todo o mundo, uma análise específica país a país, como a que fizeram, pode mostrar que a situação não é sempre assim.

O trabalho que Ammer e Mei publicaram em 1996, pode também ser considerado como um estudo sobre a integração de mercados, mais do que de interdependência. Embora tenha sido citado como um estudo de interdependência de mercados, neste capítulo, no tópico 2.2., Ammer e Mei argumentaram em seu trabalho que o modelo desenvolvido poderia mensurar uma integração financeira e econômica real, através da análise das covariações entre os comportamentos de indicadores do mercado acionário, monetário, de bens e do mercado cambial. Segundo os pesquisadores, o exame do co-movimento dos retornos agregados futuros ao longo de um horizonte maior de tempo, ao invés de um período unitário, poderia detectar co-movimentos pequenos, mas persistentes, dentre os retornos esperados e, medir, com maior acuracidade, o grau de integração financeira.

Ammer e Mei decompueram as variações do retorno acionário excedente, para os diferentes países, em partes geradas por notícias (ou expectativas) a respeito de retornos excedentes futuros, crescimento dos dividendos, comportamento das taxas de juros e o comportamento das taxas de câmbio. Pelo estudo dos co-movimentos destes diferentes componentes do retorno excedente, foi possível avaliar, segundo os pesquisadores, a importância relativa dos diferentes tipos de ligação entre as economias mundiais. Mais especificamente, Ammer e Mei propuseram uma medida da integração econômica real, pelo cálculo das correlações entre as variações nos dividendos entre os diferentes países. Segundo os autores do estudo, em um sistema econômico completamente integrado, devem ser capazes de se mover livremente entre as fronteiras. Diferenças tecnológicas e nos custos de produção tendem a desaparecer. Assim, Ammer e Mei entenderam que um choque econômico qualquer teria impactos comuns sobre as economias dos países e, conseqüentemente, sobre os resultados e os dividendos das empresas. Daí a proposta de se medir o nível de integração entre dois países pelo cálculo das correlações entre as alterações sobre os retornos acionários excedentes esperados.

Os resultados obtidos mostraram, conforme indicado no item 2.2., que as variações nos prêmios de risco acionário são a principal fonte de variância nos retornos das ações do mercado dos EUA e Reino Unido. Mostraram também que existe um razoável nível de integração financeira e econômica entre as economias destes dois países, e que esta integração de fato aumentou depois do rompimento do acordo de Bretton Woods. Por último, os resultados indicaram que informações sobre variações futuras nos dividendos eram mais correlacionadas do que informações atuais sobre a mesma variável. Isto, segundo os autores, sugere existem intervalos na transmissão internacional de impactos econômicos reais. As correlações das informações atuais mascaram a real magnitude da interdependência entre mercados internacionais.

2.4. SÍNTESE DA REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Desde a década de 70, os efeitos da interdependência e da integração entre mercados acionários internacionais foram objeto de estudo de vários trabalhos. Aliber (1973), Martson (1976) e Roll e Solnik (1977), testaram a existência de relações entre os mercados de diferentes países, com base no comportamento da paridade da taxa de juros. Os resultados foram criticados principalmente pelo aspecto de que as taxas de juros poderiam, no máximo, indicar algum nível de integração monetária.

Solnik (1974) e Adler e Dumas (1975) foram os primeiros a utilizarem um modelo CAPM para verificar a existência de integração entre mercados, e não obtiveram resultados conclusivos. O modelo de precificação não mostrou-se estatisticamente confiável. Agmom (1972) usando análise de regressões, e Hilliard (1979) usando análises espectrais, encontraram fracos sinais de integração entre os principais mercados acionários.

Na década de 80, Ibotson et al (1982), Roll (1988), Jeon e Furstenberg (1989) e, Eun e Shim (1989), realizaram novos estudos sobre as relações entre os principais mercados acionários. Os resultados mostraram que depois da crise de 1987, as correlações aumentaram significativamente. Mostraram também que a influência do mercado dos EUA sobre os demais é mais forte do que em sentido contrário. Ibotson et al testaram a existência de interdependência com base no comportamento das taxas de câmbio, inflação e juros e, com base na validade da lei do único preço. Os outros três trabalhos usaram modelos de auto-regressão vetorial para detectar a presença da interdependência.

MacDonald e Power (1989) e Marthur e Subrahmanyam (1990) realizaram estudos envolvendo mercados acionários de países europeus. Em ambos os estudos foram usados modelos de auto-regressão vetorial, cujas análises mostraram haver baixos níveis de interdependência entre alguns dos países considerados. Um resultado interessante destes trabalhos foi o de que países com razoável nível de integração

econômica e cultural, não apresentavam interdependência entre seus mercados acionários.

Outros pesquisadores que estudaram a interdependência entre os principais mercados acionários do mundo, foram Chou e Ng (1994) e Ammer e Mei (1996). Os resultados destes trabalhos revelaram a existência de um certo nível de interdependência entre os mercados, nível este que parece ser intensificado em certos períodos de transmissão de impactos econômicos reais.

Alguns trabalhos, já na década de 90, exploraram a relação existente entre o mercado dos EUA e de grupos de países. Chan, Gup e Pan (1992) estudaram as relações existentes entre mercados de países asiáticos e o mercado dos EUA. Chowdhury (1994) publicou um trabalho sobre os mesmos mercados, dois anos depois. Rogers (1994) foi um pouco mais além, estudando a relação entre três grupos de países: os de mercados mais fortes, os latinos e os asiáticos. O estudo de Rogers focou o efeito da existência de barreiras à entrada de capitais estrangeiro sobre a transmissão internacional dos preços dos mercados acionários.

Estes estudos sobre grupos de países revelaram que o mercado americano afeta os demais mercados, segundo algum nível de interdependência. Mas cada mercado individualmente é incapaz de afetar o mercado americano. Regionalmente foram detectados sinais de interdependência entre os mercados de Hong Kong e Singapura, e entre estes e os mercados do EUA e Japão. Estes emergentes asiáticos são os que, na ocasião da pesquisa, apresentavam o menor nível de barreiras ao fluxo de capital estrangeiro.

Até este ponto, considerando-se o universo de 31 estudos pesquisados, os 16 trabalhos que exploraram a existência de interdependência entre mercados acionários internacionais, permitiram algumas conclusões interessantes:

- a) Quatro (25%) foram os estudos que revelaram um nível de interdependência com alguma consistência estatística;
- b) Treze trabalhos (81%) não foram conclusivos;

- c) O mercado acionário dos EUA mostra-se como o mais influente mercado do mundo, nos 13 trabalhos (81%) que o consideraram;
- d) A existência de interdependência entre mercados acionários mostrou-se independente do nível de integração econômica e cultural dos países envolvidos, em pelo menos dois estudos;
- e) O nível de interdependência parece aumentar na medida em que os países reduzem drasticamente as barreiras ao fluxo de capitais estrangeiros;
- f) O fenômeno da interdependência entre mercados acionários evolui em períodos de ocorrência de algum impacto econômico real.

Uma última conclusão interessante pode ser extraída do trabalho de Cashin et al (1995). Este estudo, feito sobre um grupo de países altamente industrializados e outro constituído de países emergentes, revelou que:

- g) A ligação dos mercados acionários emergentes aumentou desde o início da década de 90.

Em paralelo ao desenvolvimento de estudos que procuravam detectar a existência de interdependência entre mercados acionários, outros estudos buscaram verificar a existência de integração. Como a verificação de integração é, em geral, baseada em precificação de ativos, os estudos com este enfoque puderam ser agrupados segundo o modelo de precificação adotado.

Dentre os que trabalharam com o CAPM Estático, Stehle (1977), usando um CAPM uni-fatorial, não obteve resultados conclusivos. Já Errunza e Losq (1985), com uma estrutura CAPM de dois fatores, obtiveram evidências de segmentação dos mercados. Ambos os estudos foram aplicados sobre dez países, que incluíam os principais mercados acionários do mundo.

Jorion e Schwartz (1986) também obtiveram rejeição à integração, mas em um estudo envolvendo apenas os mercados dos EUA e Canadá. Os resultados, neste caso, foram expressivos.

Pesquisadores que exploraram um modelo de CAPM Dinâmico encontraram respostas favoráveis à existência de integração entre os mercados estudados. É o caso de Santis e Gerard (1994), Jaganathan e Wang (1996) e Soydemir (1997).

O uso de uma variante de CAPM, como a que foi aplicada no trabalho de Wheatley (1988) – o CAPM baseado em consumo – sobre dezessete países, resultou em evidências de que a hipótese conjunta de validade do modelo de precificação e existência de integração, deveria ser rejeitada.

Vários trabalhos procuraram detectar a presença de integração entre mercados acionários internacionais, com a aplicação de um modelo de precificação internacional de ativos, baseado na APT. Cho, Eun e Senbet (1986) rejeitaram a hipótese de integração, em um estudo que envolveu onze mercados de países norte-americanos, asiáticos e europeus. Gultekin, Gultekin e Penati (1989), em um estudo sobre os mercados dos EUA e Japão, encontraram o interessante resultado de que sinais de integração entre os mercados destes países, que não apareciam antes da implantação de medidas de liberalização do mercado de capitais, pelo governo japonês, estavam presentes no período posterior. Daí a observação de a principal causa da segmentação de mercados acionários, pode residir nas medidas restritivas dos governos.

Os estudos de Korajczyk e Viallet (1989) e Korajczyk (1996), que também usaram o IAPT, encontraram resultados compatíveis com de outros estudos citados. O primeiro mostrou que os modelos mais comuns de precificação de ativos (CAPM e APT), não apresentam respostas consistentes, mesmo sobre os mercados mais desenvolvidos. O segundo, que foi desenvolvido sobre mercados de quatro países desenvolvidos e vinte de emergentes, revelou que a segmentação dos mercados emergentes é muito maior que a dos países desenvolvidos. Este resultado também detecta a influência das barreiras impostas ao fluxo de capitais estrangeiros, mais comuns nos emergentes, sobre o nível de integração destes mercados.

Entre os pesquisadores que utilizaram métodos menos convencionais de análise de integração (Limites de Volatilidade e Análise de Covariâncias), De Santis e Imrohoglu (1994) encontraram evidências de integração entre os países latino

americanos, e de segmentação entre países asiáticos. Kasa (1995) argumentou que nenhum modelo convencional de precificação é robusto o suficiente para que, a partir de sua aplicação, possa ser obtida alguma conclusão sobre a existência ou não de integração. E Bekaert e Harvey (1995) puderam detectar mercados emergentes que, a despeito da existência de barreiras ao fluxo de capitais estrangeiros, mostravam-se integrados. O contrário do que indicaram trabalhos anteriores.

Dos quinze estudos pesquisados sobre a integração de mercados, algumas conclusões interessantes podem ser destacadas:

- h) Apenas um trabalho resultou em uma forte rejeição à hipótese de integração, o de Jorion e Schwartz (1986). Os demais resultaram apenas em evidências, ou sinais, de integração ou segmentação;
- i) Assim como nos estudos sobre interdependência, os que procuraram detectar a existência de integração também captaram o efeito negativo das barreiras ao fluxo de capitais estrangeiros, sobre o fenômeno da integração;
- j) Pelo menos um estudo, Bekaert e Harvey (1995), considerou que, embora seja razoável supor que as restrições ao livre trânsito de capitais possa prejudicar a integração dos mercados acionários, é necessário que cada caso (par de mercados) seja avaliado individualmente;
- k) Os modelos convencionais de precificação, em nenhum estudo mostraram um desempenho superior, mas apenas um desempenho razoável. De qualquer modo, os modelos dinâmicos apresentaram melhores resultados.

O quadro 2.1, apresentado a seguir, sintetiza as informações dos estudos citados neste capítulo. É interessante destacar que dentre os 31 trabalhos aqui analisados, e que foram desenvolvidos ao longo das últimas duas décadas, metade explora relações entre os maiores mercados mundiais e, 26 (84%) incluem o mercado dos EUA. Apenas dois trabalhos (6%) incluíram o Brasil, e somente dois trabalhos, também, foram feitos com dados mais recentes, depois da redução das barreiras aos fluxos de capitais internacionais. Estes estudos, em sua maioria, obtiveram resultados não conclusivos sobre os fenômenos da interdependência e integração dos mercados acionários.

QUADRO 2.1. – Síntese dos trabalhos sobre as relações entre mercados acionários

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
01	1982	Interdependência	G10*	Anuais	Evidências de Interdependência	Os resultados apenas puderam revelar que os mercados sinalizavam maior Interdependência com o passar do tempo.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Ibotson et al				1959 – 1980	Não-conclusivo	
Técnica:						
Análise de Correlações						
02	1985	Integração	EUA 9 emergentes	Mensais	Evidências de Interdependência	A hipótese conjunta de validade do ICAPM e integração foi aceita sob resultados estatisticamente fracos.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Errunza e Losq				1976 – 1980	Não-conclusivo	
Técnica:						
ICAPM Estático						
03	1986	Integração	G10 Hong Kong Cingapura	Mensais	Rejeição de Integração	A hipótese conjunta de validade do IAPT e da integração foi rejeitada.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Cho, Eun e Senbet				1973 – 1983	Não-conclusivo	
Técnica:						
IAPT						
04	1986	Integração	EUA Canadá	Mensais	Rejeição de Integração	A hipótese conjunta de validade do ICAPM e da integração foi rejeitada.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Jorion e Schwartz				1963 – 1982	Não-conclusivo	
Técnica:						
ICAPM Estático						
05	1988	Integração	G5 Austrália África do Sul Dinamarca	Mensais	Rejeição de Integração	A hipótese conjunta de validade do ICAPM e da integração foi rejeitada.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Alexander et al				1969 – 1982	Não-conclusivo	
Técnica:						
ICAPM Estático						
06	1988	Integração	G10 8 países	Mensais	Rejeição de Integração	A hipótese de integração foi rejeitada, embora sob resultados estatisticamente fracos.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Wheatley				1960 – 1985	Não-conclusivo	
Técnica:						
Consumption CAPM						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
07	1988	Interdependência	G10 15 países	Mensais Período: 1981 – 1987	Evidências de Interdependência Tipo: Não-conclusivo	Os resultados apenas puderam revelar que os mercados sinalizavam maior nível de correlações após o <i>crash</i> de 1987.
Pesquisador:						
Roll						
Técnica:						
Análise de Correlações						
No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
08	1989	Interdependência	G6 Suíça Hong Kong Austrália	Diários Período: 1979 – 1985	Evidências de Interdependência Tipo: Conclusivo	Os mercados estudados reagiam a choques internacionais em apenas dois dias. O mercado americano influencia os demais.
Pesquisador:						
Eun e Shim						
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						
No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
09	1989	Integração	EUA Japão	Mensais Período: 1973 – 1983	Rejeita/Aceita** a Integração Tipo: Conclusivo	O estudo focou a abertura do mercado japonês em 1980. A integração foi rejeitada no período pré e aceita no período pós.
Pesquisador:						
Gultekin et al						
Técnica:						
IAPT						
No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
10	1989	Interdependência	G4	Diários Período: 1986 – 1988	Evidências de Interdependência Tipo: Não-conclusivo	Os resultados apenas puderam revelar que os mercados sinalizavam maior nível de correlações após o <i>crash</i> de 1987.
Pesquisador:						
Jeon e Furstenberg						
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						
No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
11	1989	Interdependência	UK 6 países europeus	Diários Período: 1986 – 1988	Evidências de Interdependência Tipo: Não-conclusivo	Os resultados mostraram um certo nível de interdependência de longo prazo entre os mercados.
Pesquisador:						
MacDonald e Power						
Técnica:						
Análise de Cointegração						
No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
12	1990	Interdependência	EUA Finlândia Noruega Suécia Dinamarca	Mensais Período: 1974 – 1985	Rejeição da Interdependência Tipo: Não-conclusivo	Os resultados mostraram uma fraca influência do mercado da Suécia sobre Noruega e Finlândia, e dos EUA sobre os demais
Pesquisador:						
Mathur e Subrahmanyam						
Técnica:						
Causalidade Granger						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
13	1990	Interdependência	G10 13 países	Diários	Evidências de Interdependência	Os mercados foram analisados aos pares. Houve sinais de co-movimento entre os índices, com influência maior dos EUA.
Pesquisador:				Período: 1986 – 1988	Tipo: Não-conclusivo	
Fischer e Palasvirta						
Técnica: Análises Espectrais						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
14	1990	Integração	EUA UK Japão França	Mensais	Rejeição de Integração	Os modelos de precificação foram rejeitados.
Pesquisador:				Período: 1969 – 1983	Tipo: Não-conclusivo	
Korajczyk e Viallet						
Técnica: IAPT e ICAPM						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
15	1991	Integração	G10 11 países	Mensais	Rejeição de Integração	Estudou o efeito do <i>crash</i> de 1987. O ICAPM foi fortemente rejeitado pelo mercado japonês.
Pesquisador:				Período: 1969 – 1989	Tipo: Não-conclusivo	
Harvey						
Técnica: ICAPM Dinâmico						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
16	1992	Interdependência	EUA Japão Tigres Asiáticos	Diários e semanais	Evidências de Interdependência	Os resultados apenas puderam revelar que os mercados sinalizavam maior nível de correlações após o <i>crash</i> de 1987.
Pesquisador:				Período: 1983 – 1987	Tipo: Não-conclusivo	
Chan, Gup e Pan						
Técnica: Análise de Co-integração						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
17	1994	Interdependência	G5 Hong Kong	Diários e semanais	Evidências de Interdependência	Os resultados mostraram evidências estatisticamente fortes de interdependência dos mercados.
Pesquisador:				Período: 1983 – 1987	Tipo: Não-conclusivo	
Chou e Ng						
Técnica: Correlações Canônicas						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
18	1994	Integração	G10	Mensais	Evidências de Integração	Os resultados obtidos foram estatisticamente fracos.
Pesquisador:				Período: 1973 – 1983	Tipo: Não-conclusivo	
De Santis e Gerard						
Técnica: ICAPM Dinâmico						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
19	1994	Integração	21 maiores mercados emergentes.	Semanais	Aceita /Rejeita** Integração	A hipótese de integração foi aceita para os países latino americanos, e rejeitada para os emergentes asiáticos.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
De Santis e Imrohorglu				1988 – 1996	Não-conclusivo	
Técnica:						
ICAPM						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
20	1994	Interdependência	EUA Japão Tigres Asiáticos	Diários	Evidências de Interdependência	Forte ligação entre os mercados de Hong Kong e Cingapura, e destes com EUA e Japão.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Chowdhury				1986 – 1990	Não-conclusivo	
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
21	1994	Interdependência	G4 6 emergentes	Diários	Evidências de Interdependência	Os resultados apenas revelaram que as volatilidades dos mercados cresceram após o <i>crash</i> de 1987.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Rogers				1986 – 1988	Não-conclusivo	
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
22	1995	Interdependência	G10 6 emergentes	Semanais	Evidências de Interdependência	Os resultados não puderam rejeitar a hipótese de interdependência, mas com fraca sustentação estatística.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Cashim et al				1986 – 1988	Não-conclusivo	
Técnica:						
Análise de Co-integração						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
23	1995	Interdependência	5 emergentes asiáticos	Mensais	Rejeição da Interdependência	O estudo incluiu o efeito das taxas de câmbio, além dos índices de mercados acionários.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Hung e Cheung				1981 – 1990	Conclusivo	
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
24	1995	Integração	EUA UK Japão	Mensais	Aceita /Rejeita** a Integração	O estudo detectou integração entre os mercados de UK e Japão, e rejeitou a integração entre EUA e Japão.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Kasa				1980 – 1993	Não-conclusivo	
Técnica:						
Análise de Volatilidades						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
25	1995	Integração	12 maiores mercados emergentes	Mensais	Accita /Rejeita** a Integração	O estudo detectou sinais de que os níveis de integração e segmentação dos mercados varia com o tempo.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Bckaert e Harvey				1969 – 1992	Não-conclusivo	
Técnica:						
ICAPM						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
26	1996	Interdependência	EUA UK	Diários	Evidências de Interdependência	O estudo detectou a interdependência entre os dois mercados, mas com maior influência do mercado americano sobre o do UK.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Ammer e Mei				1974 – 1990	Conclusivo	
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
27	1996	Interdependência	México	Mensais	Rejeição de Interdependência	O estudo envolveu fundos de investimento de um único país, diferenciando os investidores internacionais dos domésticos.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Frankel e Schmukler				1990 – 1994	Não-conclusivo	
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
28	1996	Integração	Carteiras internacionais com ações da NYSE e AMEX	Mensais	Evidências de Integração	Mais um estudo não-conclusivo que explorou perfis de investimentos, como Frankel e Schmukler.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Jaganathan e Wang				1962 – 1990	Não-conclusivo	
Técnica:						
ICAPM Dinâmico						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
29	1996	Integração	G4 20 países	Mensais	Evidências de Integração	A integração mostrou-se mais forte entre os países do G4 do que para os demais países de mercados mais fracos.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Korajczyk				1979 – 1992	Não-conclusivo	
Técnica:						
IAPT						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
30	1997	Interdependência	G4 Argentina Brasil Chile México	Mensais	Evidências de Interdependência	Argentina e Brasil respondem mais rápido a impactos no México do que nos EUA. Maior interdependência no G4.
Pesquisador:				Período:	Tipo:	
Soydemir				1988 – 1994	Não-conclusivo	
Técnica:						
Auto-regressão vetorial						

No.	Ano:	Foco:	Mercados:	Dados:	Resultado:	Considerações:
31	1997	Integração	EUA	Semanais	Evidências de Integração	O ICAPM Estático não funcionou. A versão dinâmica mostrou-se mais robusta embora os resultados tenham sido fracos.
Pesquisador:			Argentina	Período:	Tipo:	
Soydemir			Brasil	1988 – 1994	Não-conclusivo	
Técnica:			Chile			
ICAPM Estático e Dinâmico			México			

*G10, em ordem: EUA, Alemanha, Japão, França, Reino Unido, Canadá, Itália, Bélgica, Holanda e Suécia.

**Aceita / Rejeita Integração: o fenômeno da integração foi aceito em um período dos dados e rejeitado em outro.

3

Metodologia

3.1.MENSURAÇÃO DAS INTERAÇÕES ENTRE MERCADOS ACIONÁRIOS

Conforme a revisão bibliográfica apresentada no capítulo anterior, existem muitas maneiras de se medir a interdependência e a integração de mercados acionários. A interdependência pode ser medida, por exemplo, através da análise matemática do relacionamento de séries temporais de preços de ativos, ou do comportamento das correlações entre eles. A integração, por sua vez, pode ser medida indiretamente pelo nível de segmentação existente entre dois ou mais mercados, ou diretamente pela comparação da precificação de ativos com riscos similares, com a adoção de diferentes modelos de precificação.

Uma forma bastante interessante de se mensurar a segmentação é a que procura modelar as barreiras que afetam o fluxo de investimentos estrangeiros. Pesquisas que seguem este método tem o valor adicional de procurar identificar os fatores causadores da segmentação, não apenas a presença dela. O trabalho de Stulz (1994) é um exemplo dessa linha de pesquisa. Embora interessante, este método é muito complexo. Existem muitas barreiras a se considerar, além da dificuldade para modelá-las adequadamente. É muito difícil quantificar o efeito de cada barreira sobre os comportamentos dos preços dos ativos.

Outra forma consagrada de se mensurar a integração de mercados, é a aplicação de modelos de precificação. Nestes casos, o pesquisador parte do pressuposto que os mercados são integrados e que o modelo de precificação escolhido (CAPM, APT e suas variações) é capaz de precificar adequadamente os ativos. Muitos são os trabalhos que

exploraram este método, conforme a revisão apresentada no capítulo 2.

O problema maior do método de modelos de precificação, é encontrar um modelo consistente. É interessante destacar que um mesmo modelo pode ser robusto para um conjunto de mercados, e não ter bom desempenho para outros. Ou ainda, um modelo pode ser consistente na precificação de ativos para um determinado período, e inconsistente para outros. O trabalho de Buckberg (1995) mostra exatamente este aspecto: a aplicação de uma versão internacional de CAPM sobre um conjunto de mercados emergentes apresentou resultados consistentes para o período considerado entre 1984 e 1991, mas foi rejeitado quando aplicado sobre os dados referentes ao período de 1974 e 1984, para os mesmos mercados.

Quando se trata da precificação de ativos, simultaneamente entre mercados internacionais, os modelos domésticos precisam ser adaptados a uma versão internacional. Esta versão internacional tem se mostrado ainda menos robusta do que as domésticas. Principalmente porque a versão mais comum utilizada na precificação de ativos em um único mercado, é o CAPM Estático de um único fator. Os modelos unifatoriais têm obtido desempenhos estatisticamente fracos. Modelo multi-fatoriais, como a APT, têm obtido melhores resultados.

Contudo, qualquer um deles pode ser válido. É preciso que se teste o modelo escolhido sob as condições dos mercados a serem analisados. Uma vez que o modelo se mostre sustentável, considerações a respeito da integração dos mercados poderão ser feitas.

A paridade do poder de compra (PPP) e a integração econômica, são formas alternativas de se mensurar a integração de mercados. Alguns importantes trabalhos exploraram aspectos da integração econômica para tirar conclusões sobre a presença de integração entre os mercados de capitais.

O comportamento das taxas de juros e das taxas cambiais também foram utilizados em estudos sobre a integração de mercados financeiros e de mercados de capitais, mais especificamente. Algumas restrições são apontadas em relação a estes métodos. Os co-movimentos de taxas de juros e cambiais estão mais diretamente relacionados ao mercado monetário, e indiretamente ao mercado de capitais.

As metodologias têm avançado à medida em que novos estudos vão sendo elaborados, apoiados em ferramentas computacionais cada vez mais avançadas. Modelos multi-fatoriais mais complexos têm considerado a variabilidade das covariâncias, betas, retornos, taxas de desconto, taxas livre de risco e fatores de risco, ao longo do tempo. As simulações matemáticas, estatisticamente significativas, tem possibilitado o trabalho com um número cada vez maior de mercados, ativos e variáveis.

A variabilidade no tempo das covariâncias, preços esperados e outros elementos, têm provocado muitas tentativas, por parte de pesquisadores em todo o mundo, de modelagem da previsibilidade do comportamento dos preços nos mercados internacionais. Não há consenso sobre se a própria possibilidade de previsibilidade seria uma prova da ineficiência dos mercados, dos prêmios por risco variando no tempo, ou da variação da liquidez dos ativos (Harvey, 1995). Sem a existência de uma teoria de precificação dinâmica, é impossível distinguir um fator de ineficiência de outro – prêmios por risco altamente variáveis, regimes de comportamento de preços, assimetria de informações etc – (Claessens, 1995).

Apesar da complexidade por onde avançam os modelos de precificação, os resultados das pesquisas têm revelado que, no caso de mercados desenvolvidos, mesmo os modelos mais simples são capazes de detectar a integração. Há uma espécie de comunalidade entre fatores que sugerem que os mercados desenvolvidos são relativamente bem integrados (Harvey, 1991). Comunalidade, segundo Hair et al (1995), é a mensuração do quanto a variância de uma variável pode ser explicada pelo comportamento de certos fatores selecionados em uma análise multifatorial. O estudo de uma comunalidade entre os fatores que direcionam a previsibilidade dos retornos dos ativos entre países é, então, uma outra forma de se avaliar a presença de integração entre mercados.

Métodos mais simples, do ponto de vista matemático, mas não menos inovadores aparecem como alternativas para o estudo da integração de mercados. Alguns exploraram a análise de covariâncias. Outros avaliaram espectros dos comportamentos dos preços entre mercados. French e Poterba (1991) e Tesar e Werner

(in Claessens, 1995), por exemplo, propuseram como uma maneira de se mensurar a integração, observar os padrões de investimento dos negociadores dos mercados. A composição de carteiras de investimento com uma elevada proporção de ações domésticas e um razoável nível de aversão ao risco, são indicativos que podem sinalizar uma falta de integração daquele mercado com os demais.

Estas considerações iniciais são relevantes para destacar que embora as metodologias de pesquisa sobre a integração e interdependência de mercados acionários venham evoluindo nas duas últimas décadas, principalmente, cada uma delas não é generalizada. Em outras palavras, uma metodologia não pode ser aplicada ao estudo de quaisquer mercados e em quaisquer períodos. De qualquer modo, há uma tendência ao uso de modelos multi-fatoriais de precificação, ao uso de testes estatísticos mais rigorosos, à aplicação de modelos de regressão mais complexos e efetivos, e às simulações matemáticas.

Os modelos adotados neste trabalho estão detalhados no tópico 3.4.

3.2. MÉTODO DA PESQUISA

O método de pesquisa utilizado neste trabalho é um estudo descritivo, no âmbito positivista.

As pesquisas positivistas, segundo Martins (1995), utilizam os estudos descritivos para expor as características de um fenômeno e estabelecer relações entre variáveis e fatos. São estudos que exploram espaços amostrais através de técnicas estatísticas, e a validação dos resultados é feita com base em níveis estatísticos de significância.

Trata-se também de uma pesquisa indutivista. A causalidade é estabelecida como uma relação entre variáveis dependentes e independentes. As considerações extraídas da amostra são generalizadas para a população. O futuro é interpretado como sendo, de algum modo, uma consequência do passado.

3.3. OBTENÇÃO E TRATAMENTO DOS DADOS

Duas foram as fontes de dados para esta pesquisa: as agências de informações Econômica e Bloomberg. Delas foram obtidas as cotações diárias dos índices das principais bolsas dos países considerados no estudo: Argentina, Brasil, Chile, México, Cingapura, Coréia do Sul, Hong Kong, Taiwan, EUA, UK, Japão, Alemanha e França. Os dados referentes aos cinco últimos países foram utilizados na modelagem de precificação internacional, para composição da carteira internacional. Do mercado dos EUA foram utilizadas, ainda, as cotações da 3-Months Treasury Bills, como benchmark para o ativo livre de risco, necessário na modelagem ICAPM.

A periodicidade dos dados é a diária. O uso de dados diários mostra-se mais adequado do que dados semanais, mensais ou anuais, para o estudo proposto. Os retornos medidos em períodos mais longos podem mascarar interações entre os mercados. Retornos diários são os mais adequados (Fischer e Palasvirta, 1990), muito embora vários estudos tenham sido desenvolvidos com dados semanais pela falta de dados diários disponíveis para alguns mercados.

3.4. MODELAGEM ECONOMETRICA

3.4.1. O Modelo Econométrico para o Estudo da Interdependência

O modelo adotado neste trabalho para o estudo da interdependência dos mercados acionários escolhidos, é o de uma auto-regressão vetorial (VAR). Este tipo de modelagem é indicado para o estudo do comportamento no tempo e previsão dos valores de duas ou mais variáveis econômicas. Como estas variáveis são apresentadas sob a forma de séries temporais, os modelos VAR são classificados como modelos de séries temporais multivariados.

Eles são uma variante dos modelos auto-regressivos (AR) univariados. São também confundidos com os modelos de equações simultâneas, uma vez que suas

variáveis são endógenas e determinadas conjuntamente. Mas diferem dos modelos tradicionais de equações simultâneas porque utilizam apenas o comportamento passado de dados históricos como base para a previsão.

Um modelo VAR é uma forma interessante e efetiva de se caracterizar as interações dinâmicas entre variáveis econômicas, sem a dependência de restrições teóricas, potencialmente inadequadas, que normalmente um modelo tradicional econométrico estrutural teria (Sims, 1980).

O modelo VAR teve sua aplicação pioneira no estudo desenvolvido por Sims (1980), cujo propósito foi o de usar uma equação de estimação, na forma reduzida e não-restrita, que tivesse conjuntos uniformes de variáveis dependentes defasadas, como regressores. O VAR estima, então, um sistema dinâmico de equações “simultâneas”, livre de premissas restritivas na estrutura dos relacionamentos.

Uma vez que as restrições não são impostas, o modelo VAR pode ser visto como uma aproximação flexível da forma reduzida de um modelo estrutural corretamente especificado, mas desconhecido (Sims, 1980). Considerando-se que os modelos estruturais econômicos são frequentemente mal especificados, parece ser razoável usar um modelo VAR para a modelagem de regularidades empíricas entre dados de séries temporais. Como um modelo VAR é uma forma reduzida, é muito difícil distinguir claramente quais são as hipóteses estruturais reais.

Um modelo VAR básico, para o estudo de duas variáveis x e y , por exemplo, pode ser representado como:

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + e_t$$

$$x_t = \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_p y_{t-p} + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + u_t$$

Como o modelo estabelece, o valor atual de uma variável y_t pode ser explicado por valores defasados da própria variável e também da variável x_t , mais um termo estocástico e_t . É importante destacar que o valor calculado de y_t não depende do valor atual de x_t , e por isso o sistema descrito não é um sistema de equações simultâneas propriamente dito. Assume-se que o termo estocástico e_t tenha média zero, variância

constante σ_ε^2 , e seja serialmente não-correlacionado. As mesmas idéias de previsão e considerações valem para a variável x_t . Assim, o modelo VAR utiliza apenas os padrões históricos das variáveis e seus relacionamentos, na determinação dos valores futuros. Quaisquer outras variáveis estruturais econômicas não são consideradas.

Os termos estocásticos e_t e u_t têm um papel muito importante na modelagem VAR. Eles são chamados de erros aleatórios e absorvem quaisquer choques provenientes de fatores econômicos externos ao sistema das equações. Exemplos de choques são as alterações em políticas econômicas, eventos financeiros nacionais ou internacionais, e crises. Naturalmente, os efeitos destes choques podem estar presentes simultaneamente em ambos os termos estocásticos, tornando possível a existência de correlação entre e_t e u_t . Esta potencial correlação é chamada de correlação contemporânea.

O modelo VAR exemplificado é classificado como um modelo bidimensional de ordem p , um VAR(p). Ser bidimensional significa que tem duas variáveis e duas equações. Ter ordem p significa que trabalha com defasagens (valores passados) de ordem até p . O modelo pode, evidentemente, assumir dimensões maiores na medida em que mais variáveis são envolvidas.

Um modelo básico de uma auto-regressão de uma série temporal pode ser expresso como:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t] = 0 \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_\tau] = \{\sigma^2, \text{ para } t = \tau; \text{ e } 0, \text{ para } t \neq \tau\}$$

Um VAR(p) é uma generalização vetorial da equação acima:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \Phi_3 y_{t-3} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Onde:

c é um vetor ($n \times 1$) de constantes;

Φ é uma matriz ($n \times n$) de coeficientes auto-regressivos;

ε é um vetor ($n \times 1$), generalização de um ruído branco, com:

$$E[\varepsilon_t] = 0 \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_\tau'] = \{\Omega, \text{ para } t = \tau; \text{ e } 0, \text{ para } t \neq \tau\}$$

Ω é uma matriz simétrica positiva de ordem n .

A estimativa dos parâmetros de um modelo VAR e a definição do tamanho p da defasagem, são questões específicas desta técnica de modelagem e exigem procedimentos e critérios bem definidos para a solução. Estes procedimentos e critérios, assim como outros testes necessários, serão discutidos nos próximos itens deste capítulo.

3.4.1.1. O Problema da Estacionaridade

A utilização adequada de um processo auto-regressivo requer que as séries temporais sejam estacionárias. Isto significa que a média, a variância e a função de autocovariância (ou auto-correlação) dos dados não se alteram ao longo do tempo. Quando os dados não são estacionários, podendo apresentar certas tendências de comportamento, as suas séries temporais são chamadas de não-estacionárias. Esta exigência vale para processos auto-regressivos (AR), de médias móveis (MA), combinados (ARMA) e os combinados (ARIMA) que utilizam variáveis integradas (séries cujas variáveis são diferenciadas na busca de estacionaridade; conceito que será visto a seguir). A operação matemática de simples subtração dos valores consecutivos de uma série temporal, para a obtenção de uma nova série formada pelas diferenças, foi chamada de diferenciação na versão em português do livro *Undergraduate Econometrics*, de C. Hill, W. Griffiths e G. Judge, publicado originalmente por John Wiley & Sons, em 1997, nos EUA, e publicado no Brasil sob o título “Econometria”, pela Editora Saraiva, em 1999. Vale destacar que o termo foi adotado neste trabalho para que não seja confundido com “diferenciação”, cujo conceito matemático é distinto.

É possível obter a estacionaridade dos dados para muitas séries temporais, através de etapas sucessivas de tomada de diferenças. Estas séries são especialmente denominadas de processos integrados não-estacionários, e o número de etapas de

diferenças necessárias caracteriza a ordem do processo. Se os dados de uma série precisam ser diferenciados apenas uma vez para que se obtenha a estacionaridade, essa série é um processo integrado de ordem 1. Daí a nomenclatura I(1). Se precisam ser diferenciados p vezes, o processo é I(p), e assim por diante.

O método utilizado para que se detecte quantas etapas de diferenciação são necessárias para que se obtenha a estacionaridade, ou seja, qual é o valor de p , a ordem do processo, é o teste da raiz unitária. O teste da raiz unitária permite que se identifique se uma série temporal é não-estacionária e integrada de determinada ordem.

Um VAR(p) pode ser representado por:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \Phi_3 y_{t-3} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Sendo c um vetor ($n \times 1$) de constantes, Φ uma matriz ($n \times n$) de coeficientes autorregressivos, e ε um vetor ($n \times 1$), generalização de um ruído branco, com:

$E[\varepsilon_t] = 0$; $E[\varepsilon_t \varepsilon_{\tau}'] = \{\Omega, \text{ para } t = \tau; \text{ e } 0, \text{ para } t \neq \tau\}$ com Ω uma matriz simétrica positiva de ordem n .

O elemento y_{1t} deste sistema vetorial, por exemplo, é dado, então, por:

$$\begin{aligned} y_{1t} = & c_1 + \phi_{11}^{(1)} y_{1,t-1} + \phi_{12}^{(1)} y_{2,t-1} + \phi_{13}^{(1)} y_{3,t-1} + \dots + \phi_{1n}^{(1)} y_{n,t-1} + \\ & + \phi_{11}^{(2)} y_{1,t-2} + \phi_{12}^{(2)} y_{2,t-2} + \dots + \phi_{1n}^{(2)} y_{n,t-2} + \dots + \\ & + \phi_{11}^{(p)} y_{1,t-p} + \phi_{12}^{(p)} y_{2,t-p} + \dots + \phi_{1n}^{(p)} y_{n,t-p} + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

Este sistema pode ser representado pela notação do operador de defasagem L (*lag operator*):

$$[I_n - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \Phi_3 L^3 - \dots - \Phi_p L^p] y_t = c + \varepsilon_t$$

$$\text{ou } \Phi(L) y_t = c + \varepsilon_t$$

Aqui $\Phi(L)$ representa uma matriz ($n \times n$) polinomial no operador L . O elemento ij desta matriz é um polinômio escalar em L :

$$\Phi(L) = [\delta_{ij} - \phi_{ij}^{(1)} L^1 - \phi_{ij}^{(2)} L^2 - \dots - \phi_{ij}^{(p)} L^p] \quad \text{com } \delta_{ij} = \{1, \text{ se } i = j; \text{ e } 0, \text{ se } i \neq j\}$$

Um processo vetorial y_t é dito estacionário – o termo utilizado é covariância-estacionário – se os seus primeiro e segundo momentos ($E[y_t]$ e $E[y_t y'_{t-j}]$, respectivamente) são independentes da data t . Se o processo é estacionário, as esperanças de ambos os lados da equação podem ser extraídas para se calcular a média do processo:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \Phi_3 y_{t-3} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$E[y_t] = E[c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \Phi_3 y_{t-3} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t]$$

$$\mu = c + \Phi_1 \mu + \Phi_2 \mu + \Phi_3 \mu + \dots + \Phi_p \mu$$

$$\mu = (I_n - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_p)^{-1} c$$

Assim, o sistema pode ser escrito em termos de desvios da média:

$$(y_t - \mu) = \Phi_1 (y_{t-1} - \mu) + \Phi_2 (y_{t-2} - \mu) + \dots + \Phi_p (y_{t-p} - \mu) + \varepsilon_t$$

Esta representação possibilita um VAR(p) ser escrito como um VAR(1), o que é bastante útil para a verificação da estacionaridade. Assim:

$$\xi_t = F \xi_{t-1} + v_t$$

Onde:

$$\xi_t = \begin{pmatrix} y_t - \mu \\ y_{t-1} - \mu \\ y_{t-2} - \mu \\ \dots \\ y_{t-p+1} - \mu \end{pmatrix} \quad (np \times 1) \qquad v_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} \quad (np \times 1)$$

$$F = \begin{pmatrix} \Phi_1 & \Phi_2 & \Phi_3 & \dots & \Phi_{p-1} & \Phi_p \\ I_n & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & I_n & 0 \end{pmatrix} \quad (np \times np)$$

Onde:

$$E[v_t v_t'] = \{Q, \text{ para } t = \tau; \text{ e } 0, \text{ para } t \neq \tau\}$$

$$\text{Com } Q = \begin{pmatrix} \Omega & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix} \quad (np \times np)$$

A equação $\xi_t = F\xi_{t-1} + v_t$ implica em:

$$\xi_{t-s} = v_{t-s} + F v_{t-s-1} + F^2 v_{t-s-2} + F^3 v_{t-s-3} + \dots + F^{s-1} v_{t-1} + F^s \xi_t$$

Se os eigenvalues de F situam-se dentro de um círculo de raio unitário, o VAR é um processo covariância-estacionário. Os eigenvalues de F são as raízes λ da equação abaixo:

$$[I_n \lambda^p - \Phi_1 \lambda^{p-1} - \Phi_2 \lambda^{p-2} - \Phi_3 \lambda^{p-3} - \dots - \Phi_p] = 0$$

Assim, para a estacionaridade, $|\lambda| < 1$, sendo λ raiz da equação.

Existem várias técnicas para a realização do teste da raiz unitária. Nos últimos anos, vários softwares foram desenvolvidos para a realização de testes de raiz unitária na estimação de modelos de séries temporais não-estacionárias. A identificação da existência de raízes unitárias nos modelos, com dados em nível e em suas diferenças, é o primeiro passo para que se verifique a presença de co-integração. O teste da raiz unitária, portanto, está diretamente relacionado à detecção de co-integração entre as séries temporais. Este aspecto será tratado no próximo tópico.

3.4.1.2. A Propriedade de Co-integração

O conceito estatístico de co-integração foi introduzido por Granger (1983), com aprimoramentos nos trabalhos de Granger e Weiss (1983) e Engle e Granger (1987). A

co-integração é uma propriedade que os dados de algumas séries temporais não-estacionárias possuem. Duas variáveis são ditas co-integradas quando uma combinação linear das duas é estacionária, mesmo que cada uma das variáveis não o seja.

A falta de integração indica que as variáveis não têm algum tipo de ligação de longo prazo, podendo ter comportamentos que divergem aleatoriamente no tempo.

Uma forma de se verificar se duas séries são co-integradas é realizar a regressão de uma série sobre a outra, formando uma série residual, e testar essa série de resíduos quanto à presença de raiz unitária (não ter uma raiz unitária significa ser estacionária).

Quando um modelo VAR envolve variáveis x_t , y_t , ..., que seguem modelos auto-regressivos de séries temporais de ordem p , denominadas $I(P)$, espera-se que os termos estocásticos (erros aleatórios) tenham a mesma ordem. Neste caso, a estimação dos parâmetros pelo método dos mínimos quadrados seria adequada. Porém, se o termo estocástico tem a mesma ordem, então não pode ser considerado como serialmente não-correlacionado, com variância constante, mas exatamente o contrário: auto-correlacionado e com variância variável no tempo (Hill et al, 1999).

Adotando-se, para efeitos de exemplificação, duas variáveis com uma equação de regressão como a que se segue:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$$

Admitindo-se ainda que y_t e x_t sejam séries temporais $I(1)$ não-estacionárias, espera-se que o termo ε_t , seja também $I(1)$, afinal:

$$\varepsilon_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$$

Mas se ε_t é $I(1)$, então:

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + v_t$$

onde v_t é um erro aleatório estacionário não necessariamente não-correlacionado serialmente. Pode-se, inclusive, considerar que $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + v_t$ tenha um componente AR com raiz unitária:

$$\varepsilon_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + v_t$$

onde $\theta_1 = 1$.

Se ε_t tem tais propriedades, o método dos mínimos quadrados deixa de ser aplicável, segundo Granger e Newbold (in Hill et al, 1999). Estes pesquisadores mostraram em seu trabalho que a aplicação desta técnica nesta situação pode conduzir à identificação de um relacionamento altamente significativo entre as variáveis x_t e y_t , mesmo para $\beta_2 = 0$. Estas regressões foram batizadas como “regressões espúrias”, e podem ser detectadas com a obtenção de uma estatística Durbin-Watson baixa.

Uma vez que as séries temporais das variáveis x_t e y_t serem $I(1)$ não implica em que o termo estocástico ε_t seja necessariamente $I(1)$, é aceitável admitir que este termo estocástico possa ser $I(0)$, ou seja, estacionário. Quando isto acontece, as variáveis x_t e y_t são ditas co-integradas, apresentando tendências estocásticas semelhantes. Neste caso, a estimação dos parâmetros pelo método dos mínimos quadrados é conveniente e adequada.

Uma forma de se detectar a co-integração é, então, estimar a equação de regressão com o método dos mínimos quadrados; obter os resíduos ε_t , e finalmente testar se ε_t tem uma raiz unitária. Para o exemplo proposto:

$$\varepsilon_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + v_t$$

$$\Delta \varepsilon_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} = (\theta_1 - 1) \varepsilon_{t-1} + v_t$$

$$\Delta \varepsilon_t = \theta_1^* \varepsilon_{t-1} + v_t$$

A hipótese nula a ser testada é $H_0: \theta_1^* = 0$, contra $H_1: \theta_1^* < 0$. Se H_0 é rejeitada, então x_t e y_t são cointegradas. A modelagem da auto-correlação possível em v_t pode afetar o resultado do teste. Por isso é recomendável que se testem modelos alternativos com variáveis adicionais na forma $\Delta \varepsilon_{t-j}$, para $j = 1, 2, 3, \dots$. Se H_0 for rejeitada, mesmo com tais variações, então a co-integração fica ratificada. Esta técnica é conhecida como *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Ela é uma evolução da técnica anterior desenvolvida por estes pesquisadores, o teste Dickey-Fuller (DF), na medida em que possibilita a inclusão de defasagens adicionais de $\Delta \varepsilon_t$ na regressão.

A ADF e a DF são duas das técnicas (ou testes) mais utilizadas nos trabalhos que se utilizam de modelos de auto-regressão de séries temporais. Além delas, outras duas são muito utilizadas [(Engle e Granger, 1987) (Hakkio e Rush, 1991) (Chan et al, 1992) (Huth, 1994) (Rogers, 1994) (Hung e Cheung, 1995), entre outros]: a regressão de co-integração de Durbin-Watson (CRDW) e o teste de PP – Phillips-Perron (1988). Este último teste é bastante semelhante aos propostos por Dickey e Fuller, mas apresenta uma evolução: enquanto os testes Dickey-Fuller assumem que os erros têm uma distribuição i.i.d. normal, o de Phillips-Perron admite que os erros possam ser fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos.

Constata-se até aqui, que o teste da existência de raiz unitária é usado: primeiro para a identificação da ordem do processo de auto-regressão, ou seja, quantas etapas de diferenciação são necessárias para que se obtenha a estacionaridade do comportamento das variáveis; depois, para que se detecte se duas séries temporais são co-integradas, através da verificação da estacionaridade da série temporal residual, que é resultado de uma combinação linear das séries originais.

3.4.1.3. A Causalidade Granger e o Critério de Defasagem

Se com o teste da raiz unitária os mercados se mostram integrados, o próximo teste a ser feito é o da “Causalidade Granger”. Este teste deve mostrar que uma série temporal provoca outra série, se seus valores defasados são preditores significativos desta outra série, enquanto que a relação inversa não se verifica de forma significativa. A existência do efeito de causalidade Granger entre duas séries temporais é um indicativo de que um modelo de auto-regressão vetorial (VAR) pode ser desenvolvido para modelar e projetar as séries inter-relacionadas.

De acordo com o conceito de causalidade proposto por Granger (1980), se:

$$\sigma^2 (X_t | Z_{t-1}) \leq \sigma^2 (X_t | Z_{t-1} - Y_{t-1}),$$

então diz-se que Y causa X se o conjunto de informações que incluem os dados

passados de Y , Z_{t-1} , fornece uma melhor previsão de X que o mesmo conjunto de dados sem Y , $(Z_{t-1} - Y_{t-1})$. Se a inequação acima não se verifica, então diz-se que X não causa Y . E ainda, se:

$$\sigma^2(X_t | Z_{t-1}) \leq \sigma^2(X_t | Z_{t-1} - Y_{t-1}) \text{ e}$$

$$\sigma^2(Y_t | Z_{t-1}) \leq \sigma^2(Y_t | Z_{t-1} - X_{t-1}),$$

diz-se que existe *feedback* entre X e Y .

O primeiro passo no uso da Causalidade Granger é a determinação do tamanho da defasagem das variáveis a ser utilizada. Nesta etapa se faz necessária a aplicação de um critério para a seleção do passo (defasagem) adequado. Thornton e Batten (1985) demonstraram que o critério Final Prediction Error de Akaike (FPE), também chamado de Critério de Informação de Akaike – AIC (Lutkepohl, 1982)(Chowdhury, 1994), é melhor que os demais critérios existentes de seleção de defasagem.

Com o desenvolvimento dos modelos de auto-regressão vetorial, vários critérios para determinação da ordem da regressão foram desenvolvidos, sempre baseados na minimização de funções do tipo:

$$\delta(p) = N \log |\Sigma_p| + p g(N) \quad p = 0, 1, 2, \dots, p^*$$

onde:

Σ_p é uma representação da matriz de covariância residual associada à ao modelo VAR(p) ajustado;

$g(N)$ é uma função de penalidade;

p^* é um limite da ordem da auto-regressão pré-determinado.

Se o número de parâmetros aumenta, o termo $N \log |\Sigma_p|$ terá a tendência de decrescer, enquanto $p.g(N)$ sempre cresce.

Os vários critérios desenvolvidos são variações da expressão acima. O critério de Akaike – AIC, por exemplo, assume que $g(N)$ é $2K^2$. Se $g(N)$ for $K^2 \log N$, o critério é conhecido como BIC (Rissanen, 1978; Schwarz, 1978). O critério AIC tende a superestimar a ordem p assintoticamente com probabilidade positiva.

Outro critério é o desenvolvido por Hannan e Quinn (1979), o HQ, que é obtido fazendo-se $g(N) = c \log \log N$. Quinn (1980) verificou que quando $c = 2 + \varepsilon$, $\varepsilon > 0$, o critério mostra-se fortemente consistente. Pukkila e Krishnaiah (1988) desenvolveram o

HQ derivado, chamado de HQP, obtido quando:

$$g(N) = [N/(N-0,5K(p+1))] [K^2 + K(\log N - 1)].$$

Este critério é menos dependente de K, do que os demais critérios citados, quando as amostras são reduzidas. Estes mesmos pesquisadores desenvolveram ainda o critério RWNAR – Residual White Noise Auto Regressive (Pukkila e Krishnaiah, 1988), baseado na verificação do comportamento dos resíduos como ruídos brancos. A ordem do processo, segundo este critério, seria a primeira em que os resíduos mostrassem o comportamento de ruídos brancos, o que equivale a seguir um VAR(0).

Exemplificando-se com o critério de Akaike, a seleção é feita através da variação do comprimento da defasagem das variáveis na auto-regressão (como exemplificada abaixo), em uma faixa de 1 a m.

$$Y_t = a_0 + a_{11}(L)Y_t + e_t$$

Y_t é uma série estacionária;

$a_{11}(L)$ é uma expressão polinomial de defasagem distribuída, tal que $a_{11}(L) = a_{11}^k L^k$, sendo L o operador de defasagem em que $L^k Y_t = Y_{t-k}$;

m é a maior ordem de defasagem;

e_t é um termo de erro tipo ruído branco.

Para cada regressão, e para cada defasagem k, k = 1, 2, ... , m, calcula-se o FPE, dado pela seguinte expressão:

$$FPE_k = [(T + k + 1)/(T - k - 1)] [SSR_k/T]$$

Onde T é o número de observações usadas na estimativa da auto-regressão, e SSR_k (*Sum of Squared Residuals*) é a soma dos resíduos ao quadrado, de cada estimativa feita com uma defasagem de ordem k: $SSR_k = \sum u_t^2$, t: 1 → T.

A defasagem que minimiza o FPE é selecionada como a ordem de $a_{11}(L)$.

Uma vez que a defasagem é fixada para Y_t , o chamado método da gravidade é usado para que se determine a ordem na qual as outras variáveis devem entrar na equação, o que efeito também com base na minimização do FPE. Se:

$$Y_t = a_0 + a_{11}(L)Y_t + a_{12}(L)X_t + e_t$$

então X_t é uma variável relevante para entrar na equação, e $a_{12}(L)$ é um polinômio de defasagem definido de maneira similar a $a_{11}(L)$. A defasagem de $a_{11}(L)$ foi

definida previamente e, agora, para $a_{12}(L)$ a defasagem é feita variar segundo um intervalo $l = 1, 2, \dots, m$, com o FPE calculado da seguinte maneira:

$$FPE_{k,l} = [(T + k + l + 1)/(T - k - l - 1)][SSR_{k,l} / T]$$

Novamente, a defasagem que minimiza o $FPE_{k,l}$ é adotada como ordem da variável X_t . Se $[\min]FPE_{k,l} \leq [\min]FPE_k$, diz-se que X causa Y, de modo “Granger”.

Este tratamento pode ser estendido a quantas variáveis forem necessárias à modelagem. No caso dos oito mercados, objetos de estudo nesta tese, forma-se um sistema de equações.

3.4.1.4. O Modelo de Correção de Erros

A presença de co-integração entre as variáveis de um modelo VAR possibilita uma representação melhor das séries temporais. Se duas variáveis são co-integradas elas seguem um modelo de correção de erro que pode ser bem especificado, que acaba por se transformar em uma representação mais apurada (Granger, 1987) (Arshanapalli e Doukas, 1993) (Hill et al, 1999).

Para exemplificar, sejam dadas as equações abaixo de um modelo VAR(1) expresso nos termos da forma original não-diferenciada:

$$x_t = \theta_0 + \theta_1 x_{t-1} + \phi_1 y_{t-1} + e_t$$

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 x_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + u_t$$

Subtraindo-se x_{t-1} da primeira equação e y_{t-1} da segunda, obtém-se o seguinte par de equações:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \theta_0 + (\theta_1 - 1)x_{t-1} + \phi_1 y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \delta_0 + \delta_1 x_{t-1} + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + u_t$$

É demonstrável que se x_t e y_t são ambos $I(1)$ e co-integrados, então os coeficientes das equações acima satisfazem a restrição seguinte:

$$\theta_1 = 1 + [\phi_1 \delta_1 / (\alpha_1 - 1)]$$

que substituída no sistema, gera:

$$\Delta x_t = \theta_0 + [\phi_1 \delta_1 / (\alpha_1 - 1)] x_{t-1} + \phi_1 y_{t-1} + e_t$$

Desse modo, o sistema pode ser escrito como:

$$\Delta x_t = \theta_0 + [\phi_1 \delta_1 / (\alpha_1 - 1)] [x_{t-1} - [(1 - \alpha_1) / \delta_1] y_{t-1}] + e_t$$

$$\Delta y_t = \delta_0 + [x_{t-1} - [(1 - \alpha_1) / \delta_1] y_{t-1}] \delta_1 + u_t$$

Escrevendo:

$$\beta_2 = (1 - \alpha_2) / \delta_1$$

$$\gamma_1 = \phi_1 \delta_1 / (\alpha_1 - 1)$$

$$\gamma_2 = \delta_1$$

$$\theta_0^* = \theta_0 + \gamma_1 \beta_1$$

$$\delta_0^* = \delta_0 + \gamma_2 \beta_1$$

Podemos representar o sistema na forma do modelo de correção de erro:

$$\Delta x_t = \theta_0^* + \gamma_1 (x_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 y_{t-1}) + e_t$$

$$\Delta y_t = \delta_0^* + \gamma_2 (x_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 y_{t-1}) + u_t$$

No caso, as variações de x e y entre os períodos t-1 e t dependem, nos dois casos, da mesma grandeza:

$$\varepsilon_{t-1} = x_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 y_{t-1}$$

Assim, a representação mais condensada é:

$$\Delta x_t = \theta_0^* + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = \delta_0^* + \gamma_2 \varepsilon_{t-1} + u_t$$

Essa grandeza (ε_{t-1}) representa o desvio ε , no período t-1, em relação à trajetória de equilíbrio de longo prazo $x = \beta_1 + \beta_2 y$. Assim, as correções para x e y dependem da magnitude do desvio do sistema em relação ao seu equilíbrio a longo prazo no período

anterior. Os choques e e u conduzem a desvios de curto prazo da trajetória de equilíbrio de co-integração. Há então uma tendência a uma correção de volta ao equilíbrio.

As grandezas em ambos os membros das equações finais do sistema são variáveis estacionárias $I(0)$. Δx_t e Δy_t são $I(0)$ porque x_t e y_t são $I(1)$, e ε_{t-1} , em ambas as equações, é $I(0)$, porque x e y são co-integradas. É também importante destacar que se são utilizadas variáveis co-integradas $I(1)$ na especificação do modelo VAR, o estabelecimento de um modelo exclusivamente em termos das primeiras diferenças e defasagens de primeiras diferenças é um erro de especificação. A especificação correta é aquela que inclui um mecanismo de correção de erro.

3.4.1.5. A Análise do Modelo VAR

A análise de um modelo VAR se dá pelo processo de decomposição de variâncias e pela observação de funções de resposta a impulsos. São conhecidos pelas siglas VDC (Variance DeComposition) e IRF (Impulse Response Function).

Em um primeiro momento cada variável (retornos sob a forma de taxas de mercados acionários nacionais, neste estudo) sofre uma regressão estruturada sobre uma constante, valores defasados da própria variável, valores defasados das outras variáveis, e um termo de erro. Então as chamadas inovações de primeiro estágio são ortogonalizadas, segundo uma ordem específica das variáveis. As correlações contemporâneas dessas inovações são estimadas, e as VDCs e as IRFs são calculadas a partir de uma representação de médias móveis. A vantagem de se utilizar inovações ortogonalizadas é que é possível alocar a variância de cada elemento na regressão para fornecer os elementos de erro, uma vez que estes últimos são serialmente e contemporaneamente não-correlacionados.

As n primeiras linhas do sistema vetorial representado por:

$$\xi_{t+s} = v_{t+s} + F v_{t+s-1} + F^2 v_{t+s-2} + F^3 v_{t+s-3} + \dots + F^{s-1} v_{t+1} + F^s \xi_t$$

constituem-se em uma generalização vetorial da equação:

$$Y_{t-s} - \mu = f_{11}^{(s)}(Y_t - \mu) + f_{12}^{(s)}(Y_{t-1} - \mu) + \dots + f_{1p}^{(s)}(Y_{t-p+1} - \mu) + \varepsilon_{t-1} + \psi_1 \varepsilon_{t-s-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-s-2} + \dots + \psi_{s-1} \varepsilon_{t-1}$$

onde: $\psi_j = f_{11}^{(j)}$.

Esta equação representa um processo auto-regressivo estacionário de ordem p, um AR(p), que expressa os valores de $(Y_{t-s} - \mu)$ em termos dos valores iniciais $\{(Y_t - \mu), (Y_{t-1} - \mu), \dots\}$ e valores subsequentes de $\{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3}, \dots, \varepsilon_{t-s}\}$.

A generalização vetorial é dada por:

$$Y_{t-s} = \mu + \varepsilon_{t-s} + \Psi_1 \varepsilon_{t-s-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-s-2} + \dots + \Psi_{s-1} \varepsilon_{t-1} + F_{11}^{(s)}(y_t - \mu) + F_{12}^{(s)}(y_{t-1} - \mu) + \dots + F_{1p}^{(s)}(y_{t-p+1} - \mu)$$

Se os *eigenvalues* de **F** situam-se dentro do círculo unitário ($|\lambda| < 1$), então $F^s \rightarrow 0$, na medida em que $s \rightarrow \infty$, e y_t pode ser expresso como uma soma convergente dos valores de ε :

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \mu + \Psi(L) \varepsilon_t,$$

que é a representação de um processo vetorial de médias móveis de ordem infinita, um MA(∞).

A interpretação da matriz Ψ é a seguinte:

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \Psi_s$$

O que significa que o elemento ij da matriz Ψ_s identifica as consequências de um incremento unitário na inovação da j -ésima variável, na data t (ε_{jt}), sobre o valor da i -ésima variável, no momento $t+s$ (y_{it+s}), mantendo-se todas as outras inovações inalteradas, em todas as datas.

Se o primeiro elemento do vetor ε_t for alterado por δ_1 , ao mesmo tempo que o segundo elemento for alterado por δ_2 , ..., e o n -ésimo elemento for alterado por δ_n , o efeito combinado dessas mudanças sobre o valor do vetor y_{t-s} , é dado por:

$$\Delta y_{t-s} = \frac{\hat{c}y_{t-s}}{\hat{c}\varepsilon_{1t}} \delta_1 + \frac{\hat{c}y_{t-s}}{\hat{c}\varepsilon_{2t}} \delta_2 + \dots + \frac{\hat{c}y_{t-s}}{\hat{c}\varepsilon_{nt}} \delta_n = \Psi_s \delta$$

onde: $\delta = [\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n]^t$.

A função que fornece os valores de da matriz Ψ_s como uma função de s , é chamada de “função resposta-impulso” (IRF). Ela descreve a resposta de $y_{i, t-s}$ a um impulso em um único momento em y_{jt} com todas as outras variáveis mantidas constantes.

As VDCs têm a capacidade de mostrar a fração da variância do erro projetado para cada retorno, que resulta do efeito das próprias inovações e aquelas que provém de inovações nos demais mercados. As IRFs mostram a resposta do retorno de cada mercado a um impacto de uma unidade de erro padrão sobre o retorno do conjunto dos mercados.

A técnica Monte Carlo é muito útil para a simulação das inovações e o consequente ajuste das VDCs e IRFs. A simulação é uma ótima maneira de se obter numericamente estes multiplicadores dinâmicos. São construídas extrações randômicas da matriz de covariância do VAR, e a cada extração o modelo, as VDCs e as IRFs vão sendo ajustados. Assim, simulação se dá da seguinte maneira: os valores de $y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = 0$; faz-se $\varepsilon_{jt} = 1$ e todos os outros elementos de $\varepsilon_t = 0$; então simula-se o sistema:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \Phi_3 y_{t-3} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

para as data $t, t+1, t+2, t+3, \dots$, com c e todos os elementos $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$, iguais a zero; o valor do vetor y_{t-s} na data $t+s$ da simulação, corresponde à j -ésima coluna da matriz Ψ_s . Fazendo-se simulações separadas para cada uma das inovações ($j = 1, 2, \dots, n$), todas as colunas da matriz Ψ_s são calculadas.

Runkle (1987) enfatizou a importância de se prover precisão às estimativas com as quais as VDCs e IRFs são calculadas. Respostas a impulsos são funções claramente não lineares dos parâmetros estimados. Por esta razão, a técnica de integração Monte Carlo é recomendada para o cálculo dos intervalos de confiança.

3.4.1.6. O Modelo VAR Especificado

O modelo VAR adotado neste estudo inclui oito variáveis expressas sob a forma de taxas de retorno, referente aos oito mercados acionários estudados.

$$y_t = c + \sum_{s=1}^p A_s y_{t-s} + \varepsilon_t$$

Onde:

y_t é um vetor coluna 8×1 de taxas de retorno de oito mercados acionários;

c é o componente determinístico expresso por uma constante;

A_s e y_{t-s} são, respectivamente, matrizes de coeficientes 8×1 e 8×8 ;

p é o tamanho da defasagem;

ε_t é o chamado vetor inovação, que é 8×1 . Por construção, ε_t é não correlacionado com todos os valores passados de y_s .

O VAR estimado será invertido para formar uma representação de médias móveis. Esta representação do sistema VAR pode ser expressa como:

$$y_t = \mu + \sum_{s=0}^p \Psi_s \varepsilon_{t-s}$$

que representa y_t como uma combinação linear dos valores dos erros ou inovações. O componente i,j -ésimo de Ψ_s mostra a resposta do i -ésimo mercado nos períodos s depois de ocorrido um choque unitário randômico no j -ésimo mercado.

$$y_t = \mu + \sum_{s=0}^p \Psi_s V u_{t-s}$$

Para que se obtenha respostas puras, será importante transferir os termos de erros. Uma matriz triangular inferior V será escolhida para que se obtenham inovações ortogonalizadas u , de $\varepsilon = Vu$. O i,j -ésimo componente de $\Psi_s V$ na equação acima, representa a resposta ao impulso do i -ésimo mercado nos períodos s , a um choque de um erro padrão no j -ésimo mercado. A ortogonalização também fornece $\sum C_{ij}^2$, que é o componente da variância do erro projetado na projeção no passo $T+1$ de y_i , que é contabilizado por uma inovação em y_j . Esta decomposição da variância do erro projetado dá uma medida do quão importante uma variável é na geração de flutuações em si mesma e nas demais variáveis.

O teste da raiz unitária será realizado segundo o modelo proposto por Dickey e Fuller (1979), o ADF. Conforme discutido nos tópicos anteriores, é muito importante que se realize o teste da raiz unitária porque, de outro modo, os resultados dos testes de co-integração podem ser equivocados.

Dickey e Fuller mostraram que a estatística ADF não tem uma distribuição t -Student, mesmo no limite em que o tamanho da amostra se torna infinito. A distribuição desta estatística tem percentis calculados publicados em Fuller (1976, pág. 373) e Dickey et al (1986, tabela 1). Um segundo aspecto é que a maioria das séries ε_t não são do tipo ruídos brancos. A solução paramétrica sugerida por Dickey e Fuller é ampliar a regressão acima pela adição de termos suficientes em Δy_{t-1} para conter os resíduos, daí o termo “*augmented*” (aumentado) na nomenclatura do teste.

Para a definição do tamanho da defasagem com que serão trabalhadas as variáveis, será aplicado o critério FPE de Akaike. Segundo Thornton e Batten (1985) e Soydemir (1997), entre outros, o critério Final Prediction Error de Akaike (FPE), é melhor que os demais critérios existentes de seleção de defasagem. Suas principais restrições estariam apenas associadas aos casos em que o espaço amostral é reduzido, o que não é um problema neste estudo.

Quanto à verificação da presença ou não de co-integração entre as séries temporais consideradas no estudo, a técnica adotada será conforme o modelo proposto por Johansen e Juselius (1988). Muitos outros estudos têm sido dedicados à estimação e

teste de relações de longo prazo, entre eles: Engle e Granger (1987) e Box e Tiao (1981).

Com base no estudo de Johansen e Juselius (1988), será considerado um processo X_t definido por:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T.$$

onde ε_t são variáveis n-dimensionais Gaussianas randômicas com média zero e variância matriz Ω . O processo X_t pode não ser estacionário. A matriz de longo prazo ou de co-integração pode ser dada por :

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

onde Π , a matriz dos coeficientes, deverá ser examinada para que se determine se contém informação sobre os relacionamentos de longo prazo entre as variáveis do vetor de dados. Existem dois casos possíveis: ou a matriz Π tem um *rank* completo indicando que o processo vetorial é estacionário, e neste caso o modelo corresponde ao tradicional modelo vetorial diferenciado de séries temporais; ou $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$, implicando existem matrizes $(n \times r)$ α e β , tais que $\Pi = \alpha\beta'$. Os vetores β de co-integração têm a propriedade de que $X't$ é estacionário mesmo que X_t não o seja. O método de Johansen (1988) sugere dois testes estatísticos para o número de vetores de co-integração: as estatísticas traço e máximos *eigenvalues*.

A técnica de simulação Monte Carlo que será aplicada neste trabalho é similar às usadas nos estudos de Genber, Salemi e Swoboda (1987) e Soydemir (1997). Esta técnica é usada para gerar percentis estimados para as VDCs e erros padrões das IRFs. O método Monte Carlo será usado para inferir a distribuição da matriz dos coeficientes de resposta a impulso. A implementação deste procedimento deverá envolver os seguintes passos: estimar o VAR e salvar as estimativas dos coeficientes e os resíduos ajustados; então considerar uma variável randômica artificial u , quem tem probabilidade $1/T$ de assumir cada um dos valores na distribuição. Tomar uma extração randômica desta distribuição, e usá-la para construir a inovação de primeiro-estágio, em um

exemplo artificial, naturalmente. Procedendo deste modo, passo a passo, uma estrutura completa e ajustada pode ser gerada.

Um VAR pode ser ajustado por um OLS (Ordinary Least Squared) destes dados simulados, produzindo um OLS estimado, a partir do qual a magnitude dos coeficientes de resposta a impulso pode ser calculada. Uma série de 500 simulações pode ser admitida, inferindo-se um intervalo de 95% de confiança.

3.4.2. O Modelo Econométrico para o Estudo da Integração

Na busca das respostas para questões sobre integração de mercados de capitais, foram usados vários modelos baseados na teoria de finanças, nos diversos estudos já realizados. O mais comum é que estes modelos trabalhem com a idéia de precificação: mercados são integrados quando ativos de mesmo risco são precificados da mesma maneira, nos diferentes locais.

Mas existem modelos que não são baseados em teorias de precificação de ativos, e nem são testes estatísticos, e que podem, contudo, ser utilizados para complementar e apoiar estudos sobre integração de mercados, que usam modelos de precificação.

Um exemplo são os modelos que se baseiam nas diferenças das taxas de juros entre países, sendo portanto mais relevante para o estudo de mercados monetários. Trata-se de um mero monitoramento do co-movimento das diferenças absolutas entre as taxas.

Um outro exemplo de modelos não-baseados em precificação é uma simples variação do primeiro. Ao invés de monitorar diferenças entre taxas de juros, trabalha com os co-movimentos dos preços de ações entre os mercados.

Os diferenciais entre taxas de juros praticadas entre dois mercados financeiros podem fornecer referência sobre a integração entre eles, pela presença ou não de oportunidades de arbitragem. Se as oportunidades de arbitragem com taxas de juros

existem entre dois mercados, então eles são segmentados. Se não existem, são integrados.

Este método simples afeta a integridade do conceito das relações de paridade das finanças internacionais, os diferenciais de paridade de taxas de juros. Afinal eles podem ou não existir naturalmente.

Os diferenciais de taxas conduzem à noção de basicamente dois tipos de integração. O comportamento dos diferenciais de taxas de juros de curto prazo, trazem informações sobre a dimensão da integração monetária ou, de outro modo, do mercado de moedas. Algumas considerações importantes sobre a liquidez destes mercados e seus fundos podem ser obtidas com esta análise. Já as taxas de longo prazo, estão mais relacionados ao comportamento integrado de crescimento dos mercados e seus fundos e títulos de longo prazo.

Alguns trabalhos de pesquisa – Kasa (1995), Bekaert e Harvey (1995) – que procuraram identificar integração entre mercados acionários, se utilizaram do conceito intuitivo de que se a volatilidade dos retornos das ações (ou preços) apresentam fortes níveis de correlação, então os mercados são integrados. Uma medida mais apurada, ainda dentro deste raciocínio, é obtida com o uso da volatilidade lida como o desvio padrão das mudanças dos índices de preços de ações, em geral um índice por mercado.

Na verdade, não se pode garantir que se mercados de capitais são correlacionados então eles são integrados (Soydemir, 1997 e Akdogan, 1995). A idéia de integração esta fundamentada na teoria de precificação de ativos. Qualquer método que desrespeite esta fundamentação, estará violando o próprio conceito que pretende justificar.

Estes modelos que não são baseados em precificação de ativos, embora mais fracos, são amplamente usados na prática, dada a sua simplicidade.

3.4.2.1. O CAPM

Para tratar dos modelos de integração baseados em precificação de ativos, é interessante que seja feita uma consideração dos conceitos fundamentais da teoria de mercado de capitais, do modelo CAPM – Capital Asset Pricing Model – desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965), e de suas variações, e da APT – Arbitrage Pricing Theory, desenvolvida por Ross (1976).

As decisões que um investidor toma sobre compra ou venda de um ativo financeiro, estão relacionadas basicamente às variáveis risco e retorno. Em outras palavras, sua função utilidade depende da expectativa de retorno e do desvio padrão deste retorno esperado. O desvio padrão citado refere-se ao risco total do investimento. Este risco pode ser reduzido quando se considera uma carteira de ativos da qual o ativo em questão faz parte, conforme explica a teoria de Markowitz (1952). Este benefício da redução do risco global é o aspecto fundamental da diversificação.

Contudo, apenas uma parte do risco total de um ativo financeiro pode ser diversificada. Esta parte é chamada de risco não-sistemático. O risco não-sistemático está associado às idiosincrasias do ativo. A parte não diversificável do risco é chamada de risco sistemático. Este risco está associado a fatores que afetam os preços dos ativos de forma generalizada em um determinado mercado.

Naturalmente, aqueles ativos que estão menos expostos aos riscos sistemáticos tendem a ser mais valorizados que os mais expostos. Uma parcela maior de risco diversificável, em relação ao seu complementar, é uma vantagem para os investidores racionais.

A medida dos dois tipos de riscos é obtida com o que se convencionou chamar de linha característica de um ativo individual. Trata-se de uma reta obtida por regressão linear, cujo modelo é:

$$R_{it} = a_{it} + b_i R_{mt} + e_{it}$$

onde a_{it} e b_i são, respectivamente, os coeficientes linear e angular da reta de regressão, R_{mt} é o retorno de mercado, e e_{it} o termo que representa a parcela de erro aleatório que ocorre na data t .

Os estimadores a_i e b_i são conhecidos, respectivamente, como coeficientes alfa e beta de um título. Podem ser definidos como:

$$a_i = E(R_i) - b_i E(R_m)$$

$$b_i = \text{cov}(R_i; R_m) / \text{var}(R_m)$$

$$\text{cov}(R_i; R_m) = (1/T) \sum [(R_i - E(R_i))(R_m - E(R_m))]$$

$$\text{cov}(R_i; R_m) = \rho_{im} \sigma(R_i) \sigma(R_m)$$

onde ρ_{im} é o coeficiente de correlação entre a taxa de retorno do ativo i e a taxa de retorno do mercado m , e $\sigma(R_i)$ e $\sigma(R_m)$ são respectivamente os desvios-padrão destas taxas.

Usando-se o método dos mínimos quadrados pode-se particionar o risco total do ativo i , a partir da equação de sua linha característica:

$$\text{var}(R_i) = b_i^2 \text{var}(R_m) + \text{var}(e)$$

que pode ser escrita com a seguinte notação:

$$\sigma^2(R_i) = b_i^2 \sigma^2(R_m) + \sigma^2(e)$$

onde a parcela $b_i^2 \sigma^2(R_m)$ representa a porção de risco sistemático (não-diversificável) e a parcela $\sigma^2(e)$ representa a porção de risco não-sistemático (diversificável).

Um título que tem elevado risco sistemático (beta alto) tende a sofrer uma redução de preço até que o retorno proporcionado seja suficiente para compensar o risco não diversificável associado a ele. Um título que, por sua vez, tenha um risco sistemático relativamente baixo, tende a se valorizar, também limitado pela capacidade de retorno associada ao risco oferecido. Assim, o mercado entra em equilíbrio. O preço e a taxa de retorno atingidos nesta situação são chamados respectivamente de preço de

equilíbrio e taxa de retorno de equilíbrio, para uma determinada classe de ativos. Este equilíbrio é a idéia fundamental do CAPM. Neste modelo a taxa de retorno esperada para o i -ésimo ativo depende de uma função linear simples da sensibilidade do ativo em relação à carteira de mercado.

A teoria de mercado de capitais apoia-se em alguns pressupostos, que foram assumidos por Markowitz (1952) em sua teoria de gestão de carteiras de investimentos. O CAPM está baseado nestes mesmos pressupostos e idéias de Markowitz sobre as decisões de investimentos. São eles:

- ✓ Os investidores podem emprestar e tomar emprestado livremente sob a mesma taxa livre de risco;
- ✓ Os investidores têm expectativas homogêneas sobre os eventos futuros;
- ✓ Os investidores não podem individualmente afetar o preço de mercado dos ativos;
- ✓ Não há impostos ou custos de transação nas negociações;
- ✓ Os investimentos são perfeitamente divisíveis e líquidos;
- ✓ Os investidores têm um horizonte de tempo unitário;
- ✓ O mercado de capitais é equilibrado, ou seja, os preços se ajustam instantaneamente de acordo com a lei da oferta e procura;
- ✓ Os investidores são diversificadores de risco, segundo os moldes estabelecidos pela teoria de Markowitz, buscando sempre um posicionamento na fronteira eficiente.

A diversificação, segundo Markowitz (1952), depende da existência de ativos com baixa covariância positiva ou covariância negativa. Considerando-se o mercado, os ativos mais desejados são aqueles com baixa ou negativa covariância dos retornos em relação à carteira de mercado. Portanto estes ativos com maior demanda tendem a ser mais valorizados. O contrário deve ocorrer com os ativos de beta elevado (alta covariância com o mercado).

Uma vez estabelecido que todos os investidores têm as mesmas expectativas sobre o comportamento dos retornos dos ativos e que se guiam racionalmente pela

teoria de Markowitz, é compreensível que todos devem formar carteiras que são uma composição ótima entre a carteira de mercado e o ativo livre de risco do mercado. Desse modo, as possíveis carteiras estão distribuídas sobre uma reta, conforme a figura abaixo.

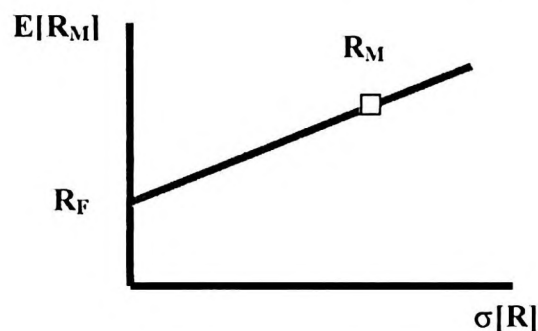


Figura 3.4.2.1.1 – Linha do Mercado de Capitais (LMC)

É importante notar que se um ativo estiver acima da LMC (ponto A), isto significa que o seu retorno em relação ao risco é muito atraente, em relação ao mercado. A procura por este ativo fará com o preço se ajuste em um nível mais elevado, trazendo o retorno para uma posição de equilíbrio sobre a LMC. Analogamente, se um ativo estiver abaixo da LMC (ponto B), significa que o seu retorno é insuficiente pelo risco associado, em relação ao mercado. Este ativo terá menor procura e maior oferta. O seu preço deve ser reduzido, fazendo com que seu retorno se ajuste na posição de equilíbrio da LMC.

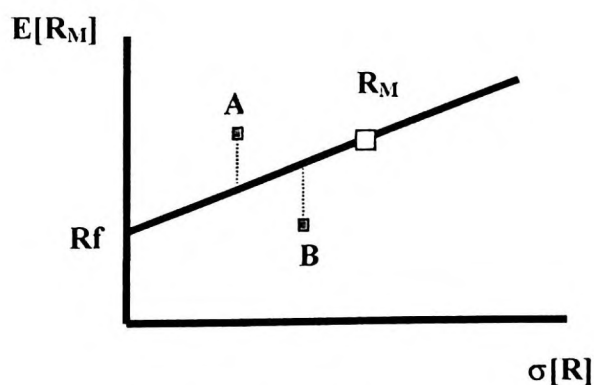


Figura 3.4.2.1.2 – Equilíbrio na LMC

O retorno esperado de uma carteira é dado, então, pela seguinte relação:

$$E(R_C) = w R_f + (1 - w) E(R_M)$$

onde:

$E(R_C)$ é o retorno esperado da carteira;

R_f é o retorno do ativo livre de risco presente no mercado;

$E(R_M)$ é o retorno esperado da carteira de mercado;

w é a fração de recursos aplicados à taxa livre de risco.

O risco de uma carteira C na localizada na LMC é dado por:

$$\sigma(R_C) = (1 - w) \sigma(R_M) \quad \text{onde:}$$

$\sigma(R_C)$ é o desvio padrão dos retornos da carteira C ;

$\sigma(R_M)$ é o desvio padrão dos retornos da carteira de mercado.

Resolvendo o sistema formado pelas equações do retorno e do risco da carteira C , em relação à variável w , obtém-se a equação da LMC:

$$E(R_C) = R_f + \{[E(R_M) - R_f] / \sigma(R_M)\} / \sigma(R_M)$$

onde a relação $[E(R_M) - R_f] / \sigma(R_M)$ é o coeficiente angular da LMC. Esta relação indica o prêmio adicional de retorno exigido, em relação a taxa livre de risco, por cada unidade de risco adicional assumida em uma carteira eficiente. Este prêmio é chamado de preço de mercado do risco de uma carteira eficiente.

É importante destacar que a diversificação é um ótimo fenômeno de redução de risco, mas complica sobremaneira sua mensuração. Em uma carteira o importante não é mais o desvio-padrão de cada um dos ativos, mas a contribuição individual para o risco total da carteira. Considerando-se que, em geral, os participantes do mercado possuem carteiras e não títulos isolados, a medida do desvio-padrão de cada ativo deixou de ser uma medida interessante do risco.

Segundo Ross (1995), o CAPM mostra que o risco individual de um título é bem representado pelo seu coeficiente beta. O beta oferece uma quantificação estatística da

tendência que o comportamento do retorno de um título tem para acompanhar o retorno da carteira representativa do mercado.

“...um indivíduo que possui apenas um título deve usar o retorno esperado como medida do resultado do investimento. O desvio-padrão ou a variância, é a medida apropriada do risco do título. Uma pessoa que procura uma carteira diversificada se preocupa com a contribuição de cada título ao retorno esperado e ao risco da carteira. Ocorre que o retorno esperado é a medida correta da contribuição do título ao retorno esperado da carteira. Entretanto, nem a variância, nem o desvio-padrão dos retornos do título é uma medida apropriada da contribuição do título ao risco de uma carteira. Essa contribuição é medida mais adequadamente pelo beta”.

Anteriormente foi colocado que a idéia fundamental do CAPM pode ser representada pela linha característica de um título individual, que relaciona risco e retorno de um ativo, num dado período, ao risco e retorno de uma carteira representativa do mercado. Esta linha característica é conhecida como LMT – Linha do Mercado de Títulos. A LMT é, portanto, uma relação de equilíbrio entre retornos esperados e riscos medidos sob a forma de variância.

A relação esperada entre o risco e o retorno estabelece que os investidores racionais detém títulos com risco que ofereçam um retorno proporcionalmente compensador. Considerando-se agora que os pressupostos da teoria dos mercados de capitais assumem que os investidores têm expectativas homogêneas e que podem emprestar e tomar emprestado à taxa livre de risco, pode-se concluir que todos eles vão compor carteiras com dois ativos: (1) a carteira de mercado de títulos com risco e, (2) o ativo livre de risco do mercado. Todas as carteiras possíveis serão uma combinação destes dois “ingredientes”.

Os títulos com elevada covariância com o mercado têm preços relativamente mais baixos e, conseqüentemente, expectativas de retornos mais elevados. Os títulos com baixa covariância (ou negativa) com o mercado, por sua vez, têm preços mais elevados e retornos esperados mais baixos.

A linha que mostra esta relação de equilíbrio é a LMT, que pode ser representada tanto como uma função da covariância, como do coeficiente beta (β).

A equação em função da covariância é dada por:

$$E(R_i) = R_F + \{[E(R_M) - R_F] / \text{Var}(R_M)\} \text{Cov}(R_i, R_M)$$

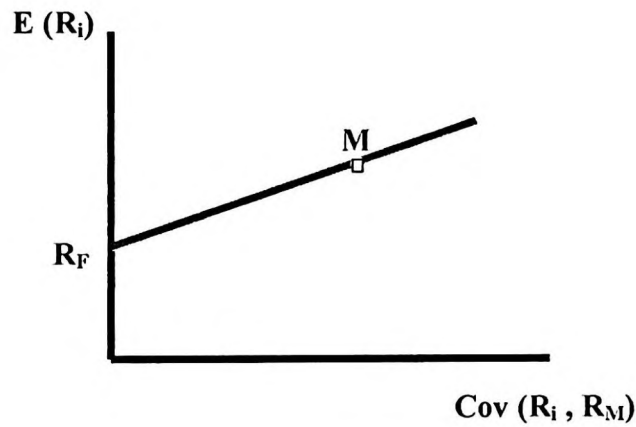


Figura 3.4.2.1.3 – LMT – Linha do Mercado de Títulos

A mesma relação escrita como função do coeficiente beta, é dada por:

$$E(R_i) = R_F + [E(R_M) - R_F] \cdot \beta_i \quad \text{onde:}$$

$$\beta = \text{Cov}(R_i, R_M) / \text{Var}(R_M)$$

E a curva representada pelo gráfico a seguir:

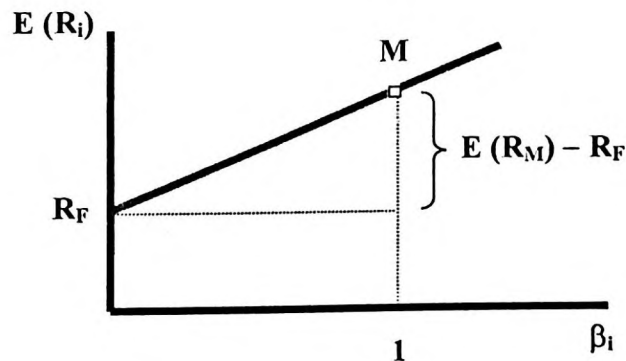


Figura 3.4.2.1.4 – A LMT em função do coeficiente Beta – CAPM

A figura anterior mostra que a reta LMT pode ser equacionada utilizando-se o intercepto R_F e o coeficiente angular $R_M - R_F$, da seguinte maneira:

$$E(R_i) = R_F + [E(R_M) - R_F] \cdot \beta_i$$

Esta equação, que descreve a LMT, é o CAPM.

3.4.2.2. O CAPM Dinâmico

Em 1973, Merton propôs um modelo alternativo para o CAPM de Sharpe, que considerava taxas variando continuamente no tempo e distribuição lognormal para o retorno dos ativos. No modelo de Sharpe as taxas são discretas e as distribuições são normais.

Com estas considerações Merton mostrou que os investidores devem manter carteiras compostas por três elementos: o ativo livre de risco, a carteira de mercado e uma carteira construída de tal maneira que tenha correlação perfeitamente negativa com o ativo livre de risco. A função deste terceiro elemento é justamente proteger a carteira do investidor do de variações futuras no retorno do ativo livre de risco, que agora tem um comportamento estocástico. No modelo convencional do CAPM, a taxa livre de risco era assumida como invariável num determinado período.

A equação do CAPM Dinâmico apresenta-se como:

$$E(R_i) = R_F + \lambda_1 [E(R_M) - R_F] + \lambda_2 [E(R_p) - R_F]$$

onde:

R_p = a taxa de retorno da carteira perfeitamente negativamente correlacionada com o ativo livre de risco;

$$\lambda_1 = (\beta_{km} - \beta_{ki} \beta_{im}) / (1 - \rho_{im}^2)$$

$$\lambda_2 = (\beta_{ki} - \beta_{km} \beta_{im}) / (1 - \rho_{im}^2)$$

ρ_{im}^2 = o coeficiente de correlação entre a carteira de mercado e a carteira do investimento;

$$\beta_{ab} = \text{cov}(R_a, R_b) / \sigma^2(R_b)$$

O coeficiente λ_2 deve ser positivo para ativos com β de baixo valor, e negativo em caso contrário.

3.4.2.3. O CAPM Internacional

Uma carteira de mercado internacional é uma cesta de títulos selecionados entre os vários mercados de capitais do mundo. É um conceito diferente do de um índice mundial composto, que é uma espécie de média ponderada de índices de mercados locais, ou carteiras historicamente estabelecidas e reconhecidas em todo o mundo.

Se um índice internacional é precificado, isto pode ser um sinal de integração desde que ele seja um importante fator para a explicação das variações dos retornos dos ativos nos mercados de capitais. Neste caso, o CAPM Internacional poderá precificar corretamente os ativos de capital.

O CAPM Internacional, baseado em média e variância, é eficiente sob as hipótese de que os mercados de capitais são internacionalmente integrados. Neste contexto, a estrutura internacional de preços de ativos de capital aproxima-se de um modelo de índice de mercados único.

O primeiro a estudar o comportamento do CAPM com carteiras internacionais foi Solnik (1974). Ele testou como o modelo de Sharpe (1964) e Lintner (1965) se comportava internacionalmente. O trabalho de Solnik explorou a hipótese de que o CAPM é internacionalmente válido e que serviria para testar a integração dos mercados de capitais internacionais. A invalidação do CAPM nos mercados internacionais conduziria a duas percepções: a de que as carteiras de mercados internacionais não são eficientes sob a ótica do modelo média - variância e, a de que os mercados de capital mundiais são segmentados.

A versão internacional do CAPM utilizada por Solnik é bastante similar ao CAPM convencional:

$$E(R_i) = \beta_{iw} E(R_w)$$

onde:

R_i é a taxa de retorno excedente do ativo i , calculada como a diferença entre a taxa de retorno atual e a taxa livre de risco;

R_w é a taxa de retorno excedente de uma carteira mundial de referência (carteira de mercado);

β_{iw} é o beta do i -ésimo ativo, ou carteira, em relação à carteira de mercado.

$$\beta_{iw} = \text{cov}(R_i, R_w) / \sigma^2(R_w)$$

Considerando-se um único mercado (mercado doméstico de um país), as equações acima ficariam escritas da seguinte maneira:

$$E(R_i) = \beta_{id} E(R_d)$$

$$\beta_{id} = \text{Cov}(R_i, R_d) / \text{Var}(R_d)$$

onde:

R_i é a taxa de retorno excedente do ativo i , calculada como a diferença entre a taxa de retorno atual e a taxa livre de risco;

R_d é a taxa de retorno excedente de uma carteira doméstica de referência (carteira de mercado);

β_{id} é o beta do i -ésimo ativo, ou carteira, em relação à carteira de mercado.

É importante notar que uma questão que é rapidamente levantada a respeito do uso de um CAPM Internacional, é sobre se um modelo de um único fator é capaz de oferecer uma correta precificação dos ativos internacionais. Segundo Fama e MacBeth (1973), os parâmetros das duas regressões – a regressão dos retornos de um índice de mercado doméstico e a regressão de um índice internacional de mercado – devem ser ortogonalizados, para uma carteira doméstica e uma equivalente internacional, e podem indicar a existência de integração entre os mercados. A parte do retorno da carteira doméstica que não é correlacionada com a carteira mundial, deve ser utilizada como uma variável explicativa, junto à taxa de retorno da carteira de mercado internacional, em uma regressão que procure explicar o comportamento série-temporal do retorno de uma determinada carteira ou ativo isolado (Stehle, 1977).

O uso do CAPM Internacional requer a determinação de coeficientes beta. Os betas determinados precisam ter sua significância estatística testada antes que sejam usados para a obtenção de precificações. O uso descuidado do CAPM conduz a resultados imprecisos. Nem sempre é possível aplicar o modelo com sucesso.

Se os riscos internacionais, presentes em alguma carteira internacional de mercado que seja usada como *benchmark*, puderem ser precificados corretamente com o CAPM Internacional, então os mercados de capitais podem ser considerados integrados. Caso contrário, eles são classificados como segmentados. Nesta situação, apenas um fator doméstico poderia ser precificado.

Solnik (1974) e depois Stehle (1977) não conseguiram rejeitar a hipótese de que os mercados seriam integrados, mas também não conseguiram rejeitar a hipótese de que seriam segmentados. Outros pesquisadores, como Jorion e Schwartz (1986), Errunza e Losq (1985), e Wheatley (1988), encontraram evidências de que os mercados são segmentados. Já Obsteld (1986) não conseguiu rejeitar a integração, e Harvey (1991) encontrou evidências da eficiência média-variância condicional. O próximo capítulo apresentará uma revisão dos principais trabalhos realizados sobre o tema da integração de mercados.

3.4.2.4. O Modelo CAPM Especificado

O modelo de precificação que será adotado neste estudo para a verificação da existência de integração entre os mercados, é um modelo de precificação internacional, o chamado I-CAPM Convencional, conforme já aplicado nos estudos de Solnik (1974), Sthele (1977), Jorion e Schwartz (1986), Alexander et al (1988) e Akdogan (1995).

A equação do modelo é a seguinte:

$$E(R_i) = \beta_{iw} E(R_w)$$

onde:

R_i é o retorno em excesso do ativo i ;

R_w é o retorno em excesso da carteira de mercado internacional;

β_{iw} é o beta do i -ésimo ativo, ou carteira, em relação à carteira de mercado internacional.

$$\beta_{iw} = \text{cov}(R_i, R_w) / \sigma^2(R_w)$$

As séries temporais dos retornos de cada um dos índices de mercado acionário dos países selecionados são regredidas contra os valores da série temporal dos retornos em excesso da carteira de mercado internacional. Cada uma das regressões segue o modelo básico abaixo:

$$R_i = \alpha + \beta R_w + u_i,$$

cujas aplicações resultam na identificação dos coeficientes $c(1)$ e $c(2)$ da equação

$$R_i = c_i(1) + c_i(2) R_w$$

Conforme prevê o modelo ICAPM proposto, espera-se que o coeficiente $c(1)$ seja nulo para todas as regressões, ao nível de 1%, ou no máximo de 5%, de significância estatística. A hipótese nula de que cada um dos coeficientes $c(1)$ seja nulo será testada através da estatística t e de sua probabilidade associada. A hipótese alternativa é a de que cada um dos coeficientes $c(1)$ seja diferente de zero. Coeficientes

c(1) não nulos indicam que a precificação do índice acionário de cada país sofre efeitos de fatores idiossincráticos e não apenas do comportamento dos retornos da carteira de mercado internacional.

Dos coeficientes c(2) – coeficientes angulares da reta de regressão – espera-se que sejam significativamente diferentes de zero. Da mesma maneira que os coeficientes c(1), a hipótese nula que afirma ser cada um dos coeficientes angulares (beta) igual a zero, será testada, através da estatística t e sua probabilidade associada, contra a hipótese alternativa de que os coeficientes assumem valores estatisticamente diferentes de zero.

Uma vez testada a significância de cada um dos coeficientes das regressões, será feita a verificação da similaridade dos coeficientes c(2). Se os mercados forem integrados, espera-se que a influência do retorno em excesso da carteira de mercado internacional sobre cada um dos retornos dos índices nacionais, seja semelhante entre eles. Essa verificação da semelhança será feita de forma bastante simples, baseando-se na comparação direta do quanto, em termos percentuais, cada um dos coeficientes angulares se diferencia dos demais. Serão considerados similares aqueles que se diferenciarem em menos de 10%.

O objetivo deste teste de similaridade é o de se fazer uma detecção primária, de quais são os mercados potencialmente integrados. Identificados os mercados, uma metodologia efetiva de detecção do fenômeno de integração, proposta por Akdogan (1995), será aplicada. O teste de integração proposto por este pesquisador se utiliza das regressões básicas, para a determinação dos betas (coeficientes C(2)) de cada um dos índices de mercado em relação à carteira de mercado internacional, e dos retornos médios estimados de cada um dos índices acionários. Na verdade, os valores dos betas obtidos são estimativas dos coeficientes de sensibilidade à carteira de mercado.

As estimativas dos retornos médios e betas são feitas ano a ano para cada um dos mercados. A composição da carteira de mercado internacional se altera com a mesma periodicidade, em função dos níveis de capitalização dos mercados acionários dos países do G5.

De posse das estimativas dos betas, os índices foram precificados segundo a equação de regressão indicada abaixo, sobre os dados combinados (séries temporais e cross over):

$$\text{Med}(R_{i,s}) = \mu_0 + \mu_{1,s} \beta_{i,s} + u_{i,s} \quad \text{onde:}$$

$\text{Med}(R_{i,s})$ é a média do retorno em excesso do índice do i -ésimo mercado acionário, no período s (anual);

μ_0 é o termo constante, intercepto da reta de regressão;

$\mu_{1,s}$ é o coeficiente associado ao prêmio de mercado pelo risco;

$\beta_{i,s}$ é o coeficiente de sensibilidade beta do i -ésimo mercado, no período s , no caso, é a variável dependente da regressão;

$u_{i,s}$ é o termo de erro.

Se o coeficiente for significativamente diferente de zero, indicará que o prêmio de mercado pelo risco é relevante na precificação dos índices acionários nacionais considerados, e hipótese de integração dos mercados é aceita. Caso contrário, os mercados são considerados segmentados.

Em uma primeira etapa os dados combinados devem envolver todos os mercados, o que significa que a existência do fenômeno de integração será verificada para todos os mercados em conjunto. Em seguida, cada uma das potenciais integrações detectadas pelo método da similaridade das inclinações das retas de regressão básicas, será testada pelo método proposto por Akdogan (1995). Nessa etapa, os dados dos retornos diários serão agrupados em períodos semestrais, o que permitirá um maior número de variações dos retornos médios e betas estimados, visando-se a obtenção de curvas mais ajustadas e resultados mais consistentes. Para isso, novas regressões básicas deverão ser feitas para cada um dos índices, para cada um dos 17 semestres (2/91 a 2/99).

Todas as regressões deverão ser testadas quanto à presença de auto-correlação serial dos erros estimados. O teste será feito com o teste d de Durbin-Watson (1951). A estatística d de Durbin-Watson é definida como:

$$d = \frac{\sum_{t=2,n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2,n} \hat{u}_t^2}$$

A estatística d de Durbin-Watson é, então, a soma das diferenças ao quadrado dos resíduos sucessivos e a soma dos quadrados dos resíduos. As hipóteses que fundamentam a estatística d são, segundo Gujarati (2000):

- ◆ O modelo de regressão deve incluir um termo de intercepto;
- ◆ As variáveis explicativas devem ser não-estocásticas;
- ◆ Admite-se que as perturbações u_t sejam geradas por um modelo auto-regressivo de primeira ordem ;
- ◆ O modelo de regressão não deve incluir valores defasados da variável dependente como uma das variáveis explicativas;
- ◆ Não deve haver ausência de dados no período analisado.

Uma das hipóteses do modelo clássico de regressão linear é a de que os erros, ou perturbações, u_t , são aleatórios ou não-correlacionados. Esta hipótese é violada quando surge o problema da auto-correlação ou correlação serial. Na presença de auto-correlação, os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários deixam de ser eficientes. Com isso, os testes de significância t e F não podem ser aplicados de forma consistente. São necessárias medidas corretivas como a tomada das diferenças dos dados originais.

Contudo, no trabalho com séries temporais e dados em *cross over* financeiros é comum que a variância dos erros projetados se comporte segundo um modelo AR ou ARMA. Os modelos que tentam prever o comportamento de variáveis financeiras se deparam com o problema de grande oscilação da capacidade de previsão entre períodos diferentes. Esse efeito sugere que a variância dos erros de previsão não é constante, mas varia de um período para outro. Então, quando a estatística d de Durbin-Watson indica a presença de auto-correlação serial, esta indicação pode ser causada pelo efeito da auto-correlação na variância do termo de erro, e não propriamente pela auto-correlação da série temporal.

Uma vez que pode ser admitido que os erros de previsão dependem do comportamento das perturbações u_t da regressão, Engle (1982) desenvolveu o modelo

Auto Regressivo de Heterocedasticidade Condicional (ARCH, em inglês) para capturar o efeito de auto-correlação presente nesses casos. O efeito é chamado de efeito ARCH.

Segundo o modelo ARCH, a variância da perturbação u_t , da regressão, no instante t , depende do valor do erro ao quadrado, no instante $t-1$. Assim, tem-se:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

Quando a variância de u_t depende do quadrado do termo de perturbação no instante anterior, o modelo recebe o nome de ARCH(1). Um modelo generalizado com p regressores é chamado de ARCH(p):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \alpha_3 u_{t-3}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2$$

Quando a variância condicional é introduzida como variável independente da equação da média da variável dependente, o modelo obtido é uma variante denominada ARCH-M (termo ARCH na média). O modelo ARCH-M tem especial aplicação em estudos com variáveis financeiras, onde procura-se associar os retornos de ativos aos seus riscos. O coeficiente estimado para o termo de risco é uma medida do *trade-off* risco retorno. Assim, as equações do modelo ARCH-M básico são:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_3 \sigma_t^2 + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

Uma variante do modelo ARCH-M será aplicada como modelo de regressão sobre todos os índices de mercado acionário dos países estudados. Essa variante inclui o desvio padrão do termo de erro u_t (σ_t) ao invés da variância σ_t^2 . Da mesma forma como foram utilizadas as regressões convencionais, as regressões ARCH-M devem gerar retornos médios e betas estimados, sobre os quais será aplicada a metodologia proposta por Akdogan (1995), para a detecção do efeito de integração entre os mercados.

4

Avaliação da Interdependência dos Mercados

A avaliação da existência do fenômeno da interdependência entre os mercados analisados foi feita através de um modelo de auto-regressão vetorial (VAR). Este tipo de modelagem é indicado para o estudo do comportamento no tempo e previsão dos valores de duas ou mais variáveis econômicas, apresentadas sob a forma de séries temporais, sendo, portanto, o modelo VAR adotado classificado como um modelo de séries temporais multivariado.

4.1. TESTE DE ESTACIONARIDADE DOS DADOS

A utilização adequada de um processo auto-regressivo requer que as séries temporais sejam estacionárias. Isto significa que a média, a variância e a função de autocovariância (ou auto-correlação) dos dados não se alteram ao longo do tempo. Por isso, o primeiro passo nessa avaliação foi o de se testar as séries dos retornos dos índices acionários de cada país, quanto à sua estacionaridade. Sobre cada uma das séries foi realizado o Teste ADF (Augmented Dickey Fuller) para a verificação da propriedade de estacionaridade. O Teste ADF é um teste de verificação da existência de raízes unitárias na representação univariada das variáveis.

As tabelas 4.1. a 4.8., apresentadas nas próximas páginas, mostram que a hipótese nula de não-estacionaridade é rejeitada, ao nível de 1%, para todas as séries, com as variáveis em nível. O que significa que nenhuma das séries precisou sofrer qualquer processo de ajuste para a obtenção de estacionaridade. Para a Argentina, por exemplo, a tabela 5.1. mostra que o valor da estatística t (-20,20305), para os valores da série em nível, é bem inferior ao valor crítico (-3,4365) definido por MacKinnon, ao

nível de 1% de significância estatística, para a rejeição da hipótese nula de não-estacionaridade. O mesmo se dá para as demais séries.

ADF Test Statistic		1% Critical Value*	-3.4365
10% Critical Value	-2.5678	5% Critical Value	-2.8634
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			

Dependent Variable: D(ARGENTINA)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ARGENTINA(-1)	-0.945365	0.046793	-20.20305	0.0000
D(ARGENTINA(-1))	0.045106	0.041897	1.076582	0.2818
D(ARGENTINA(-2))	-0.033570	0.036447	-0.921042	0.3571
D(ARGENTINA(-3))	0.002073	0.029449	0.070385	0.9439
D(ARGENTINA(-4))	-0.003943	0.021867	-0.180317	0.8569
C	0.000168	0.000527	0.319533	0.7494
R-squared	0.458898	Mean dependent var	2.57E-05	
Adjusted R-squared	0.457596	S.D. dependent var	0.032626	
S.E. of regression	0.024029	Akaike info criterion	-4.616276	
Sum squared resid	1.199195	Schwarz criterion	-4.600025	
Log likelihood	4813.851	F-statistic	352.2929	
Durbin-Watson stat	2.001151	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.1. Resultados do Teste ADF para a Argentina

Dependent Variable: D(BRASIL)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BRASIL(-1)	-1.039362	0.048259	-21.53722	0.0000
D(BRASIL(-1))	0.084389	0.042780	1.972638	0.0487
D(BRASIL(-2))	0.066546	0.036981	1.799475	0.0721
D(BRASIL(-3))	0.054725	0.030260	1.808503	0.0707
D(BRASIL(-4))	0.020446	0.021900	0.933603	0.3506
C	0.001512	0.000746	2.027112	0.0428
R-squared	0.478317	Mean dependent var	-3.06E-06	
Adjusted R-squared	0.477061	S.D. dependent var	0.046846	
S.E. of regression	0.033876	Akaike info criterion	-3.929329	
Sum squared resid	2.383566	Schwarz criterion	-3.913079	
Log likelihood	4098.396	F-statistic	380.8695	
Durbin-Watson stat	2.002019	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.2. Resultados do Teste ADF para o Brasil

ADF Test Statistic	1% Critical Value*	-3.4365
	5% Critical Value	-2.8634
	10% Critical Value	-2.5678
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. Augmented Dickey-Fuller Test Equation		

Dependent Variable: D(CHILE)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CHILE(-1)	-0.641026	0.036835	-17.40278	0.0000
D(CHILE(-1))	-0.074037	0.034550	-2.142886	0.0322
D(CHILE(-2))	-0.064498	0.031022	-2.079137	0.0377
D(CHILE(-3))	-0.057053	0.026915	-2.119756	0.0341
D(CHILE(-4))	-0.043084	0.021894	-1.967845	0.0492
C	0.000135	0.000194	0.699000	0.4846
R-squared	0.356492	Mean dependent var	6.55E-06	
Adjusted R-squared	0.354943	S.D. dependent var	0.010992	
S.E. of regression	0.008828	Akaike info criterion	-6.618866	
Sum squared resid	0.161874	Schwarz criterion	-6.602616	
Log likelihood	6899.549	F-statistic	230.1239	
Durbin-Watson stat	2.002383	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.3. Resultados do Teste ADF para o Chile

Dependent Variable: D(MEXICO)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MEXICO(-1)	-0.843655	0.044263	-19.06011	0.0000
D(MEXICO(-1))	-0.037174	0.039863	-0.932555	0.3512
D(MEXICO(-2))	-0.052401	0.035204	-1.488484	0.1368
D(MEXICO(-3))	-0.010007	0.029228	-0.342390	0.7321
D(MEXICO(-4))	-0.046980	0.021925	-2.142814	0.0322
C	0.000336	0.000504	0.667157	0.5047
R-squared	0.445026	Mean dependent var	-8.00E-07	
Adjusted R-squared	0.443690	S.D. dependent var	0.030792	
S.E. of regression	0.022967	Akaike info criterion	-4.706669	
Sum squared resid	1.095551	Schwarz criterion	-4.690419	
Log likelihood	4907.996	F-statistic	333.1031	
Durbin-Watson stat	1.998861	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.4. Resultados do Teste ADF para o México

ADF Test Statistic	1% Critical Value*	-3.4365
	5% Critical Value	-2.8634
	10% Critical Value	-2.5678
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. Augmented Dickey-Fuller Test Equation		

Dependent Variable: D(CINGAPURA)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CINGAPURA(-1)	-0.909536	0.042897	-21.20270	0.0000
D(CINGAPURA(-1))	0.087069	0.038525	2.260093	0.0239
D(CINGAPURA(-2))	0.051779	0.034011	1.522423	0.1281
D(CINGAPURA(-3))	0.080299	0.028350	2.832395	0.0047
D(CINGAPURA(-4))	0.044370	0.021934	2.022852	0.0432
C	0.000363	0.000294	1.234758	0.2171
R-squared	0.416829	Mean dependent var	-4.94E-06	
Adjusted R-squared	0.415425	S.D. dependent var	0.017540	
S.E. of regression	0.013411	Akaike info criterion	-5.782648	
Sum squared resid	0.373543	Schwarz criterion	-5.766398	
Log likelihood	6028.628	F-statistic	296.9125	
Durbin-Watson stat	1.998731	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.5. Resultados do Teste ADF para Cingapura

Dependent Variable: D(COREIA)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COREIA(-1)	-0.999282	0.046010	-21.71899	0.0000
D(COREIA(-1))	0.090061	0.040867	2.203757	0.0277
D(COREIA(-2))	0.083640	0.035710	2.342183	0.0193
D(COREIA(-3))	0.089843	0.029589	3.036385	0.0024
D(COREIA(-4))	0.036984	0.021937	1.685931	0.0920
C	0.000417	0.000424	0.982543	0.3259
R-squared	0.456535	Mean dependent var	-9.72E-06	
Adjusted R-squared	0.455227	S.D. dependent var	0.026210	
S.E. of regression	0.019346	Akaike info criterion	-5.049837	
Sum squared resid	0.777314	Schwarz criterion	-5.033587	
Log likelihood	5265.405	F-statistic	348.9551	
Durbin-Watson stat	1.998132	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.6. Resultados do Teste ADF para a Coréia do Sul

ADF Test Statistic	1% Critical Value*	-3.4365
	5% Critical Value	-2.8634
	10% Critical Value	-2.5678
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root. Augmented Dickey-Fuller Test Equation		

Dependent Variable: D(HONGKONG)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HONGKONG(-1)	-0.973688	0.047211	-20.62419	0.0000
D(HONGKONG(-1))	0.002539	0.042393	0.059896	0.9522
D(HONGKONG(-2))	-0.026664	0.037599	-0.709170	0.4783
D(HONGKONG(-3))	0.080990	0.030535	2.652381	0.0081
D(HONGKONG(-4))	0.026414	0.021943	1.203718	0.2288
C	0.000767	0.000394	1.944322	0.0520
R-squared	0.497774	Mean dependent var	-2.38E-06	
Adjusted R-squared	0.496565	S.D. dependent var	0.025251	
S.E. of regression	0.017916	Akaike info criterion	-5.203344	
Sum squared resid	0.666698	Schwarz criterion	-5.187094	
Log likelihood	5425.283	F-statistic	411.7170	
Durbin-Watson stat	2.001228	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.7. Resultados do Teste ADF para Hong Kong

Dependent Variable: D(TAIWAN)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 9/12/1991 1/12/1999				
Included observations: 2083 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TAIWAN(-1)	-0.947784	0.047261	-20.05431	0.0000
D(TAIWAN(-1))	-0.036383	0.042366	-0.858763	0.3906
D(TAIWAN(-2))	-0.008324	0.037259	-0.223407	0.8232
D(TAIWAN(-3))	0.028111	0.030809	0.912439	0.3616
D(TAIWAN(-4))	-0.008300	0.021992	-0.377411	0.7059
C	0.000373	0.000340	1.096421	0.2730
R-squared	0.494000	Mean dependent var	-3.80E-06	
Adjusted R-squared	0.492782	S.D. dependent var	0.021742	
S.E. of regression	0.015485	Akaike info criterion	-5.495055	
Sum squared resid	0.498013	Schwarz criterion	-5.478805	
Log likelihood	5729.100	F-statistic	405.5488	
Durbin-Watson stat	1.999707	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 4.8. Resultados do Teste ADF para Taiwan

4.2. TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER

Para a aplicação do modelo VAR, o próximo teste a ser feito é o da “Causalidade Granger”. Este teste deve mostrar que uma série temporal provoca outra série, se seus valores defasados são preditores significativos desta outra série, e se a relação inversa se verifica ou não de forma significativa. A existência do efeito de causalidade Granger entre duas séries temporais é um indicativo de que um modelo de auto-regressão vetorial (VAR) pode ser desenvolvido para modelar e projetar as séries inter-relacionadas. A tabela 4.9 a seguir apresenta os resultados do Teste de Causalidade Granger.

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2/12/1991 1/12/1999			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BRASIL does not Granger Cause ARGENTINA	2086	0.24988	0.77892
ARGENTINA does not Granger Cause BRASIL		1.57171	0.20794
CHILE does not Granger Cause ARGENTINA	2086	2.31196	0.09932
ARGENTINA does not Granger Cause CHILE		10.8170	2.1E-05
MEXICO does not Granger Cause ARGENTIN	2086	8.42072	0.00023
ARGENTINA does not Granger Cause MEXICO		5.85119	0.00292
CINGAPUR does not Granger Cause ARGENT	2086	2.04272	0.12994
ARGENTINA does not Granger Cause CINGAPURA		36.6070	2.4E-16
COREIA does not Granger Cause ARGENTINA	2086	0.96141	0.38252
ARGENTINA does not Granger Cause COREIA		7.33479	0.00067
HONGKON does not Granger Cause ARGENT	2086	5.27195	0.00520
ARGENTINA does not Granger Cause HONGKONG		38.7828	0.00000
TAIWAN does not Granger Cause ARGENTIN	2086	0.57656	0.56192
ARGENTINA does not Granger Cause TAIWAN		17.6211	2.6E-08
CHILE does not Granger Cause BRASIL	2086	2.25495	0.10513
BRASIL does not Granger Cause CHILE		6.94617	0.00098
MEXICO does not Granger Cause BRASIL	2086	3.48419	0.03086
BRASIL does not Granger Cause MEXICO		4.24447	0.01447
CINGAPURA does not Granger Cause BRASIL	2086	0.11390	0.89235
BRASIL does not Granger Cause CINGAPURA		21.8639	4.0E-10

Tabela 4.9. Resultados do Teste de Causalidade Granger

COREIA does not Granger Cause BRASIL	2086	0.07536	0.92741
BRASIL does not Granger Cause COREIA		5.73840	0.00327
HONGKONG does not Granger Cause BRASIL	2086	0.25748	0.77302
BRASIL does not Granger Cause HONGKONG		34.0346	2.9E-15
TAIWAN does not Granger Cause BRASIL	2086	0.45512	0.63443
BRASIL does not Granger Cause TAIWAN		4.49556	0.01127
MEXICO does not Granger Cause CHILE	2086	8.51501	0.00021
CHILE does not Granger Cause MEXICO		3.38173	0.03418
CINGAPURA does not Granger Cause CHILE	2086	0.67994	0.50676
CHILE does not Granger Cause CINGAPURA		22.0347	3.4E-10
COREIA does not Granger Cause CHILE	2086	0.66597	0.51389
CHILE does not Granger Cause COREIA		7.30166	0.00069
HONGKONG does not Granger Cause CHILE	2086	0.41121	0.66290
CHILE does not Granger Cause HONGKONG		14.0979	8.3E-07
TAIWAN does not Granger Cause CHILE	2086	0.11103	0.89492
CHILE does not Granger Cause TAIWAN		4.71957	0.00901
CINGAPURA does not Granger Cause MEXIC	2086	2.31071	0.09945
MEXICO does not Granger Cause CINGAPURA		28.6512	5.3E-13
COREIA does not Granger Cause MEXICO	2086	1.18624	0.30557
MEXICO does not Granger Cause COREIA		9.84497	5.6E-05
HONGKONG does not Granger Cause MEXI	2086	1.44641	0.23565
MEXICO does not Granger Cause HONGKONG		42.6669	0.00000
TAIWAN does not Granger Cause MEXICO	2086	0.38138	0.68297
MEXICO does not Granger Cause TAIWAN		9.53882	7.5E-05
COREIA does not Granger Cause CINGAPURA	2086	7.56067	0.00053
CINGAPURA does not Granger Cause COREIA		10.3342	3.4E-05
HONGKONG does not Granger Cause CINGAP	2086	3.07326	0.04648
CINGAPURA does not Granger Cause HONGKONG		4.60610	0.01009
TAIWAN does not Granger Cause CINGAPUR	2086	0.81737	0.44174
CINGAPURA does not Granger Cause TAIWAN		18.8377	7.8E-09
HONGKONG does not Granger Cause COREIA	2086	6.74988	0.00120
COREIA does not Granger Cause HONGKONG		7.05740	0.00088
TAIWAN does not Granger Cause COREIA	2086	2.55025	0.07831
COREIA does not Granger Cause TAIWAN		3.77215	0.02316
TAIWAN does not Granger Cause HONGKON	2086	0.74688	0.47397
HONGKONG does not Granger Cause TAIWAN		15.0283	3.3E-07

Continuação da Tabela 4.9. Resultados do Teste de Causalidade Granger

Os resultados do Teste de Causalidade Granger revelaram um aspecto bastante curioso. Foi possível rejeitar a hipótese nula da existência de vetores nulos de cointegração entre as séries, para a maioria delas, ao nível de 5%. As exceções ficaram por conta da relação de causalidade entre o grupo de asiáticos e o grupo de latino

americanos. A hipótese nula não pôde ser rejeitada em todas as relações de causalidade dos mercados asiáticos para com os da América Latina. O que significa dizer que os valores das séries dos índices dos mercados de Cingapura, Coréia do Sul, Hong Kong e Taiwan não são bons preditores para as séries dos índices de Argentina, Brasil, Chile e México, mas a recíproca não é verdadeira. Pode-se dizer que os índices dos quatro mercados latino americanos tem causalidade Granger sobre o grupo asiático, mas não o contrário.

A hipótese nula também pode ser rejeitada, ao nível de 5%, para Brasil e Argentina (não há causalidade Granger de um índice sobre o outro), e no caso do índice chileno como preditor do índice brasileiro, e, ainda, na causalidade de Taiwan sobre Cingapura e Coréia do Sul.

O resultado de existência de causalidade Granger para as demais combinações de séries de índices não indica necessariamente uma relação de causalidade, propriamente dita, de uma sobre a outra, mas pode significar uma adequação da aplicação de um modelo VAR para o estudo do nível de interdependência entre estes mercados.

4.3. ANÁLISE DAS DECOMPOSIÇÕES DA VARIÂNCIA

O modelo VAR aplicado apresentou resultados que indicaram não haver qualquer nível de correlação entre os elementos da matriz de correlação dos resíduos, que seja significativamente diferente de zero. Isto indica a necessidade da aplicação de um processo de decomposição de Cholesky para estimar as Decomposições das Variâncias (VDC – Variance DeComposition), e que as Funções de Resposta a Impulso (IRF – Impulse Response Function) não são significativamente afetadas pela ordem das variáveis.

Variance Decomposition of ARGENTINA:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.023865	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.024073	99.13870	0.018963	0.113542	2.77E-05	0.095711	0.099525	0.520002	0.013526
3	0.024205	98.49688	0.020777	0.204387	0.134598	0.095533	0.323546	0.694462	0.029812
4	0.024207	98.48146	0.026069	0.206119	0.138708	0.096231	0.326077	0.695505	0.029830
5	0.024209	98.47462	0.026161	0.206236	0.140868	0.096234	0.327203	0.697483	0.031193
6	0.024209	98.47431	0.026374	0.206235	0.140901	0.096261	0.327203	0.697516	0.031203
7	0.024209	98.47424	0.026374	0.206237	0.140920	0.096266	0.327210	0.697546	0.031211
8	0.024209	98.47423	0.026376	0.206237	0.140920	0.096266	0.327210	0.697546	0.031211
9	0.024209	98.47423	0.026376	0.206237	0.140920	0.096266	0.327210	0.697547	0.031211
10	0.024209	98.47423	0.026376	0.206237	0.140920	0.096266	0.327210	0.697547	0.031211

Tabela 4.10. Decomposições da Variância para a Argentina

Variance Decomposition of BRASIL:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.033780	19.97441	80.02559	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.033913	20.13455	79.45761	0.113675	0.000583	0.013544	0.051187	0.189561	0.039285
3	0.033935	20.10788	79.38300	0.157414	0.002137	0.039663	0.055105	0.189513	0.065280
4	0.033936	20.10749	79.37984	0.159554	0.002139	0.040802	0.055377	0.189508	0.065288
5	0.033936	20.10745	79.37955	0.159834	0.002179	0.040814	0.055379	0.189508	0.065290
6	0.033936	20.10744	79.37951	0.159869	0.002180	0.040820	0.055380	0.189509	0.065290
7	0.033936	20.10744	79.37950	0.159872	0.002180	0.040822	0.055380	0.189509	0.065290
8	0.033936	20.10744	79.37950	0.159873	0.002180	0.040822	0.055380	0.189509	0.065290
9	0.033936	20.10744	79.37950	0.159873	0.002180	0.040822	0.055380	0.189509	0.065290
10	0.033936	20.10744	79.37950	0.159873	0.002180	0.040822	0.055380	0.189509	0.065290

Tabela 4.11. Decomposições da Variância para o Brasil

Variance Decomposition of CHILE:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.008750	12.90224	3.588723	83.50904	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.009176	15.23258	3.923110	80.44247	0.048766	0.027642	0.006696	0.302948	0.015788
3	0.009230	15.18107	3.877774	80.28716	0.061425	0.202777	0.025732	0.341102	0.022962
4	0.009236	15.17623	3.872568	80.26131	0.066552	0.226947	0.026899	0.346321	0.023172
5	0.009237	15.17853	3.872170	80.25714	0.066755	0.228473	0.026985	0.346631	0.023315
6	0.009237	15.17863	3.872100	80.25692	0.066755	0.228615	0.026991	0.346646	0.023348
7	0.009237	15.17862	3.872091	80.25690	0.066759	0.228646	0.026991	0.346651	0.023349
8	0.009237	15.17862	3.872090	80.25689	0.066759	0.228649	0.026991	0.346652	0.023349
9	0.009237	15.17862	3.872090	80.25689	0.066759	0.228650	0.026991	0.346652	0.023349
10	0.009237	15.17862	3.872090	80.25689	0.066759	0.228650	0.026991	0.346652	0.023349

Tabela 4.12. Decomposições da Variância para o Chile

Variance Decomposition of MEXICO:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.012999	15.41278	4.913405	2.004478	0.000000	0.000000	0.000000	77.66933	0.000000
2	0.013626	16.21851	5.166692	2.119920	0.112084	0.016515	0.002304	76.36330	0.000679
3	0.013666	16.30153	5.144881	2.129680	0.125951	0.179936	0.034791	76.04485	0.038374
4	0.013670	16.30117	5.146951	2.129921	0.126255	0.180425	0.035092	76.04179	0.038400
5	0.013671	16.30270	5.146895	2.129865	0.126253	0.180563	0.035327	76.03996	0.038439
6	0.013671	16.30270	5.146896	2.129881	0.126258	0.180564	0.035328	76.03993	0.038442
7	0.013671	16.30270	5.146895	2.129890	0.126263	0.180564	0.035331	76.03991	0.038444
8	0.013671	16.30270	5.146895	2.129891	0.126263	0.180564	0.035331	76.03991	0.038444
9	0.013671	16.30270	5.146895	2.129891	0.126263	0.180564	0.035331	76.03991	0.038444
10	0.013671	16.30270	5.146895	2.129891	0.126263	0.180564	0.035331	76.03991	0.038444

Tabela 4.13. Decomposições da Variância para o México

Variance Decomposition of CINGAPURA:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.029118	2.079837	0.062325	0.911302	96.94029	0.000000	0.000000	0.006249	0.000000
2	0.029316	5.970249	0.546327	1.639267	90.10535	0.991883	0.195648	0.543301	0.007973
3	0.029329	5.934995	0.552862	1.903544	89.57377	1.216585	0.195968	0.565993	0.056286
4	0.029330	5.949703	0.561026	1.927424	89.51501	1.217328	0.201708	0.567264	0.060535
5	0.029330	5.949601	0.561016	1.929523	89.51161	1.218208	0.201884	0.567336	0.060824
6	0.029330	5.949801	0.561013	1.929727	89.51106	1.218220	0.201969	0.567333	0.060874
7	0.029330	5.949807	0.561013	1.929758	89.51102	1.218228	0.201970	0.567332	0.060875
8	0.029330	5.949807	0.561013	1.929763	89.51101	1.218229	0.201970	0.567333	0.060875
9	0.029330	5.949807	0.561013	1.929764	89.51101	1.218229	0.201970	0.567334	0.060875
10	0.029330	5.949807	0.561013	1.929764	89.51101	1.218229	0.201970	0.567334	0.060875

Tabela 4.14. Decomposições da Variância para Cingapura

Variance Decomposition of COREIA:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.017384	0.271331	0.189762	0.010495	1.018382	98.50699	0.000000	0.003045	0.000000
2	0.018031	0.503501	0.279004	0.127829	1.484932	97.51837	0.013711	0.061971	0.010679
3	0.018077	0.503959	0.285292	0.134104	1.522571	97.43304	0.018465	0.063619	0.038949
4	0.018082	0.504151	0.286639	0.135198	1.523412	97.42803	0.018870	0.063880	0.039816
5	0.018082	0.504149	0.286705	0.135261	1.523422	97.42765	0.018903	0.063908	0.040001
6	0.018082	0.504154	0.286712	0.135269	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
7	0.018082	0.504154	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
8	0.018082	0.504155	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
9	0.018082	0.504155	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
10	0.018082	0.504155	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008

Tabela 4.15. Decomposições da Variância para Coreia do Sul

Variance Decomposition of CINGAPURA:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.029118	2.079837	0.062325	0.911302	96.94029	0.000000	0.000000	0.006249	0.000000
2	0.029316	5.970249	0.546327	1.639267	90.10535	0.991883	0.195648	0.543301	0.007973
3	0.029329	5.934995	0.552862	1.903544	89.57377	1.216585	0.195968	0.565993	0.056286
4	0.029330	5.949703	0.561026	1.927424	89.51501	1.217328	0.201708	0.567264	0.060535
5	0.029330	5.949601	0.561016	1.929523	89.51161	1.218208	0.201884	0.567336	0.060824
6	0.029330	5.949801	0.561013	1.929727	89.51106	1.218220	0.201969	0.567333	0.060874
7	0.029330	5.949807	0.561013	1.929758	89.51102	1.218228	0.201970	0.567332	0.060875
8	0.029330	5.949807	0.561013	1.929763	89.51101	1.218229	0.201970	0.567333	0.060875
9	0.029330	5.949807	0.561013	1.929764	89.51101	1.218229	0.201970	0.567334	0.060875
10	0.029330	5.949807	0.561013	1.929764	89.51101	1.218229	0.201970	0.567334	0.060875

Tabela 4.14. Decomposições da Variância para Cingapura

Variance Decomposition of COREIA:

Period	S.E.	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	CINGAPURA	COREIA	HONGKONG	MEXICO	TAIWAN
1	0.017384	0.271331	0.189762	0.010495	1.018382	98.50699	0.000000	0.003045	0.000000
2	0.018031	0.503501	0.279004	0.127829	1.484932	97.51837	0.013711	0.061971	0.010679
3	0.018077	0.503959	0.285292	0.134104	1.522571	97.43304	0.018465	0.063619	0.038949
4	0.018082	0.504151	0.286639	0.135198	1.523412	97.42803	0.018870	0.063880	0.039816
5	0.018082	0.504149	0.286705	0.135261	1.523422	97.42765	0.018903	0.063908	0.040001
6	0.018082	0.504154	0.286712	0.135269	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
7	0.018082	0.504154	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
8	0.018082	0.504155	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
9	0.018082	0.504155	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008
10	0.018082	0.504155	0.286712	0.135270	1.523423	97.42762	0.018905	0.063909	0.040008

Tabela 4.15. Decomposições da Variância para Coreia do Sul

As tabelas 4.10 a 4.17 mostram a influência dos oito mercados de capitais na explicação da variância do comportamento das taxas de retorno de cada um dos índices. Os números revelam que a maior parte dos desvios projetados da variância dos mercados se explica por inovações (impactos) no próprio mercado. A tabela 4.10 mostra que cerca de 98% da explicação da variância do mercado da Argentina se deve a inovações no próprio mercado. No Brasil, conforme a tabela 4.11, este número é 79%; no México, pela tabela 4.12, fica em 76% aproximadamente; no Chile, em 80%, segundo os números da tabela 4.13. No caso dos asiáticos, a tabela 4.14 revela que cerca de 90% da explicação da variância do índice do mercado acionário de Cingapura, se deve a inovações no próprio mercado; para a Coreia do Sul este número é de cerca de 97%, segundo a tabela 4.15; o mercado de Hong Kong se destaca por apresentar o menor percentual de explicação da variância de seu índice por variações no próprio mercado – 60%, segundo a tabela 4.16; por último, a tabela 4.17 revela que 93% da explicação da variância do índice do mercado acionário de Taiwan se deve a inovações no próprio mercado.

É interessante notar que nenhum dos mercados asiáticos analisados tem qualquer influência na explicação da variância dos índices acionários dos mercados latino americanos. Conforme as tabelas 4.10 a 4.13, a influência dos mercados asiáticos é sempre inferior a 1% sobre a variância projetada. No sentido contrário os números não são desprezíveis. O mercado da Argentina tem algum poder de explicação da variância dos índices dos mercados de Cingapura, Hong Kong e Taiwan – cerca de 6%, 4% e 1,5%, respectivamente, segundo as tabelas 4.14, 4.16 e 4.17. Este poder de explicação se dá a partir do segundo dia, do início do período considerado. O mercado chileno tem um poder de explicação da variância dos índices dos mercados de Cingapura, cerca de 2% a partir do terceiro dia (tabela 4.14), e de Taiwan, cerca de 1,5% a partir do segundo dia (tabela 4.17). Também têm o mesmo nível de influência sobre o mercado de Taiwan (tabela 4.17), os mercados de Brasil e México. De qualquer modo, a influência dos mercados latino americanos sobre os mercados asiáticos, considerados neste estudo, se dá em níveis de pouca relevância.

O mercado da Argentina apresenta maiores níveis de poder de explicação de variâncias dentro do grupo dos mercados latino americanos. Sobre o Brasil, o mercado da Argentina exerce uma influência de cerca de 20%, já no primeiro dia (tabela 4.11); sobre o mercado do Chile, é capaz de explicar cerca de 15% do comportamento do índice (tabela 4.12); e sobre o mercado do México, 16% aproximadamente (tabela 4.13). Ainda neste grupo, o índice do mercado acionário do Brasil apresenta algum poder de explicação da variância dos índices dos mercados do Chile, em cerca de 4% (tabela 4.12), e do México, cerca de 5% (tabela 4.13).

Os níveis de poder de explicação da variância dos índices dentro do grupo dos mercados asiáticos são muito fracos. A única exceção é a influência que o mercado de Cingapura exerce sobre o de Hong Kong – cerca de 30%, conforme o indicado na tabela 4.16. Cingapura ainda exerce alguma influência sobre os mercados de Taiwan, cerca de 4% (tabela 4.17), e Coréia do Sul, cerca de 1,5% (tabela 4.15), a partir do segundo dia.

Vale destacar que o mercado da Argentina não sofre qualquer influência relevante na explicação da variância de seu índice acionário, por parte de qualquer um dos demais mercados. Em uma situação bastante semelhante está o mercado da Coréia do Sul.

5.4. ANÁLISE DAS FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO

Os resultados das Funções de Resposta a Impulso (IRF) dos índices de cada um dos mercados analisados a inovações (impulsos) de um desvio-padrão sobre o cada um dos demais, estão apresentados nas figuras 4.1 a 4.8, a seguir. A linha contínua em cada gráfico representa os pontos estimados da IRF de cada mercado ao impulso equivalente a uma unidade de desvio padrão. As linhas pontilhadas representam uma faixa de dois desvios-padrão do ponto estimado, para mais ou para menos. Se a faixa entre as linhas pontilhadas inclui o eixo horizontal (nível zero), o efeito é considerado insignificante.

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

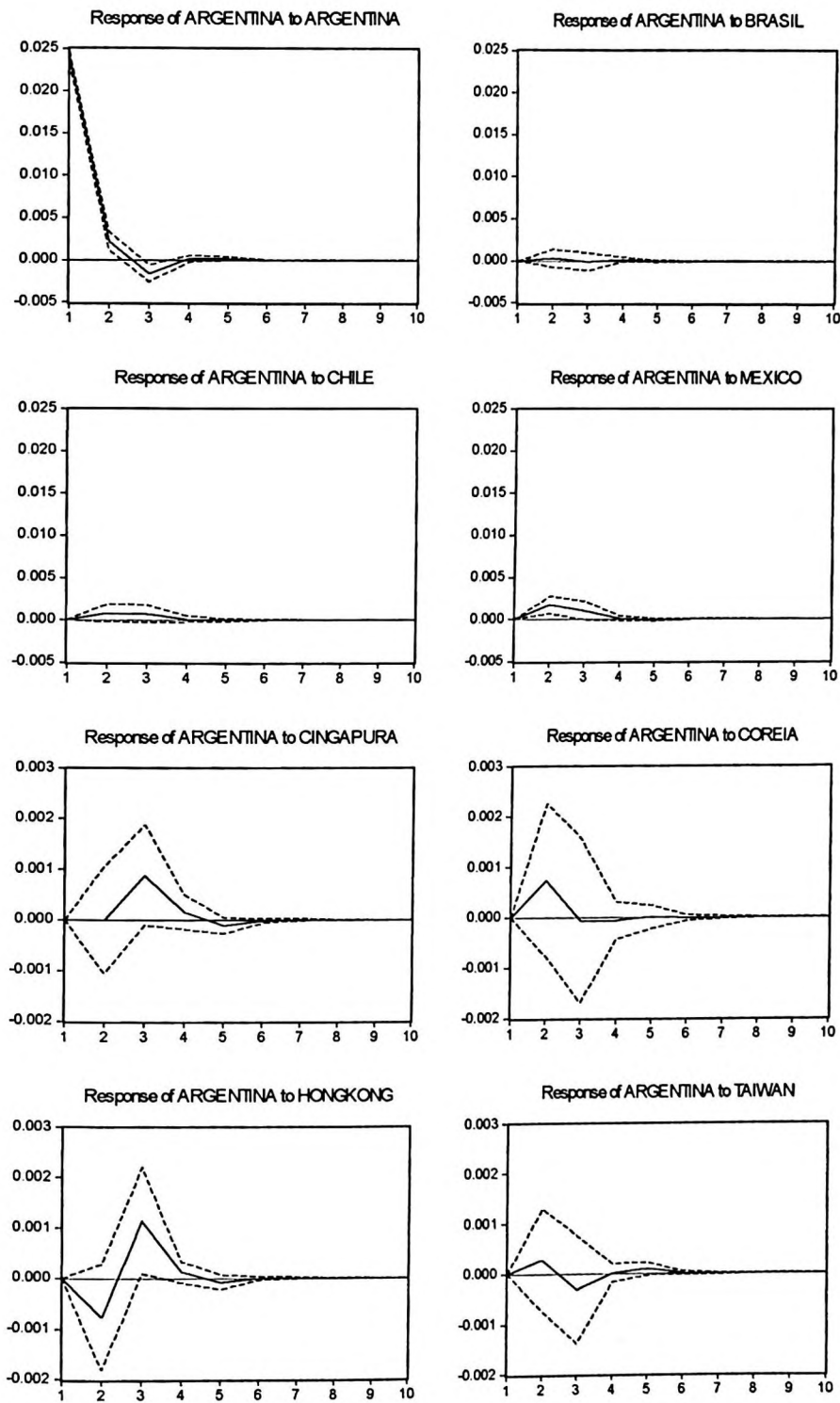


Figura 4.1. Função de Resposta a Impulso para a Argentina

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

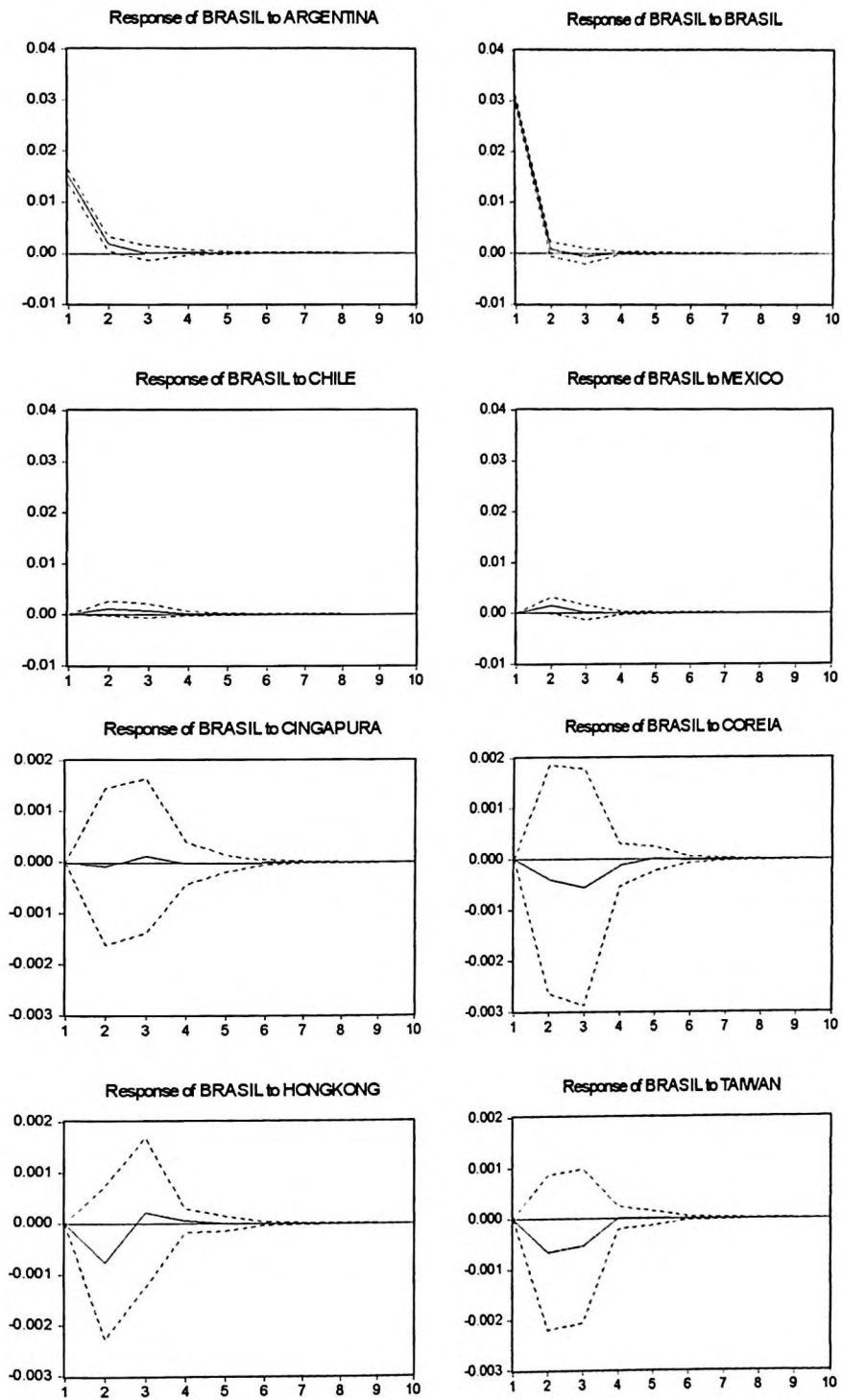


Figura 4.2. Função de Resposta a Impulso para o Brasil

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

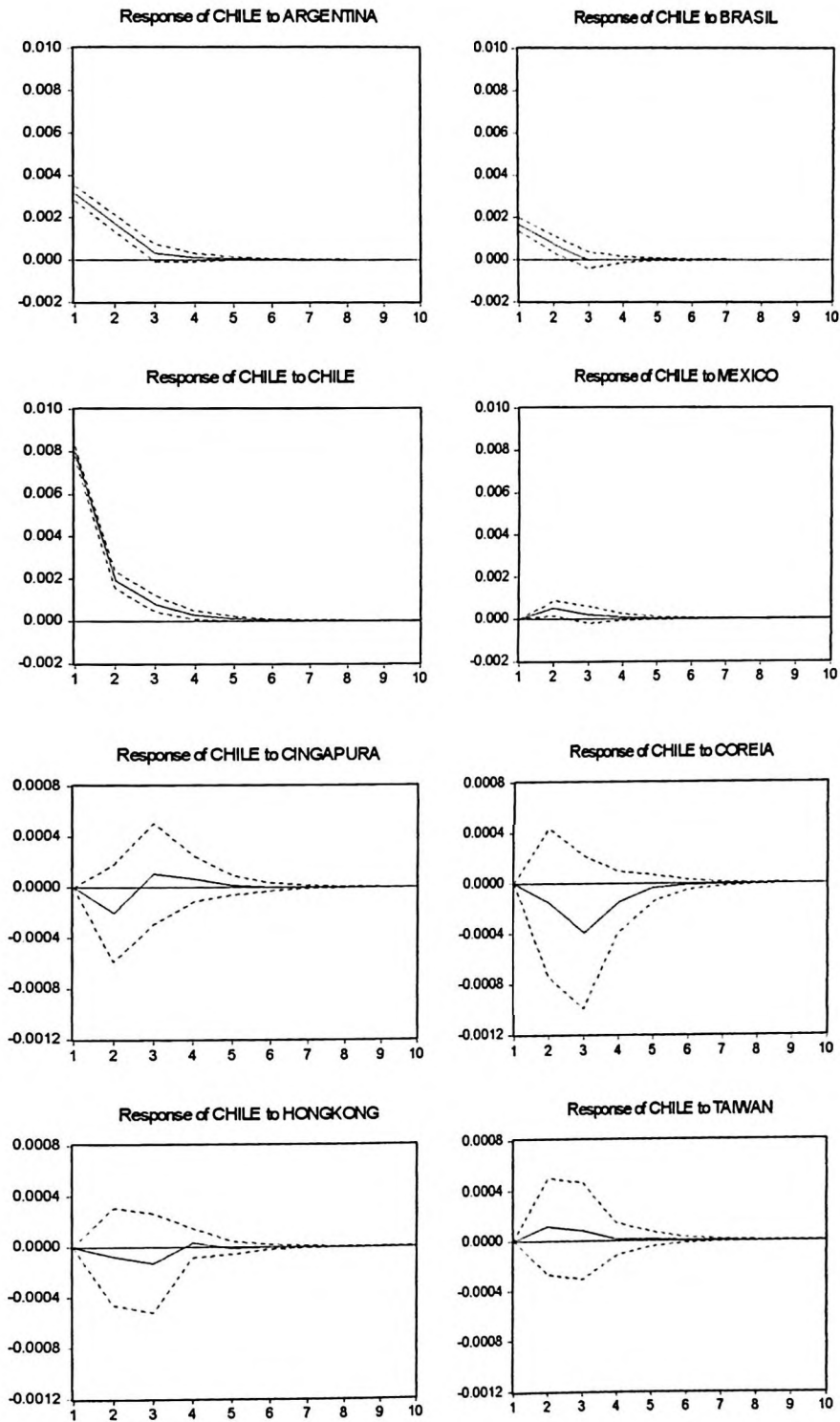


Figura 4.3. Função de Resposta a Impulso para o Chile

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

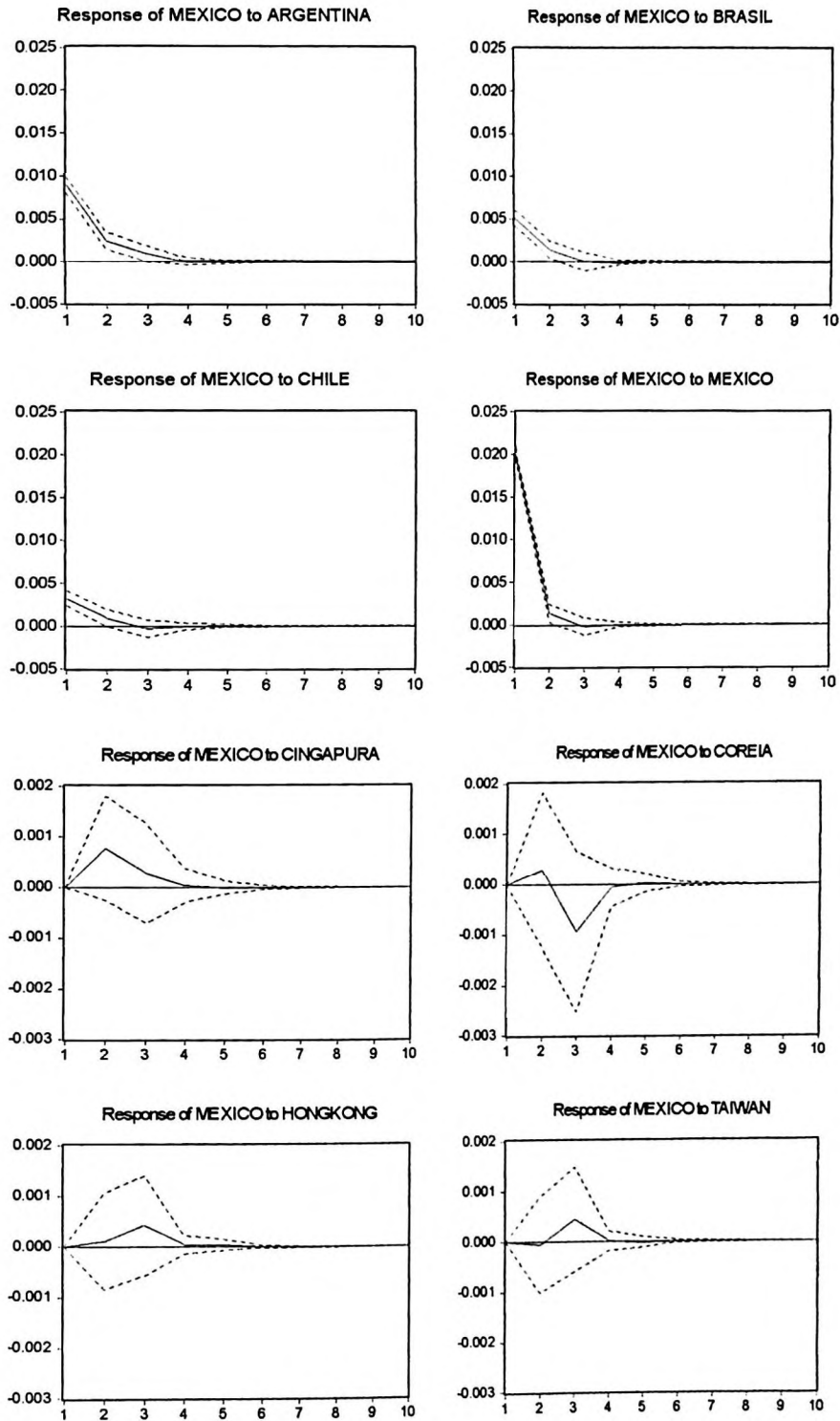


Figura 4.4. Função de Resposta a Impulso para o México

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

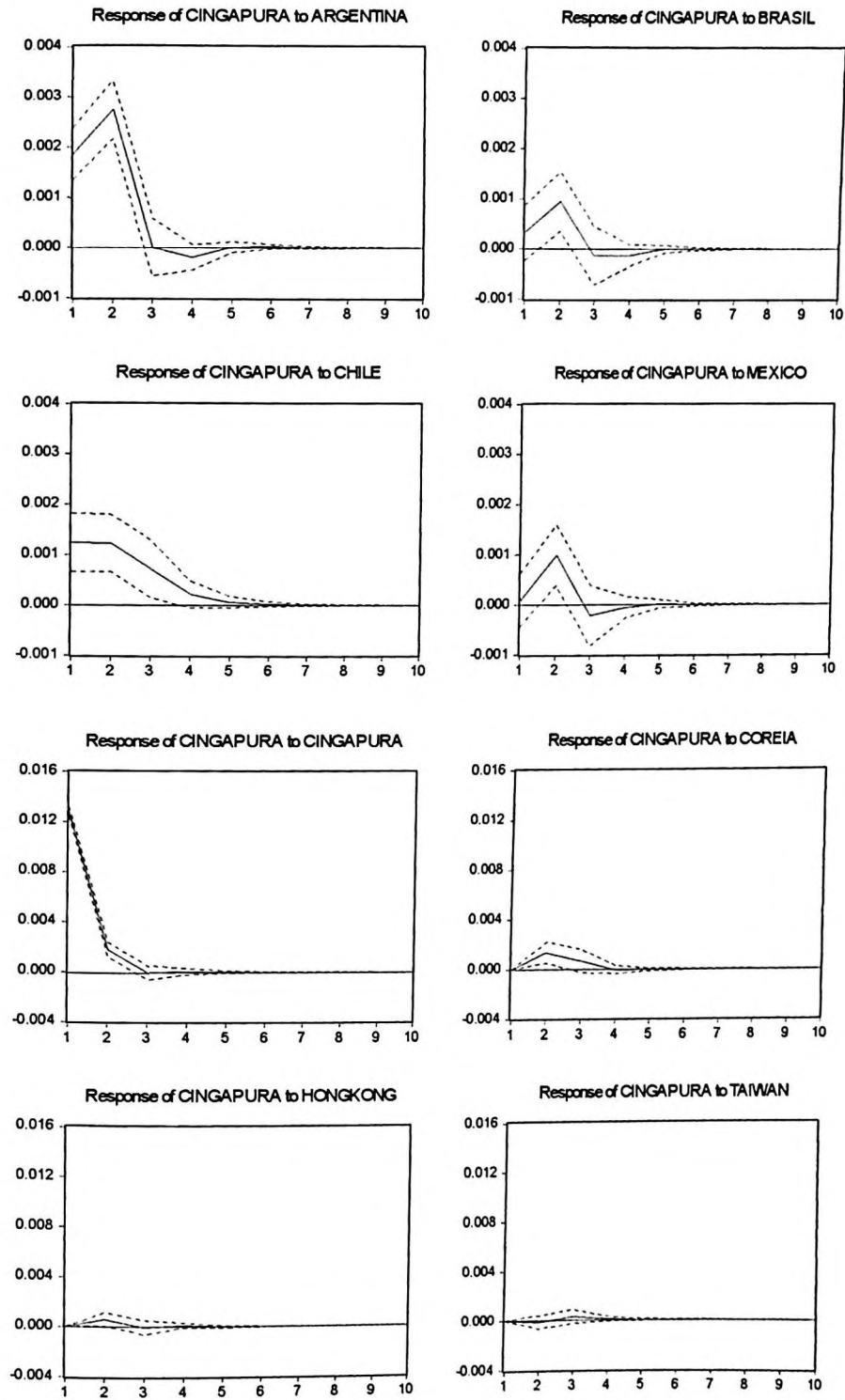


Figura 4.5. Função de Resposta a Impulso para Cingapura

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

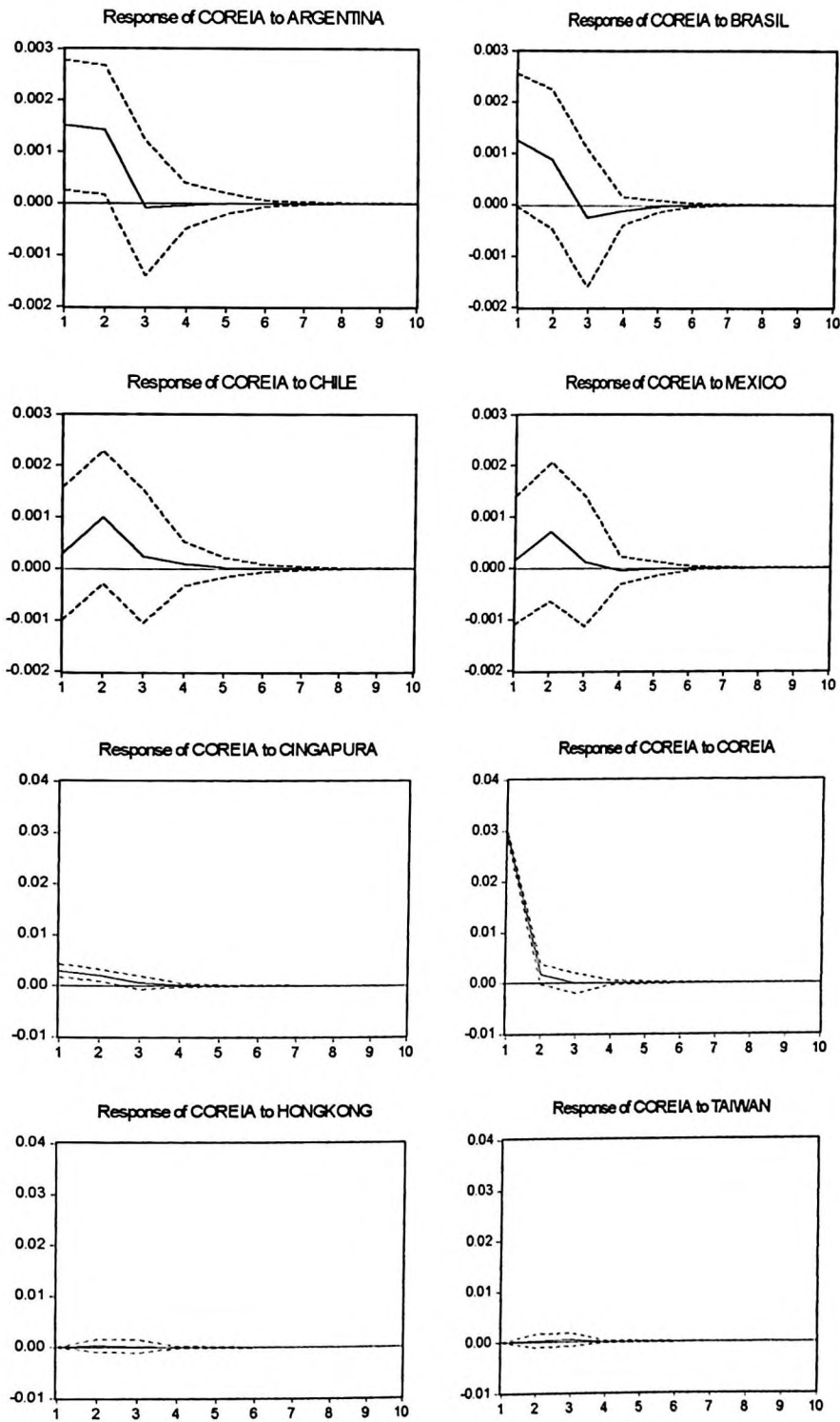


Figura 4.6. Função de Resposta a Impulso para a Coréia do Sul

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

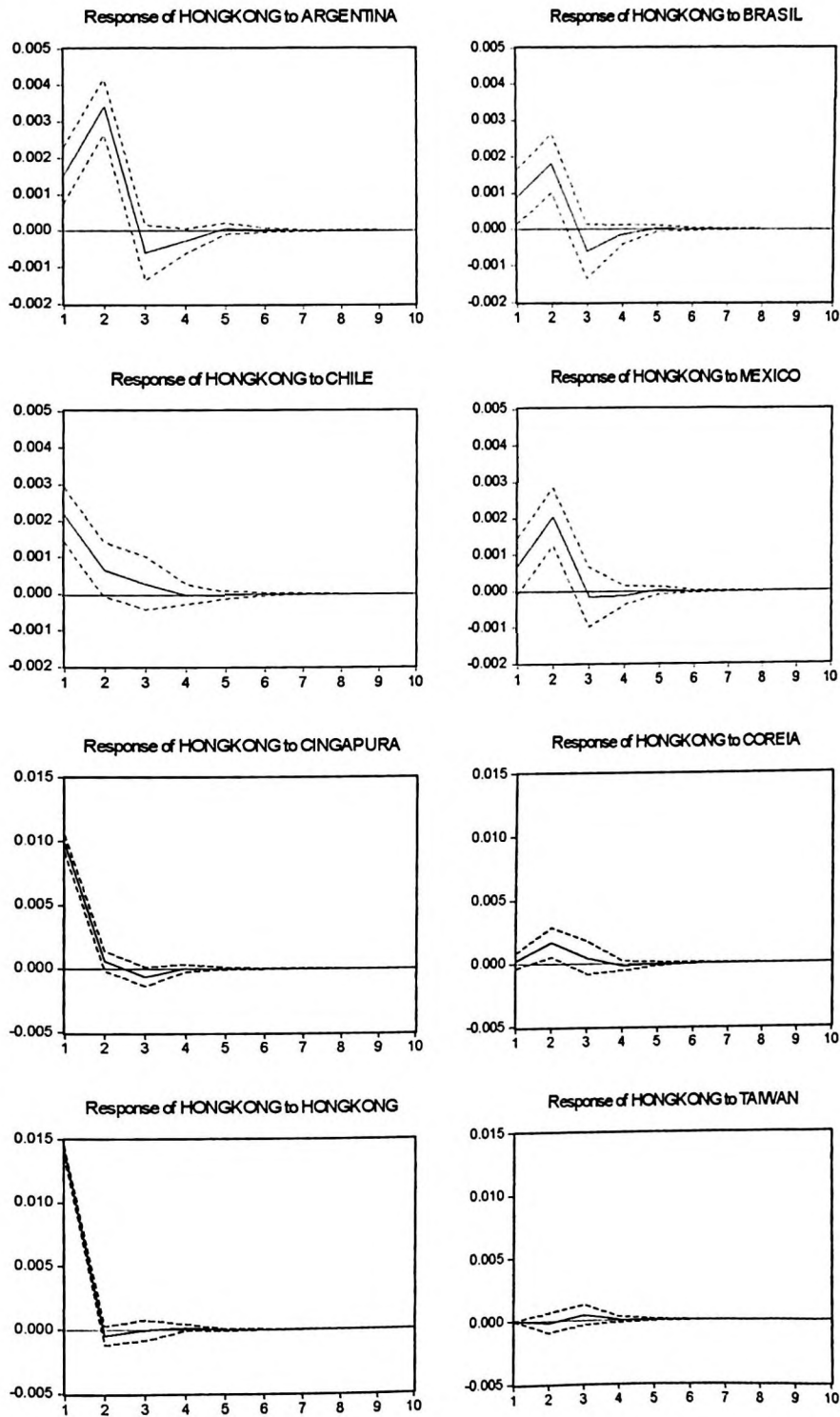


Figura 4.7. Função de Resposta a Impulso para Hong Kong

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

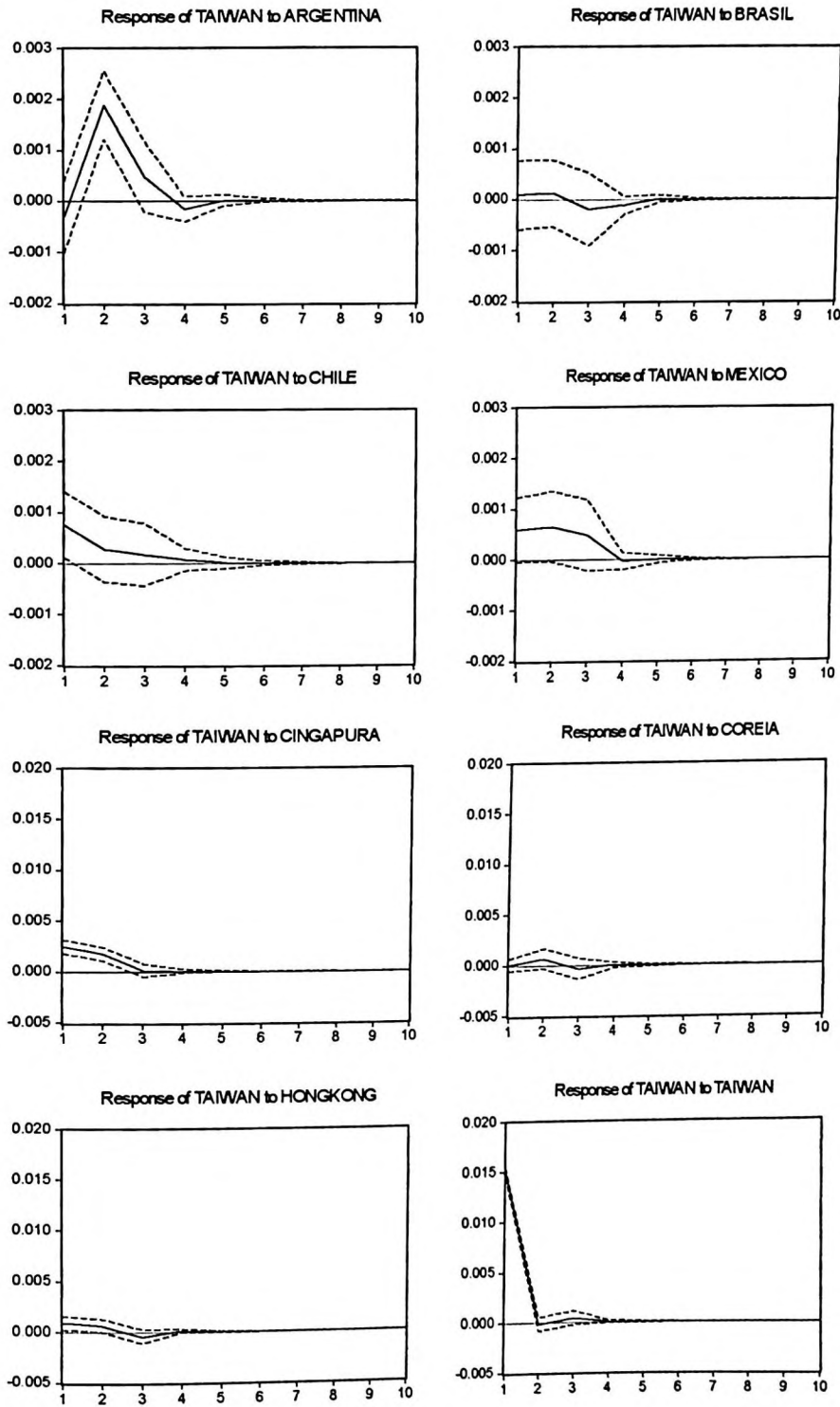


Figura 4.8. Função de Resposta a Impulso para Taiwan

As curvas da Funções de Resposta a Impulso (IRF) para a Argentina, mostradas na figura 4.1 revelam uma reação, no mesmo dia, a um impulso provocado no próprio mercado, e uma reação em escala bem menor, no terceiro dia a partir de um impulso provocado no mercado acionário de Cingapura. As respostas a impulsos provocados nos demais mercados são irrelevantes para o caso do mercado argentino.

A figura 4.2 mostra que o mercado acionário do Brasil reage, já no primeiro dia, a impulsos provocados no próprio mercado e no mercado da Argentina. Para impulsos provocados nos demais mercados, as respostas são pouco significativas.

As curvas das IRF do mercado chileno, mostradas na figura 4.3, revelam respostas significativas a impulsos provocados nos mercados da Argentina, Brasil e do próprio Chile. Nenhum impulso proveniente dos mercados asiáticos provoca respostas relevantes no comportamento do retorno do índice acionário da bolsa chilena.

Embora o mercado chileno não reaja de forma significativa a um impulso no mercado do México, este último reage a impulsos provenientes do Chile já no primeiro dia. Mas respostas mais relevantes do mercado mexicano aparecem em reação a impulsos provocados nos mercados da Argentina, Brasil e do próprio México (figura 4.4). Não há respostas relevantes do mercado mexicano a impulsos provocados em qualquer um dos índices dos mercados asiáticos.

O mercado de Cingapura reage a impulsos provocados em cada um dos quatro mercados latino americanos e, ainda, aos mercados da Coréia do Sul e o do próprio país (figura 4.5). A reação se dá no segundo dia para um impulso proveniente dos mercados de Argentina, Brasil, México e Coréia. No caso de Chile e Cingapura, a reação ao impulso se dá já no primeiro dia, reduzindo de intensidade no segundo dia, embora mantendo a relevância.

O mercado da Coréia do Sul apresenta um padrão de resposta a impulso muito semelhante ao de Cingapura (figura 4.6). As diferenças estão no fato de que a resposta a impulsos provenientes dos mercados de Brasil e Argentina é significativa já no primeiro dia. As respostas a impulsos dos mercados de Brasil e Cingapura mantém a relevância também no segundo dia.

O mercado de Hong Kong só não apresenta respostas relevantes a impulsos provenientes do mercado de Taiwan (figura 4.7). Para todos os outros mercados, com exceção do da Coreia do Sul, a reação mostra-se significativa já no primeiro dia. A impulsos provenientes do Coreia do Sul, o mercado de Hong Kong sinaliza uma reação apenas no segundo dia. A relevância da resposta do mercado de Hong Kong a impulsos originados nos mercados do grupo latino americano, sustenta-se no primeiro e segundo dias.

Taiwan é o único mercado que não afeta os demais de forma significativa. Mas impulsos gerados nos mercados da Argentina, Chile, México, Cingapura e da própria Taiwan, causam respostas relevantes no comportamento do índice do mercado acionário de Taiwan (figura 4.8). Impulsos provenientes de Taiwan, Chile, México e Cingapura, provocam respostas significativas já no primeiro dia. A resposta ao México permanece em níveis relevantes até o terceiro dia. Respostas a impulsos originados no mercado da Argentina, são relevantes no segundo e terceiro dias.

A análise das IRF mostrou que, e algum grau, todos os mercados asiáticos reagem a impulsos provenientes dos quatro mercados latino americanos, mas nenhum mercado latino americano reage de forma significativa a impulsos provenientes dos mercados asiáticos. E também mostrou que o mercado da Argentina é o único mercado, dentre todos os oito mercados analisados, que provoca respostas em todos os demais, aos impulsos nele originados. Mostrou ainda, que os impulsos provocados em Taiwan não causam qualquer resposta significativa em nenhum dos outros mercados. Vale notar que a reação dos mercados asiáticos a impulsos provocados nos mercados latino americanos, em geral ocorrem de forma mais relevante no segundo dia após o impulso.

5

Avaliação da Integração dos Mercados

A avaliação da existência do fenômeno da integração entre os mercados analisados foi feita através de um modelo estático ICAPM – International Capital Asset Pricing Model, conforme o proposto por Solnik (1974a, 1974b), que é uma simples extensão do modelo primordial proposto por Sharpe (1964) e Lintner (1965).

A verificação da existência de integração entre mercados acionários com o uso de um modelo de precificação é, na verdade, um teste conjunto de hipóteses. Primeiro é preciso que o modelo de precificação apresente respostas consistentes, ou seja, é necessário, no caso do ICAPM, que a precificação por um único fator – a carteira de mercado internacional – se mostre eficiente sob a ótica de média e variância dos retornos. Uma vez que o modelo se mostre consistente, é possível a verificação da existência ou não do fenômeno da integração, pela análise dos coeficientes das regressões sobre as séries dos índices dos mercados.

Além da análise da similaridade das curvas de regressão, com base nos coeficientes linear (intercepto) e angular (beta), a integração dos mercados também foi detectada pelo método proposto por Akdogan (1995), baseado no trabalho de Famá e MacBeth (1973).

Na busca de um modelo mais robusto de precificação dos índices dos mercados acionários considerados, foi aplicado também um modelo ARCH-M, como o proposto por Engle, Lilien e Robins (1987). Neste modelo, o comportamento da variável dependente é obtido por uma regressão que inclui também a variância, que por sua vez é obtida com base em valores passados dos resíduos (erros) e da própria variância.

5.1. ANÁLISE DAS REGRESSÕES DO ICAPM

A aplicação do ICAPM requer a adoção de duas referências: um ativo livre de risco, em relação ao qual serão obtidos os retornos em excesso, e uma carteira internacional, a partir da qual é possível se obter o prêmio pelo risco de mercado. Conforme o exposto no capítulo 3 – Metodologia:

$E(R_i) = \beta_{iw} E(R_w)$, que se obtém a partir do modelo básico de regressão

$R_i = \alpha_i + \beta_i R_w + u_i$, onde

R_i é o retorno em excesso do índice do i -ésimo mercado acionário;

β_{iw} é o beta do i -ésimo mercado com relação ao mercado internacional;

R_w é o retorno em excesso da carteira de mercado internacional;

α_i , β_i são coeficientes da regressão;

u_i o termo de erro, com as seguintes propriedades:

$E(u_i) = 0$;

$E(u_i u_j) = 0$ para $i \neq j$;

$E(u_i u_j) = \sigma_u^2$ para $i = j$;

Como *benchmark* de ativo livre de risco foi adotado, neste estudo, as notas do tesouro americano de três meses – 3 Months T-Bills. Papéis soberanos como as T-Bills são preferencialmente adotados como referência de ativo livre de risco. A economia americana, por sua vez, é também a principal referência de poder e influência sobre as demais economias do mundo.

Como carteira internacional foi considerada uma cesta de índices de alguns dos principais mercados acionários internacionais. Os índices escolhidos foram os das economias que compõem o G5 – em ordem: Dow Jones (EUA), DAX (Alemanha),

NIKKEI (Japão), CAC-40 (França) e FTSE 100 (Reino Unido). A composição da carteira foi ponderada pela capitalização dos mercados a cada ano (tabela 5.1).

Capitalização - em US\$ milhões									
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
EUA	4.087,66	4.485,04	5.136,20	5.067,02	6.857,62	8.484,43	11.308,78	13.451,35	14.606,06
Japão	3.130,86	2.399,00	2.999,76	3.719,91	3.667,29	3.088,85	2.216,70	2.495,76	3.570,36
UK	987,95	927,13	1.151,65	1.210,25	2.407,74	1.740,25	1.996,23	2.374,27	2.789,42
França	348,08	350,86	456,11	451,26	522,05	591,12	674,37	991,48	957,37
Alemanha	393,45	348,14	463,48	470,52	577,37	671,00	825,23	1.093,96	1.138,68
Total	8.948,00	8.510,17	10.207,20	10.918,96	14.032,07	14.575,65	17.021,31	20.406,82	23.061,90

Participação na Carteira Internacional									
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
EUA	45,68%	52,70%	50,32%	46,41%	48,87%	58,21%	66,44%	65,92%	63,33%
Japão	34,99%	28,19%	29,39%	34,07%	26,14%	21,19%	13,02%	12,23%	15,48%
UK	11,04%	10,89%	11,28%	11,08%	17,16%	11,94%	11,73%	11,63%	12,10%
França	3,89%	4,12%	4,47%	4,13%	3,72%	4,06%	3,96%	4,86%	4,15%
Alemanha	4,40%	4,09%	4,54%	4,31%	4,11%	4,60%	4,85%	5,36%	4,94%
Total	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Fonte: FIBV

Tabela 5.1. Composição da Carteira Internacional

O retorno em excesso de cada um dos índices acionários dos oito países considerados, com periodicidade diária, foi regredido em relação ao retorno em excesso da carteira de mercado internacional (resultado da cesta ponderada de índices). A verificação da integração foi feita pela comparação dos coeficientes de regressão obtidos. A idéia central é que se as regressões apresentarem coeficiente linear nulo (situação ideal para o modelo) ou iguais, segundo algum nível de confiança estatística, e os coeficientes angulares também se mostrarem estatisticamente iguais, os mercados podem ser considerados integrados, na medida em que há o mesmo nível de relevância do comportamento do retorno da carteira de mercado na precificação de cada um dos índices.

As regressões de cada um dos índices dos mercados acionários latino americanos e asiáticos apresentou os resultados exibidos nos quadros 5.1 a 5.8. a seguir.

Variável Dependente: ARGENTINA				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
ARGENTINA=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000309	0.000503	-0.613197	0.5398
C(2)	0.957055	0.039501	24.22882	0.0000
R-squared	0.219614	Mean dependent var		5.99E-05
Adjusted R-squared	0.219240	S.D. dependent var		0.026016
S.E. of regression	0.022988	Akaike info criterion		-4.706748
Sum squared resid	1.102325	Schwarz criterion		-4.701342
Log likelihood	4915.845	Durbin-Watson stat		1.899068

Quadro 5.1. Regressão do Índice do Mercado da Argentina

Variável Dependente: BRASIL				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
BRASIL=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.000936	0.000709	1.320157	0.1869
C(2)	1.103301	0.055649	19.82615	0.0000
R-squared	0.158558	Mean dependent var		0.001361
Adjusted R-squared	0.158154	S.D. dependent var		0.035297
S.E. of regression	0.032385	Akaike info criterion		-4.021263
Sum squared resid	2.187822	Schwarz criterion		-4.015856
Log likelihood	4200.198	Durbin-Watson stat		1.961914

Quadro 5.2. Regressão do Índice do Mercado do Brasil

Variável Dependente: CHILE				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
CHILE=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000239	0.000214	-1.113167	0.2658
C(2)	0.768338	0.016818	45.68635	0.0000
R-squared	0.500149	Mean dependent var		5.73E-05
Adjusted R-squared	0.499909	S.D. dependent var		0.013840
S.E. of regression	0.009787	Akaike info criterion		-6.414524
Sum squared resid	0.199817	Schwarz criterion		-6.409118
Log likelihood	6698.763	Durbin-Watson stat		1.657819

Quadro 5.3. Regressão do Índice do Mercado do Chile

Variável Dependente: MEXICO				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
MEXICO=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-9.74E-05	0.000480	-0.202911	0.8392
C(2)	0.986844	0.037666	26.19969	0.0000
R-squared	0.247590	Mean dependent var		0.000283
Adjusted R-squared	0.247229	S.D. dependent var		0.025265
S.E. of regression	0.021920	Akaike info criterion		-4.801854
Sum squared resid	1.002318	Schwarz criterion		-4.796448
Log likelihood	5015.135	Durbin-Watson stat		1.845551

Quadro 5.4. Regressão do Índice do Mercado do México

Variável Dependente: CINGAPURA				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
CINGAPURA=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-5.90E-05	0.000299	-0.197630	0.8434
C(2)	0.830386	0.023441	35.42458	0.0000
R-squared	0.375618	Mean dependent var		0.000261
Adjusted R-squared	0.375318	S.D. dependent var		0.017260
S.E. of regression	0.013642	Akaike info criterion		-5.750414
Sum squared resid	0.388196	Schwarz criterion		-5.745008
Log likelihood	6005.432	Durbin-Watson stat		1.913313

Quadro 5.5. Regressão do Índice do Mercado de Cingapura

Variável Dependente: COREIA				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
COREIA=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000493	0.000646	-0.763334	0.4454
C(2)	0.740784	0.050684	14.61577	0.0000
R-squared	0.092934	Mean dependent var		-0.000210
Adjusted R-squared	0.092499	S.D. dependent var		0.030960
S.E. of regression	0.029494	Akaike info criterion		-4.208329
Sum squared resid	1.813684	Schwarz criterion		-4.202921
Log likelihood	4393.392	Durbin-Watson stat		1.423429

Quadro 5.6. Regressão do Índice do Mercado da Coreia do Sul

Variável Dependente: HONGKONG				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
HONGKONG=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.000301	0.000382	0.787182	0.4313
C(2)	0.926630	0.029983	30.90510	0.0000
R-squared	0.314070	Mean dependent var		0.000658
Adjusted R-squared	0.313741	S.D. dependent var		0.021063
S.E. of regression	0.017449	Akaike info criterion		-5.258117
Sum squared resid	0.635116	Schwarz criterion		-5.252710
Log likelihood	5491.474	Durbin-Watson stat		2.134398

Quadro 5.7. Regressão do Índice do Mercado de Hong Kong

Variável Dependente: TAIWAN				
Amostra: 2/12/1991 1/12/1999				
TAIWAN=C(1)+C(2)*ERM				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-9.15E-06	0.000361	-0.025313	0.9798
C(2)	0.698315	0.028359	24.62388	0.0000
R-squared	0.225208	Mean dependent var		0.000260
Adjusted R-squared	0.224837	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.016504	Akaike info criterion		-5.369476
Sum squared resid	0.568186	Schwarz criterion		-5.364070
Log likelihood	5607.733	Durbin-Watson stat		2.095166

Quadro 5.8. Regressão do Índice do Mercado de Taiwan

Em cada quadro estão apresentados os resultados para os coeficientes da regressão do retorno excedente, em relação ao retorno do ativo livre de risco, do índice acionário do país considerado, sobre o retorno excedente da carteira de mercado internacional (ERM). A constante C(1) é o intercepto da reta de regressão e a constante C(2), o coeficiente angular (beta do índice em relação à carteira de mercado internacional) dessa reta.

Os resultados apresentados nos quadros de 5.1 a 5.8 mostram, através da estatística t e da probabilidade associada p, que a hipótese nula que afirma ser o

coeficiente $C(1)$ igual zero, não pode ser rejeitada para nenhum dos mercados analisados, mesmo ao nível mais permissivo de 10% de significância estatística.

A probabilidade p da estatística t mostra que a chance de se cometer um erro do tipo I, rejeitando-se uma hipótese verdadeira, é grande: 53,98% para a Argentina (quadro 5.1); 18,69% para o Brasil (quadro 5.2); 26,58% para o Chile (quadro 5.3); 83,92% para o México (quadro 5.4); 84,34% para Cingapura (quadro 5.5); 44,54% para a Coreia do Sul (quadro 5.6); 43,13% para Hong Kong (quadro 5.7); e 97,98% para Taiwan (quadro 5.8). Ou seja, probabilidades superiores a 10% em todos os casos, o que mostra que os resultados obtidos para o intercepto $C(1)$ têm significância estatística para todas as regressões.

Os coeficientes $C(2)$, coeficientes angulares das retas de regressão, são também significativos em todos os casos. Para eles pode-se rejeitar a hipótese nula de que são iguais a zero com significância estatística ao nível de 1%. Segundo os resultados obtidos, a probabilidade de se cometer um erro do tipo I, rejeitando-se uma hipótese verdadeira, é estatisticamente nula para todos os mercados analisados. Admitir que o coeficiente $C(2)$ é significativamente diferente de zero, implica na variável independente – retorno da carteira de mercado internacional – ser relevante para explicar os comportamentos dos retornos dos índices de mercado analisados.

Embora os valores obtidos dos coeficientes de determinação (R^2) do grau de ajuste da reta de regressão sejam baixos – variando do mínimo de 0,09 para a Coreia ao máximo de 0,50 para o Chile – as equações obtidas são estatisticamente significativas.

A impossibilidade de se rejeitar a hipótese nula de que os interceptos das regressões sejam nulos, vem de encontro ao modelo de CAPM proposto por Sharpe (1964) e Lintner (1965). Em uma estrutura de precificação internacional, o coeficiente linear $C(1)$ deveria refletir fatores específicos de cada país, que afetam a precificação de seu índice acionário e que não são capturados pelo risco do mercado internacional. Se o intercepto é zero, o impacto dos fatores nacionais é irrelevante. Se a hipótese da nulidade do intercepto das regressões pudesse ser rejeitada, haveria a necessidade de se

testar se os interceptos das regressões dos retornos dos índices acionários seriam iguais entre os países ou não.

A similaridade dos resultados do modelo ICAPM aplicado sobre cada mercado pode fornecer uma indicação da existência ou não da integração. As retas estimadas são representadas nos gráficos abaixo:

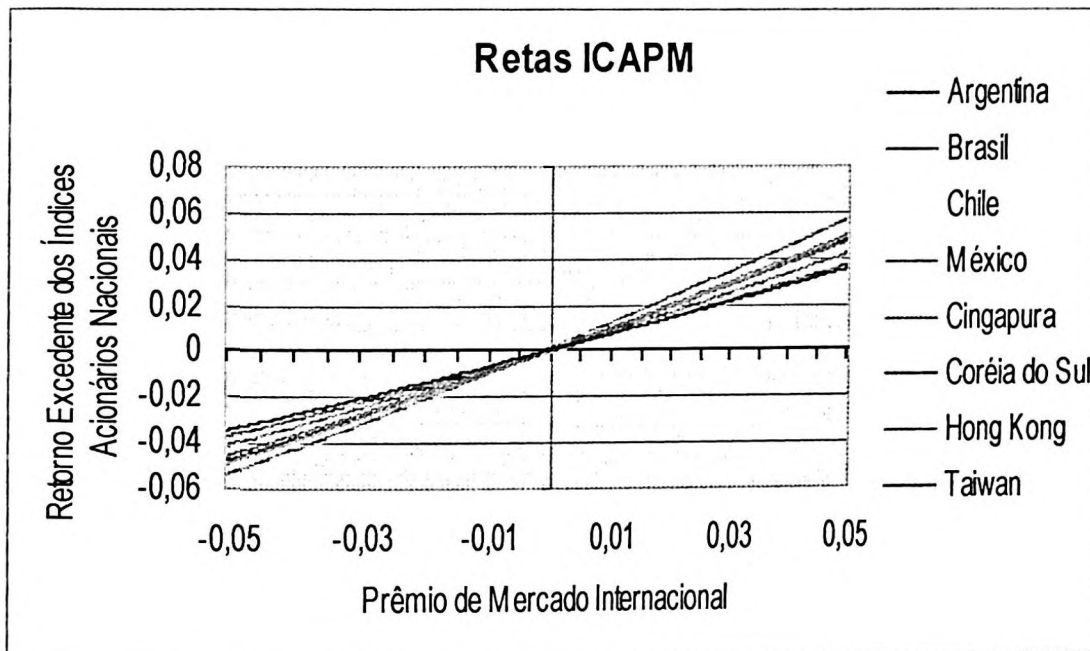


Gráfico 5.1. Retas de Regressão do ICAPM dos Mercados Acionários

O gráfico 5.1 reúne as retas de regressão do modelo ICAPM aplicado sobre os oito índices de mercados acionários analisados. Pode-se perceber graficamente o resultado obtido a respeito da nulidade dos interceptos das retas. As inclinações variam de um mínimo de $C(2) = 0,698315$ para Taiwan, a $C(2) = 1,103301$ para o Brasil.

Assumindo-se que o coeficiente linear das regressões é estatisticamente nulo, o efeito da variável independente – prêmio da carteira de mercado internacional – sobre o retorno excedente de cada um dos índices dos mercados acionários, é o mesmo, na medida em que os coeficientes angulares são iguais, ou suficientemente próximos. Analisando-se as tabela 5.2 e 5.3, a seguir, pode-se detectar as inclinações semelhantes

e as distintas. O critério adotado para comparação considera que são semelhantes os coeficientes angulares que se diferenciarem em menos de 10%, quando considerado o resultado da unidade menos a razão entre o menor valor (numerador) e o maior valor (denominador) dos coeficientes angulares.

Na tabela 5.2 estão apresentadas as razões entre os coeficientes angulares das retas de regressão. Os coeficientes angulares dos países em cada coluna são numeradores, e os dos países em cada linha são denominadores.

	Argentina	Brasil	Chile	México	Cingapura	Coréia	Hong Kong	Taiwan
Argentina	1	1,152808	0,802815	1,031126	0,867647	0,774024	0,9682098	0,72965
Brasil	0,867447	1	0,696399	0,894447	0,752638	0,671425	0,8398705	0,632932
Chile	1,245617	1,435958	1	1,284388	1,080756	0,964138	1,2060187	0,908864
México	0,969814	1,11801	0,778581	1	0,841456	0,75066	0,9389833	0,707625
Cingapura	1,152542	1,32866	0,925278	1,188416	1	0,892096	1,1159027	0,840952
Coréia	1,291949	1,489369	1,037196	1,332162	1,120956	1	1,2508774	0,94267
Hong Kong	1,032834	1,19066	0,829175	1,064982	0,896135	0,799439	1	0,753607
Taiwan	1,37052	1,579947	1,100274	1,413179	1,189128	1,060816	1,3269513	1

Tabela 5.2 – Razões entre os coeficientes angulares das retas de regressão

A tabela 5.3 apresenta, em porcentagem, a diferença entre a unidade e a razão entre os coeficientes angulares, ou seja, a diferença entre a unidade e cada um dos valores da tabela 5.2. Com base nos resultados apresentados na tabela 5.3 é possível detectar dois grupos de países com diferenças de inclinação inferiores a 10% entre eles (tomando-se como referência os valores positivos de diferença): Grupo 1 – Argentina, México e Hong Kong (destacados em amarelo); e Grupo 2 – Chile, Coréia do Sul e Taiwan (destacados em azul). As retas de regressão de Chile e Cingapura também apresentam uma diferença de inclinação inferior a 10%. Contudo, a reta de regressão do mercado de Cingapura tem inclinação próxima apenas à do mercado chileno, muito embora as diferenças de inclinação em relação às retas de regressão dos mercados de Argentina, México, Coréia do Sul e Hong Kong, não sejam muito superiores a 10%. É importante destacar que a inclinação da reta de regressão para o índice de mercado

acionário do Brasil não apresenta diferenças inferiores a 10% em relação a nenhum dos demais mercados.

	Argentina	Brasil	Chile	México	Cingapura	Coréia	Hong Kong	Taiwan
Argentina	0,00%	-15,28%	19,72%	-3,11%	13,24%	22,60%	3,18%	27,04%
Brasil	13,26%	0,00%	30,36%	10,56%	24,74%	32,86%	16,01%	36,71%
Chile	-24,56%	-43,60%	0,00%	-28,44%	-8,08%	3,59%	-20,60%	9,11%
México	3,02%	-11,80%	22,14%	0,00%	15,85%	24,93%	6,10%	29,24%
Cingapura	-15,25%	-32,87%	7,47%	-18,84%	0,00%	10,79%	-11,59%	15,90%
Coréia	-29,19%	-48,94%	-3,72%	-33,22%	-12,10%	0,00%	-25,09%	5,73%
Hong Kong	-3,28%	-19,07%	17,08%	-6,50%	10,39%	20,06%	0,00%	24,64%
Taiwan	-37,05%	-57,99%	-10,03%	-41,32%	-18,91%	-6,08%	-32,70%	0,00%

Tabela 5.3 – Diferenças (%) entre os coeficientes angulares das retas de regressão

As retas de regressão dos dois grupos identificados foram plotadas nos gráficos 5.2 e 5.3, apresentados a seguir. De fato, os gráficos ilustram a semelhança da disposição das retas, indicada pelos resultados obtidos com as relações e diferenças dos coeficientes angulares.

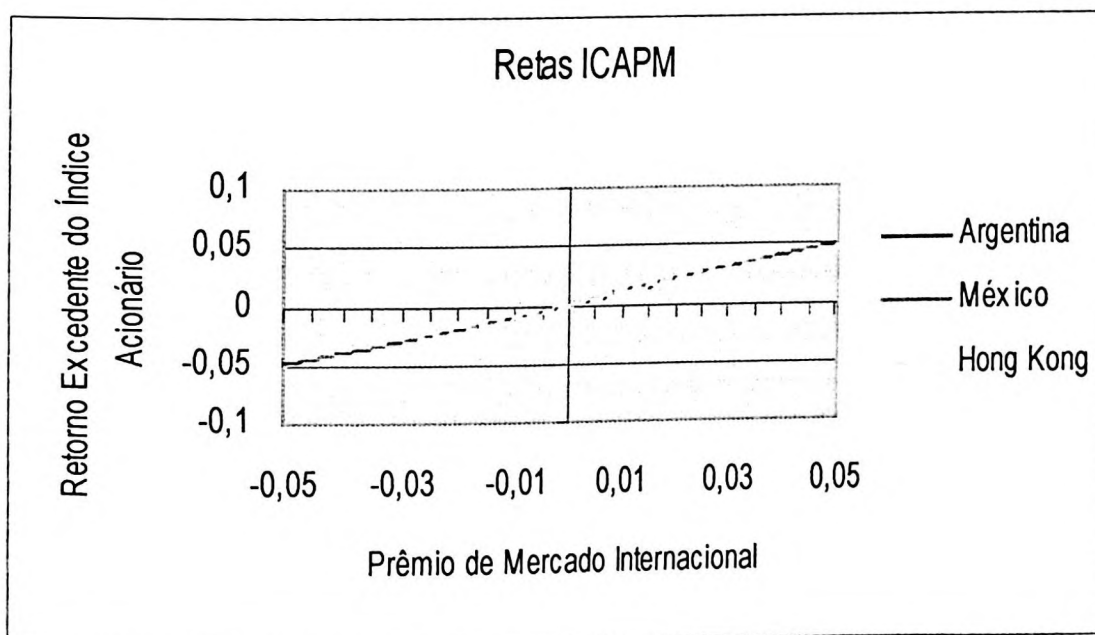


Gráfico 5.2 – Retas de regressão do Grupo 1

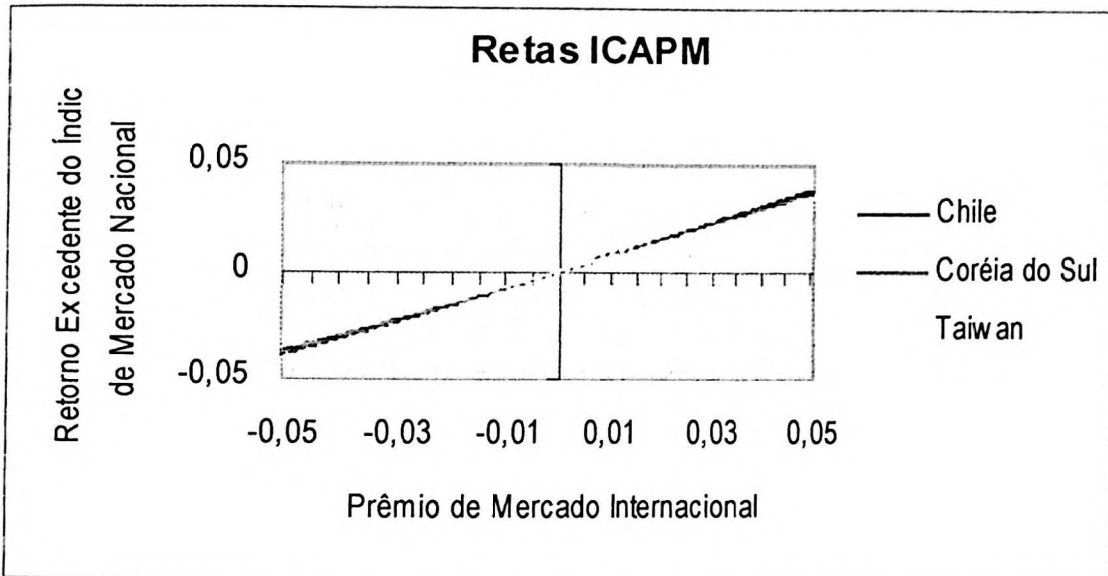


Gráfico 5.3 – Retas de regressão do Grupo 2

O gráfico 5.4 exibe as retas de regressão de cada um dos grupos anteriormente identificados (com base nos valores médios) e dos mercados do Brasil e Cingapura. Percebe-se que as diferenças de inclinação são mais destacadas agora. O critério adotado de 10% como valor limite para a variação da diferença entre os coeficientes angulares, se verifica para as quatro retas, conforme indicam os valores da tabela 5.4.

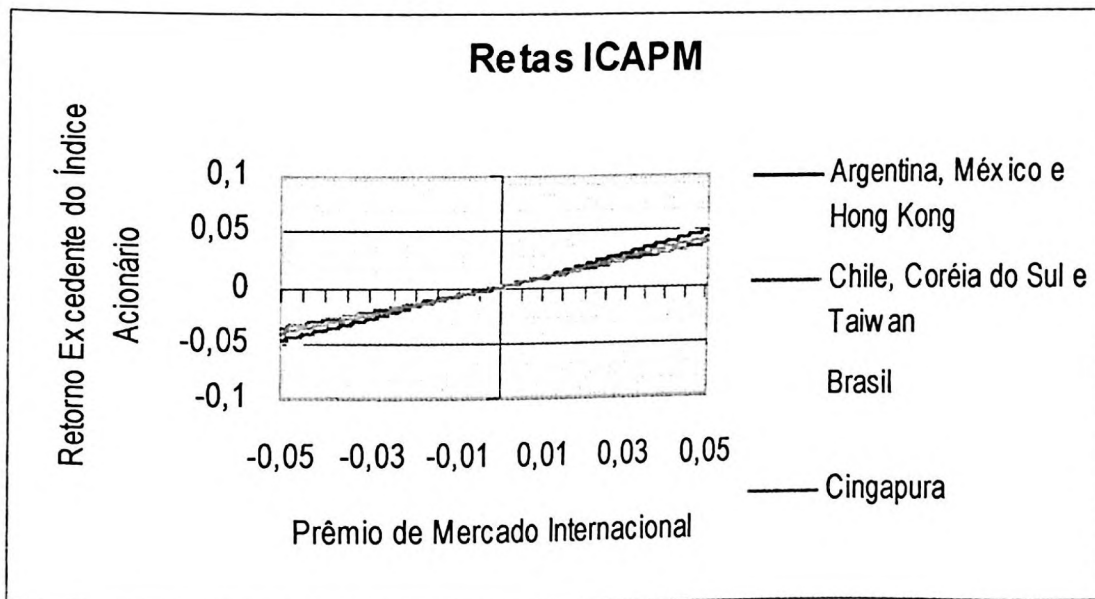


Gráfico 5.4 – Retas de Regressão dos Grupos 1 e 2, de Brasil e Cingapura

	Grupo 1	Grupo 2	Brasil	Cingapura
Grupo 1	0,00%	23,10%	-15,31%	13,22%
Grupo 2	-30,04%	0,00%	-49,94%	-12,85%
Brasil	13,27%	33,31%	0,00%	24,74%
Cingapura	-15,23%	11,39%	-32,87%	0,00%

Tabela 5.4 – Diferenças (%) entre os coeficientes angulares das retas de regressão

As maiores diferenças ocorrem entre o mercado do Brasil e os mercados do Grupo 2 (33,31% em média) e de Cingapura (24,74%); e entre os mercados do Grupo 1 e Grupo 2 (23,10% em média). Os gráficos 6.5, 6.6 e 6.7, a seguir, ilustram essas diferenças entre as retas de regressão.

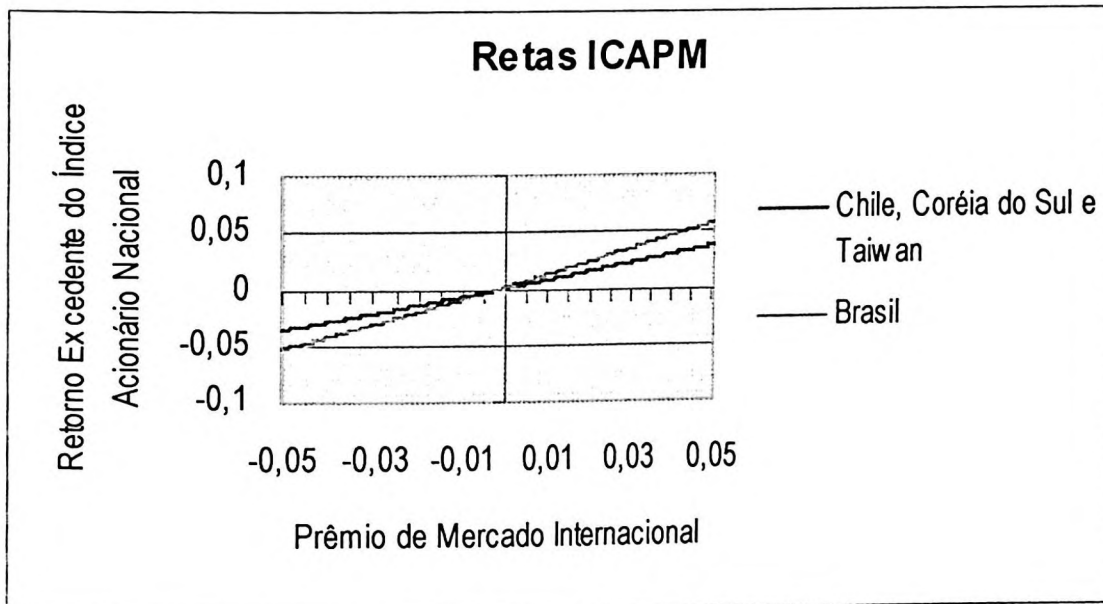


Gráfico 5.5 – Retas de Regressão do Brasil e Grupo 2

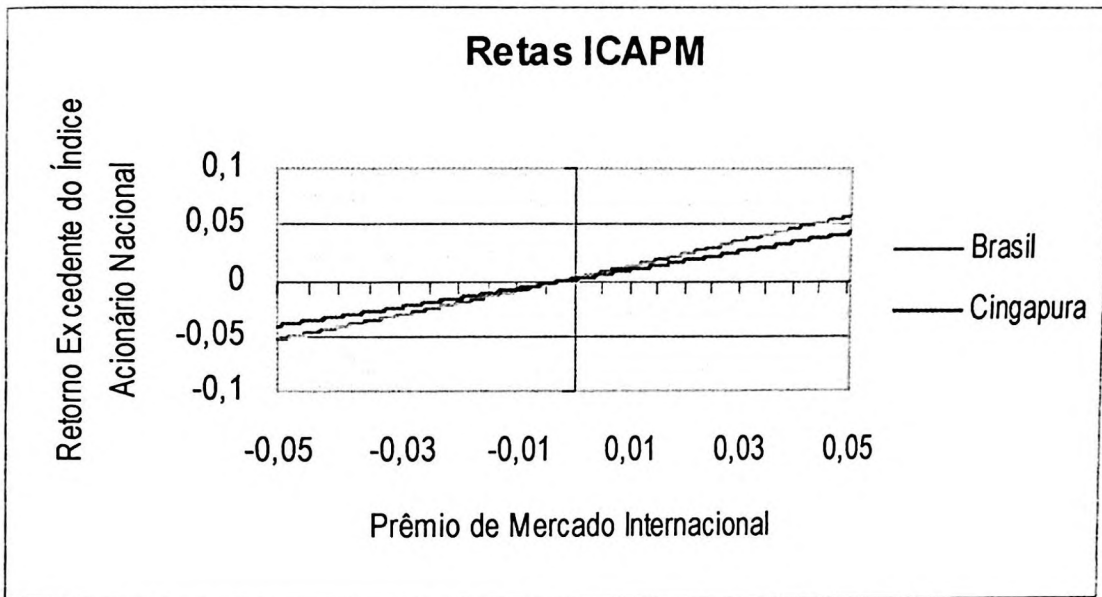


Gráfico 5.6 – Retas de Regressão do Brasil e Cingapura

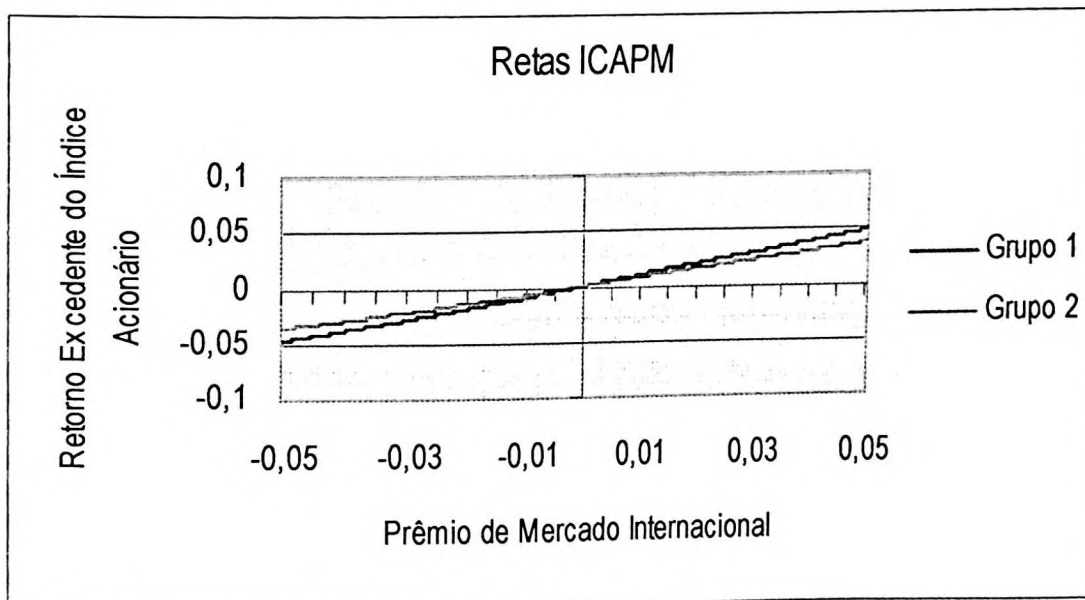


Gráfico 5.7 – Retas de Regressão dos Grupos 1 e 2

Dentre cada uma das regiões geográficas – América Latina e Sudeste Asiático – as regressões revelaram um comportamento próximo dos mercados acionários de México e Argentina, e Taiwan e Coréia do Sul, com diferenças de inclinação das retas de 3,02% e 5,73%, respectivamente. No próximo tópico, os resultados do teste de integração, proposto por Akdogan (1995), aplicado sobre o total dos mercados, e sobre os grupos e pares identificados pela análise dos coeficientes da regressão simples, estão apresentados.

5.2. ANÁLISE DAS REGRESSÕES SOBRE DADOS COMBINADOS

O teste de integração proposto por Akdogan (1995) se utiliza das regressões desenvolvidas no item anterior (5.1.), para a determinação dos betas (coeficientes C(2)) de cada um dos índices de mercado em relação à carteira de mercado internacional. Na verdade, os valores dos betas obtidos são estimativas dos coeficientes de sensibilidade à carteira de mercado.

As estimativas dos betas são feitas ano a ano para cada um dos mercados. A composição da carteira de mercado se altera com a mesma periodicidade, em função dos níveis de capitalização dos mercados acionários dos países do G5.

De posse das estimativas dos betas, os índices foram precificados segundo a equação de regressão indicada abaixo, sobre os dados combinados (séries temporais e cross over):

$$\text{Med}(R_{i,s}) = \mu_0 + \mu_{1,s} \beta_{i,s} + u_{i,s} \quad \text{onde:}$$

$\text{Med}(R_{i,s})$ é a média do retorno em excesso do índice do i-ésimo mercado acionário, no período s (anual);

μ_0 é o termo constante, intercepto da reta de regressão;

$\mu_{1,s}$ é o coeficiente associado ao prêmio de mercado pelo risco;

$\beta_{i,s}$ é o coeficiente de sensibilidade beta do i-ésimo mercado, no período s, no caso, é a variável dependente da regressão;

$u_{i,s}$ é o termo de erro.

As regressões sobre cada um dos índices acionários, com os retornos diários de cada ano, geraram 72 retornos médios (oito mercados x nove anos) e 72 betas estimados. A precificação com a regressão aplicada sobre os dados combinados gerou os coeficientes e estatísticas apresentadas no quadro 5.9, a seguir.

Variável Dependente: MEDIA MEDIA=C(1)+C(2)*BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.001675	0.002140	-0.782895	0.4363
C(2)	0.003386	0.002383	1.420850	0.1598
R-squared	0.028032	Mean dependent var		0.001289
Adjusted R-squared	0.014146	S.D. dependent var		0.004075
S.E. of regression	0.004046	Akaike info criterion		-8.154732
Sum squared resid	0.001146	Schwarz criterion		-8.091491
Log likelihood	295.5703	Durbin-Watson stat		0.781134

Quadro 5.9 – Resultados da regressão ICAPM sobre dados combinados

Os resultados apresentados no quadro 5.9 mostram, através da estatística t e da probabilidade associada p, que a hipóteses nulas que afirmam serem os coeficientes C(1) e C(2) iguais a zero, não podem ser rejeitadas, mesmo ao nível mais permissivo de 10% de significância estatística. A probabilidade p da estatística t mostra que a chance de se cometer um erro do tipo I, rejeitando-se uma hipótese verdadeira, é grande: 43,63% para o coeficiente C(1) e 15,98% para o coeficiente C(2).

A impossibilidade de se rejeitar a hipótese nula no caso do coeficiente C(2) revela que o prêmio de mercado internacional não tem relevância para a precificação dos índices dos mercados acionários nacionais considerados. Segundo Akdogan (1995), este resultado implica em não se poder considerar que estes mercados sejam integrados, ou melhor, que não se pode rejeitar a hipótese de que estes mercados são segmentados.

O teste de existência de integração dos grupos de países identificados com a metodologia inicial de análise de coeficientes da regressão, desta vez com a utilização dos dados combinados, gerou os resultados apresentados no quadro 5.10 e 5.11, a seguir.

Variável Dependente: MEDIA MEDIA=C(1)+C(2)*BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.009499	0.003864	2.458331	0.0212
C(2)	-0.008683	0.004085	-2.125602	0.0436
R-squared	0.153064	Mean dependent var		0.001433
Adjusted R-squared	0.119187	S.D. dependent var		0.004032
S.E. of regression	0.003784	Akaike info criterion		-8.244943
Sum squared resid	0.000358	Schwarz criterion		-8.148955
Log likelihood	113.3067	Durbin-Watson stat		0.772615

Quadro 5.10 – Resultados da Regressão para o Grupo 1

Os valores das estatísticas t e de suas probabilidades associadas revelam que as hipóteses nulas que afirmam que os coeficientes C(1) e C(2) são iguais a zero, podem ser ambas rejeitadas ao nível de 5% de significância estatística. Isto significa que, embora tenha ocorrido um valor baixo para os coeficientes de determinação R² e R² ajustado, 15,3% e 11,9% respectivamente, os coeficientes da regressão são significativos. A rejeição da hipótese nula para o caso do coeficiente C(1) – intercepto da reta de regressão – indica que a precificação do índice acionário do grupo 1 (composição) é afetado por fatores idiossincráticos, e não apenas pelo comportamento do retorno da carteira de mercado internacional. A rejeição da hipótese nula para o coeficiente C(2) – coeficiente do beta na regressão – indica que o prêmio de mercado internacional é relevante para a precificação do índice acionário do grupo 1. Segundo Akdogan (1995), esses resultados impedem a aceitação da hipótese de segmentação dos mercados que compõem este grupo.

É importante destacar que ao nível de 1% de significância estatística, não se poderia rejeitar as hipóteses de nulidade dos coeficientes da regressão. Isso indicaria

que o modelo de precificação não se ajusta e que o prêmio da carteira de mercado internacional não seria relevante para a precificação dos índices acionários dos mercados considerados.

Variável Dependente: MEDIA				
MEDIA=C(1)+C(2)*BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.002762	0.002602	-1.061463	0.2986
C(2)	0.004250	0.003390	1.253643	0.2216
R-squared	0.059147	Mean dependent var		0.000457
Adjusted R-squared	0.021512	S.D. dependent var		0.002223
S.E. of regression	0.002199	Akaike info criterion		-9.330752
Sum squared resid	0.000121	Schwarz criterion		-9.234764
Log likelihood	127.9651	Durbin-Watson stat		1.519988

Quadro 5.11 – Resultados da Regressão para o Grupo 2

Os valores das estatísticas t e de suas probabilidades associadas revelam que as hipóteses nulas que afirmam que os coeficientes C(1) e C(2) são iguais a zero, não podem ser rejeitadas ao nível de 1% de significância estatística. Isto significa que, além de serem obtidos valores baixos para os coeficientes de determinação R^2 e R^2 ajustado, 5,9% e 2,1% respectivamente, os coeficientes da regressão não são significativos. A não rejeição da hipótese nula para o coeficiente C(2) – coeficiente do beta na regressão – indica que o prêmio de mercado internacional não é relevante para a precificação do índice acionário do grupo 2. Segundo Akdogan (1995), esses resultados conduzem à impossibilidade de rejeição da hipótese de segmentação dos mercados que compõem este grupo.

Uma verificação mais acurada da integração entre os mercados de Argentina e México, do grupo 1, e Coréia do Sul e Taiwan, do grupo 2, apresentou resultados que impedem a rejeição da hipótese de segmentação destes mercados. Os quadros 5.12 e 5.13 exibem os resultados das regressões para cada um dos pares de mercados, segundo a metodologia proposta por Akdogan.

Variável Dependente: MEDIA		Argentina e México		
MEDIA=C(1)+C(2)*BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.003454	0.002326	1.484896	0.1474
C(2)	-0.002810	0.002373	-1.184128	0.2451
R-squared	0.041978	Mean dependent var		0.000804
Adjusted R-squared	0.012040	S.D. dependent var		0.003722
S.E. of regression	0.003699	Akaike info criterion		-8.304359
Sum squared resid	0.000438	Schwarz criterion		-8.214573
Log likelihood	143.1741	Durbin-Watson stat		0.928384

Quadro 5.12 – Resultados da Regressão para Argentina e México

Os valores das estatísticas t e de suas probabilidades associadas revelam que as hipóteses nulas que afirmam que os coeficientes C(1) e C(2) são iguais a zero, não podem ser rejeitadas nem mesmo ao nível de 10% de significância estatística. Isto significa que, além de serem obtidos valores baixos para os coeficientes de determinação R² e R² ajustado, 4,2% e 1,2% respectivamente, os coeficientes da regressão não são significativos. A não rejeição da hipótese nula para o coeficiente C(2) – coeficiente do beta na regressão – indica que o prêmio de mercado internacional não é relevante para a precificação do índice acionário composto dos mercados de Argentina e México. Segundo Akdogan (1995), esses resultados conduzem à impossibilidade de rejeição da hipótese de segmentação desses mercados.

Variável Dependente: MEDIA		Coréia do Sul e Taiwan		
MEDIA=C(1)+C(2)*BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.002411	0.002523	0.955654	0.3464
C(2)	-0.002978	0.003407	-0.873974	0.3886
R-squared	0.023313	Mean dependent var		0.000248
Adjusted R-squared	-0.007208	S.D. dependent var		0.002847
S.E. of regression	0.002858	Akaike info criterion		-8.820704
Sum squared resid	0.000261	Schwarz criterion		-8.730918
Log likelihood	151.9520	Durbin-Watson stat		1.860750

Quadro 5.13 – Resultados da Regressão para Coréia do Sul e Taiwan

Os valores das estatísticas t e de suas probabilidades associadas revelam que as hipóteses nulas que afirmam que os coeficientes $C(1)$ e $C(2)$ são iguais a zero, não podem ser rejeitadas mesmo ao nível mais permissivo de 10% de significância estatística. Isto significa que, além de serem obtidos valores baixos para os coeficientes de determinação R^2 e R^2 ajustado, 2,3% e -0,7% respectivamente, os coeficientes da regressão não são significativos. A não rejeição da hipótese nula para o coeficiente $C(2)$ – coeficiente do beta na regressão – indica que o prêmio de mercado internacional não é relevante para a precificação do índice acionário composto dos mercados de Coréia do Sul e Taiwan. Segundo Akdogan (1995), esses resultados conduzem à impossibilidade de rejeição da hipótese de segmentação desses mercados.

Dentre os resultados de todas as regressões feitas, os valores obtidos para a estatística d de Durbin-Watson indicaram a possibilidade da presença de correlação serial entre os termos de erro, nos casos do Chile (Quadro 5.3), Coréia do Sul (Quadro 6.6), da regressão sobre os dados combinados de todos os mercados (Quadro 5.9), do Grupo 1 (Quadro 5.10), Grupo 2 (Quadro 5.11) e da regressão do par de mercados Argentina e México (Quadro 5.12). A presença de correlação serial implicaria na não eficiência dos estimadores de mínimos quadrados ordinários usados nas regressões. Nesta situação, a análise com base nas estatísticas t e F perdem a consistência.

Mas, no caso de dados financeiros, é comum que a indicação de presença de correlação serial deva-se a um efeito conhecido como efeito ARCH. Para uma verificação mais precisa, as regressões devem ser refeitas agora sob o modelo ARCH. Esta operação está descrita no próximo tópico.

5.3. ANÁLISE DAS REGRESSÕES DO MODELO ARCH-M

Os dados dos retornos dos índices acionários dos mercados selecionados para este estudo foram submetidos a um modelo de regressão ARCH denominado ARCH-M (ARCH in Mean), desenvolvido por Engle, Lilien e Robins (1987). Este modelo,

conforme tratado no capítulo 3 – Metodologia, inclui a variância condicional no cálculo do retorno esperado:

$E(R_i) = \beta_{iw} E(R_w)$, que se obtém a partir do modelo básico de regressão

$R_i = \alpha_i + \beta_i R_w + \gamma_i \sigma_{i,t}^2 + u_i$, com:

$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \delta_i u_{i,t-1}^2$, onde:

R_i é o retorno em excesso do índice do i-ésimo mercado acionário;

β_{iw} é o beta do i-ésimo mercado com relação ao mercado internacional;

R_w é o retorno em excesso da carteira de mercado internacional;

$\sigma_{i,t}^2$ é a variância condicional;

α_i , β_i , γ_i e δ_i são coeficientes de regressão;

u_i o termo de erro, com as seguintes propriedades:

$E(u_i) = 0$; $E(u_i u_j) = 0$ para $i \neq j$; $E(u_i u_i) = \sigma_u^2$ para $i = j$;

As regressões de cada um dos índices dos mercados acionários latino americanos e asiáticos apresentou os resultados exibidos nos quadros 5.14 a 5.21, a seguir.

Dependent Variable: ARGENTINA				
Convergence achieved after 23 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	0.178194	0.045193	3.942982	0.0001
C	-0.003449	0.001112	-3.101706	0.0019
ERM	0.969572	0.026173	37.04476	0.0000
Variance Equation				
C	0.000313	7.93E-06	39.52261	0.0000
ARCH(1)	0.478784	0.034438	13.90269	0.0000
R-squared	0.220403	Mean dependent var		5.99E-05
Adjusted R-squared	0.218906	S.D. dependent var		0.026016
S.E. of regression	0.022993	Akaike info criterion		-4.836591
Sum squared resid	1.101210	Schwarz criterion		-4.823076
Log likelihood	5054.401	F-statistic		147.2233
Durbin-Watson stat	1.895323	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.14 – Resultados da Regressão ARCH-M para a Argentina

Dependent Variable: BRASIL				
Convergence achieved after 27 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	0.219650	0.044566	4.928643	0.0000
C	-0.004666	0.001571	-2.969995	0.0030
ERM	1.029819	0.044780	22.99737	0.0000
Variance Equation				
C	0.000694	1.94E-05	35.72947	0.0000
ARCH(1)	0.373309	0.031263	11.94106	0.0000
R-squared	0.155308	Mean dependent var		0.001361
Adjusted R-squared	0.153686	S.D. dependent var		0.035297
S.E. of regression	0.032471	Akaike info criterion		-4.117716
Sum squared resid	2.196271	Schwarz criterion		-4.104201
Log likelihood	4303.895	F-statistic		95.74685
Durbin-Watson stat	1.963784	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.15 – Resultados da Regressão ARCH-M para o Brasil

Dependent Variable: CHILE				
Convergence achieved after 8 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	0.221381	0.124501	1.778151	0.0754
C	-0.002378	0.001167	-2.036922	0.0417
ERM	0.765778	0.011093	69.03142	0.0000
Variance Equation				
C	7.23E-05	2.33E-06	31.05696	0.0000
ARCH(1)	0.234943	0.025490	9.216901	0.0000
R-squared	0.502666	Mean dependent var		5.73E-05
Adjusted R-squared	0.501711	S.D. dependent var		0.013840
S.E. of regression	0.009770	Akaike info criterion		-6.477890
Sum squared resid	0.198810	Schwarz criterion		-6.464375
Log likelihood	6767.917	F-statistic		526.3340
Durbin-Watson stat	1.661619	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.16 – Resultados da Regressão ARCH-M para o Chile

Dependent Variable: MEXICO				
Convergence achieved after 37 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	0.465818	0.025625	18.17842	0.0000
C	-0.008042	0.000691	-11.64209	0.0000
ERM	0.994362	0.020931	47.50747	0.0000
Variance Equation				
C	0.000228	7.06E-06	32.29692	0.0000
ARCH(1)	0.596854	0.027678	21.56418	0.0000
R-squared	0.238465	Mean dependent var		0.000283
Adjusted R-squared	0.237002	S.D. dependent var		0.025265
S.E. of regression	0.022069	Akaike info criterion		-5.086318
Sum squared resid	1.014474	Schwarz criterion		-5.072803
Log likelihood	5315.116	F-statistic		163.0658
Durbin-Watson stat	1.728396	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.17 – Resultados da Regressão ARCH-M para o México

Dependent Variable: CINGAPURA				
Convergence achieved after 31 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	-0.037020	0.068774	-0.538287	0.5904
C	0.000261	0.000896	0.291464	0.7707
ERM	0.779028	0.015618	49.88022	0.0000
Variance Equation				
C	0.000119	2.02E-06	58.94246	0.0000
ARCH(1)	0.383927	0.028239	13.59542	0.0000
R-squared	0.374003	Mean dependent var		0.000261
Adjusted R-squared	0.372801	S.D. dependent var		0.017260
S.E. of regression	0.013669	Akaike info criterion		-5.888600
Sum squared resid	0.389200	Schwarz criterion		-5.875084
Log likelihood	6152.698	F-statistic		311.1230
Durbin-Watson stat	1.899162	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.18 – Resultados da Regressão ARCH-M para Cingapura

Dependent Variable: COREIA				
Convergence achieved after 286 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	-0.955493	92.48564	-0.010331	0.9918
C	0.024362	2.411233	0.010104	0.9919
ERM	0.736721	0.051028	14.43770	0.0000
Variance Equation				
C	0.000680	1.40E-06	484.7582	0.0000
ARCH(1)	-0.000179	0.012206	-0.014661	0.9883
R-squared	0.092889	Mean dependent var		-0.000210
Adjusted R-squared	0.091147	S.D. dependent var		0.030953
S.E. of regression	0.029508	Akaike info criterion		-4.173414
Sum squared resid	1.813774	Schwarz criterion		-4.159899
Log likelihood	4362.045	F-statistic		53.32529
Durbin-Watson stat	1.962412	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.19 – Resultados da Regressão ARCH-M para a Coreia do Sul

Dependent Variable: HONGKONG				
Convergence achieved after 37 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	0.486429	0.094830	5.129471	0.0000
C	-0.007101	0.001578	-4.501486	0.0000
ERM	0.879486	0.014559	60.40944	0.0000
Variance Equation				
C	0.000211	5.18E-06	40.82390	0.0000
ARCH(1)	0.312373	0.028434	10.98591	0.0000
R-squared	0.314501	Mean dependent var		0.000658
Adjusted R-squared	0.313185	S.D. dependent var		0.021063
S.E. of regression	0.017456	Akaike info criterion		-5.366903
Sum squared resid	0.634717	Schwarz criterion		-5.353388
Log likelihood	5608.047	F-statistic		238.9156
Durbin-Watson stat	2.097572	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.20 – Resultados da Regressão ARCH-M para Hong Kong

Dependent Variable: TAIWAN				
Convergence achieved after 35 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ARCH	0.854333	0.306221	2.789920	0.0053
C	-0.013922	0.005025	-2.770465	0.0056
ERM	0.692714	0.021588	32.08724	0.0000
Variance Equation				
C	0.000245	6.60E-06	37.11003	0.0000
ARCH(1)	0.098774	0.018550	5.324834	0.0000
R-squared	0.226870	Mean dependent var		0.000260
Adjusted R-squared	0.225386	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.016498	Akaike info criterion		-5.382273
Sum squared resid	0.566967	Schwarz criterion		-5.368758
Log likelihood	5624.093	F-statistic		152.8110
Durbin-Watson stat	2.098965	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 5.21 – Resultados da Regressão ARCH-M para Taiwan

Os resultados obtidos não diferem significativamente das regressões convencionais ICAPM. Para todos os mercados a hipótese nula que afirma ser zero o coeficiente do prêmio da carteira de mercado, pôde ser rejeitada ao nível de 1% de significância estatística. Isto significa que este prêmio de mercado é fator relevante para a precificação dos índices acionários considerados.

Apenas para os mercados do Chile, Cingapura e Coréia do Sul, o termo ARCH apresentou um coeficiente de regressão significativamente nulo. Para os demais mercados, hipótese nula que afirma ser este coeficiente igual a zero não pôde ser rejeitada. Além disso, todos os mercados, com exceção dos mesmos três – Chile, Cingapura e Coréia do Sul – apresentaram regressões com intercepto diferente de zero ao nível de significância estatística de 1%, o que indica que fatores idiossincráticos são relevantes para a precificação dos índices, frente ao retorno da carteira de mercado internacional.

A estatística *d* de Durbin-Watson apresentou valores, em todas as regressões, que indicam não haver efeitos de correlação serial positiva ou negativa, dos termos de erro. Este resultado garante que os estimadores de mínimos quadrados ordinários, aplicados na análise, são consistentes, não-viesados e eficientes. Assim, os testes baseados nas estatísticas t e F podem ser adequadamente aplicados.

A tabela 5.5, a seguir, apresenta os resultados comparados das regressões convencionais univariadas e das regressões do modelo ARCH-M.

	Regressão Básica			Regressão ARCH-M			
	Intercepto nível 5%	ERM nível 1%	R ² Ajustado	Intercepto nível 5%	ERM nível 1%	ARCH nível 5%	R ² Ajustado
Argentina	nulo	significativo	22%	significativo	significativo	significativo	22%
Brasil	nulo	significativo	16%	significativo	significativo	significativo	15%
Chile	significativo	significativo	50%	nulo	significativo	nulo	50%
México	nulo	significativo	24%	significativo	significativo	significativo	24%
Cingapura	nulo	significativo	38%	nulo	significativo	nulo	37%
Coreia do Sul	nulo	significativo	8%	nulo	significativo	nulo	9%
Hong Kong	nulo	significativo	31%	significativo	significativo	significativo	31%
Taiwan	nulo	significativo	23%	significativo	significativo	significativo	23%

Tabela 5.5 – Regressões Comparadas

As regressões do modelo ARCH-M sobre cada um dos índices acionários, com os retornos diários, em intervalos semestrais, geraram 136 retornos médios estimados (oito mercados x 17 semestres) e 136 betas estimados. A precificação com a regressão aplicada sobre os dados combinados, segundo o modelo proposto por Akdogan (1995), gerou os coeficientes e estatísticas apresentadas no quadro 5.22, a seguir.

Dependent Variable: MEDIA				
MEDIA=C(1)+C(2)*BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.006323	0.005207	-1.214287	0.2423
C(2)	0.008426	0.005025	1.676793	0.1130
R-squared	0.149462	Mean dependent var		0.002041
Adjusted R-squared	0.096304	S.D. dependent var		0.006672
S.E. of regression	0.006342	Akaike info criterion		-7.178710
Sum squared resid	0.000644	Schwarz criterion		-7.079780
Log likelihood	66.60839	Durbin-Watson stat		1.188578

Quadro 5.22 – Resultados da Regressão sobre Retornos Médios e

Betas Estimados pela Regressão ARCH-M

Os valores da estatística t e de sua probabilidade associada, para o coeficiente C(1), revelam que a hipótese nula que afirma que C(1) é igual a zero, não pode ser rejeitada mesmo ao nível mais permissivo de 10% de significância estatística. Assim, pode-se aceitar que o valor do intercepto da reta de regressão seja nulo, o que significa que fatores idiossincráticos não são relevantes para a precificação dos índices acionários do grupo de mercados considerado. A rejeição da hipótese nula para o coeficiente C(2), coeficiente do beta na regressão, também não pode ser feita mesmo ao nível mais permissivo de 10% de significância estatística. A não rejeição da hipótese nula para o caso do segundo coeficiente indica que o prêmio de mercado internacional não é relevante para a precificação dos índices acionários analisados. Segundo Akdogan (1995), esses resultados impedem a rejeição da hipótese de segmentação dos mercados.

A análise da similaridade dos coeficientes do termo prêmio de mercado internacional, nas regressões de cada um dos índices acionários pelo modelo ARCH-M, revelou a possibilidade de integração entre os oito mercados, segundo as relações indicadas na tabela 5.5 apresentada a seguir. Os números sugerem a possibilidade de existência grupos de mercados integrados: grupo 1 – Argentina, Brasil e México; grupo 2 – Chile, Cingapura e Coréia do Sul; grupo 3 – Chile, Coréia do Sul e Taiwan. Todas as possibilidades de integração serão verificadas, segundo a metodologia proposta por Akdogan.

Países	$\Delta C(2)$	Países	$\Delta C(2)$
Chile x Cingapura	1.70%	Argentina x Brasil	5.86%
Argentina x México	2.50%	Coréia do Sul x Taiwan	5.97%
Brasil x México	3.44%	Argentina x Hong Kong	9.28%
Chile x Coréia do Sul	3.79%	Chile x Taiwan	9.54%
Coréia do Sul x Cingapura	5.43%		

Tabela 5.5 – Diferenças (%) dos Coeficientes do Fator Prêmio de Mercado Internacional nas Regressões pelo Modelo ARCH-M

Uma análise mais acurada dos possíveis casos de integração indicados na tabela 5.5 foi feita, considerando-se retornos médios e betas estimados pelo modelo ARCH-M, a partir dos retornos diários dos índices dos mercados, agrupados em períodos semestrais. Os resultados das regressões obtidas estão apresentados nos quadros 5.23 a 5.34, a seguir.

Dependent Variable: GR1_MED GR1_MED=C(1)+C(2)*GR1_BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.70E-05	0.002147	0.007940	0.9937
C(2)	0.001339	0.002032	0.658784	0.5131
R-squared	0.008779	Mean dependent var		0.001366
Adjusted R-squared	-0.011450	S.D. dependent var		0.004600
S.E. of regression	0.004627	Akaike info criterion		-7.875549
Sum squared resid	0.001049	Schwarz criterion		-7.799791
Log likelihood	202.8265	Durbin-Watson stat		1.804072

Quadro 5.23 – Resultados da Regressão para o Grupo 1

Dependent Variable: GR2_MED GR2_MED=C(1)+C(2)*GR2_BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001407	0.000568	2.475724	0.0168
C(2)	-0.001676	0.000657	-2.550516	0.0139
R-squared	0.117199	Mean dependent var		0.000254
Adjusted R-squared	0.099182	S.D. dependent var		0.002592
S.E. of regression	0.002460	Akaike info criterion		-9.139101
Sum squared resid	0.000296	Schwarz criterion		-9.063343
Log likelihood	235.0471	Durbin-Watson stat		1.745280

Quadro 5.24 – Resultados da Regressão para o Grupo 2

Dependent Variable: GR3_MED GR3_MED=C(1)+C(2)*GR3_BETA				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000111	0.001591	-0.069484	0.9449
C(2)	0.000499	0.002123	0.235008	0.8152
R-squared	0.001126	Mean dependent var		0.000254
Adjusted R-squared	-0.019259	S.D. dependent var		0.002505
S.E. of regression	0.002529	Akaike info criterion		-9.083476
Sum squared resid	0.000313	Schwarz criterion		-9.007718
Log likelihood	233.6286	Durbin-Watson stat		1.823953

Quadro 5.25 – Resultados da Regressão para o Grupo 3

Dependent Variable: MED1 MED1=C(1)+C(2)*BETA1				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001522	0.000466	3.263270	0.0026
C(2)	-0.001675	0.000511	-3.276902	0.0025
R-squared	0.251253	Mean dependent var		0.000415
Adjusted R-squared	0.227855	S.D. dependent var		0.002133
S.E. of regression	0.001875	Akaike info criterion		-9.663787
Sum squared resid	0.000112	Schwarz criterion		-9.574001
Log likelihood	166.2844	Durbin-Watson stat		1.588515

Quadro 5.26 – Resultados da Regressão para Chile e Cingapura

Dependent Variable: MED2 MED2=C(1)+C(2)*BETA2				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.003099	0.002469	1.255290	0.2185
C(2)	-0.002377	0.002469	-0.962625	0.3430
R-squared	0.028143	Mean dependent var		0.000803
Adjusted R-squared	-0.002228	S.D. dependent var		0.003722
S.E. of regression	0.003726	Akaike info criterion		-8.289950
Sum squared resid	0.000444	Schwarz criterion		-8.200164
Log likelihood	142.9292	Durbin-Watson stat		1.651677

Quadro 5.27 – Resultados da Regressão para Argentina e México

Dependent Variable: MED3 MED3=C(1)+C(2)*BETA3				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000382	0.002757	-0.138585	0.8906
C(2)	0.002005	0.002533	0.791697	0.4344
R-squared	0.019211	Mean dependent var		0.001690
Adjusted R-squared	-0.011439	S.D. dependent var		0.005009
S.E. of regression	0.005037	Akaike info criterion		-7.686856
Sum squared resid	0.000812	Schwarz criterion		-7.597070
Log likelihood	132.6765	Durbin-Watson stat		1.805935

Quadro 5.28 – Resultados da Regressão para Brasil e México

Dependent Variable: MED4 MED4=C(1)+C(2)*BETA4				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.000130	0.002161	0.060012	0.0455
C(2)	-4.09E-05	0.002802	-0.014600	0.0484
R-squared	0.000007	Mean dependent var		9.89E-05
Adjusted R-squared	-0.031243	S.D. dependent var		0.002641
S.E. of regression	0.002682	Akaike info criterion		-8.947511
Sum squared resid	0.000230	Schwarz criterion		-8.857725
Log likelihood	154.1077	Durbin-Watson stat		1.762744

Quadro 5.29 – Resultados da Regressão para Chile e Coréia do Sul

Dependent Variable: MED5 MED5=C(1)+C(2)*BETA5				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001406	0.000686	2.050086	0.0486
C(2)	-0.001779	0.000758	-2.347953	0.0252
R-squared	0.146960	Mean dependent var		0.000248
Adjusted R-squared	0.120302	S.D. dependent var		0.002962
S.E. of regression	0.002778	Akaike info criterion		-8.876873
Sum squared resid	0.000247	Schwarz criterion		-8.787087
Log likelihood	152.9068	Durbin-Watson stat		1.850645

Quadro 5.30 – Resultados da Regressão para Cingapura e Coréia do Sul

Dependent Variable: MED6 MED6=C(1)+C(2)*BETA6				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000963	0.002666	-0.361268	0.7203
C(2)	0.002508	0.002470	1.015673	0.3174
R-squared	0.031230	Mean dependent var		0.001603
Adjusted R-squared	0.000956	S.D. dependent var		0.004970
S.E. of regression	0.004967	Akaike info criterion		-7.714785
Sum squared resid	0.000790	Schwarz criterion		-7.624999
Log likelihood	133.1513	Durbin-Watson stat		1.762324

Quadro 5.31 – Resultados da Regressão para Argentina e Brasil

Dependent Variable: MED7 MED7=C(1)+C(2)*BETA7				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.14E-05	0.002163	0.014510	0.9885
C(2)	0.000303	0.002948	0.102932	0.9187
R-squared	0.000331	Mean dependent var		0.000248
Adjusted R-squared	-0.030909	S.D. dependent var		0.002847
S.E. of regression	0.002891	Akaike info criterion		-8.797443
Sum squared resid	0.000267	Schwarz criterion		-8.707657
Log likelihood	151.5565	Durbin-Watson stat		1.851590

Quadro 5.32 – Resultados da Regressão para Coréia do Sul e Taiwan

Dependent Variable: MED8 MED8=C(1)+C(2)*BETA8				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001957	0.002344	0.834887	0.4100
C(2)	-0.001236	0.002510	-0.492268	0.6259
R-squared	0.007516	Mean dependent var		0.000836
Adjusted R-squared	-0.023499	S.D. dependent var		0.003196
S.E. of regression	0.003233	Akaike info criterion		-8.573507
Sum squared resid	0.000335	Schwarz criterion		-8.483721
Log likelihood	147.7496	Durbin-Watson stat		1.842663

Quadro 5.33 – Resultados da Regressão para Argentina e Hong Kong

Dependent Variable: MED9 MED9=C(1)+C(2)*BETA9				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000604	0.001528	-0.395321	0.6952
C(2)	0.001407	0.002056	0.684034	0.4989
R-squared	0.014411	Mean dependent var		0.000415
Adjusted R-squared	-0.016388	S.D. dependent var		0.001971
S.E. of regression	0.001987	Akaike info criterion		-9.547702
Sum squared resid	0.000126	Schwarz criterion		-9.457916
Log likelihood	164.3109	Durbin-Watson stat		1.971732

Quadro 5.34 – Resultados da Regressão para Chile e Taiwan

Os valores das estatísticas t e de suas probabilidades associadas revelam que a hipótese nula que afirma que o coeficiente C(2) é igual a zero, em cada caso, não pode

ser rejeitada ao nível de 5% de significância estatística, apenas para as regressões referentes ao Grupo 1 (Chile, Cingapura e Coréia do Sul), e entre os mercados deste grupo (Quadros 5.24, 5.26, 5.29 e 5.30). Para as demais regressões, o coeficiente do fator de prêmio pelo risco de mercado internacional mostrou-se insignificante, ou seja, nos demais casos a hipótese nula de que o coeficiente $C(2)$ é zero, não pode ser rejeitada.

Nesses casos em que o fator de prêmio pelo risco internacional é significativo, entretanto, as regressões mostram que a hipótese nula que afirma ser o valor do intercepto – coeficiente $C(1)$ – igual a zero, pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância estatística. Este resultado indica que existem fatores idiossincráticos relevantes para a precificação dos índices acionários destes três países, e não apenas o prêmio pelo risco de mercado.

Destaca-se que no caso da regressão para os índices acionários de Chile e Cingapura, as hipóteses nulas sobre a nulidade de ambos os coeficientes da regressão puderam ser rejeitadas mesmo ao nível mais rigoroso de 1% de significância estatística.

Os resultados das regressões são bastante interessantes, pois revelam, segundo a metodologia adotada, que o efeito de integração entre estes três mercados – Chile, Cingapura e Coréia do Sul – existe, ao nível de 5% de significância estatística.

6

Conclusões e Considerações Finais

Este trabalho foi desenvolvido para explorar o desafio de se compreender o movimento conjunto de mercados acionários internacionais. Essa compreensão teve sua importância ampliada nos últimos anos, na medida em que os mercados foram se tornando globalizados e as carteiras de investimentos e as operações financeiras de um modo geral, passaram a ser cada vez mais construídas em âmbito internacional.

A revisão bibliográfica apresentada no Capítulo 2 mostrou que vários pesquisadores vêm investigando as evidências que indicam a existência de movimento simultâneo de mercados acionários, ao longo das três últimas décadas. Os trabalhos citados abordaram diferentes aspectos do inter-relacionamento dos mercados acionários nacionais, com diferentes metodologias e testes de validade de resultados. Vários deles foram pouco conclusivos, mas todos contribuíram de algum modo para o avanço do conhecimento nessa área. E também, que o número de trabalhos que exploraram as relações entre mercados de países emergentes é ainda muito pequeno.

Este estudo apontou que o movimento simultâneo de dois mercados acionários pode ser explicado pela existência de dois fenômenos, coexistindo ou não, a Interdependência e a Integração dos mercados. A Interdependência foi caracterizada como o fenômeno em que os movimentos dos preços um mercado acionário influenciam o comportamento dos preços de outro mercado, sem que haja necessariamente uma fundamentação econômico-financeira. A Interdependência é, então, uma ligação informacional em que notícias reveladas em um país são percebidas como informações relevantes para a precificação de ações em outro. A Interdependência reflete, também,

um contágio entre mercados: preços de ações em um país são afetados por mudanças nos preços das ações em outro país, sem que estejam relacionadas a variáveis econômicas fundamentais.

Já o conceito de integração de mercados foi estabelecido como aquele em que ativos com riscos semelhantes, em diferentes mercados, devem ter retornos semelhantes, ou seja, devem ser precificados da mesma maneira. Portanto, para que se pudesse afirmar algo sobre a integração de mercados seria preciso se utilizar de um modelo de precificação de ativos. Com ele seria feito um teste do quanto o preço do risco é igual ou diferente entre os mercados analisados.

Assim, o objetivo principal deste estudo foi estudar os dois fenômenos – Interdependência e Integração – para os mercados acionários de dois grupos específicos de países: um da América Latina – Argentina, Brasil, Chile e México – e outro do Sudeste Asiático – Cingapura, Coréia do Sul, Hong Kong e Taiwan.

Além da contribuição para expansão e o aprimoramento do conhecimento sobre comportamento relacionado dos mercados acionários de países emergentes, este trabalho propôs-se especificamente a descobrir o quanto o comportamento do mercado acionário de um dos países podia ser influenciado pelos movimentos dos mercados acionários dos outros países, e qual seria o nível de integração existente entre os mercados destes países.

Essa investigação sobre os níveis de Interdependência e Integração teve também o propósito de detectar se o fenômeno de abertura dos mercados, ocorrido ao longo da década de 90, promoveu um incremento na ligação entre esses mercados acionários emergentes. Daí o uso de dados recentes, que abrangeram o período entre dezembro de 1991 e dezembro de 1999. Estudos anteriores envolvendo estes países trabalharam com dados do período que precedeu o evento que caracterizou o início da abertura dos mercados, as alterações legais que provocaram a abertura do mercado do Japão em 1988.

A avaliação da existência do fenômeno da interdependência entre os mercados analisados foi feita através de um modelo de auto-regressão vetorial (VAR). Este tipo de

modelagem é indicado para o estudo do comportamento no tempo e previsão dos valores de duas ou mais variáveis econômicas, apresentadas sob a forma de séries temporais, sendo, portanto, o modelo VAR adotado, classificado como um modelo de séries temporais multivariado.

A utilização adequada do processo auto-regressivo exigiu que fossem testadas as séries temporais quanto à estacionaridade, ou seja, que se verificasse se a média, a variância e a função de auto-covariância (ou auto-correlação) dos dados não se alteravam ao longo do tempo. Para este fim, sobre cada uma das séries foi realizado o Teste ADF (Augmented Dickey & Fuller). Os resultados obtidos mostraram que a hipótese nula de não-estacionaridade pode ser rejeitada, ao nível de 1% de significância estatística, para todas as séries, com as variáveis em nível. O que significa que nenhuma das séries precisou sofrer qualquer processo de ajuste para a obtenção de estacionaridade.

A aplicação do modelo VAR exigiu que se fizesse o teste de “Causalidade Granger”. Este teste mostra que uma série temporal provoca outra série, se seus valores defasados são preditores significativos desta outra série, e se a relação inversa se verifica ou não de forma significativa. A existência do efeito de causalidade Granger entre duas séries temporais é um indicativo de que um modelo de auto-regressão vetorial (VAR) pode ser desenvolvido para modelar e projetar as séries inter-relacionadas.

Os resultados do Teste de Causalidade Granger revelaram que foi possível rejeitar a hipótese nula da existência de vetores nulos de cointegração entre as séries, para a maioria delas, ao nível de 5%. As exceções ficaram por conta das relações de causalidade entre os países asiáticos e os latino americanos. Os valores das séries dos índices dos mercados de Cingapura, Coréia do Sul, Hong Kong e Taiwan não são bons preditores para as séries dos índices de Argentina, Brasil, Chile e México, mas pode-se dizer que os índices dos quatro mercados latino americanos tem o efeito de “causalidade Granger” sobre o grupo asiático.

O modelo VAR aplicado apresentou resultados que indicaram não haver qualquer nível de correlação entre os elementos da matriz de correlação dos resíduos, que seja significativamente diferente de zero. Isto indicou a necessidade da aplicação de um processo de decomposição de Cholesky para estimar as Decomposições das Variâncias (VDC – Variance DeComposition), e que as Funções de Resposta a Impulso (IRF – Impulse Response Function) não eram afetadas significativamente pela ordem das variáveis.

Os números obtidos com o processo VDC revelaram que a maior parte dos desvios projetados da variância dos mercados se explica por inovações (impactos) no próprio mercado. Cerca de 98% da explicação da variância do mercado da Argentina se deve a inovações no próprio mercado. No Brasil este número é 79%. No México fica em 76% aproximadamente. No Chile, em 80%. No caso dos asiáticos, cerca de 90% da explicação da variância do índice do mercado acionário de Cingapura, se deve a inovações no próprio mercado. Para a Coreia do Sul este número é de cerca de 97%. O mercado de Hong Kong se destacou por apresentar o menor percentual de explicação da variância de seu índice por variações no próprio mercado – 60%. Por último, 93% da explicação da variância do índice do mercado acionário de Taiwan se deve a inovações no próprio mercado.

É interessante notar que nenhum dos mercados asiáticos analisados teve qualquer influência na explicação da variância dos índices acionários dos mercados latino americanos. Mas os mercados latino americanos apresentaram certos níveis de poder de explicação da variância dos índices acionários asiáticos. O mercado da Argentina teve algum poder de explicação da variância dos índices dos mercados de Cingapura, Hong Kong e Taiwan – cerca de 6%, 4% e 1,5%, respectivamente. Este poder de explicação se deu a partir do segundo dia, do início do período considerado. O mercado chileno mostrou um poder de explicação da variância dos índices dos mercados de Cingapura, cerca de 2% a partir do terceiro dia, e de Taiwan, cerca de 1,5% a partir do segundo dia. Também teve o mesmo nível de influência sobre o mercado de Taiwan, os mercados de Brasil e México. De qualquer modo, a influência

dos mercados latino americanos sobre os mercados asiáticos, considerados neste estudo, se situou em níveis de pouca relevância.

O mercado da Argentina apresentou os maiores níveis de poder de explicação de variâncias dentro do grupo dos mercados latino americanos. Sobre o Brasil, o mercado da Argentina exerce uma influência de cerca de 20%, já no primeiro dia; sobre o mercado do Chile, foi capaz de explicar cerca de 15% do comportamento do índice: e sobre o mercado do México, 16% aproximadamente. Ainda neste grupo, o índice do mercado acionário do Brasil apresentou algum poder de explicação da variância dos índices dos mercados do Chile, em cerca de 4%, e do México, cerca de 5%.

Os níveis de poder de explicação da variância dos índices dentro do grupo dos mercados asiáticos foram muito fracos. A única exceção foi a influência que o mercado de Cingapura mostrou exercer sobre o de Hong Kong – cerca de 30%. Cingapura ainda mostrou exercer alguma influência sobre os mercados de Taiwan, cerca de 4%, e Coréia do Sul, cerca de 1,5%, a partir do segundo dia.

Vale destacar que o mercado da Argentina mostrou não sofrer qualquer influência relevante na explicação da variância de seu índice acionário, por parte de qualquer um dos demais mercados. Em uma situação bastante semelhante está o mercado da Coréia do Sul.

Os resultados das Funções de Resposta a Impulso (IRF) dos índices de cada um dos mercados analisados à inovações, ou impulsos, provocados nos demais mercados, foram compatíveis com os obtidos com o processo de VDCs. A análise das IRF mostrou que, e algum grau, todos os mercados asiáticos reagem a impulsos provenientes dos quatro mercados latino americanos, mas nenhum mercado latino americano reage de forma significativa a impulsos provenientes dos mercados asiáticos. E também mostrou que o mercado da Argentina é o único mercado, dentre todos os oito mercados analisados, que provoca respostas em todos os demais, aos impulsos nele originados. Mostrou ainda, que os impulsos provocados em Taiwan não causam qualquer resposta significativa em nenhum dos outros mercados. Vale notar que a reação dos mercados

asiáticos a impulsos provocados nos mercados latino americanos, em geral ocorrem de forma mais relevante no segundo dia após o impulso.

Sobre os níveis de Interdependência pôde-se concluir que existem ligações significativas entre os mercados da Argentina, Brasil, Chile e México, no grupo dos latino americanos. O comportamento do índice acionário da Argentina tem um poder de explicação da variância dos outros três índices, variando entre 15% e 20%. E ainda, que impulsos originados no mercado argentino provoca respostas nos demais mercados latino americanos, já no primeiro dia. No grupo dos Asiáticos, existe uma ligação relevante apenas entre os mercados de Cingapura e Hong Kong, com o primeiro tendo um poder de explicação da variância do índice do segundo na ordem de 30%. Todas as demais relações de Interdependência foram insignificantes.

Estes resultados foram absolutamente compatíveis com os que foram obtidos nos trabalhos de Soydemir (1997), para os países da América Latina, e de Chowdhury (1994), para os países do Sudeste Asiático. Estes pesquisadores se utilizaram de dados que alcançaram apenas o início da década de 90, o que significa que a progressiva abertura dos mercados ainda não foi capaz de mudar significativamente os padrões de interdependência existentes. Pode ter havido alguma evolução neste sentido, em relação aos resultados obtidos por Hung e Cheung (1995), que não detectaram ligações relevantes entre os mercados asiáticos, tendo sido usado dados da década de 80 no estudo.

A avaliação da existência do fenômeno da integração entre os mercados analisados foi feita através de um modelo ICAPM – International Capital Asset Pricing Model – que pressupõe uma regressão linear do retorno em excesso do índice acionário contra o retorno em excesso de uma carteira de mercado internacional. A análise da similaridade das curvas de regressão, com base nos coeficientes linear (intercepto) e angular (beta), forneceu uma primeira indicação de pares ou grupos de mercados com potencial de integração. A existência da integração dos mercados foi formalmente detectada pelo método proposto por Akdogan (1995), baseado no trabalho de Famá e MacBeth (1973). Na busca de um modelo mais robusto de precificação dos índices dos

mercados acionários considerados, foi aplicado também um modelo ARCH-M, que é uma variante do modelo proposto por Engle, Lilien e Robins (1987).

Embora os valores obtidos para os coeficientes de determinação (R^2) do grau de ajuste da reta de regressão tenham sido baixos, as regressões apresentaram coeficientes com significância estatística para o termo de prêmio de mercado internacional. Isso indicou que este prêmio é relevante para a determinação dos retornos dos índices acionários analisados.

Os resultados do teste de integração feito sobre o conjunto dos oito países mostraram que não se pode aceitar a hipótese de integração, ou seja, os mercados mostraram-se segmentados. Os resultados para os testes de integração feitos sobre os pares e grupos de mercado, cujas análises preliminares dos coeficientes de regressão indicaram a existência potencial do fenômeno, também apontaram para a segmentação dos mercados. Uma exceção poderia ser feita ao grupo formado por Argentina, México e Hong Kong, cujo teste indicou a presença de integração, mas a estatística d de Durbin-Watson sinalizou a presença de auto-correlação dos termos de erro. A presença de auto-correlação impediu que fossem considerados consistentes os resultados da regressão, neste caso. Uma verificação necessária nestes casos é a da presença do efeito ARCH.

As regressões pela variante do modelo ARCH-M apresentaram resultados consistentes. Para todos os mercados a hipótese nula que afirma ser zero o coeficiente do prêmio da carteira de mercado, pôde ser rejeitada ao nível de 1% de significância estatística. Isto significou que este prêmio de mercado mostrou-se como um fator relevante para a precificação dos índices acionários considerados.

Apenas para os mercados do Chile, Cingapura e Coréia do Sul, o termo ARCH apresentou um coeficiente de regressão significativamente nulo. Para os demais mercados, hipótese nula que afirma ser este coeficiente igual a zero pôde ser rejeitada. Além disso, todos os mercados, com exceção dos mesmos três – Chile, Cingapura e Coréia do Sul – apresentaram regressões com intercepto diferente de zero ao nível de

significância estatística de 1%, o que indica que fatores idiossincráticos são relevantes para a precificação dos índices, frente ao retorno da carteira de mercado internacional.

A estatística d de Durbin-Watson apresentou valores, em todas as regressões, que indicaram não haver efeitos de correlação serial positiva ou negativa, dos termos de erro. Este resultado garantiu que os estimadores de mínimos quadrados ordinários, aplicados na análise, eram consistentes, não-viesados e eficientes. Assim, os testes baseados nas estatísticas t e F puderam ser adequadamente aplicados.

Os valores das estatísticas t e de suas probabilidades associadas revelaram que a hipótese nula que afirma que o coeficiente $C(2)$ é igual a zero, em cada caso, não pôde ser rejeitada ao nível de 5% de significância estatística, apenas para as regressões referentes ao grupo de países composto por Chile, Cingapura e Coréia do Sul, e entre os mercados deste grupo. Para as demais regressões, o coeficiente do fator de prêmio pelo risco de mercado internacional mostrou-se insignificante, ou seja, nos demais casos a hipótese nula de que o coeficiente $C(2)$ é zero, não pode ser rejeitada. A não rejeição da hipótese nula para o caso do segundo coeficiente indica que o prêmio de mercado internacional não é relevante para a precificação dos índices acionários analisados. Esses resultados impediram a rejeição da hipótese de segmentação dos mercados.

Nesses casos em que o fator de prêmio pelo risco internacional foi significativo, entretanto, as regressões mostraram que a hipótese nula que afirma ser o valor do intercepto – coeficiente $C(1)$ – igual a zero, pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância estatística. Este resultado indica que existem fatores idiossincráticos relevantes para a precificação dos índices acionários destes três países, e não apenas o prêmio pelo risco de mercado.

Destaca-se que no caso da regressão para os índices acionários de Chile e Cingapura, as hipóteses nulas sobre a nulidade de ambos os coeficientes da regressão puderam ser rejeitadas mesmo ao nível mais rigoroso de 1% de significância estatística.

Os resultados das regressões são bastante interessantes, pois revelam, segundo a metodologia adotada, que o efeito de integração entre estes três mercados – Chile,

Cingapura e Coréia do Sul – existe, ao nível de 5% de significância estatística. Entre os demais mercados não pôde ser constatada a presença do fenômeno de integração.

A detecção do fenômeno de integração para os mercados de Cingapura e Coréia do Sul foi compatível com os resultados obtidos por Bekaert e Harvey (1995), mas a integração do Chile não havia sido detectada por estes pesquisadores. Ao contrário, naquele estudo o mercado chileno apresentou fortes indícios de segmentação. A mesma constatação de segmentação para o mercado chileno foi obtida por Errunza e Losq (1985), e também os indícios de integração para o mercado da Coréia do Sul. Korajczyk (1996) foi outro pesquisador que identificou forte segmentação do mercado acionário do Chile em relação a um padrão de precificação internacional, tendo como referência o mercado americano.

De fato, o resultado indicando a integração do mercado chileno com os dois mercados asiáticos, não parece ter fundamentação econômica. A economia chilena é de longe a menor economia dentre os oito países analisados. Sua bolsa de valores é a que apresenta o menor volume de negociações, muito inferior ao dos demais mercados, e seu índice apresenta forte concentração em cinco ou seis empresas. Pesam, ainda, contra a potencialidade de integração do mercado acionário do Chile, a baixa liquidez de seus títulos e os baixos volumes de transações financeiras internacionais de sua economia.

Cabe ressaltar que futuras pesquisas sobre este tema podem ser desenvolvidas para aprimorar o estudo em questão. Além da aplicação de modelagens mais sofisticadas, que comportem maior número de fatores explicativos, ou menos pressupostos simplificadores, variáveis como a carteira de mercado internacional podem ser modificadas. Um outro aprimoramento seria o de se considerar a existência dos fenômenos de Interdependência e Integração em períodos menores de tempo, explorando a idéia de que os níveis desses efeitos possam variar no tempo.

As implicações da existência ou não de mercados integrados podem ser significativas. As vantagens da diversificação serão dramaticamente reduzidas se uma grande parte dos mercados estiver exposta aos mesmos fatores. Serão menores as

idiosincrasias. Também é compreensível que quanto maior a integração dos mercados, menos eficazes serão as estratégias que explorem outros mercados.

Se os participantes do mercado financeiro de um país, incluindo o governo, conhecerem com maior clareza os efeitos da ligação dos mercados sobre o mercado nacional, a qualidade das decisões de investimento e financiamento, e a capacidade de se precaver contra eventuais impactos resultantes de movimentos em outros mercados, podem ser melhoradas.

Este estudo sobre a interdependência e a integração envolvendo mercados emergentes, espera-se, tenha vindo contribuir para a evolução de uma área de conhecimento em finanças internacionais. A literatura existente sobre o assunto sinaliza a necessidade de que mais estudos se aprofundem no tema e que diferentes mercados sejam estudados.

Expandir o conhecimento sobre as ligações entre mercados, no contexto da globalização, tem implicações diretas sobre as decisões de investidores do mundo todo na composição de carteiras internacionais. O crescimento destas carteiras imprime uma grande força para o desenvolvimento de produtos mais complexos, impactando sobre a sofisticação destes mercados. E a evolução dos mercados financeiros causa efeitos sobre as políticas governamentais e sobre as características dos fenômenos que sobre eles atuarão (choques, períodos de stress, acordos multilaterais entre outros).

Em última instância, os resultados obtidos mostraram que os níveis de interdependência e integração são ainda pouco significativos, ou mesmo inexistentes para a maioria das relações analisadas. A interdependência é um fenômeno mais presente entre os mercados latino americanos, embora a integração não tenha sido constatada entre os mercados dessa região. Finalmente, que a pesquisa mostrou que a maior abertura dos mercados financeiros internacionais na década de 90, sobretudo com transformações mais profundas nos mercados emergentes, ainda não foi relevante para modificar de forma abrangente a situação de fracos níveis de ligação entre esses mercados, níveis estes que haviam sido detectados em estudos anteriores.



Bibliografia

1. AGMON, Tamir. Country risk: the significance of the country factor for share-price movements in the United Kingdom, Germany and Japan. *The Journal of Business*, no. 46, p. 24-32, 1973.
2. AGMON, Tamir. The relations among equity markets: a study of share price co-movements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan. *The Journal of Finance*, vol. 27, p. 839-855, 1972.
3. AIZENMAN, Joshua. Capital markets integration, volatility, and persistence. *Journal of Macroeconomics*, vol. 19, no. 2, p. 217-236, spring, 1997.
4. AKDOGAN, Haluk. *The integration of international capital markets*. Brookfield, Vermont: Edward Elgar, 1995. 189 p.
5. ALEXANDER, Gordon G., EUN, Cheol S., JANAKIRAMANAN, S. International listing and stock returns: some empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1988, no. 81, pp. 1451-1459.
6. ALFORD, Alan, FOLKS JR., Willian R. A test for increased capital market integration. *The Financial Review*, vol. 31, no. 1, p. 1-23, feb. 1996.
7. ALIBER, R.Z. The integration of national financial markets: a review of theory and findings. *W. Archiv*, vol. 114, 1978.
8. AMMER, John, MEI, Jianping. Measuring international economic linkages with stock market data. *Journal of Finance*, vol. 51, no. 5, p. 1743-1763, dec. 1996.
9. ARSHANAPALLI, Bala, DOUKAS, John. International stock markets linkage: evidence from the pre and post october 1987 period. *Journal of Banking and Finance*, no. 17, p. 193-208, 1993.

10. BAILEY, Warren, CHUNG, Y. Peter. Exchange rates fluctuations, political risk, and stock returns: some evidence from an emerging market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 30, no. 4, p. 541-562, dec. 1995.
11. BANSAL, Ravi, HSIEH, David A., VISWANATHAN, S. A new approach to international arbitrage pricing. *The Journal of Finance*, vol. 48, no. 5, p. 1719-1747, dec. 1993.
12. BAUMANN, Renato, O Brasil e a economia global. Rio de Janeiro: Campus, 1996.
13. BECKERS, Stan, CONNOR, Gregory, CURDS, Ross. National versus global influences on equity returns. *Financial Analysts Journal*, p. 31-39, mar./apr. 1996.
14. BEKAERT, Geert, HARVEY, Campbell R. Emerging equity market volatility. *Journal of Financial Economics*, no. 43, p. 29-77, 1997.
15. BEKAERT, Geert, HARVEY, Campbell R. Time-varying world market integration. *Journal of Finance*, vol. 50, no. 2, p. 403-444, jun. 1995.
16. BEKAERT, Geert, HODRICK, Robert. Characterizing predictable componentes in excess returns on equity and foreign exchange markets. *Journal of Finance*, vol. 47, p. 467-509, 1992.
17. BERGER, Mark T., BEESON, Mark. Lineages of liberalism and miracles of modernisation: The World Bank, the East Asian trajectory and the international development debate. *Third World Quarterly*, vol. 19. No. 3, p. 487-504, 1998.
18. BERNARD, Mitchell. States, social forces, and regions in historical time: toward a critical political economy of Eastern Asia. *Third World Quarterly*, vol.17, no. 4, p. 649-665, 1996.
19. BHOOCHA-OOM, Areepong, STANSELL, Stanley R. A study of international financial market integration: na examination of the U.S., Hong Kong and Singapore markets. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 17, no. 2, p. 193-212, spring, 1990.
20. BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, vol. 45, no. 3, p. 444-455, 1972.

21. BLACK, F., JENSEN, M. C., SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical tests. In Jensen M., *Studies in the theory of capital markets*. New York: Praeger, 1972.
22. BOLLERSLEV, Tim, CHOU, Ray Y., KRONER, Kenneth F. ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, no. 52, p. 5-59, 1992.
23. BOLLERSLEV, Tim, ENGLE, Robert F., WOOLDRIDGE, Jeffrey M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*, vol. 96, no. 1, p. 116-131, 1988.
24. BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, no. 31, p. 307-327, 1986.
25. BOSWELL, Scott S., GRANATO, John J. International equity market integration: efficiency and predictability. *Benefits Quarterly*, p. 78-89, second quarter, 1992.
26. BRENNAN, Michael J., CAO, H. Henry. International portfolio investment flows. *Journal of Finance*, vol. 52, no. 5, p. 1851-1880, dec.1997.
27. BUCKBERG, E. Emerging stock markets and international asset pricing. *The World Bank Economic Review*, no. 9, p. 51-74, 1995.
28. BULLARD, Nicola, BELLO, Walden, MALLHOTRA, Kamal. Taming the tigers: the IMF and asian crisis. *Third World Quarterly*, vol. 19, no. 3, p. 505-555, 1998.
29. CAMPBELL, John Y., AMMER, John. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-terms asset returns. *Journal of Finance*, vol. 48, no. 1, pp. 3-37, 1993.
30. CAMPBELL, John Y., HAMAOKA, Yasushi. Predictable Bond and stock returns in the United States and Japan: a study of long-term capital market integration. *Journal of Finance*, no. 47, p. 43-70, 1992.
31. CAMPBELL, John Y. A variance decomposition for stock returns. *The Economic Journal*, no. 101, p. 157-179, 1991.
32. CAO, Ky. *The changing capital markets of East Asia*. London: Routledge, 1995. 343 p.

33. CAPORALE, G. M., PITTIS, N. Cointegration and predictability of asset prices. *Journal of International Money and Finance*, no. 17, p. 441-453, 1998.
34. CASHIN, P., KUMAR, M. S., MCDERMOTT, J. C. International integration of equity markets and contagion effects. *IMF Working Paper*, no. 110, 1995.
35. CHAN, Kam C., GUP, Benton E., PAN, Ming-Shiun. An empirical analysis of stock prices in major asian markets and the United States. *The Financial Review*, vol. 27, no. 2, p. 289-307, may. 1992.
36. CHAN, K. C., KAROLYI, G. A., STULZ R. M. Global financial markets and the risk premium on U.S. equity. *Journal of Financial Economics*, no. 32, p. 137-169, 1992.
37. CHEN, Nai-Fu, ROLL, Richard, ROSS, Stephen A. Economic forces and stock market. *Journal of Business*, vol. 59, no. 3, p. 383-403, 1986.
38. CHEUNG, Yan-Leung, HO, Yan-Ki. The intertemporal stability of the relationship between the asian emerging equity markets and the developed equity markets. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 18, no. 2, p. 235-254, jan. 1991.
39. CHEUNG, Yin-Wong, HE, Jia, NG, Lilian K. What are the global sources of rational variation in international equity returns? *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, no. 6, p. 821-836, 1997.
40. CHO, D. Chinyung, EUN, Cheol S., SENBET, Lemma W. International arbitrage pricing theory: an empirical investigation. *The Journal of Finance*, vol. 16, no. 2, p. 313-329, jun. 1986.
41. CHOU, R. Y., NG, V. K., PI, L. K. Cointegration of international stock market indices. *IMF Working Paper*, no. 8, 1994.
42. CHOWDHURY, Abdur R. Stock market interdependencies: evidence from the asians NIEs. *Journal of Macroeconomics*, vol. 16, no. 4, p. 629-651, 1994.
43. CLAESSENS, Stijn. The emergence of equity investment in developing countries: overview. *The World Bank Economic Review*, vol. 9, no. 1, p. 1-17, 1995.
44. CROWDER, William J. A note on cointegration and international capital market efficiency: a reply. *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, no. 4, pp. 661-664, 1996.

45. CVM. International transmission of stock market volatility. Working Paper, Kuala Lumpur, maio, 1998.
46. DAVIDSON, Russel, MACKINNON, James G. Estimation and inference in econometrics. New York: Oxford University Press, 1993. 874 p.
47. DE SANTIS, Giorgio, IMROHOROGLU, Selahattin. Stock returns and volatility in emerging financial markets. *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, no. 4, p. 561-579, 1997.
48. DE SANTIS, G. IMROHOROGLU, S. Stock returns and volatility in emerging financial markets. *Working Paper*, Department of Finance and Business Economics, University of Southern California, 1995.
49. DE SANTIS, G., GERARD, B. Another look at the conditional CAPM. Working Paper, 1994, Department of Finance and Business Economics, University of Southern California.
50. DICKEY, David A., FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, no. 366, p. 427-431, jun. 1979.
51. DING, Z., ENGLE, R. F. Large scale conditional covariance matrix modeling estimation and testing. *Unpublished paper*. University of California at San Diego, 1994.
52. DIVECHA, Arjun B., DRACH, Jaime, STEFEK, Dan. Emerging markets: a qualitative perspective. *The Journal of Portfolio Management*, vol. 19, p. 41-50, fall, 1992.
53. DOMOWITZ, Ian, GLEN, Jack, MADHAVAN, Ananth. Market segmentation and stock prices: evidence from an emerging market. *Journal of Finance*, vol. 52, no. 3, p. 1059-1085, jul. 1997.
54. DUMAS, Bernard, BRUNO, Solnik. The world price of foreign exchange risk. *The Journal of Finance*, vol. 50, no. 2, jun. 1995.
55. DWYER JR., Gerald P., HAFER, R. W. Are national stock markets linked? *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, no. 70, p. 03-14, 1988.
56. DWYER, G. P., WALLACE, M. S. Cointegration and market efficiency. *Journal of International Money and Finance*, no. 11, p. 318-327, 1992.

57. ENGEL, C. A note of cointegration and international capital market efficiency. *Journal of International Money and Finance*, no. 4, vol. 15, 1996.
58. ENGLE, Robert F., NG, Victor M. Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, vol. 48, no. 5, p. 1749-1778, dec. 1993.
59. ENGLE, Robert F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, vol. 55, no. 2, p. 251-276, mar. 1987.
60. ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, vol. 50, no. 4, p. 987-1007, jul. 1982.
61. ERB, Claude, HARVEY, Campbell R., VISKANTA, Tadas. Political risk, economic risk, and financial risk. *Financial Analystis Journal*, p. 29-46, nov./dec. 1996.
62. ERB, Claude, HARVEY, Campbell R., VISKANTA, Tadas. Forecasting international equity correlations. *Financial Analystis Journal*, p. 32-45, nov./dec. 1994.
63. ERRUNZA, Vihang, LOSQ, Etienne. International asset pricing under mild segmentation: theory and test. *The Journal of Finance*, vol. 15, no.1, p. 105-124, mar. 1985.
64. EUN, Cheol S., SHIM, Sangdal. The international transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 24, no. 2, pp. 241-255, jun. 1989.
65. EVANS, Paul, KARRAS, Georgios. International integration of capital markets and the cross-country divergence of per capita consumption. *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, no. 5, p. 681-697, 1997.
66. FAMA, Eugene F., FRENCH, Kenneth R. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, vol. 47, no. 2, jun. 1992.
67. FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, vol. 46, no. 5, p. 1575-1617, dec. 1991.
68. FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, p. 383-417.

69. FAMA, Eugene F., MacBerh, James D. Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, no. 73, maio/jun, p. 607-636, 1973.
70. FELDMAN, Robert A. Emerging equity markets: growth, benefits, and policy concerns. *The World Bank Research Observer*, vol. 10, no. 2, p. 181-200, ago. 1995.
71. FERSON, Wayne E., CAMPBELL, R. Harvey. Sources of risk and expected returns in global equity markets. *Journal of Banking and Finance*, no. 18, pp. 775-803, 1994.
72. FISCHER, K. P., PALASVIRTA, A. P. High road to a global marketplace: the international transmission of stock market fluctuations. *The Financial Review*, 1990, no. 25, pp. 371-394.
73. FRANKEL, J. A., SCHMUKLER, S. L. Crisis, contagion and country funds: effects on East Asia and Latin America. *Federal Reserve Bank of San Francisco Conference on Managing Capital Flows and Exchange Rates*, 1996.
74. FRENCH, K. R., POTERBA, J. M. Investor diversification and international equity markets. *American Economic Review*, Papers and Proceedings no. 81, p. 222-226, 1991.
75. FULLER, W. A. Introduction to statistical time series. New York: John Willey & Sons, 1976.
76. GILLS, Barry K., Economic liberalisation and reform in South Korea in the 1990s: a coming of age or a case of graduation blues? *Third World Quarterly*, vol. 17, no. 4, p. 667-688, 1996.
77. GLOSTEN, Lawrence R., JAGANNATHAN, Ravi, RUNKLE, David E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, vol. 48, no. 5, p. 1779-1802, dec. 1993.
78. GRANGER, C.W.J. Testing for causality: a personal viewpoint. *Journal of Dynamics and Control*, no. 2, p.329-352, 1980.
79. GRANGER, C.W.J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, no. 16, p. 121-130, 1981.
80. GRANGER, C.W.J. Forecasting white noise, in *Applied Times Series Analysis of Economic Data*. Washington: Bureau of Census, pp. 308-314, 1983.

81. GRANGER, C.W.J., WEISS, A. A. Time series analysis of error correction models. In *Studies in Econometric Time Series and Multivariate Statistics*. New York: Academic Press, 1983.
82. GRUBEL, Herbert G. The interdependence of international equity markets. *The Journal of Finance*, vol. 26, p. 89-94, 1971.
83. GULTEKIN, Mustafa N., GULTEKIN, N. Bulent, PENATI, Alessandro. Capital controls and international capital market segmentation: the evidence from the Japanese and American stock markets. *The Journal of Finance*, vol. 44, no. 4, sep. 1989.
84. HAKKIO, Craig S. Cointegration: how short is the long run? *Journal of International Money and Finance*, no. 10, p. 571-581, 1991.
85. HALPERN, Philip. Investing abroad: a review of capital market integration and manager performance. *The Journal of Portfolio Management*, p. 47-57, winter, 1993.
86. HAMILTON, James D. Time series analysis. United Kingdom: Princeton University Press, 1994. 799 p.
87. HANNAN, E. J., QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. *Journal of Research Statistical Society*, no.41, p. 190-195, 1979.
88. HANSEN, L. P., HODRICK, R. J. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis. *Journal of Political Economy*, 1980, no. 88, pp. 829-853.
89. HANSEN, L. P., JAGANNATHAN, R. Implications of security market data for models of dynamic economics. *Journal of Political Economics*, no. 99, p. 225-262, 1991.
90. HARGIS, Kent. Emerging equity markets: are they for real? *The Journal of Financial Research*, vol. 20, no. 2, p. 243-262, summer, 1997.
91. HARVEY, Campbell R. Predictable risk and return in emerging markets. *Review of Financial Studies*, no. 8, p. 773-816, 1995.
92. HARVEY, Campbell R. The world price of covariance risk. *Journal of Finance*, vol. 46, no. 1, p. 111-157, mar. 1991.

106. JEON, Bang Nam, VON FURSTENBERG, George M. Growing international comovement in stock price indexes. *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 30, no.3, p.15-30, autumn, 1990.
107. JOHANSEN, Soren. Estimation and hipotesys testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, forthcoming, 1989.
108. JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics*, no. 12, p. 231-254, 1988.
109. JOHANSEN, Soren, JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, no. 2, p. 169-210, 1990.
110. JORION, Philippe, SCHWARTZ, Eduardo. Integration vs. Segmentation in the canadian stock market. *The Journal of Finance*, vol. 41, no. 3, jul. 1986.
111. KAPLANIS, Evi C. Stability and forecasting of the comovement measures of international stock market returns. *Journal of International Money and Finance*, no. 7, p. 63-75, 1988.
112. KAROLYI, G. Andrew, STULZ, René M. Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements using ADRs. *Journal of Finance*, vol. 51, no. 3, p. 951-987, jul. 1996.
113. KASA, Kenneth. Comovements among national stock markets. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, no. 1, p. 14-20, 1995.
114. KASA, Kenneth. Commom stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics*, no. 29, p. 95-124, 1992.
115. KING, Mervyn, SENTANA, Enrique, WADHWANI, Sushil. Volatility and the links between national stock markets. *Econometrica*, vol. 62, no. 4, p. 901-933, jul. 1994.
116. KNIGHT, Malcolm. Developing countries and the globalization of financial markets. *IMF Working Paper*, WP/98/105, 1998.
117. KO, Kwang-soo, LEE, Sang-Bin. A comparative analysis of the daily behavior of stock returns: japan, the U.S. and the asian NICs. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 18, no.2, p. 219-234, jan. 1991.

118. KORAJCZYK, Robert A. A measure of stock market integration for developed and emerging markets. *The world bank economic review*, vol. 10, no. 2, p. 267-289, 1996.
119. KORAJCZYK, Robert, VIALLET, Claude. An empirical investigation of international asset-pricing. *Review of Financial Studies*, 1989, no. 2, pp. 553-585.
120. KOUTOULAS, George, KRYZANOWSKI, Lawrence. Integration or segmentation of the canadian stock market: evidence based on APT. *Canadian Journal of Economics*, vol. 27, no.2, p. 329-351, may, 1994.
121. KWIAWOWSKI, Denis, PHILLIPS, Peter C. B., SCHMIDT, Peter et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, no. 54, p. 159-178, 1992.
122. LEE, Insup, PETTIT, R. Richardson, SWANKOSKI, Mark V. Daily return relationship among stock markets. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 17, no. 2, p. 265-284, spring, 1990.
123. LIGERALDE, Antonio V. Covariance matrix estimators and tests of market efficiency. *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, no. 2, p. 323-343, 1997.
124. LINTNER, John. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*
125. LUTKEPOHL, H. Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, no. 6, p. 35-62, 1985.
126. LUTKEPOHL, H. Non-causality due to omitted variables. *Journal of Econometrics*, p.367-378, ago., 1982.
127. MACDONALD, R., POWER, D. Stock prices, efficiency and cointegration: the case of UK. *International Review of Economics and Finance*, 1993, vol. 2, no. 3, pp.251-265.
128. MARKOWITZ, H. Portfolio selection. *Journal of Finance*, vol. 7, p. 77-91, 1952.
129. MARR, M. Wayne, TRIMBLE, John L., VARMA, Raj. On the integration of international capital markets: evidence from euroequity offerings. *Financial Management*, p. 11-21, winter, 1991.

130. MARTINS, Gilberto de A. Pesquisas sobre administração: abordagens metodológicas. Trabalho não publicado, apresentado à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, em 1995.
131. MARTIN, Josh. If not Asia, where? *American Management Association International*, p. 16-20, sep. 1998
132. MARTINEZ, Guillermo Ortiz. What lessons does the mexican crisis hold for recovery in Asia? *Finance & Development*, p. 6-9, jun. 1998.
133. MATHUR, Ike, SUBRAHMANYAM, Vijaya. Interdependencies among the nordic and U.S. stock markets. *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 92, no. 4, p. 587-597, 1990.
134. MCMILLIN, W. D. The velocity of M1 in the 1980s: evidence from a multivariate time series model. *Southern Economic Journal*, vol. 57, pp. 34-48, 1991.
135. MERTON, R. Na intertemporal asset pricing model. *Econometrica*, no. 41, p. 867-880, 1973.
136. MITTOO, Usha R. Additional evidence on integration in the canadian stock market. *The Journal of Finance*, vol. 47, no. 5, dec. 1992.
137. MOBIUS, Mark. O guia do investidor para mercados emergentes. São Paulo: Makron Books, 1997.
138. MULLIN, John. Emerging equity markets in the global economy. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, p. 54-83, summer, 1992.
139. NELSON, Daniel B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, vol. 59, no. 2, p. 347-370, mar. 1991.
140. NG, Lilian. Tests of the CAPM with time-varying covariances: a multivariate GARCH approach. *The Journal of Finance*, vol. 46., no. 4, sep. 1991.
141. OBSTFELD, Maurice. How integrated are world capital markets? Some new tests. National Bureau of Economic Research, working paper no. 2075, Washington, D.C., NBER.
142. OTHMAN, Datuk D. A. B., Asia: dealing with the crisis. *Australian CPA*, p. 18-21, jul. 1998.

143. PAGAN, Adrian, SCHWERT, G. William. Alternative models of conditional stock volatility. *Journal of Econometrics*, no. 45, p. 267-290, 1990.
144. PAGANO, Marco. Financial markets and growth: an overview. *European Economic Review*, no. 37, pp. 613-622, 1993.
145. PANTON, Don B., LESSIG, V. Parker, JOY, O. Maurice. Comovement of international equity markets: a taxonomic approach. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, p. 415-432, sep. 1976.
146. PAPAIOANNOU, Michael G., DUKE, Lawrence K. The internalization of emerging equity markets. *Finance & Development*, p. 36-39, sep. 1993.
147. PARK, Keith K. H., van AGTMAEL, Antonie W. *The world's emerging stock markets*, Chicago: Irwin, 1993.
148. PHILLIPS, P. C., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, no. 75, p.335-346, 1988.
149. PUKKILA, T., KRISHNAIAH, P. On the use of autoregressive order determination criteria in multivariate white noises test. *IEEE Transf Acoustic, Speech Signal Process*, no.36, p. 1396-1403, 1988.
150. QUINN, B. Order determination for a multivariate autoregression. *Journal of Research Statistic Society*, no. 42 B, p. 182-185, 1980.
151. RADELET, Steven, SACHS, Jeffrey. Asia's reemergence. *Foreign Affairs*, p. 44-59, nov./dec. 1997.
152. RICHARDS, Anthony J. Volatility and predictability in national stock markets: how do emerging and mature markets differ? *IMF Staff papers*, vol. 43, no. 3, p. 461-501, sep. 1996.
153. RICHARDSON, Matthew, SMITH, Tom. A test for multivariate normality in stock returns. *Journal of Business*, vol. 66, no. 2, 295-321, 1993.
154. RIPLEY, Duncan M. Systematic elements in the linkage of national stock market indices. *The Review of Economics and Statistics*, no. 5, p. 356-370, 1973.
155. RISSANEN, J. Modeling by shortest data description. *Automatica*, no. 14, p. 465-471, 1978.

156. ROGERS, John H. Entry barriers and price movements between major and emerging stock markets. *Journal of Macroeconomics*, vol. 16, no. 2, p. 221-241, spring, 1994.
157. ROLL, Richard. Industrial structure and comparative behavior of international stock market indexes. *Journal of Finance*, vol. 47, no. 1, p. 3-42, mar. 1992.
158. ROLL, R. The international crash of october 1987. *Financial Analysts Journal*, set-out, 1988, 19-35.
159. ROLL, Richard, ROSS, Stephen A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance*, vol. 35, no. 5, p. 1073-1103, dec. 1980.
160. ROLL, R., SOLNIK, B. A pure foreign exchange asset pricing model. *Journal of International Economics*, vol. 7, pp. 161-180, 1977.
161. ROSS, S. A., WESTERFIELD, R. W., JAFFE, J. F. *Administração financeira: corporate finance*. São Paulo: Atlas, 1995.
162. RUNKLE, D. E. Vector autoregression and reality. *Journal of Business and Economic Statistics*, p. 437-442, out., 1987.
163. SASSEN, Saskia. Os centros financeiros globais. *Gazeta Mercantil, Foreign Affairs*, 08/01/1999, p.11.
164. SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *Annuaire Statistic*, no. 6, p. 461-464, 1978.
165. SCHWERT, G. Willian. Why does stock market volatility change over time? *Journal of Finance*, vol. 44, no. 5, p. 1115-1154, dec. 1989.
166. SCOWN, Michael J. Asia's emerging equity markets. *East Asian Executive Reports*, p. 8 e 17-20, nov. 1990.
167. _____ Asia's emerging equity markets. *East Asian Executive Reports*, p. 22-25, jan. 1991.
168. SECURATO, José Roberto. *Decisões financeiras em condições de risco*. São Paulo: Atlas, 1993. 244 p.

169. SHANKEN, J., WEISTEIN, M. Testing multifactor pricing relations with prespecified factors. *Unpublished paper*, University of California, 1985.
170. SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under condition of risk. *Journal of Finance*, no. 19, p. 425-442, 1964.
171. SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 1980, vol. 48, pp. 1-48.
172. SIVY, Michael. Will Asia's financial crisis sink the U.S. stock market? *Money*, p. 35-36, jul. 1998.
173. SOLNIK, Bruno H. An equilibrium model of the international capital market. *Journal of Economic Theory*, no. 8, p. 500-524. 1974.
174. SOYDEMIR, G. The linkages between national stock markets: evidence from emerging markets. Doctoral Thesis submitted to the Faculty of the Claremont Graduate School. EUA: UMI, 1997.
175. STEHLE, Richard. An empirical test of the alternative hypotheses of national and international pricing of risky assets. *The Journal of Finance*, vol. 32, no. 2, may. 1977.
176. STIGLITZ, Joseph E. Some lessons from the east asian miracle. *The World Bank Research Observer*, vol. 11, no. 2, p. 249-276, ago. 1996.
177. STIGLITZ, Joseph E., UY, Marilou. Financial markets, public policy, and the east asian miracle. *The World Bank Research Observer*, vol. 11, no. 2, p. 151-177, ago. 1996.
178. STOCK, J. H., WATSON, M. W. Business cycle properties of selected U.S. economics time series. *NBER Working Paper*, no. 3376, 1990.
179. STULZ, René M. International portfolio choice and asset pricing: na integrative survey. *NBER Working Paper*, no. 4645. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 1994.
180. STULZ, René M. Pricing capital assets in na international setting: na introduction. *Journal of International Business Studies*, winter, p. 55-73, 1984.
181. STULZ, René M. On the determinants of net foreign investment. *The Journal of Finance*, vol. 38, no. 2, mai. 1983.

182. STULZ, René M. A model of international asset pricing. *The Journal of Financial Economics*, no. 9, p. 383-406, 1981.
183. SUNG, Juneho. Emerging stock markets in the Asia-Pacific region. *Business Korea*, p. 36, jun. 1992.
184. THOMAS, S. H., WICKENS, M. R. An international CAPM for bonds and equities. *Journal of International Money and Finance*, no. 12, p. 390-412, 1993.
185. THORNTON, D.L., BATTEN, D.W. Lag-length selection and tests of Granger causality between money and income. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1985, vol. 17, pp. 164-178
186. URRUTIA, Jorge L. Tests of random walk and market efficiency for latin american emerging equity markets. *The Journal of Financial Research*, vol. 18, no. 3, p. 299-309, fall, 1995.
187. VON FURSTENBERG, George M., JEON, Bang Nam. International stock price movements: links and messages. *Brookings Papers on Economic Activity*, no.1, p. 125-179, 1989.
188. WHEATLEY, Simon. Some tests of international equity integration. *Journal of Financial Economics*, 1988, no. 21, pp. 177-212.
189. WOLF, H. C. Co-movements among emerging equity markets. *Federal Reserve Bank of San Francisco Conference on Managing Capital Flows and Exchange Rates*, 1996.
190. WOO, Chi-Keung, LAI, Aaron, CHEUNG, Yan-Leung. Specification tests of a market model of Asia-Pacific stock returns: Thailand and Hong Kong. *Journal of Business & Accounting*, vol. 22, no. 3, p. 363-375, apr. 1995.



Os Mercados

A.1. MERCADOS EMERGENTES

A categoria de investimentos de carteiras em mercados emergentes foi efetivamente criada em 1986, quando a IFC – International Finance Corporation, subsidiária do Banco Mundial, passou a dirigir esforços no sentido de promover o desenvolvimento de mercados de capitais em países menos desenvolvidos (Mobius, 1995). Segundo o mesmo autor:

“Esse desenvolvimento do mercado de capitais começou a ser levado a sério durante a gestão de Robert McNamara na presidência do Banco Mundial. Isso ocorreu após o criterioso estabelecimento dos fundamentos teóricos por economistas como Raymond Goldsmith, da Universidade de Yale, que escreveu a respeito da relação entre o crescimento real e intermediação financeira. Robert McNamara propiciou, em 1971, o início de uma unidade na IFC que seria um ponto de convergência para o desenvolvimento do mercado de capitais no âmbito do Grupo do Banco Mundial. Esse grupo focalizou a atenção dos países membros do Banco Mundial para a importância dos mercados de valores mobiliários, como um meio de se mobilizar a poupança interna e atrair capital estrangeiro, tendo em vista direcionar recursos financeiros para fins mais produtivos em um sistema de mercado competitivo.”

Em meados da década de 80 apareceram os primeiros fundos de investimentos internacionais voltados para os mercados emergentes. Esses fundos eram considerados de altíssimo risco, mas obtiveram um grande sucesso e se expandiram, atraindo o interesse de um número cada vez maior de investidores. De lá para cá, os mercados de capitais emergentes se consolidaram como uma alternativa de investimentos para o recursos financeiros internacionais. Mas mantendo, evidentemente, suas características de altos riscos e para elevados retornos, o que lhes confere uma grande instabilidade sobre os fluxos de capitais estrangeiros.

Não há uma única definição para o que é um país emergente. Em um sentido amplo, emergentes são os países em desenvolvimento, que buscam alcançar os níveis dos indicadores econômico-financeiros das economias mais fortes. A caracterização do Banco Mundial é uma das mais utilizadas em todo o mundo, principalmente nos trabalhos acadêmicos e de organizações governamentais. Segundo o Banco Mundial, países emergentes são aqueles que possuem um PIB per capita inferior a US\$ 9.656.

Contudo, um país emergente não é necessariamente um país pequeno ou pobre, ou ambos. A China, por exemplo, é considerada emergente, a despeito de sua imensa riqueza em recursos naturais e humanos, e do tamanho de sua economia. O Brasil, classificado como a oitava economia do mundo, é também um emergente.

Os mercados emergentes são altamente dependentes de uma variedade de programas de apoio financeiro internacionais. São países caracterizados por receberem sustentação financeira de organizações multinacionais, do FMI – Fundo Monetário Internacional, do Banco Mundial, de bancos de fomento e desenvolvimento internacionais, e pelos elevados níveis de endividamento governamental que mantém principalmente com os bancos privados internacionais.

Ao mesmo tempo, estes países vêm alcançando um grande desenvolvimento na participação do cenário comercial internacional, talvez por uma reação natural ao fenômeno da globalização. Já existem alguns blocos econômicos defendendo interesses exclusivos de países emergentes, como o Mercosul.

Segundo o Banco Mundial, existem 123 países emergentes, e os que são objeto de estudo deste trabalho, estão entre os vinte mais importantes, pelo critério da capitalização.

Embora os mercados acionários de cada país tenham suas particularidades, existem certas fases comuns ao seus desenvolvimentos. A duração de cada uma dessas fases depende do país onde o mercado evolui. Em períodos de expansão econômica global, há uma aceleração no desenvolvimento de mercados acionários, sobretudo os de países emergentes.

Os mercados acionários encontram condições para se desenvolver na medida em que os países alcançam um certo grau de estabilidade política e econômica, e passam a implementar um planejamento de crescimento, ou uma política de crescimento orientado. Esta evolução é caracterizada por fases distintas.

A primeira fase de um mercado é marcada por uma elevação generalizada no preço de suas ações. O mercado acionário torna-se bastante atraente, e a persistência dos retornos elevados atrai os investidores locais. O mercado passa a ser considerado uma alternativa às aplicações bancárias tradicionais e aos títulos do governo de curto prazo principalmente.

O mercado acumula credibilidade, depois de algum tempo, e entra na segunda fase. Esta fase é marcada por pressões para tornar o mercado mais acessível e para que ocorra um aprimoramento dos processos reguladores. A liquidez de seus papéis aumentam nesta fase, e também o risco ajustado ao retorno. Neste momento entram os investidores internacionais em busca de investimentos altamente compensadores e em busca de diversificação.

Na terceira fase de expansão, o mercado sinaliza com retornos mais altos e menos voláteis, as emissões de novas ações são rapidamente absorvidas, mais empresas buscam o mercado acionário como fonte de captação de recursos, o volume de negociações aumenta e surge a necessidade de produtos mais complexos para operações de *hedge* e alavancagem – os derivativos.

Na quarta e última fase, o mercado torna-se maduro. Os prêmios de risco caem para níveis de competitividade internacional e o crescimento passa a ser menos intenso e mais estável.

Os mercados emergentes podem oferecer retornos espetaculares, mas apresentam um quadro complexo de riscos: são mercados localizados em países com instabilidade política e econômica; existe elevada volatilidade no preço das ações; há, em geral, pouca variedade de contratos financeiros disponíveis; e o monitoramento de *insiders* e os controles de segurança são deficientes. Existem, ainda, restrições ao fluxo de capitais internacionais, restrições aos investidores institucionais e dificuldades burocráticas de acesso ao mercado. Vários países emergentes – México, Brasil, Coréia, entre outros – vêm procurando, nos últimos anos, eliminar ou reduzir muitos desses obstáculos.

Os problemas mais generalizados envolvendo mercados de países emergentes são a instabilidade monetária, políticas fiscal e monetária inconsistentes, grandes déficits orçamentários e elevadas taxas de juros. Outros aspectos também são comuns: baixa capitalização em relação ao PIB, instrumentos financeiros de baixa liquidez, e sistemas financeiros com regulamentações confusas, variáveis e inadequadas.

A principal fonte de risco dos mercados acionários emergentes são as políticas fiscal e monetária, porque são geradoras de incertezas e desconfianças. A instabilidade nessas políticas afeta todo o mercado financeiro. Um excedente inflacionário inesperado desequilibra o fluxo de riquezas, favorecendo o credor ou o tomador, dependendo do contrato. A inflação também provoca incertezas que fazem com que investidores migrem para aplicações em ativos reais como forma de se proteger.

Na tentativa de promover desenvolvimento, os governos acabam comprometendo suas políticas fiscal e monetária com financiamentos públicos sob taxas especiais ou condições de crédito frouxas. Os reflexos dessas operações se traduzem numa instabilidade macroeconômica manifestada por descontrole inflacionário, elevada volatilidade cambial e endividamento governamental com altas taxas de juros.

Outros problemas estão relacionados a vários programas de reforma econômica que são praticados nestes países cuja economia está em fase de transição. Estes programas – que envolvem privatizações, liberalizações ou restrições de mercados, reestruturações, entre outros exemplos – ou não são completamente executados, ou são mal elaborados, ou, ainda, não são bem aceitos. Somando-se a estes fatos a existência de processos burocráticos ineficientes, infra-estrutura financeira pouco desenvolvida e a falta de gestão técnica competente, pode-se compor um ambiente no qual as políticas macro e micro-econômicas, adotadas pelo governo, são inadequadas, e o sistema financeiro é incapaz de garantir a regulamentação sob a qual os negócios são feitos. Não são incomuns as falhas de proteção aos direitos de propriedade, às regras de fluxos de capital estrangeiro e aos direitos contratuais em geral.

O baixo volume de capitalização dos mercados de capitais emergentes, é uma característica natural que tem impactos negativos sobre o seu desenvolvimento. Ele limita a escolha de ativos e desestimula a entrada de investidores estrangeiros. Além disso, muitas das empresas que disponibilizam suas ações estão voltadas para o atendimento apenas da demanda interna desses países. Isto pode significar níveis de lucratividade e retorno sobre o capital inferiores aos dos padrões internacionais, devido à uma provável baixa renda da população. É um ponto fraco do mercado. E ainda, é normal que poucas empresas atendam às exigências para o ingresso no mercado de capitais do país, principalmente para ter suas ações cotadas em bolsa, o que faz com que o volume de capitalização seja ainda menor em termos relativos ao PIB.

Os mercados de capitais emergentes têm, portanto, baixos volumes de capitalização e ativos com baixa liquidez. A baixa liquidez é uma verdadeira barreira ao capital, principalmente à entrada de capitais estrangeiros, e ainda reduz a eficiência do mercado. A liquidez depende fundamentalmente de sistemas de controles que possam garantir negociações seguras e com transparência. Regulamentações deficientes prejudicam a confiabilidade do mercado, que por sua vez restringe a participação de investidores, o que conduz, em última instância, à debilidade da liquidez.

Este aspecto da adequação da regulamentação e dos controles ao mercado, vai além, envolvendo as regras cambiais, a legislação sobre fluxos de capitais estrangeiros, a qualidade dos contratos, a qualidade das informações exigidas e complementares, a eficiência dos intermediários financeiros operacionais (bancos, corretoras, distribuidoras de valores etc.), os custos de transação, as regras contábeis e as políticas governamentais. Todos estes aspectos são considerados para que se estabeleça um referencial de confiança para os investidores de um modo geral.

Os governos dos países emergentes enfrentam problemas econômicos muito semelhantes, a despeito de suas idiossincrasias. É comum que estes países precisem de reformas administrativas e fiscais, busquem o crescimento sustentado e não-inflacionário, e procurem promover a expansão do seus mercados financeiros. O resultado de ações neste sentido, por parte de vários governos, é que nos últimos anos houve uma redução generalizada da participação do estado na propriedade de empresas (processos de privatização), incrementando a participação de capitais privados e de grandes empresas, estrangeiras ou não, nas economias nacionais.

Um reflexo imediato deste incremento aparece no crescimento dos indicadores de capitalização por PIB, conforme ilustrado nas figuras A.1 a A.5 a seguir. Pode-se observar que há uma tendência generalizada, com exceção da retração momentânea nos mercados do sudeste asiático em 1997, de crescimento deste indicador para os mercados emergentes das várias regiões do globo.

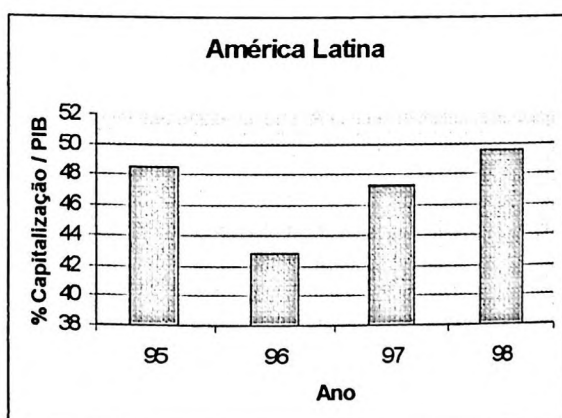


Figura A.1

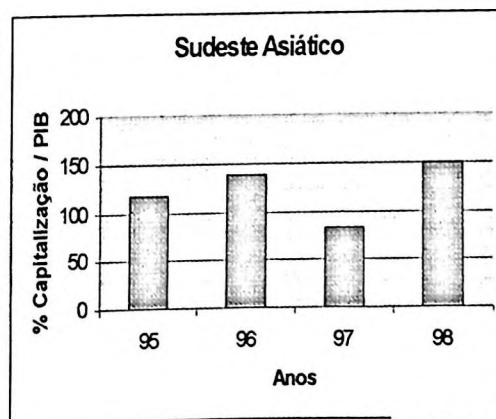


Figura A.2

FONTE: IFC

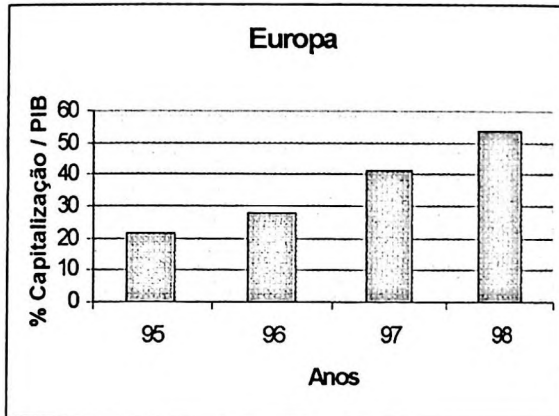


Figura A.3

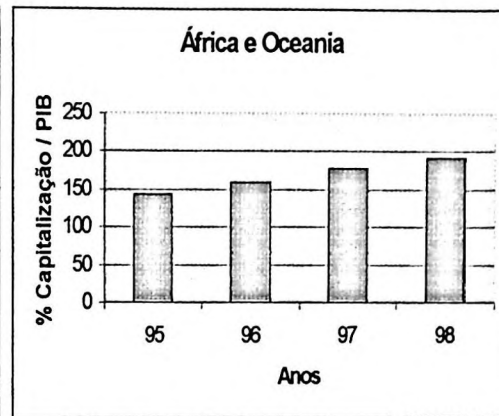


Figura A.4

FONTE: IFC

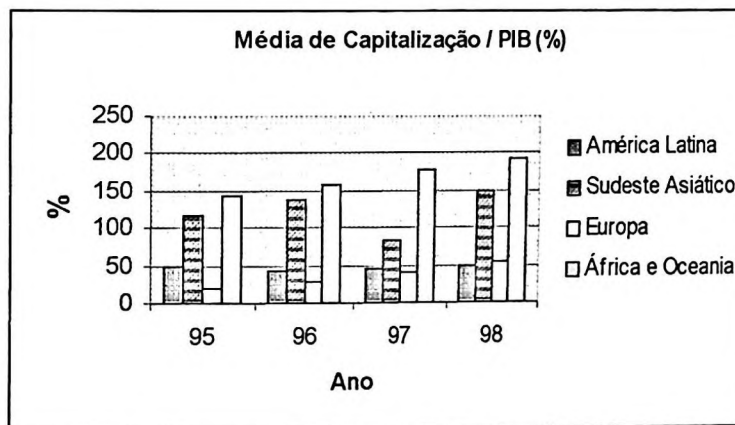


Figura A.5

Estes países também vêm promovendo processos de liberalização de acesso à participação nos seus mercados financeiros, junto com as privatizações. Para facilitar a realização destas últimas, os governos acabaram por aprimorar as regras dos mercados. Estas melhorias incentivaram os negócios, o crescimento da liquidez e os processos de reestruturações empresarial e a formação de grandes empresas. A abertura econômica que permeou esta fase possibilitou a entrada de empresas estrangeiras nos cenários nacionais, acirrou a competitividade e vem reduzindo no mercado a presença de empresas ineficientes.

É evidente que os temas privatizações e abertura de mercado, são bastante polêmicos. Existem fortes argumentos sobre os impactos negativos que uma abertura de

mercado provoca em um país cujo parque empresarial não está preparado para a competitividade internacional; sobre a destruição de empregos, que segue a destruição em massa das empresas; e sobre a entrega da soberania nacional a grupos estrangeiros, que se faz com os processos de privatização mal elaborados.

Por outro lado, também existem fortes argumentos sobre os benefícios que a abertura de mercado trás ao país; sobre a competitividade saudável que elimina empresas ineficientes do mercado e reduz o preço final dos produtos aos consumidores; sobre a ampliação da oferta de produtos com qualidade superior; e sobre a recuperação de empresas que foram sucateadas nas mãos do governo, que deve gastar seus esforços na gestão de projetos sociais.

Não está em discussão esta ou aquela posição a respeito destes temas, mas apenas apontar que estes fenômenos ocorreram e estão ocorrendo nos países considerados emergentes, e que trazem implicações de toda ordem. De um modo geral, essas mudanças encorajaram a participação nos mercados financeiros o que viabilizou um crescimento da liquidez, e o desenvolvimentos destes mercados.

Os mercados emergentes não formam um grupo homogêneo. Existem diferenças significativas em estrutura, tamanho e estágio de desenvolvimento (Feldman e Kumar, 1995). Mas, de um modo geral, esses mercados preocupam porque apresentam a possibilidade de alterações abruptas no comportamento dos negócios. Estas alterações podem reverter rapidamente o fluxo de capital e provocar movimentos contundentes nos preços de mercado. As correções nos preços de mercado têm impactos importantes no mercado acionário e financeiro do país.

Segundo Feldman e Kumar, na década compreendida entre 1983 e 1993, os mercados dos trinta e oito países emergentes existentes tiveram um crescimento dramático em capitalização, partindo de US\$ 100 milhões para US\$ 2 trilhões. Neste mesmo período, o crescimento dos mercados dos países mais desenvolvidos cresceu de US\$ 3 trilhões para US\$ 11 trilhões. Embora os mercados desenvolvidos, como Japão, EUA e Reino Unido continuem sendo gigantescos, alguns emergentes têm se aproximado de outros mercados desenvolvidos e, se o tamanho for expresso como uma

razão capitalização / PIB, mercados como Hong Kong, Malásia e Cingapura se igualam aos maiores. Naturalmente, um mercado como o da Malásia é incomparavelmente menor e mais inexpressivo que os desenvolvidos. A observação é apenas para ilustrar o desenvolvimento em números relativos por que passaram os mercados emergentes.

Os mercados de vários países têm apresentado um grande crescimento do número de companhias listadas em suas bolsas, no número de companhias listadas por ano, na capitalização, no total dos fundos criados e no valor das ações negociadas. Estas diferenças, assim como a capacidade de levantar capital pela emissão primária de ações, refletem diferenças nas características do ambiente econômico e financeiro entre os países, incluindo: o papel e o tamanho do setor privado; o acesso ao mercado pelos investidores estrangeiros; o papel das fontes alternativas de financiamento; aspectos institucionais (supervisão, clearing e acordos); a estrutura reguladora e legal que orienta os investimentos domésticos e estrangeiros.

A.2. CARACTERÍSTICAS DOS MERCADOS ANALISADOS

Argentina

A principal bolsa de valores da Argentina é a Bolsa de Valores de Buenos Aires, capital do país. A Bolsa de Buenos Aires movimentou, em 1998, o equivalente a US\$35,8 bilhões em títulos e cerca de US\$26,1 bilhões em ações. Ao contrário do mercado chileno, a Argentina movimenta muito mais títulos de empresas do que ações, segundo a FIBV. Títulos e ações movimentaram o equivalente a 12% e 8,7% do valor do PIB para o mesmo ano. Nos gráficos a seguir, pode-se verificar a evolução dos valores negociados em títulos e ações na Bolsa de Buenos Aires do período de 1990 a 1998.

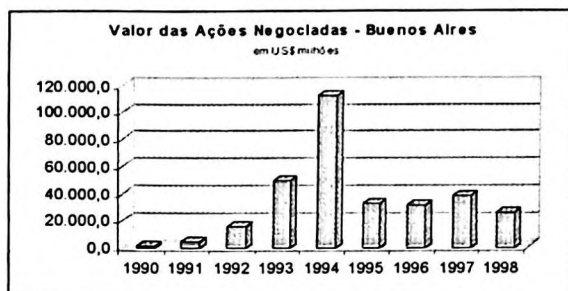


Figura A.6

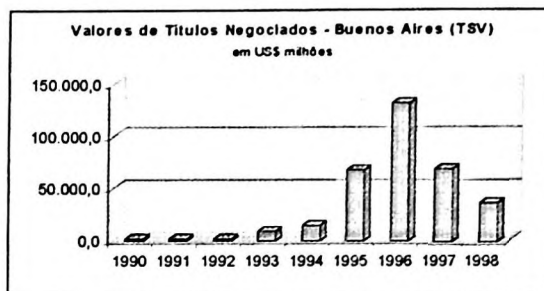


Figura A.7

Fonte: FIBV

Há um grande crescimento do mercado financeiro relativo a títulos e ações a partir de 1994. Em 1995 e 1996, temos o ápice em valores transacionados, situação essa que se reverte a partir de 1997, notadamente com a negociação de títulos. A Argentina foi um dos países que mais sofreu com a perda de confiança do mercado relativo à fuga de capitais promovida pelas crises financeiras mundiais ocorridas a partir de 1997. A evolução do índice da Bolsa de Buenos Aires, conforme mostrada no gráfico a seguir, reforça ainda mais essa afirmação.

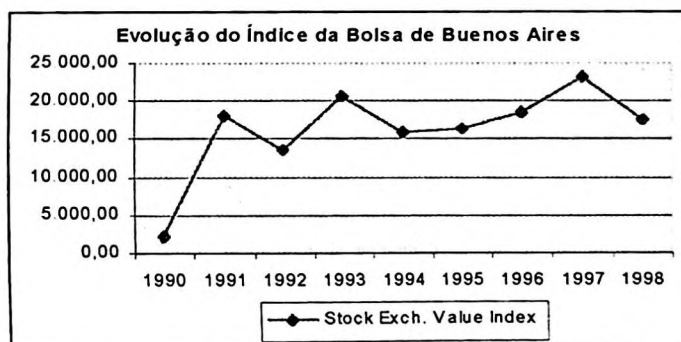


Figura A.8

Fonte: FIBV

A capitalização do mercado, por sua vez, mostrou-se crescente em quase todo o período analisado, sofrendo quedas mais acentuadas de 1993 a 1994, e de 1997 a 1998 (figuras A.9 e A.10).



Figura A.9



Figura A.10

Fonte: FIBV

O número de companhias que atuaram na bolsa de Buenos Aires no período de 1990 a 1998 caiu constantemente (figura A.11), indicando uma maior concentração do mercado. O desaquecimento do mercado de títulos e ações também pode ser um importante fator que levou muitas empresas a retirarem seus papéis da negociação na Bolsa de Buenos Aires (fechamento de capital).

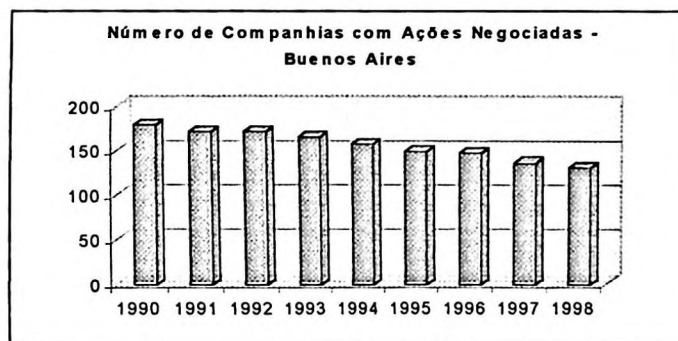


Figura A.11

Fonte: FIBV

É possível constatar que, ao final de 1998, encontra-se, na Argentina, um mercado de capitais desaquecido. Este declínio foi desencadeado tanto pelas particularidades da situação econômico-financeira interna do país, quanto pelas crises externas em outros mercados emergentes. Ambos os fatores afetaram sua economia e, principalmente, o seu mercado de capitais, abalando o desenvolvimento do mercado de títulos e ações do país.

Brasil

A principal bolsa de valores do Brasil é a BOVESPA (Bolsa de Valores do Estado de São Paulo). Ela movimentou, em 1998, cerca de US\$ 139,6 bilhões em transações de ações e cerca de US\$743,2 milhões em títulos. Os gráficos abaixo mostram a evolução dos valores transacionados na BOVESPA no período de 1990 a 1999.

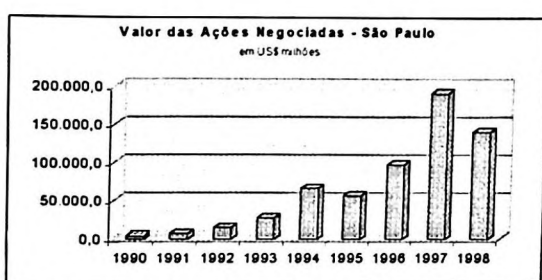


Figura A.12

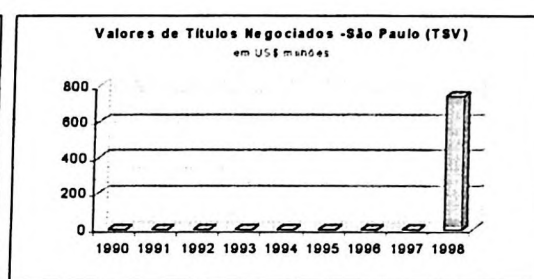


Figura A.13

Fonte: FIBV

Como é possível verificar, a partir de 1994 e 1995, o mercado de ações brasileiro apresentou um crescimento surpreendente. Em parte, é o resultado do Plano Real, que abriu as portas da economia brasileira para a entrada do capital estrangeiro. Esse crescimento só foi interrompido em 1998, devido às diversas crises financeiras mundiais ocorridas nesse período. A turbulência nos mercados financeiros causou uma crise de confiança que acabou por afastar o capital estrangeiro dos mercados emergentes.

Acompanhando esse crescimento, o índice da BOVESPA, também apresenta um crescimento significativo a partir de 1994, terminando com a queda do índice no ano de 1998.

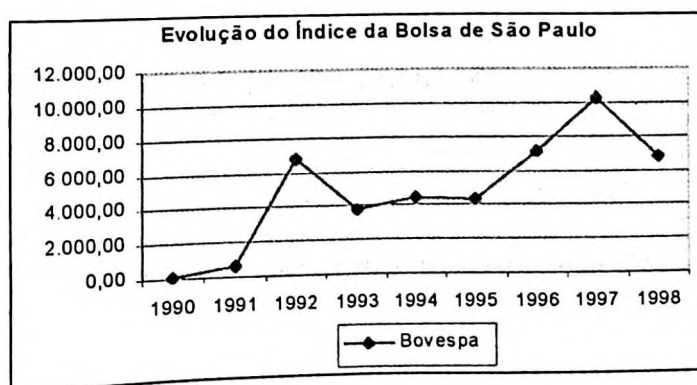


Figura A.14

Fonte: FIBV

Assim como o índice da BOVESPA, a capitalização do mercado cresceu constantemente até o ano de 1995. Após uma pequena queda voltou a crescer até 1997 e caiu de novo em 1998, terminando este ano com o valor de US\$ 160,9 bilhões (figura A.15).



Figura A.15

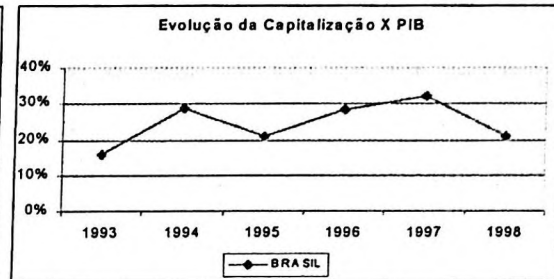


Figura A.16

Fonte: FIBV

Em relação ao PIB, a capitalização vem aumentando a sua participação, porém, em 1998, caiu mais que proporcionalmente à queda do PIB, o que culminou em uma relação de apenas 21% contra os 32% do ano anterior (figura A.16).

Apesar da constante evolução do mercado até 1997, o número de empresas que negociam em bolsa vem caindo constantemente, terminando 1998 com 535 empresas contra 549 negociantes em 1994 (figura A.17).

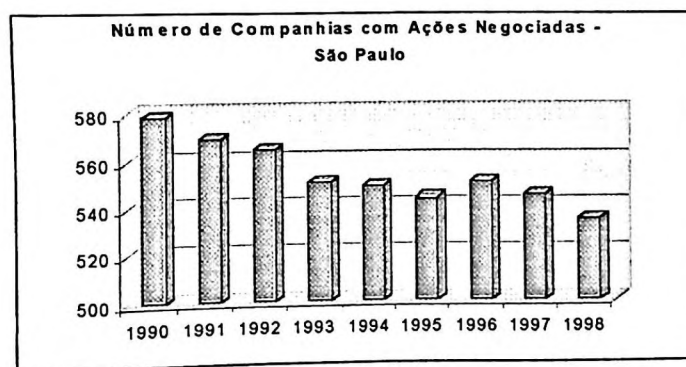


Figura A.17

Fonte: FIBV

Além da BOVESPA, vale ressaltar que o Brasil possui ainda a BM&F, que é a Bolsa Mercantil e de Futuros. A BM&F movimentou em 1998 cerca de US\$ 6,7 bilhões em mercados futuros e opções. É um setor do Mercado de Capitais que vem crescendo

bastante no país e possui ainda uma grande perspectiva de crescimento e ampliação de mercado.

Chile

A principal Bolsa de Valores do Chile é a Bolsa de Santiago, capital do país. A Bolsa de Santiago movimentou, em 1998, o equivalente a US\$ 4,4 bilhões em transações de ações, segundo a FIBV, ou seja, o equivalente a 5,6% do PIB do país no mesmo período. Além disso, negociou ainda outros US\$7,5 bilhões em títulos emitidos por empresas nacionais, o equivalente a aproximadamente 11,0% do PIB. Nos gráficos a seguir, é possível avaliar a evolução dos totais de títulos e ações do período de 1990 a 1998.

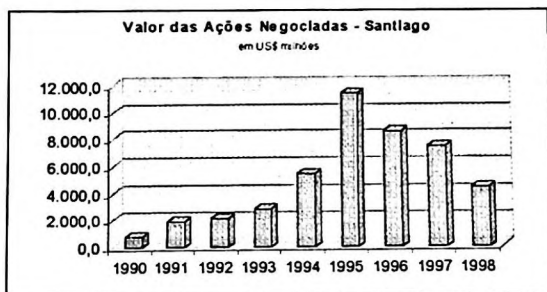


Figura A.18

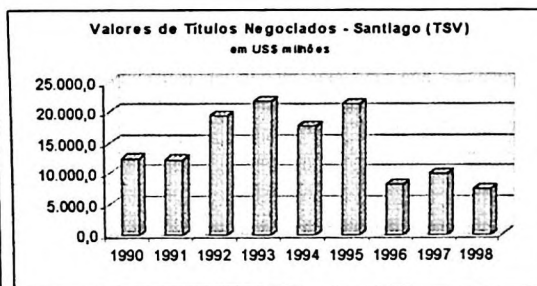


Figura A.19

Fonte: FIBV

Verifica-se que houve uma expansão muito forte do mercado de capitais chileno na década de 90, principalmente até o ano de 1995, quando o país passou a apresentar um decréscimo constante nos valores de títulos e ações negociados. A situação se agrava após 1997, período em que ocorreram grandes crises financeiras mundiais tais como a Crise Asiática, causando uma fuga de capitais estrangeiros em diversos países em desenvolvimento e, conseqüentemente, desacelerando o mercado de capitais dos países que dependiam de investimentos externos.

Esse fenômeno pode ser também comprovado quando é analisada a evolução do índice da bolsa no mesmo período. No gráfico a seguir visualiza-se a evolução do índice da bolsa de Santiago no período de 1990 a 1998.

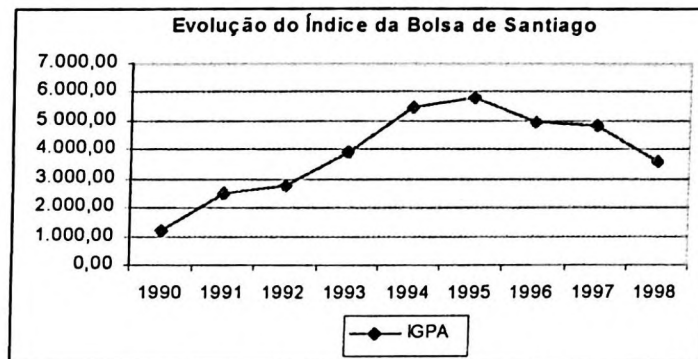


Figura A.20

O índice IGPA, após consecutivos anos de evolução positiva, apresenta a partir de 1996 sinais de queda, que se intensificam e se consolidam a partir de 1997, período em que se iniciaram as grandes crises financeiras mundiais.

Apesar da menor movimentação, a capitalização do mercado permaneceu crescente até o ano de 1998, quando sofreu a primeira grande queda da década. Os gráficos a seguir demonstram a evolução da Capitalização do mercado e a sua relação com o PIB no período de 1990 a 1998.



Figura A.21



Figura A.22

Fonte: FIBV

Apesar da manutenção da capitalização, a partir de 1995, declina a sua participação no PIB, especialmente pelo constante crescimento econômico demonstrado pelo Chile durante esse período.

O número de companhias com ações negociadas em bolsa mostra a evolução do mercado de capitais do país, uma vez que tem se mostrado crescente durante todo o período analisado, o que expõe uma maior disposição das empresas nacionais a negociar

títulos e ações, mesmo que em volumes menores. O gráfico abaixo mostra a evolução do número de companhias que realizaram negociações na bolsa no período de 1990 a 1998.

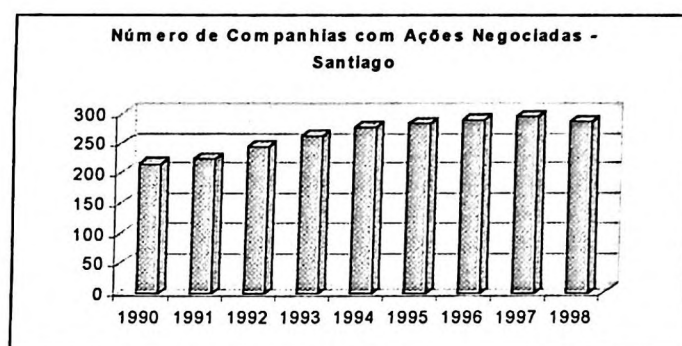


Figura A.23

Fonte: FIBV

O mercado de capitais do Chile, apesar de pouco representativo, apresenta perspectivas de crescimento, uma vez que possui uma participação relativamente pequena em relação ao PIB, tanto no total de transações quanto na capitalização. É um país essencialmente exportador, que depende de capital estrangeiro e está suscetível às crises financeiras internacionais.

México

A principal Bolsa de Valores do México é a bolsa da cidade do México, capital do país. A bolsa mexicana movimentou, em 1998, segundo o FIBV, cerca de US\$31,2 bilhões em ações e US\$0,9 bilhões em títulos o que equivalem, juntos a 7,8% do PIB Mexicano em 1999. Nos gráficos a seguir, pode-se verificar a evolução dos valores negociados em títulos e ações na Bolsa do México do período de 1990 a 1998.

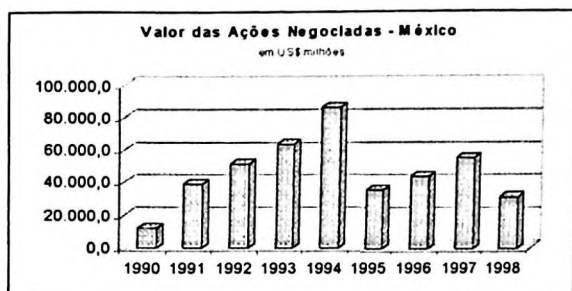


Figura A.24

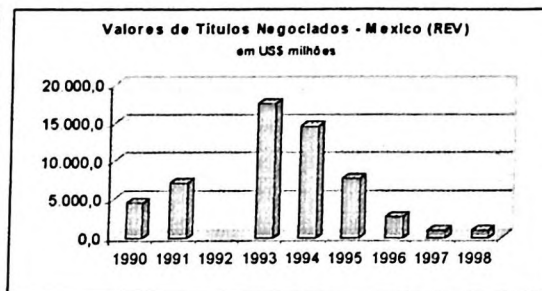


Figura A.25

Fonte: FIBV

É possível observar que, ambos os mercados tiveram uma rápida expansão de 1990 a 1994. A partir daí, enquanto o mercado de títulos caiu constantemente em termos de valores, o mercado de ações esboçou uma reação de 1995 a 1997, voltando a cair em 1998.

Já o índice da bolsa do México, apresentou uma evolução constante de 1990 a 1997, sofrendo uma grande queda em 1998, após as crises financeiras mundiais (figura A.26).

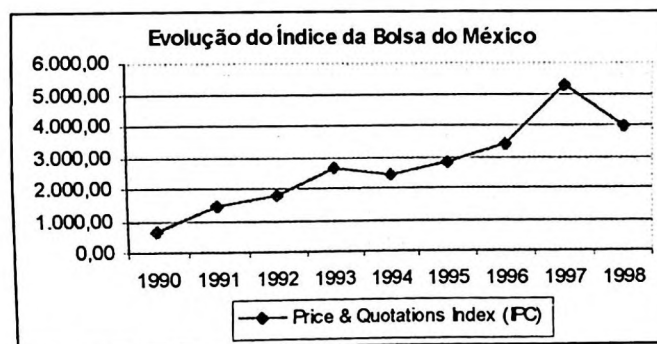


Figura A.26

Acompanhando o mercado de ações, a capitalização do mercado mexicano cresceu de 1990 a 1993, caindo no ano de 1994 e voltando a se recuperar em 1997, porém, voltou a cair em 1998, quando a capitalização do mercado representava 22,0% do PIB, participação bem menor que os 46% referente ao ano de 1997 (figuras A.27 e A.28).



Figura A.27



Figura A.28

Fonte: FIBV

Mesmo considerando o crescimento de 4,8% no PIB de 1997 a 1998, a queda da participação da capitalização em relação ao PIB. As sucessivas crises financeiras mundiais, precedidas pela crise mexicana, criaram uma crise de confiança nos mercados emergentes, o que resultou em uma evasão dos capitais estrangeiros, desaquecendo assim os mercados desses países.

Após 1994 houve também uma queda significativa do número de empresas negociantes na bolsa mexicana. Acompanhando o mercado, houve uma pequena reversão desse quadro até 1997, quando o número de empresas voltou a cair, fechando 1998 com 195 empresas, como mostra o gráfico a seguir.

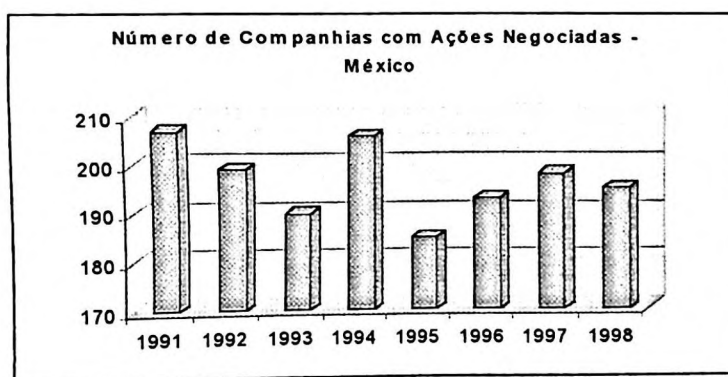


Figura A.29

Fonte: FIBV

O México é um país emergente que experimentou um período de crescimento com a sua inserção no NAFTA, porém, passou a depender ainda mais do capital estrangeiro, notadamente americano e canadense. O mercado de capitais mexicano é

bastante sensível às crises externas, uma vez que é o capital externo que movimenta grande parte de sua economia e mercado de capitais.

Cingapura

Cingapura apresentou, em 1998, um volume de negociação de ações de US\$58,5 bilhões e um volume de transações com títulos de US\$0,9 bilhões. Juntos, esses valores de negociação corresponderam a 69,5% do PIB.

Os gráficos abaixo mostram a evolução dos montantes negociados de 1990 a 1998.

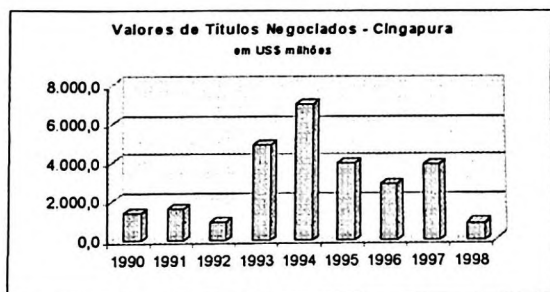


Figura A.30

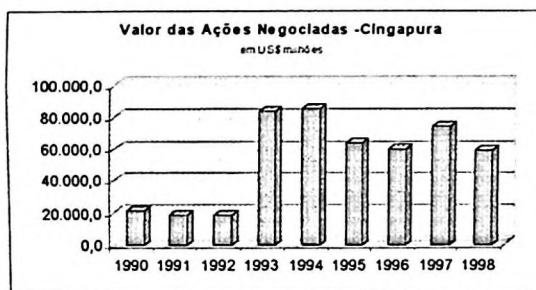


Figura A.31

Tanto a evolução de títulos quanto a de ações demonstram um comportamento nada semelhante aos demais países asiáticos analisados. Houve uma significativa queda do valor dos títulos negociados, após atingir o ápice no ano de 1994. O mercado de ações também teve o seu ápice em 1994, porém não apresentou queda tão consistente quanto a verificada nos títulos. A recuperação do mercado de ações no ano de 1997 foi rapidamente revertida com a queda ocorrida em 1998.

O índice da bolsa de Cingapura, o SES, apresentou um aumento significativo no período de 1990 a 1998, fechando o último período em 382,51 pontos, apenas 18,4% maior que no início do período (figura A.32).

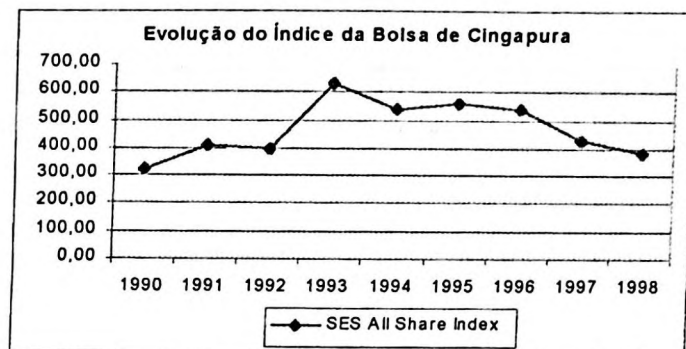


Figura A.32

O índice apresenta queda desde o ano de 1993 até 1998, com ligeiros períodos de recuperação. A queda, por sua vez, se acentuou no período de 1997 e 1998.

Com a capitalização, ocorreu basicamente o mesmo comportamento do SES, com uma queda representativa da capitalização do período de 1993 a 1998 (figuras A.34 e A.33).

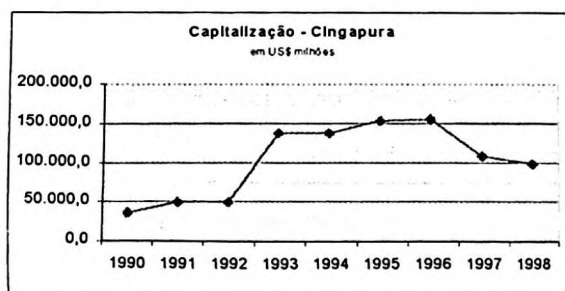


Figura A.33



Figura A.34

Coréia do Sul

A coréia do Sul apresentou, em 1998, um volume de negociação de ações de US\$145,1 bilhões e um volume de transações com títulos de US\$11,4 bilhões. Juntos, esses valores de negociação corresponderam a 48,3% do PIB. O que demonstra uma importância muito grande do mercado de capitais na economia do país. Os gráficos abaixo mostram a evolução dos montantes negociados de 1990 a 1998.

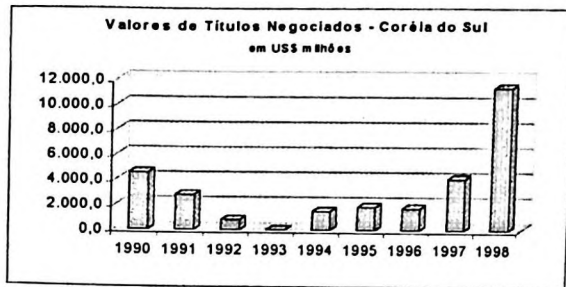


Figura A.35

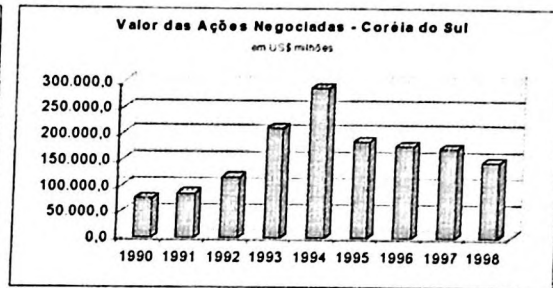


Figura A.36

Fonte: FIBV

Pode-se verificar uma situação inversa na evolução dos valores de negociação. A partir de 1994, enquanto crescia o valor dos títulos negociados, caía a negociação de ações, mostrando uma situação de incerteza na economia coreana nesse período, embora o montante negociado ainda seja bastante representativo na economia.

O índice da bolsa da Coréia é denominado KOSPI. No gráfico a seguir pode ser observada a evolução do índice KOSPI do período de 1990 a 1998.

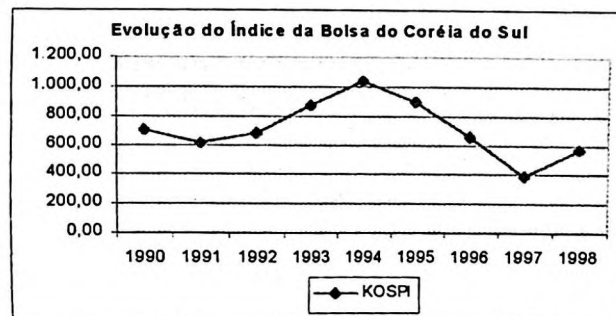


Figura A.37

Fonte: FIBV

O índice demonstrou sinais de queda, juntamente com a diminuição dos valores de ações negociados na bolsa, melhorando apenas em 1998, após quatro anos de quedas significativas.

Quanto à capitalização do mercado, essa sofreu quedas significativas até o ano de 1997, quando ocorreu a grande Crise Asiática. Após esse período, o que se verificou foi uma retomada significativa no ano de 1998, demonstrando sinais de superação da crise (figuras A.38 e A.39).

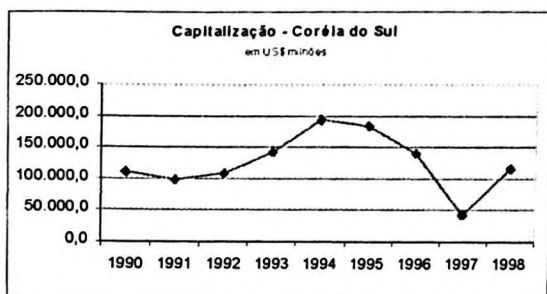


Figura A.38



Figura A.39

Fonte: FIBV

Em relação ao PIB, ocorreu também uma melhora significativa em 1998, sendo que, relativo às pequenas alterações do PIB, prevalecem as fortes oscilações do mercado de Capitais.

Por fim, verificou-se um aumento constante do número de empresas negociando em bolsa até o ano de 1997 (figura A.40).

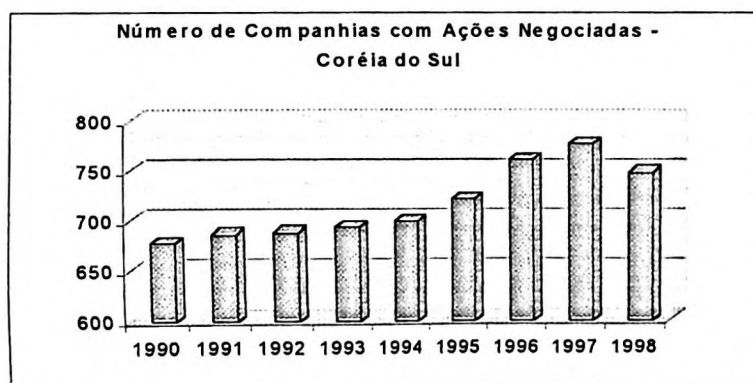


Figura A.40

Fonte: FIBV

Hong Kong

Hong Kong apresentou, em 1998, um volume de negociação de ações de US\$206,2 bilhões e um volume de transações com títulos de US\$10 milhões. Juntos, esses valores de negociação corresponderam a 95,5% do PIB.

Esses números demonstram a grande importância do mercado de capitais na economia do país. Os gráficos abaixo mostram a evolução dos montantes negociados de 1990 a 1998.

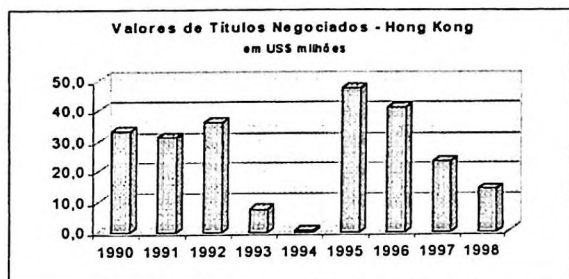


Figura A.41

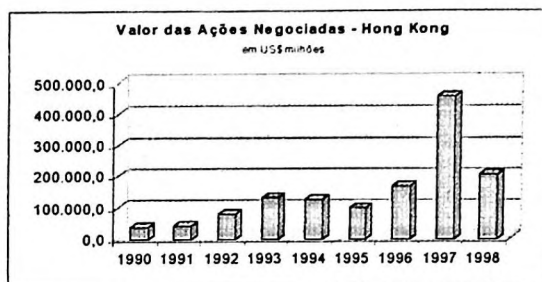


Figura A.42

Fonte: FIBV

O alto crescimento de negociação de ações verificados em 1997, reverteu-se em 1998, porém, ainda apresentava números bastante representativos. Já a negociação com títulos, vêm diminuindo constantemente, a valores praticamente inexpressivos na economia do país

O índice da bolsa de Hong Kong,, apresentou um aumento significativo no período de 1990 a 1998, fechando o último período em 4319,2 pontos, 102,3% maior que no início do período, porém, já apresenta dois anos consecutivos de expressivas quedas, nos anos em que ocorreram as grandes crises financeiras mundiais (figura A.43).

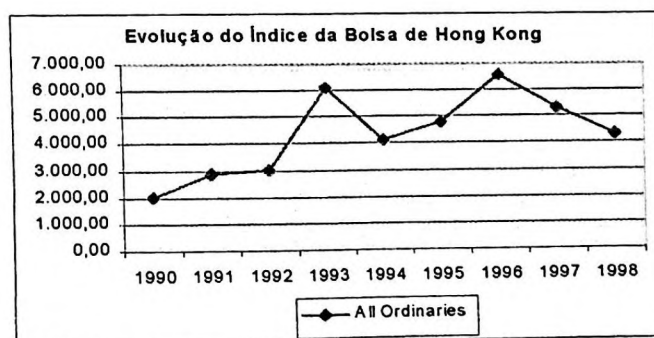


Figura A.43

Fonte: FIBV

O mercado de Hong Kong alternou anos de queda com anos de ascensão, produzindo um resultado total na série positivo.

Quanto à capitalização do mercado, esta apresentou crescimento até o ano de 1996, sofrendo quedas em 1997 e 1998, como mostra o gráfico a seguir.

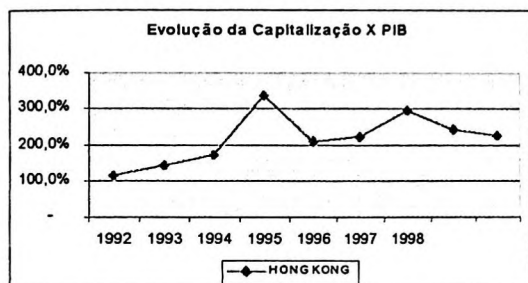


Figura A.44



Figura A.45

Fonte: FIBV

Relativamente ao PIB, verificou-se também um crescimento da Capitalização no período, chegando a 1998 em 223,9% do PIB realçando a importância do mercado de capitais na economia do país. A capitalização fechou 1998 com US\$ 343,6 bilhões (figura A.45).

O número de empresas aumentou em todos os anos analisados, desde 1990, mesmo nos períodos de retração do mercado caiu o número de empresas que negociam na bolsa (figura A.46).

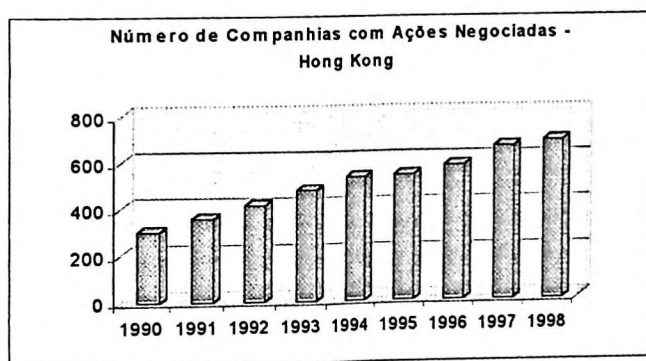


Figura A.46

Fonte: FIBV

Taiwan

Taiwan apresentou, em 1998, um volume de negociação de ações de US\$895,9 bilhões e um volume de transações com títulos de US\$1,2 bilhões. Juntos, esses valores de negociação corresponderam a 408% do PIB. O que demonstra uma importância essencial do mercado de capitais na economia de Taiwan.

Os gráficos abaixo mostram a evolução dos montantes negociados de 1990 a 1998.

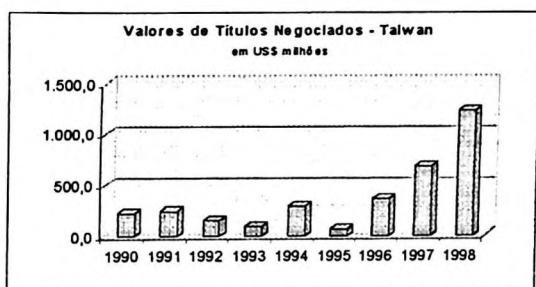


Figura A.47

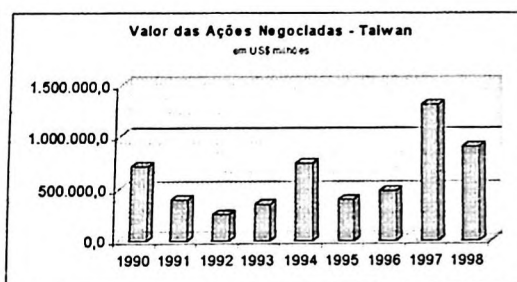


Figura A.48

Fonte: FIBV

O crescimento exagerado de negociação de ações ocorridos em 1997, reverteu-se em 1998, porém, ainda apresentava números bastante representativos. Já a negociação com títulos, vem aumentando constantemente, atingindo seu ápice em 1998.

O índice da bolsa de Taiwan, o TAIEX, apresentou um aumento significativo no período de 1990 a 1998, fechando o último período em 6.418,43 pontos, 56,16% maior que no início do período (figura A.49).

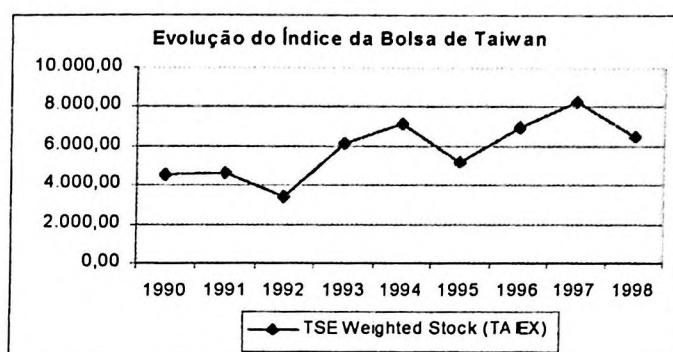


Figura A.49

Fonte: FIBV

O mercado de Taiwan vem alternando anos de queda com anos de ascensão, produzindo um resultado total na série positivo. Porém, em 1998, apresentou uma acentuada queda referente às crises financeiras mundiais ocorridas no período.

Apesar da crise, a queda não foi tão acentuada nos níveis de capitalização do país, que fecharam 1998 em US\$260,5 bilhões (figura A.50).

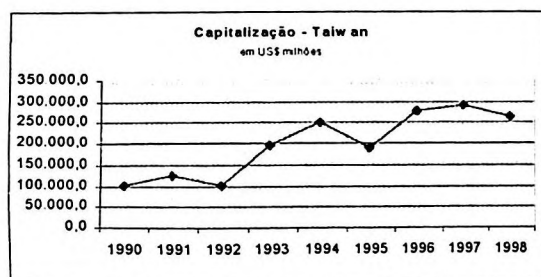


Figura A.50

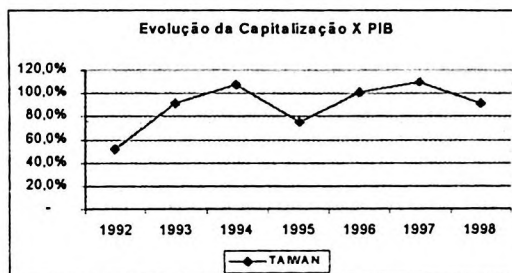


Figura A.51

Fonte: FIBV

Relativamente ao PIB, verificou-se também um crescimento da Capitalização no período, chegando a 1998 em 92% do PIB realçando a extrema importância do mercado de capitais na economia do país (figura A.51).

O número de empresas aumentou em todos os anos analisados, desde 1990. Nem nos períodos de retração do mercado caiu o número de empresas que negociam na bolsa (figura A.52).

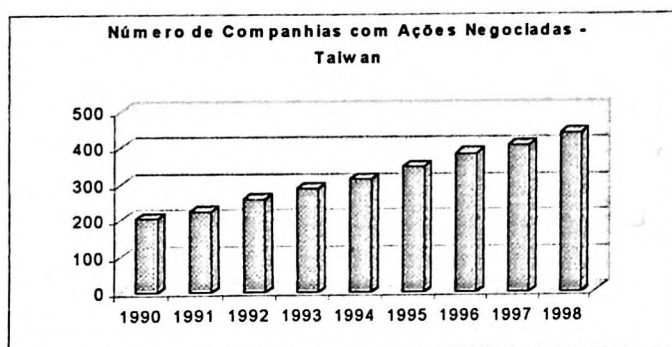


Figura 3.2.8.8

Fonte: FIBV

Esse fator indica para um setor financeiro extremamente desenvolvido e dependente do Mercado de Capitais.

QUADRO COMPARATIVO

Países	PIB	Capitalização	Negociação de Títulos	Negociação de Ações	Número de Empresas
ASIA	US\$ bilhões	US\$ milhões	US\$ milhões	US\$ milhões	Unidades
Hong Kong	164,8	343.566,5	14,2	206.152,6	680
Korea	320,7	114.593,3	11.383,1	145.061,4	748
Singapore	84,2	96.472,7	876,4	58.509,6	349
Taiwan	216,3	260.498,2	1.226,7	895.985,4	437
AMÉRICA LATINA	US\$ bilhões	US\$ milhões	US\$ milhões	US\$ milhões	Unidades
Argentina	298,1	45.332,8	35.780,3	26.055,8	131
Brasil	750,8	160.886,4	743,2	139.583,3	535
Chile	78,7	51.866,2	7.592,0	4.411,5	287
México	410,3	91.745,8	944,6	31.192,4	195

Quadro A.1