

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

VANDERLEI KLEINSCHMIDT

Taxa de câmbio, volatilidade do retorno das ações e crises financeiras.

Florianópolis, fevereiro de 2008.

VANDERLEI KLEINSCHMIDT

Taxa de câmbio, volatilidade do retorno das ações e crises financeiras.

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

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

Florianópolis, fevereiro de 2008.

Vanderlei Kleinschmidt

Taxa de câmbio, volatilidade do retorno das ações e crises financeiras.

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

Prof. Dr. Roberto Meurer
Coordenador do Programa

Apresentada à Comissão Examinadora integrada pelos seguintes membros:

Prof. Dr. Roberto Meurer
Orientador

Dr. Benjamin Miranda Tabak
Membro Titular

Prof. Dr. Fernando Seabra
Membro Titular

AGRADECIMENTOS

A todos que de alguma forma contribuíram para que eu pudesse iniciar, continuar e terminar este mestrado.

Àqueles que souberam compreender o que passei nestes últimos dois anos e tiveram muita paciência comigo.

Agradeço ao Marcos e ao Gilson do Banco do Brasil que permitiram que eu me ausentasse do trabalho para poder concluir este meu objetivo de vida.

A Carmem que me deu um forte motivo para continuar batalhando por uma vida melhor.

Quero agradecer especialmente ao professor Roberto Meurer por acreditar no meu trabalho, pelo apoio e compreensão durante a orientação desta dissertação.

À Sofia, “... não sei se este mundo é bom, mas sei que ele está melhor, porque você chegou...”.

RESUMO

Este estudo consiste em uma análise da influência das mudanças no comportamento da volatilidade do retorno dos mercados câmbio e de ações, e das relações entre mercados de ações na variância, covariância e correlação condicional, em um ambiente de crises financeiras. A análise se dá a partir dos anos noventa, em que se utilizam dados de um grupo de países selecionados, com modelos ARMA-ARCH/GARCH exponencial univariados, modelos GARCH multivariados (VEC) com testes de causalidade do tipo Granger e Auto-Regressão Vetorial (VAR). O objetivo é o de verificar a existência de uma relação de precedência entre os mercados em uma estrutura regional e global, e ao longo do tempo. Os resultados apontam para a existência de alta persistência na variância condicional por parte dos mercados de ações e câmbio quando utilizados modelos univariados. O resultado é confirmado pelos modelos multivariados para o mercado de ações, e foi identificada a existência de respostas assimétricas a choques não antecipados. As causas das mudanças no comportamento da variância condicional dos retornos são uma combinação de respostas a choques negativos com intensidade maior do que a choques positivos, a persistência na variância condicional, as inter-relações regionais e crises financeiras. O mercado de ações americano Dow Jones mostrou-se um importante canal pelo qual podem ser percebidas estas mudanças, podendo ser utilizado como uma *proxy* para o mercado internacional de ações.

Palavras chave: Variância, covariância e correlação condicional, EGARCH, GARCH multivariado, causalidade.

ABSTRACT

This study consists of an analysis of the influence of the changes in the behavior of the exchange rate return and stock market return volatility, and of the relationships among stock markets in the variance, covariance and conditional correlation, in a financial crises period. The analysis starts in the nineties, where data from a group of selected countries is used, with univariates exponential ARMA-ARCH/GARCH models, multivariates GARCH models (VEC) with causality tests like Granger and vector autoregressive (VAR). The objective is it of verifying the existence of a precedence relationship among the markets in a regional and global structure, and along the time. The empirical results show that there is a high persistence in the conditional variance for stock and exchange rate markets, and it was found asymmetrical responses to unanticipated shoks. The changes in the behavior of the conditional variance of the returns are caused for a combination of larger negative shoks responses than the positive one, the high conditional variance persistence, the regional interrelations and financial crises. The US stock market is an important channel through which shoks impact in others markets, and it is possible to think in the US market representing the influence of world markets.

Key words: Variance, covariance and conditional correlation, EGARCH, multivariate GARCH, causality.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 3.1.1 – Distribuição das séries dos retornos das bolsas de valores dos países selecionados. Dez/1994 até dez/2006.....	39
Gráfico 3.1.2 – Distribuição das séries dos retornos dos mercados de câmbio dos países selecionados. Dez/1994 até dez/2006.....	39
Gráfico 3.2.1 – Variância condicional do retorno dos mercados de ações dos países selecionados, dez/1994 a dez/2006.....	47
Gráfico 3.2.2 – Variância condicional do retorno dos mercados de câmbio dos países selecionados, dez/1994 a dez/2006.....	48
Gráfico 3.2.3 – Função de resposta ao impulso de um desvio padrão na variância condicional dos mercados de ações regionalmente, no período de dez/1994 a dez/2006.....	52
Gráfico 3.2.4 – Resposta do Dow Jones ao impulso gerado pelos demais mercados de ações, no período de dez/1994 a dez/2006.....	53
Gráfico 3.2.5 – Resposta ao impulso de um desvio padrão entre os mercados de ações e câmbio, para o período de dez/1994 a dez/2006.....	54
Gráfico 4.1.1 – Retorno dos mercados de ações para o período 03/07/1997 a 29/12/2006.....	59
Gráfico 4.2.1 – Séries de variância condicional da América Latina, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	64
Gráfico 4.2.2 – Séries de variância condicional da Ásia, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	66
Gráfico 4.2.3 – Séries de variância condicional da Europa, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	68
Gráfico 4.3.1 – Séries de variância condicional, América Latina e Ásia, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	70
Gráfico 4.3.2 – Séries de variância condicional, América Latina e Europa, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	73
Gráfico 4.3.3 – Séries de variância condicional, Ásia e Europa, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	75
Gráfico 4.3.4 – Séries de variância condicional, América Latina e Dow Jones, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	78
Gráfico 4.3.5 – Séries de variância condicional, América Latina e Dow Jones, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	79
Gráfico 4.3.6 – Séries de variância condicional, Europa e Dow Jones, para o período de jul/1997 a dez/2006.....	81
Gráfico 6.1.1-a – Correlação entre os mercados latinos – 1997 a 2006.....	100
Gráfico 6.1.1-b – Correlação entre os mercados latinos – 1997 a 1998.....	100
Gráfico 6.1.1-c – Correlação entre os mercados latinos – 1999 a 2006.....	101
Gráfico 6.1.2 – Teste de Cusum ao quadrado para os países da América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.....	102
Gráfico 6.2.1 – Correlação entre os mercados asiáticos – 1997 a 2006.....	108
Gráfico 6.2.2 – Teste de cusum quadrado para o mercado asiático para o período de jul/1997 a dez/2006.....	110

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1.1 – Estatísticas descritivas do retorno diário dos mercados de ações dos países selecionados, dez 1994 a dez 2006.....	40
Tabela 3.1.2 – Estatísticas descritivas do retorno diário dos mercados de câmbio dos países selecionados dez 1994 a dez 2006.....	40
Tabela 3.1.3 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para os mercados de ações dos países selecionados de dez/1994 a dez/2006.....	42
Tabela 3.1.4 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para o mercado de câmbio dos países selecionados de dez/1994 a dez/2006.....	44
Tabela 3.2.1 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações regionais, dez/1994 a dez/2006.....	49
Tabela 3.2.2 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações e o mercado internacional, dez/1994 a dez/2006.....	50
Tabela 3.2.3 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações e câmbio, para o período de dez/1994 a dez/2006.....	54
Tabela 4.1.1 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para América Latina no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.....	60
Tabela 4.1.2 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para Ásia no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.....	62
Tabela 4.1.3 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para Europa e EUA no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.....	63
Tabela 4.2.1 – Resultado do teste de Granger para América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.....	65
Tabela 4.2.2 – Resultado do teste de Granger para Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006.....	67
Tabela 4.2.3 – Resultado do teste de Granger para Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.....	69
Tabela 4.3.1 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006.....	71
Tabela 4.3.2 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.....	74
Tabela 4.3.3 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.....	76
Tabela 4.3.4 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.....	78
Tabela 4.3.5 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.....	80
Tabela 4.3.6 – Resultado do teste de Granger para Europa e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.....	82
Tabela 5.1.1 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.....	86
Tabela 5.1.2 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da América Latina, com a inclusão do mercado internacional para o período de jul/1997 a dez/2006.....	87
Tabela 5.2.1 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006.....	89

Tabela 5.2.2 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da Ásia, com a inclusão do mercado internacional para o período de jul/1997 a dez/2006.....	91
Tabela 6.1 – Períodos de crise financeira segundo Fasolo (2006, p.18).....	94
Tabela 6.1.1 – Matriz de correlação entre os retornos dos mercados de ações– 1997 a 2006.....	95
Tabela 6.1.2 – Correlação entre os mercados latinos durante os anos de crise.....	96
Tabela 6.1.3 – Resultado do modelo VAR aplicado às séries de dados da América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.....	98
Tabela 6.1.4 – Modelo VAR considerando as variáveis sem defasagens para América Latina e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.....	99
Tabela 6.1.5 – Resultados da estimação da equação 6.1.1 para América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.....	101
Tabela 6.2.1 – Matriz de correlação entre os retornos dos mercados asiático e Dow Jones – 1997 a 2006.....	104
Tabela 6.2.2 – Correlação entre os mercados asiáticos durante os anos de crise.....	105
Tabela 6.2.3 – Resultado do modelo VAR aplicado às séries de dados da Ásia e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.....	106
Tabela 6.2.4 – Modelo VAR considerando as variáveis sem defasagens para Ásia e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.....	107
Tabela 6.2.5 – Resultado da equação 6.1.1 para o mercado asiático para o período de jul/1997 a dez/2006.....	109

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
1.1 APRESENTAÇÃO	11
1.2 OBJETIVOS	14
1.2.1 OBJETIVO GERAL	14
1.2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	14
1.3 MÉTODO DE PESQUISA	15
1.3.1. TESTES ESTATÍSTICOS	15
1.3.2. DESCRIÇÃO DOS DADOS	16
1.3.3. OS MODELOS ARMA E A METODOLOGIA BOX JENKINS	17
1.3.4 OS MODELOS DA FAMÍLIA ARCH	19
1.3.4.1 O MODELO EGARCH	24
1.3.4.2 MODELOS GARCH MULTIVARIADOS	25
1.3.4.2.1 O MODELO VEC	26
2 REVISÃO DE LITERATURA	29
2.1. TEORIA DE BASE	29
2.2 UM BREVE HISTÓRICO SOBRE AS CRISES DOS ANOS NOVENTA	33
3 AS MUDANÇAS DO COMPORTAMENTO DA VOLATILIDADE CONDICIONAL DO RETORNO DAS AÇÕES	38
3.1 APLICAÇÃO DOS MODELOS EGARCH	38
3.2 TESTANDO AS RELAÇÕES ENTRE A VARIÂNCIA CONDICIONAL DO RETORNO DO MERCADO DE AÇÕES E DE CÂMBIO	45
4. ANÁLISE DA INTERDEPENDÊNCIA ENTRE OS MERCADOS DE AÇÕES	57
4.1. ANÁLISE DOS DADOS, ESTIMAÇÃO DO MODELO E APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS	57
4.2. ANÁLISE DOS FLUXOS DE CAUSALIDADE NA VARIÂNCIA CONDICIONAL EM UMA ESTRUTURA REGIONAL	63
4.3. ANÁLISE DOS FLUXOS DE CAUSALIDADE NA VARIÂNCIA CONDICIONAL EM UMA ESTRUTURA GLOBAL	69
5 ANÁLISE DAS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS ATRAVÉS DOS MODELOS MULTIVARIADOS	84
5.1 AS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS EM UMA ESTRUTURA REGIONAL – A AMÉRICA LATINA	84
5.2 AS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS EM UMA ESTRUTURA REGIONAL – A ÁSIA	88
6. A DINÂMICA DAS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS NA VARIÂNCIA E COVARIÂNCIA CONDICIONAL DIANTE DE CRISES FINANCEIRAS	94
6.1 AMÉRICA LATINA	94
6.2 ÁSIA	103
7. CONCLUSÃO	112
8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	117
ANEXO I	122
ANEXO II	127

1 INTRODUÇÃO

1.1 APRESENTAÇÃO

A questão central da moderna teoria de finanças consiste em compreender a dinâmica da incerteza que envolve as transações no mercado financeiro, sua influência na formação de preços dos ativos, na alocação de portfólios, e no gerenciamento e controle de risco. A volatilidade do retorno de ativos financeiros é o componente principal neste tipo de análise, requerendo todo um arcabouço técnico e teórico capaz de descrever o comportamento entre os ativos, entre classes de ativos, ao longo do tempo e entre países.

Se o movimento dos retornos em um determinado mercado influenciar a direção em que um outro segue, diz-se que existe uma relação de precedência entre eles. Isto decorre do fato de que os mercados, cada vez mais globalizados, e a integração cada vez maior, acentuam esta interdependência, levantando questões sobre como um mercado reage diante de choques endógenos e exógenos.

Merecem uma atenção especial neste tipo de análise as inovações das séries temporais de retornos de ativos, pois elas trazem consigo uma gama de informações capazes de dar uma pista sobre como a volatilidade do retorno de um ativo pode influenciar a volatilidade do retorno de outro.

Um outro elemento importante nesta análise são as crises financeiras, que podem ser entendidas como aquelas que são originadas a partir de pressões sobre a moeda local. Estes ataques especulativos podem ser auto-realizáveis, acompanhados por fugas de capitais e podem contagiar outras economias.

Nos últimos quinze anos o mundo vivenciou vários acontecimentos que proporcionaram perdas locais e globais, e puseram em observação os mercados emergentes. Foi assim em dezembro de 1994, com o México desvalorizando sua moeda em mais de 50% ocasionando no

ano seguinte o que ficou conhecido como “efeito tequila” e em 1997 a Coréia do Sul adotou semelhante prática. Em meados de 1998 a Rússia decretou o *default* de sua dívida, e o Brasil em 1999 mudou o seu regime cambial.

As crises mais recentes ocorreram em 2001, na crise Argentina e nos Estados Unidos, onde ocorreu um atentado terrorista em 11 de setembro daquele ano. O que se percebe, é que não apenas os eventos originados nos países emergentes afetaram o comportamento dos mercados mundiais, mas a recíproca também se verificou.

A econometria de séries temporais tem tido um papel crucial no desenvolvimento de novas abordagens que buscam jogar luz nestas questões. Vários estudos têm procurado descrever como as incertezas relativas aos preços têm mudado ao longo do tempo, utilizando para isso modelos que consideram momentos de segunda ordem ou de ordem superiores.

A forma como um mercado reage diante de choques exógenos e ainda, o canal pelos quais movimentos de preços em um mercado influenciam a direção em que o outro segue, criando uma relação de precedência entre eles, são questões que têm despertado grande interesse dos *players* do mercado, economistas e *policy makers*.

A relevância do tema proposto torna-se evidente por buscar compreender melhor o canal pelos quais os choques promovem mudanças no comportamento da volatilidade do retorno dos ativos financeiros, suas relações de precedência, a direção e a intensidade com que estes fenômenos se processam.

A importância reside no fato de que os investidores estão sempre em busca de estratégias que lhes possibilitem um melhor posicionamento em um cenário de estresse, com suas tesourarias atuando no sentido de amortecer os impactos negativos nas operações de mercado.

Compreender a dinâmica das relações entre ativos pode sinalizar a direção mais adequada de um posicionamento das políticas de gestão de risco por parte dos bancos centrais e comissões

de valores mobiliários. Conhecer a sensibilidade da variância do retorno de um determinado ativo às mudanças no comportamento da variância do retorno de outros ativos ou mercados é fundamental, pois, pode-se através da análise das inovações destes retornos fazer um planejamento que possibilite a antecipação a choques exógenos e um melhor posicionamento em ambientes de incerteza.

Portanto, pode-se verificar através deste estudo as relações entre os mercados financeiros através da variância condicional dos seus retornos, o comportamento de curto e longo prazo diante de efeitos assimétricos causado por notícias positivas e negativas. É possível analisar as semelhanças entre a sensibilidade a riscos, em um grupo de países selecionados, comparando, por exemplo, países da América Latina, que são fortemente afetados por eventos negativos de natureza financeira; economias asiáticas, que similarmente sofrem este tipo de efeito; contrastando os resultados com outros países que estão em um estágio mais avançado de desenvolvimento econômico.

E finalmente, pode-se determinar a estrutura da interdependência entre os mercados emergentes, e através deste fluxo de relações, verificar onde começa e em que direção tende a seguir os efeitos provocados por choques na volatilidade do retorno dos ativos financeiros.

Esta dissertação é composta por oito seções, sendo a primeira esta apresentação do tema, da importância do trabalho, dos objetivos, e do método de pesquisa, na segunda uma breve revisão da literatura existente sobre o tema.

A partir da terceira seção são apresentados os resultados da pesquisa, sendo que a terceira busca identificar as relações de causalidade na variância entre os mercados de ações e o de câmbio. A quarta seção trata da análise da interdependência entre os mercados de ações, tanto em uma estrutura regional quanto global. Na quinta seção são empregados modelos multivariados a fim de verificar estas relações na covariância condicional e finalmente na sexta seção são tratadas

as dinâmicas entre os mercados na variância, covariância e correlação condicional diante de crises financeiras.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 OBJETIVO GERAL

O objetivo geral deste estudo consiste em verificar de que forma a variância, covariância e correlação condicional dos retornos diários dos mercados de ações respondem às mudanças ocorridas em outros mercados em uma estrutura regional e global, e ao longo do tempo.

1.2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- 1) Determinar as causas básicas dos movimentos na volatilidade condicional do retorno do mercado de ações e câmbio, testando a persistência na variância condicional.
- 2) Determinar a estrutura da interdependência entre os mercados emergentes de ações e os de países industrializados, investigando o fluxo de causalidade na variância entre eles e medindo a assimetria da resposta aos choques não antecipados.
- 3) Verificar o comportamento conjunto da variância e covariância condicional do retorno dos ativos através de modelos multivariados comparando os resultados com os dos modelos univariados.
- 4) Estimar a dinâmica das relações entre os mercados de ações na variância, covariância e correlação condicional diante de crises financeiras, analisando o canal pelo qual choques externos influenciam a volatilidade do retorno dos mercados, e testando as mudanças do padrão de contágio entre eles ao longo do tempo.

1.3 MÉTODO DE PESQUISA

Nesta seção são apresentados os procedimentos utilizados, compreendendo as técnicas econométricas empregadas, os modelos seguindo a literatura existente sobre o tema e a coleta de dados e tratamento estatístico.

1.3.1. TESTES ESTATÍSTICOS

Considerando $r_{i,t}$ como sendo o logaritmo do retorno do ativo i no período t , e supondo que a média e a variância de $r_{i,t}$ condicionados a Ω_{t-1} , sejam representados por:

$$\mu_{i,t} = E(r_{i,t} | \Omega_{t-1}) \text{ e } \sigma_{i,t}^2 = \text{var}(r_{i,t} | \Omega_{t-1}) = E\left[(r_{i,t} - \mu_{i,t})^2 | \Omega_{t-1}\right] \quad (1.3.1.1)$$

onde Ω_{t-1} (que consiste em uma função linear do passado dos retornos) representa o conjunto de informações disponíveis no período $t-1$. Então, é possível estimar uma equação da média $\mu_{i,t}$ em (1.3.1.1), onde $r_{i,t}$ segue um processo ARMA(p,q).

$$r_{i,t} = \mu_{i,t} + x_{i,t}, \text{ com } \mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j x_{i,t-j} \quad (1.3.1.2)$$

em que p e q são valores não negativos e indicam defasagens.

Para estimar a equação (1.3.1.2), preliminarmente é necessário verificar se os dados são estacionários. A verificação da estacionariedade das séries visa minimizar a probabilidade de se gerar resultados espúrios na regressão. Para tanto, são empregados dois testes de raiz unitária, o ADF (Dickey-Fuller Aumentado), que é empregado para o caso em que há problemas de correlação no termo de erro, e um teste não paramétrico, o Phillips-Perron (PP), que leva em consideração a correlação serial dos termos de erro sem somar termos de diferenças defasados¹.

¹ Ver Greene (2003, p.612 e 644), Enders (2004, p. 189) e (GUJARATI (2006, p. 656) para uma descrição dos testes de raiz unitária.

1.3.2. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Procurou-se obter uma amostra com um grande número de países, onde todos os mercados analisados tivessem suas informações iniciando e terminando na mesma data.

No caso da seção 3, a homogeneização da base de dados foi possível para os dados diários do fechamento dos índices em pontos das bolsas do Brasil (Ibovespa), México (IPC), Estados Unidos (Dow Jones), Japão (Nikkei 225), Hong Kong (Hang Seng) e Reino Unido (FTSE 100), cuja fonte é o Yahoo! Finanças (<http://br.financas.yahoo.com/>). Os valores diários das taxas nominais de câmbio extraído da página dos bancos centrais dos respectivos países e do site de estatísticas do FMI, o IFS (<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>), é calculada em quantidade de moeda local necessários para se adquirir um dólar. A amostra inicia em 02 de dezembro de 1994 e termina em 29 de dezembro de 2006, num total de 3.151 observações.

Para as demais seções obteve-se dados do fechamento diário dos índices em pontos das bolsas iniciando em 03/07/1997 e terminando em 29/12/2006, para Argentina (Merval), Brasil (Ibovespa), México (IPC), Coréia do Sul (Seoul Composite), Hong Kong (Hang Seng), Japão (Nikkei 225), Taiwan (TWII), Alemanha (DAX), França (CAC 40), Holanda (AEX), Reino Unido (FTSE 100), Estados Unidos (Dow Jones), cuja fonte é o Yahoo! Finanças (<http://br.financas.yahoo.com/>).

As amostras são diferentes porque não foi possível obter dados de câmbio e ações de todos os mercados que fazem parte deste estudo, cuja amostra tenha o mesmo início e fim para todos eles. Em todos os casos faltavam dados no início da amostra, então se optou por trabalhar com duas amostras, uma específica para analisar as relações entre câmbio e ações apresentando uma abordagem em três estágios (segundo Kleinschmidt e Meurer 2007), e outra para analisar as relações entre os mercados de ações.

Como os dados não são exatamente superpostos por causa de feriados, optou-se por utilizar uma média móvel dos últimos cinco pregões para aqueles períodos em que há espaços vazios no banco de dados².

O retorno dos ativos é definido como a diferença entre o logaritmo do valor do ativo i (câmbio ou ação) na data de venda e na data de compra, ou seja, um agente adquire um determinado papel no período $t-1$ por um preço P_{t-1} , e mantém este ativo até o período t , quando o vende por um preço P_t . Então, o retorno pode ser expresso como:

$$r_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,t-1} \quad (1.3.2.1).$$

Onde $p_{i,t} = \ln(P_{i,t})$, $p_{i,t-1} = \ln(P_{i,t-1})$ e i representa cada um dos ativos.

Os testes ADF e PP para os dados dos retornos dos índices de ações do grupo de países selecionados mostraram que todos eles são estacionários em nível, ou seja, não há problemas de raiz unitária nas séries de dados, o que implica em dizer que não é necessário nenhum tipo de transformação nos dados a fim de torná-los estacionários.

1.3.3. OS MODELOS ARMA E A METODOLOGIA BOX JENKINS

Após verificar a não existência de raiz unitária nos dados coletados, o próximo passo foi encontrar um modelo para a equação (1.3.1.2) que melhor se ajuste aos dados, ou seja, encontrar um modelo ARMA(p,q) que seja mais parcimonioso, e através dele gerar a série de variância condicional para efetuar as análises. Para isso, a metodologia empregada foi a Box-Jenkins cuja descrição pode ser encontrada em vários manuais de econometria que abordam séries temporais, tais como Box e Jenkins (1976), Enders (2004), Greene (2003), Gujarati (2006), Maddala (1992) e Tsay (2002) entre outros.

² Ver Vasconcellos (2000, p. 84) e Greene (2003, p. 59) para mais detalhes sobre interpolação de dados e outras formas de imputação de valores.

Esta metodologia segue os seguintes passos:

- i) Caso necessário, transformam-se os dados a fim de obter séries estacionárias;
- ii) Examina-se o correlograma das séries para identificar a ordem apropriada do processo AR(p), MA(q) ou ARMA(p,q) e estimam-se os parâmetros;
- iii) Gera-se um conjunto de resíduos a partir do modelo estimado e verificar se eles se assemelham a um processo de ruído branco puro;
- iv) Após encontrar o modelo mais parcimonioso ele pode ser empregado para previsão.

Destes quatro passos, o primeiro já foi resolvido, pois, as séries são estacionárias conforme os testes ADF e PP indicam. Então, pode-se concentrar no passo dois que consiste em analisar o correlograma, obtido através da estimação de uma Função de Auto-Correlação (ACF) e uma Função de Auto-Correlação Parcial (PACF)³.

Uma análise da estrutura dos modelos ARMA apontou para a existência de estacionariedade e inversibilidade, porém, as séries de inovações geradas não são normalmente distribuídas, apresentando excesso de curtose e uma distribuição assimétrica com caudas mais pesadas do que as da distribuição normal.

É importante verificar formalmente a existência ou não de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva nas inovações, haja vista que ignorar a sua existência pode comprometer seriamente as inferências acerca dos modelos ARMA estimados⁴.

Então, aplicou-se um teste formal nas séries de inovações geradas a partir dos modelos ARMA, chamado de Teste de Multiplicador de Lagrange (LM)⁵, cuja hipótese nula é a não existência de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva nas inovações.

³ Ver Greene (2003, p. 614 e 617) para maiores detalhes sobre ACF e PACF.

⁴ Ver Bollerslev, Chou e Kroner (1992, p.22) para uma lista de trabalhos que trata da importância deste tipo de análise.

O teste é empregado seguindo duas etapas:

- i) Estima-se o modelo ARMA mais apropriado e permite-se que $\{\hat{\epsilon}_{i,t}^2\}$ represente o quadrado dos erros ajustados;
- ii) Num segundo passo, regride-se os erros quadrados ajustados do passo anterior contra uma constante e seus valores defasados, ou seja, estima-se um modelo como:

$$\hat{\epsilon}_{i,t}^2 = a_0 + a_1 \hat{\epsilon}_{i,t-1}^2 + a_2 \hat{\epsilon}_{i,t-2}^2 + \dots + a_m \hat{\epsilon}_{i,t-m}^2 \quad (1.3.3.1)$$

Se não houver heteroscedasticidade condicional auto-regressiva nas inovações, então os coeficientes estimados a_1 até a_m devem ser estatisticamente iguais a zero. Portanto, trabalha-se sob a hipótese nula de não existência de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva, seguindo uma distribuição χ^2 com m graus de liberdade, e a estatística de comparação é $T.R^2$, onde T representa o tamanho da amostra.

O teste LM aplicado em todos os modelos ARMA estimados não permitiu aceitar a hipótese nula, indicando a existência de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva. Com isso, utilizaram-se os modelos ARCH/GARCH na sua forma univariada e multivariada, pois eles são capazes de superar estes problemas de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva.

1.3.4 OS MODELOS DA FAMÍLIA ARCH

ENGLE (1982) introduziu uma forma de modelar séries com problemas de heteroscedasticidade nas inovações conhecido como ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), que permite que a variância condicional mude através do tempo como uma função das inovações passadas deixando a variância incondicional constante.

⁵ Este teste foi apresentado por Engle (1982).

A experiência de Engle indica que grandes e pequenas mudanças nas inovações aparecem agrupadas (*clustering*), sugerindo uma forma de heteroscedasticidade na qual a variância estimada do erro depende do tamanho da perturbância passada. Em outras palavras, períodos de baixa volatilidade são seguidos por outros com alta volatilidade, o que caracteriza um fato estilizado na econometria de séries temporais.

Para compreender o processo ARCH univariado, considere $r_{i,t}$ como sendo o retorno do ativo i no período t (definido pela equação (1.3.2.1)), e suponha que a média e a variância de $r_{i,t}$ condicionados a Ω_{t-1} , sejam representados por:

$$\mu_{i,t} = E(r_{i,t} | \Omega_{t-1}) \text{ e } \sigma_{i,t}^2 = \text{var}(r_{i,t} | \Omega_{t-1}) = E\left[\left(r_{i,t} - \mu_{i,t}\right)^2 | \Omega_{t-1}\right] \quad (1.3.4.1)$$

onde Ω_{t-1} (que consiste em uma função linear do passado dos retornos) representa o conjunto de informações disponíveis no período $t-1$. Então, é possível estimar uma equação da média $\mu_{i,t}$ em (1.3.4.1), onde $r_{i,t}$ segue um processo ARMA(p,q).

$$r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \text{ com } \mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j} \quad (1.3.4.2)$$

em que p e q são valores não negativos e indicam a defasagem.

Se a variância condicional da série $\{r_{i,t}\}$ for constante, e por simplificação, supondo que se trate de um AR(1), então se espera que,

$$\text{Var}(r_{i,t} | \Omega_{t-1}) = E\left[\left(r_{i,t} - a_0 - a_1 r_{i,t-1}\right)^2\right] \text{ ou,}$$

$$\text{Var}(r_{i,t} | \Omega_{t-1}) = E\varepsilon_{i,t}^2 \quad (1.3.4.3)$$

Onde Ω_{t-1} representa o conjunto de informações passadas. A equação (1.3.4.3) satisfaz o segundo momento com relação à média, ou seja, $\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_r^2)$, e,

$$\hat{\sigma}_r^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_{i,t} - \hat{\mu}_r)^2 \quad (1.3.4.4)$$

Por outro lado, se a variância condicional não for constante, tem-se que $E\varepsilon_{i,t}^2 = h_{i,t}$, não satisfazendo a condição do segundo momento, e $\{\hat{\varepsilon}_{i,t}\}$ pode ser modelado como um processo auto-regressivo (AR) tal como:

$$\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{i,t-2}^2 + \dots + \alpha_m \hat{\varepsilon}_{i,t-m}^2 + v_{i,t} \quad (1.3.4.5).$$

O termo $v_{i,t} \sim iid(0,1)$, e assim, dado um conjunto de informações Ω_{t-1} disponíveis, a variância condicional é uma função do quadrado das inovações defasadas.

Como não se pode estimar (1.3.4.5) sem levar em consideração mudanças em (1.3.4.2), Engle sugeriu que ambas as equações fossem estimadas simultaneamente através de técnicas de máxima verossimilhança⁶. Assim, ao invés de especificar a variância como em (1.3.4.5), pode-se representar como uma forma multiplicativa,

$$\begin{aligned} \varepsilon_{i,t} &= v_{i,t} \sqrt{h_{i,t}} \\ h_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{i,t-m}^2 \end{aligned} \quad (1.3.4.6)$$

Onde $v_{i,t}$ é ruído branco como descrito em (1.3.4.5), $E\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,t-m} = 0$ para todo $m \neq 0$, $\alpha_0 > 0$ e $0 < \alpha_m < 1$.

São muitas as vantagens deste modelo, mas também existem pontos fracos como descrito em Tsay (2002, p.86), que podem ser assim sintetizados:

a) Como em (1.3.4.6) as inovações estão na forma quadrática, choques positivos e negativos têm o mesmo efeito na volatilidade, o que não se observa na prática;

⁶ O trabalho de Bollerslev, Chou e Kroner (1992) traz discussões interessantes sobre a melhor maneira de estimar um modelo ARCH/GARCH, se por máxima verossimilhança, quase máxima verossimilhança ou GMM.

b) Num modelo ARCH(1) por exemplo, se a série tiver um quarto momento finito, o coeficiente α_1^2 deve estar no intervalo $\left[0, \frac{1}{3}\right]$. No caso de modelos ARCH(m), em que $m > 1$, esta restrição pode se tornar complicada.

c) O modelo não aponta o que causa o comportamento da variância condicional, apenas descreve mecanicamente como ela se comporta.

d) Os modelos ARCH respondem lentamente a grandes choques isolados de retorno.

Bollerslev (1986) modificou o modelo descrito acima afim de que a variância pudesse ser modelada como um processo mais parcimonioso e melhor de manusear do que o tradicional ARCH. Com isso, o *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH) ganhou popularidade por ser mais fácil de estimar e poder ser interpretado analogamente a um processo ARMA (LI, LING e MCALEER 2002, p. 245).

Tomado como base uma determinada série temporal de retorno de ativos financeiros $\{r_{i,t}\}$, e estimando a equação da média com um ARMA (p,q), pode-se modelar as inovações através de um processo GARCH(m,n) assim descrito:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{i,t} &= v_{i,t} \sqrt{h_{i,t}} \\ h_{i,t} &= \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \varepsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^n \beta_j h_{i,t-j} \end{aligned} \quad (1.3.4.7)$$

Onde $\alpha_0 > 0$, $\alpha_j \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ são suficientes para garantir que $h_{i,t} > 0$. $v_{i,t}$ novamente é definido como em (1.3.4.5), $m > 0$ e $n \geq 0$. Quando $m = n = 0$, tem-se que o termo de erro é ruído branco, ou seja, $E(\varepsilon_{i,t} | \Omega_{t-1}) = 0$ e $\text{Var}(\varepsilon_{i,t} | \Omega_{t-1}) = E(\varepsilon_{i,t}^2 | \Omega_{t-1}) = \sigma^2$. Se $m > 0$ e $n = 0$, tem-se um ARCH(m), se $m > 0$ e $n > 0$, tem-se GARCH(m,n).

Então, em um modelo ARCH(m), a variância condicional é especificada como uma função linear apenas do passado da variância amostral (termo de erro defasado ao quadrado), enquanto o GARCH(m,n) permite que a variância condicional ($h_{i,t-n}$) entre também no modelo, por isso, $n \geq 0$, permitindo que o modelo seja ARCH/GARCH, dependendo do valor de n (Bollerslev, 1986, p. 309).

Dito de outra forma, a variância condicional é especificada em função de três termos, i) um termo constante α_0 , ii) notícias sobre a volatilidade do período anterior, mensurado como o quadrado das inovações defasados da equação da média $\varepsilon_{i,t-j}^2$ (termo ARCH), e iii) a previsão da variância do último período $h_{i,t-j}$ (o termo GARCH).

As condições necessária e suficiente para que (1.3.4.7) seja estacionária de segunda ordem são⁷:

$$\sum_{j=1}^m \alpha_j + \sum_{j=1}^n \beta_j < 1 \quad (1.3.4.8)$$

O que importa agora é verificar o terceiro e o quarto momento das inovações, e por simplificação, pode ser representado utilizando-se um modelo GARCH (1,1).

Bollerslev (1986, p.313) demonstra que,

$$E(\varepsilon_{i,t}^2) = \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} \quad (1.3.4.9)$$

$$E(\varepsilon_{i,t}^4) = \frac{3\alpha_0^2(1 + \alpha_1 + \beta_1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)(1 - \beta_1^2 - 2\alpha_1\beta_1 - 3\alpha_1^2)} \quad (1.3.4.10)$$

O coeficiente de curtose é, portanto,

$$k = \left[E(\varepsilon_{i,t}^4) - 3E(\varepsilon_{i,t}^2)^2 \right] E(\varepsilon_{i,t}^2)^{-2}$$

⁷ A prova desta condição está em Bollerslev (1986, p.323).

$$k = \frac{6\alpha_1^2}{(1 - \beta_1^2 - 2\alpha_1\beta_1 - 3\alpha_1^2)} \quad (1.3.4.11)$$

Em que (1.3.4.11) é maior que zero por suposição, e conseqüentemente, possui uma distribuição com caudas mais pesadas que a distribuição normal (leptocúrtica).

Caso se verifique a existência de excesso de curtose e a não normalidade das inovações estimadas nos modelos ARMA, espera-se que a mesma situação seja encontrada nas inovações dos modelos ARCH/GARCH estimados, e neste caso a distribuição normal é substituída pela GED (*Generalized Error Distribution*) ou pela t de Student⁸.

1.3.4.1 O MODELO EGARCH

Para superar as fraquezas dos modelos ARCH/GARCH enumerados anteriormente, principalmente o fato de que nestes modelos as inovações estão na forma quadrática, é necessário utilizar um modelo que permita que os efeitos assimétricos das inovações entrem nos resultados.

Para tanto, Nelson (1991) propõe o EGARCH (*Exponential GARCH*), que relaxa a restrição dos coeficientes estimados não negativos. Considere o seguinte modelo EGARCH(l,m):

$$\ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{i,t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{i,t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}} \quad (1.3.4.1)$$

Onde α_j mede a persistência na variância condicional, β_j relaciona as inovações defasadas padronizadas na volatilidade na forma simétrica, enquanto γ_k relaciona as inovações defasadas padronizadas na volatilidade na forma assimétrica.

Isto implica que um choque positivo ou negativo nas inovações produz um aumento ou diminuição não esperado na variância condicional do retorno dos ativos. Dito de outra forma, choques não antecipados (surpresas ou notícias) produzem efeitos diferentes sobre a variância

⁸ Ver Bai, Russell e Tiao (2003) para uma discussão sobre excesso de curtose em modelos GARCH.

condicional, cujo resultado pode ser positivo ou negativo, e o impacto destas notícias podem ser mensuradas através dos coeficientes β_j e γ_k ⁹.

Existem três importantes características sobre o modelo EGARCH descrito na equação (2.4.1), conforme Enders (2004, p.142):

1. A equação para a variância condicional está na forma não linear;
2. Ao invés de usar os valores de $\varepsilon_{i,t-j}^2$, o modelo utiliza os valores padronizados de $\varepsilon_{i,t-j}$, ou seja, $\varepsilon_{i,t-j}/h_{i,t-j}^{0,5}$. Isto permite uma interpretação mais natural do tamanho e da persistência dos choques, além de tornar $\varepsilon_{i,t-j}$ uma unidade de medida livre;
3. O modelo permite capturar o *leverage effect*, ou seja, se $\varepsilon_{i,t-j}/h_{i,t-j}^{0,5}$ for positivo, o efeito de um choque no logaritmo da variância condicional é $\sum_{j=1}^m \beta_j + \sum_{k=1}^n \gamma_k$. Se $\varepsilon_{i,t-j}/h_{i,t-j}^{0,5}$ for negativo, o efeito do choque no logaritmo da variância condicional será $\sum_{j=1}^m \beta_j - \sum_{k=1}^n \gamma_k$.

Para que o modelo E-GARCH seja estritamente estacionário, é necessário que $\left| \sum_{j=1}^l \alpha_j \right| < 1$.

Ver He, Terasvirta e Malmsten (2002) e Karanasos e Kim (2003) para maiores detalhes sobre condições de estacionariedade em modelos E-GARCH e ARMA-E-GARCH.

1.3.4.2 MODELOS GARCH MULTIVARIADOS¹⁰

Existe uma extensa lista de modelos derivados da família ARCH/GARCH univariados, os quais se destacam o ARCH-M, o IGARCH, TARARCH e o EGARCH. Estes modelos podem ser

⁹ Para mais detalhes ver Lobo (2000, p. 129) e Rabemananjara e Zakoian (1993, p. 33).

¹⁰ Esta seção é baseada principalmente em Bauwens, Laurent e Rombouts (2006), que é um excelente *survey* sobre modelos GARCH multivariados.

expandidos para a forma multivariada, representados por três grupos de modelos: i) uma forma generalizada do GARCH univariado, ii) combinações lineares e iii) combinações não lineares de modelos GARCH univariados.

O primeiro grupo pode-se destacar os modelos VEC (cujo operador $\text{Vech}(\cdot)$ empilha uma matriz triangular inferior como um vetor), BEKK (a sigla vem dos trabalhos sintetizados dos modelos multivariados de Baba, Engle, Kraft e Kroner) e modelos fatores. No segundo grupo têm-se modelos ortogonais e modelos de fator ocultos, e a última categoria contém modelos de correlação condicional dinâmica e constante, o modelo de covariância dinâmica geral e Copula-GARCH^{11,12}.

O desenvolvimento da modelagem GARCH multivariada teve início no fim dos anos oitenta e início dos noventa, e teve uma forte expansão na segunda metade da década de noventa (BAUWENS, LAURENT e ROMBOUTS 2006, p. 80).

1.3.4.2.1 O MODELO VEC

Na classe dos modelos GARCH multivariados, os modelos VEC vem sendo amplamente empregados na análise dos co-movimentos na variância condicional de séries temporais.

No modelo VEC, cada elemento de H_t é uma função linear dos erros quadrados defasados e dos produtos cruzados dos erros e dos valores defasados dos elementos de H_t . O modelo VEC(1,1) é definido como:

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1} \quad (1.3.4.2.1.1)$$

¹¹ Optou-se por não detalhar esta lista de modelos por não tornar o trabalho demasiadamente e desnecessariamente longo. Ver as obras de referência bibliográficas para mais detalhes sobre estes modelos.

¹² Para maiores detalhes sobre formas multivariadas dos modelos ARCH/GARCH ver Bauwens, Laurent e Rombouts (2006).

Onde $h_t = \text{vech}(H_t)$ e $\eta_t = \text{vech}(\varepsilon_t \varepsilon_t')$, com $\text{vech}(\cdot)$ representando o operador que empilha a parte triangular inferior da matriz $N \times N$ como um vetor $N(N+1)/2 \times 1$, A e G são matrizes quadradas de parâmetros de ordem $(N+1)N/2$, e c é um vetor de parâmetros $(N+1)N/2 \times 1$.

O problema deste modelo é a grande quantidade de parâmetros necessários para ser estimado, o que dificulta a sua utilização em estimações com mais de dois ativos. Para contornar isso, a saída é utilizar um modelo VEC diagonal, onde se assume que as matrizes A e G são diagonais, e onde cada elemento de $h_{ij,t}$ depende apenas de suas próprias defasagens e dos valores de $\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}$.

A forma diagonal pode ser escrito como¹³:

$$H_t = C + A \square (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}') + G \square H_{t-1} \quad (1.3.4.2.1.2)$$

Onde H_t é positiva definida para todo t, contanto que C, A, G e a matriz de variância inicial H_0 seja positiva definida.

Outra forma de representar o modelo é na forma matricial:

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{01} \\ c_{02} \\ c_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (1.3.4.2.1.2')$$

¹³ O produto de Hadamard é representado por \square , em que, sendo $A = (a_{ij})$ e $B = (b_{ij})$ matrizes $m \times n$, então o produto de Hadamard é o produto das entradas de A e B, ou seja, $A \square B$, que gera uma matriz $m \times n$ onde a ij-ésima entrada é o produto $(a_{ij} b_{ij})$ (BAUWENS, LAURENT e ROMBOUITS 2006, p. 82).

Para que o modelo VEC seja covariância estacionário, é necessário que os auto-valores de $A+G$ sejam menores do que um em módulo¹⁴. A matriz de variância incondicional Σ , igual a $E(H_t)$, é dado por $vech(\Sigma) = [I_{N^*} - A - G]_c^{-1}$, onde $N^* = N(N+1)/2$.

¹⁴ Ver Engle e Kroner (1995) para maiores detalhes sobre o modelo VEC.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1. TEORIA DE BASE

Séries temporais podem ser definidas como sendo um conjunto de observações, as quais estão associadas a um instante no tempo (ou ordenadas por um parâmetro de tempo), geradas sequencialmente e que podem ser modeladas de tal forma a descrever o caminho de uma variável em termos de fatores contemporâneos e comportamentos defasados, inovações e seus próprios valores defasados. (BOX e JENKINS 1976, p.23), (MADDALA 1992, p. 525), (GRANGER e NEWBOLD 1977, p.1) e (GREENE 2003, p.608).

Originalmente, os modelos foram desenvolvidos para fazerem previsões. Atualmente, o grande desafio é torná-los mais simples, capazes de prever, interpretar e testar hipóteses sobre a estrutura e a dinâmica de uma série de dados, decompondo-os em movimentos de tendências, sazonais e cíclicos. (Enders 2004, p.1 e 2).

Os estudos sobre séries temporais financeiras analisam de forma teórica e prática o comportamento do valor dos ativos ao longo do tempo, podendo ser diferenciadas das demais séries temporais pelo componente de incerteza inerente aos ativos financeiros. (TSAY 2002, p. 1).

As séries temporais de retornos de ativos financeiros podem apresentar algumas características importantes como, heteroscedasticidade condicional e as caudas da distribuição incondicional mais pesadas do que a distribuição normal (MITTNIK, PAOLELLA e RACHEV 2002). Estes fatos estilizados se apresentam na forma de choques negativos que produzem períodos de volatilidade maior do que os choques positivos, inexistência de média zero e variância constante, leptocurtose na distribuição dos retornos dos ativos, implicando na existência ou não de uma tendência e uma persistência provocada por choques nas séries.

A volatilidade do retorno de uma série financeira, como ações ou câmbio, é uma medida característica de risco e a variância e o desvio padrão são empregados em modelos de média-variância, como o CAPM¹⁵.

O grande problema é que em uma série diária de retorno de um determinado ativo, a volatilidade não é diretamente observável, pois, existe apenas uma observação em um dia de negociação. Para que seja possível observá-la, faz-se necessário verificar os dados intradiários, e a partir daí é possível estimar a volatilidade diária (TSAY, 2002, p.80).

Por isso, alguns autores como Tsay preferem chamar de volatilidade aquela obtida mediante a análise de dados intradiários, diferenciando da variação que ocorre entre dias de negociação.

A forma mais natural de estudar a dinâmica do comportamento das séries temporais de retorno de ativos consiste em utilizar um conjunto de ferramentas que inclui a discussão sobre estacionariedade, dependência dinâmica, função de auto-correlação, modelos e previsão.

Para investigar o comportamento da volatilidade ou variação destas séries precisa-se de um conjunto de modelos capazes de capturar este comportamento característico que estas séries apresentam, tais como formação de *clusters* na variância condicional, o excesso de curtose e a existência de inovações heteroscedásticas geradas pelos modelos tradicionais de séries temporais.

A relação entre o mercado de câmbio e o de capitais é algo que desperta o interesse dos economistas há algum tempo. Neste sentido, estudos voltados a compreender esta relação nos países emergentes possuem grande relevância, dados a importância que estes mercados possuem na atual dinâmica financeira global, e o interesse de se compreender de que forma estes ativos se comportam ao longo do tempo, como se relacionam entre si e sua ligação com o mercado internacional.

¹⁵ Sigla de Capital Asset Pricing Model (modelo de precificação de ativos).

Nas teorias sobre finanças, a idéia de que os mercados de ações e de câmbio estão interligados é proposta por Dornbusch e Fisher (1980), segundo os quais uma mudança no comportamento do mercado de câmbio afeta a competitividade internacional das empresas locais e conseqüentemente implicará em mudanças nos preços das ações. Da mesma forma, dada a integração dos mercados financeiros internacionais, movimentos de capitais especulativos em direção aos países emergentes, ao serem convertidos em moeda local, têm impacto no valor da taxa de câmbio.

Phylaktis e Ravazzolo (2005) estudam as dinâmicas de curto e longo prazo entre preços de ações e taxas de câmbio, e os canais através dos quais choques externos têm impacto nestes mercados. Elas encontram uma relação positiva entre ações e câmbio nos países asiáticos, e concluem que o mercado de ações dos EUA age como um canal para estas ligações. As autoras sugerem que omitir o mercado de ações americano, que serve como *proxy* para o desempenho do mercado internacional, leva à estimação de um modelo incompleto, e concluem que ela é uma variável explicativa importante, pois, age como um canal pelo qual os mercados de ações e de câmbio são unidos.

Ramasamy e Yeung (2005), utilizando uma abordagem padrão de causalidade de Granger para os países asiáticos, apontam para a existência deste efeito para dois entre nove países analisados, e que a direção da causalidade pode variar de acordo com o período de estudo. Durante a crise asiática foi constatado que o mercado de ações causa no sentido de Granger movimentos na taxa de câmbio para todos os países e que Hong Kong apresenta causalidade bidirecional.

No Brasil, Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005) verificam se há relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno do Ibovespa. Utilizando uma função impulso, os autores constataram que as inovações do Ibovespa explicam as variações na taxa real de câmbio,

indicando que variações nos retornos das ações são capazes de prever a taxa de câmbio real. As mudanças na taxa de câmbio são absorvidas mais rapidamente pelos retornos do Ibovespa do que a resposta de um choque não antecipado no mercado de ações pela taxa de câmbio.

Kleinschmidt e Meurer (2007) utilizam um procedimento em três estágios para identificar e estimar as relações de precedência entre a variância condicional do Ibovespa e de outros ativos financeiros. Para isso, um modelo ARCH-M gera as séries de variância condicional, o teste de causalidade de Granger é aplicado a estas séries, e finalmente, é empregada a modelagem VAR a fim de determinar o grau e a direção da causalidade entre as séries estudadas. Os resultados apontam para a existência de uma influência forte da variância condicional do Ibovespa sobre a variância condicional do mercado de câmbio e do EMBI.

Oliveira (2006) analisa as relações entre o mercado acionário e variáveis macroeconômicas entre 1972 e 2003. Os resultados para o índice de ações e o câmbio, apesar de contraditórios, sua relação econômica sugere uma relação positiva onde desvalorização eleva o índice de bolsa de valores.

Tabak (2006) mostra a relação entre taxas de câmbio e preços de ações, considerando a volatilidade dessas variáveis, e não encontra relação de longo prazo entre câmbio e ações. Entretanto, encontra relação de causalidade de Granger indo da taxa de câmbio para as ações.

Fasolo (2006) utiliza um modelo GARCH multivariado a fim de analisar a hipótese de contágio das crises financeiras nos mercados de ações da América Latina nos anos noventa. Os resultados apontam para a existência de contágio apenas durante as crises asiática e Russa.

De um modo geral, quando se analisam as inovações produzidas pelas regressões econométricas de séries de retorno de ações, taxa de câmbio e outros ativos do mercado financeiro, percebe-se que há um movimento de alta volatilidade em determinados períodos e de baixa em outros (DAVIDSON e MACKINNON 1999, p.577). Este *clustering* se caracteriza pelo

fato de que a variância condicional destas séries não é constante ao longo do tempo (heteroscedasticidade), ao contrário de outras séries temporais que são estimadas sob a hipótese de variância constante (BOLLERSLEV 1986, p.307).

Um dos modelos capazes de detectar e modelar estes *clusterings* no estudo da volatilidade é o *Autoregressive conditional heteroskedasticity* (ARCH) de ENGLE (1982). A idéia básica é que as inovações das séries, apesar de não serem correlacionadas serialmente, dependem do quadrado de seus valores realizados em períodos anteriores (DAVIDSON e MACKINNON 1999, p. 577), (TSAY 2002, p. 83) e (LI, LING e MCALEER 2002, p. 245)¹⁶.

Uma vantagem do modelo ARCH é que ele pode ser utilizado, na presença de variância condicional não constante, para modelar períodos de volatilidade em um ambiente univariado.

Apesar de simples o modelo ARCH(q) exige muitos parâmetros para descrever adequadamente o processo gerador da volatilidade do retorno de um ativo (TSAY 2002, p. 93). A alternativa é utilizar o modelo proposto por Bollerslev (1986) o qual generaliza o ARCH (GARCH), e tornou-se muito popular por que além de ser fácil de estimar, seus resultados podem ser interpretados analogamente a um modelo ARMA (LI, LING e MCALEER 2002, p. 245).

Existem muitas especificações possíveis para os modelos ARCH/GARCH, não apenas a forma univariada, mas também a multivariada. Pode-se também utilizar combinações não lineares de modelos GARCH univariados a fim de analisar a matriz de correlação condicional ou outra medida de dependência entre séries individuais (BAUWENS, LAURENT e ROMBOUTS 2006, p.88).

2.2 UM BREVE HISTÓRICO SOBRE AS CRISES DOS ANOS NOVENTA

Na literatura sobre crises financeiras, os modelos são divididos em três gerações. Os de primeira geração que iniciam com Paul Krugman em 1979, descrevem as crises cambiais como

¹⁶ A seção 2.2 descreve brevemente este modelo e o desenvolvido por Bollerslev (1986).

resultado de ataques especulativos devido a uma política fiscal inadequada, com déficits orçamentários financiados pelo crescimento do crédito interno e emissão de moeda, num regime de câmbio fixo e com reservas internacionais limitadas.

A segunda geração tem início com Maurice Obstfeld em 1984, trabalhando com um modelo de equilíbrios múltiplos e racionalidade dos investidores, os quais pressionam o governo a abandonar a taxa de câmbio fixa, explorando o *trade off* entre inflação e desemprego. A consequência disso é que as expectativas do mercado podem induzir uma crise com um ataque especulativo auto-realizável, contágio e fragilidade financeira. Assim, “Mesmo um país com fundamentos monetários e fiscais sólidos pode ser vítima de um ataque especulativo”. (PRATES 2005, p. 365).

E finalmente a terceira geração, surge após a crise da Ásia em 1997. Neste caso, os fundamentos macroeconômicos dos países asiáticos eram sólidos, estáveis, e por pelo menos duas décadas consecutivas estavam crescendo de forma sustentável. Assim, os modelos de primeira e segunda geração não explicavam esta nova crise. Ela foi provocada por uma combinação de um “... colapso simultâneo dos regimes de câmbio administrado e dos sistemas bancários domésticos após a reversão súbita dos fluxos de capitais”. (PRATES, 2005, p. 372). Este desajuste no sistema bancário torna o sistema financeiro vulnerável, e a perda de credibilidade aliada com a dolarização dos passivos do setor privado, principalmente dos bancos, faz surgir uma corrida contra a moeda local.

A idéia por trás da terceira geração fundamentalmente analisa as crises afirmando que elas se originam do fato de que a empresa local toma empréstimos em uma moeda diferente da que utiliza em suas transações (captação externa), o que se torna um grande problema no momento em que restrições ao crédito externo surgem. “Em condições de uma ‘parada súbita’ do crédito

externo, impõe-se uma desvalorização real para que a transferência se efetue, a qual, dada a dolarização dos passivos, tende a agravar a crise financeira inicial". (BACHA 2003, p.147).

A crise mexicana de dezembro de 1994 trouxe como resultado uma desvalorização da moeda local em mais de 50%, decorrência de uma grande fuga de recursos. As conseqüências se estenderam para o ano seguinte, com uma inflação de mais de 50%, queda do PIB superior a 5%, além da crise financeira em que o país mergulhou (AVERBUG E GIAMBIAGI 2000). Ela contagiou os principais mercados emergentes, mas, segundo Almeida (2000), seu efeito não foi tão grande quanto as outras crises que a sucederam nos anos seguintes.

Segue então um período de relativa tranqüilidade, com um aumento excessivo de recursos (crédito) alavancando o sistema financeiro internacional, o que fez com que as futuras crises tivessem um efeito maior do que a anterior.

Em 1997 na Tailândia houve uma forte fuga de capitais liderada pelos fundos de pensão, em função da desconfiança dos investidores com relação à capacidade do governo promover as reformas econômicas que o país necessitava. Isto acabou provocando uma enorme pressão sobre a moeda local e se alastrando pelos principais mercados asiáticos como Coréia do Sul, Indonésia e Malásia.

Averbug e Giambiagi (2000) citam como denominador comum da crise asiática uma combinação de i) os investimentos (elevados) eram alimentados pelo crescente endividamento dos agentes econômicos; ii) alavancagem dos bancos elevada; iii) não havia uma supervisão bancária eficiente; e finalmente, iv) taxas de câmbio fixas, com altos déficits em conta corrente. Em outras palavras, tratou-se de uma crise monetária e financeira ao mesmo tempo.

Para Pilbeam (2001), a magnitude da crise não pode ser explicada pela deterioração dos fundamentos macroeconômicos da região, mas sim pelos fluxos de capitais especulativos, que criou uma bolha no mercado de ativos, expondo os bancos locais a riscos elevados e com o

estouro da bolha a inevitável crise. Além disso, a crise asiática foi predominantemente uma crise financeira causada pela excessiva expansão creditícia financiada pelo capital externo.

Inauguraram-se assim, os chamados modelos de terceira geração.

Esta crise eclodiu em países com sólidos fundamentos fiscais e monetários e, assim, não poderia ser explicada a partir dos modelos de primeira geração. Igualmente, as autoridades monetárias desta região não enfrentavam um dilema da política decorrente da incompatibilidade do regime de câmbio fixo com os fundamentos macroeconômicos “ampliados” dos modelos de segunda geração, desenvolvidos pós-crise do SME, como um alto nível de desemprego e um estoque elevado de dívida pública de curto prazo. Pelo contrário, os países do sudeste asiático eram aclamados pela sua extraordinária capacidade de combinar fundamentos macroeconômicos estáveis com um elevado crescimento, sustentado por mais de duas décadas. (PRATES 2005, p.372).

Entre agosto e setembro de 1998 foi a vez da Rússia iniciar um processo de crise que também contagiaria os mercados financeiros globais, principalmente os emergentes como o Brasil, que viu seu risco país aumentando e tendo sua taxa básica de juros elevada para 50%. A crise russa ocorreu em função dos grandes déficits e da sinalização por parte do G7 em não ajudar aquele governo.

Finalmente chegou a vez de o Brasil conduzir o mercado internacional a uma situação de incerteza. Em 1999 a moeda brasileira foi desvalorizada, mudando o regime cambial que antes seguia bandas de desvalorização para o flutuante. Esta mudança cambial provocou um *overshooting* que levou a taxa de R\$/US\$ 1,21 em janeiro para R\$/US\$ 2,16 no início de março.

Entre 2001 e 2002 ocorreu a mais recente crise em um mercado emergente. Trata-se da crise Argentina, que em função de altas taxas de juros sobre os empréstimos conduziram aquele país a suspender os pagamentos dos seus débitos externos (KRUGMAN e OBSTFELD, 2003). O resultado foi um caos econômico e político, resultado de medidas adotadas por parte dos *policy makers*. Felizmente os seus efeitos não chegaram a abalar os demais mercados emergentes via contágio, restringindo-se localmente e regionalmente.

Em uma perspectiva pós-keynesiana, Alves, Ferrari e Paula (2004) mostram que ataques especulativos e contra a moeda local resultam de: i) a forma operacional em que os mercados financeiros trabalham em um mundo globalizado, e ii) a dissolução de um contexto de normalidade e a deterioração das expectativas dos agentes neste contexto. Com isso, se não existir uma instituição forte que previna a volatilidade dos mercados financeiro e de capital (por causa da liberalização financeira e dos mercados de câmbio nas economias emergentes nos anos 80 e 90), os especuladores manipulam uma grande quantidade de moeda local e como resultado um ataque especulativo pode ocorrer.

Portanto, nos últimos anos houve um grande avanço nos estudos sobre séries temporais de retornos de ativos financeiros, especialmente sobre causalidade entre os retornos de mercados de ativos. Para tanto, vários modelos vêm sendo utilizados, principalmente os da família ARCH/GARCH na forma univariada e multivariada.

No entanto, como sugere McAleer e Oxley (2002, p. 242), muitas questões continuam em aberto e merecem reflexão, tais como i) qual modelo teórico deve ser escolhido e por quê; ii) quais as restrições que devem ser impostadas ou testadas; iii) que hipóteses testar e por quê; iv) que método de estimação utilizar; v) quais as propriedades teóricas do método de estimação utilizado; vi) quais *softwares* estatísticos e econométricos serão utilizados e qual a sua eficiência ou precisão.

Não faz parte do objeto central deste estudo abordar estas questões em sua íntegra, mas não há como escapar de algumas delas. Ao longo do texto é possível observar que por si só elas se impõem e abrem espaço para outras questões, as quais permitem que haja um campo fértil para que os estudos nesta área continuem se desenvolvendo por um bom tempo.

3 AS MUDANÇAS DO COMPORTAMENTO DA VOLATILIDADE CONDICIONAL DO RETORNO DAS AÇÕES

A competitividade internacional das empresas locais é fortemente influenciada pelo movimento da cotação da taxa de câmbio, o que, em última análise acaba se refletindo na formação dos preços das ações destas companhias. Partindo deste princípio, nesta seção buscou-se identificar o que determina as mudanças na direção do comportamento da volatilidade condicional do retorno do mercado de ações, e se há assimetrias nas respostas a impulsos positivos e/ou negativos na variância condicional destes mercados.

A hipótese que se buscou testar é a de que mudanças no comportamento da volatilidade condicional do retorno das ações devem-se a mudanças na direção da variância condicional do retorno de outros mercados de ativos (como o câmbio), e de outros mercados de ações dentro de uma estrutura regional e global, e que os mercados respondem de forma diferenciada aos choques positivos e negativos.

3.1 APLICAÇÃO DOS MODELOS EGARCH

Para esta primeira análise, utilizaram-se dados diários de retornos dos mercados de ações dos EUA (Dow Jones), Brasil (Ibovespa), México (IPC), Hong Kong (Hang Seng), Japão (Nikkei 225), Reino Unido (FTSE 100), e dados diários de retorno das respectivas taxas de câmbio de cada país, de dezembro de 1994 a dezembro de 2006, num total de 3.151 observações.

Os gráficos 3.1.1 e 3.1.2 sinalizam a presença de diferentes regimes de volatilidade nas séries de dados dos retornos dos mercados de ações e câmbio, o que justifica a utilização de modelos da família (G)ARCH, pois eles são capazes de capturar estas formações de *clusters*, ou seja, são modelos de heteroscedasticidade condicional.

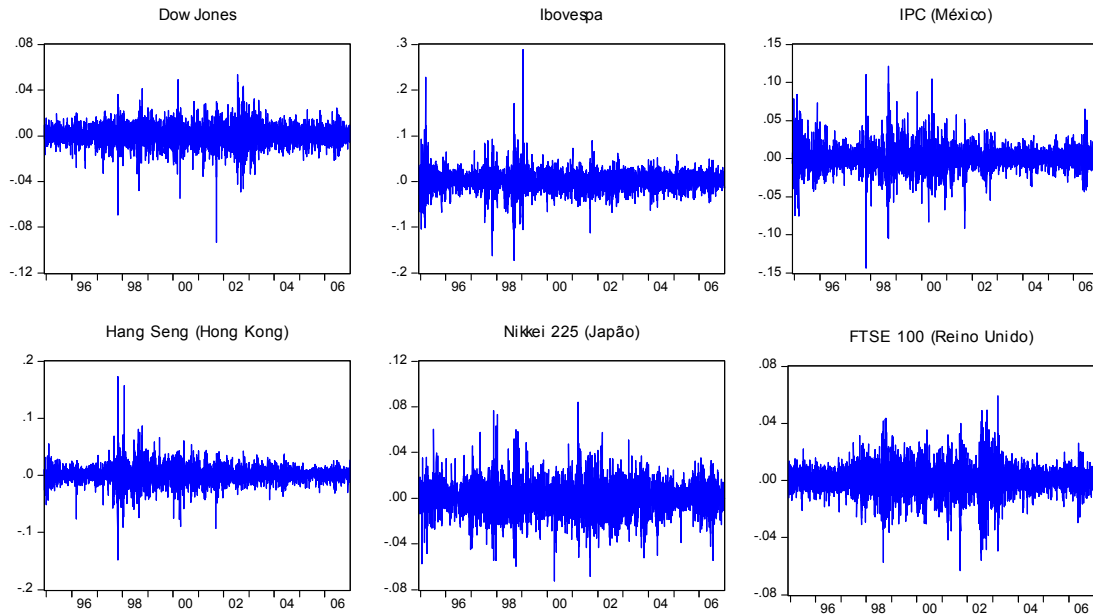


Gráfico 3.1.1 – Distribuição das séries dos retornos das bolsas de valores dos países selecionados. Dez/1994 até dez/2006.

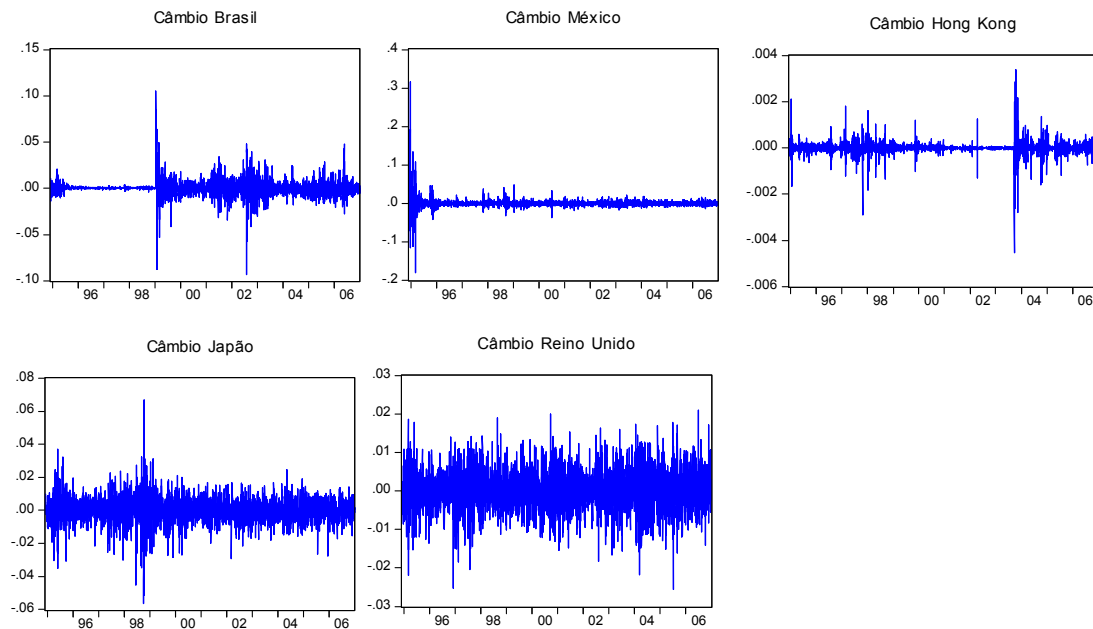


Gráfico 3.1.2 – Distribuição das séries dos retornos dos mercados de câmbio dos países selecionados. Dez/1994 até dez/2006.

A utilização dos modelos de heteroscedasticidade condicional é reforçada pela análise dos dados das tabelas 3.1.1 e 3.1.2, que apresentam as estatísticas descritivas dos dados utilizados na amostra.

Tabela 3.1.1 – Estatísticas descritivas do retorno diário dos mercados de ações dos países selecionados, dez 1994 a dez 2006.

	Dow Jones	Ibovespa	IPC (México)	Hang Seng (Hong Kong)	Nikkei 225 (Japão)	FTSE 100 (Reino Unido)
Média	0.000381	0.000712	0.000746	0.000274	-3.13E-05	0.000227
Mediana	0.000434	0.001213	0.000784	0.000382	-5.51E-05	0.000490
Máximo	0.053455	0.288325	0.121536	0.172470	0.084013	0.059038
Mínimo	-0.093182	-0.172082	-0.143145	-0.147346	-0.072340	-0.063233
Desv. Pad.	0.009940	0.024187	0.017131	0.016513	0.014524	0.010750
Assimetria	-0.429759	0.556031	0.052083	0.173737	0.069638	-0.193313
Curtose	8.274625	16.03304	9.719397	14.68863	5.243743	6.279862
Jarque-Bera	3749.748	22463.58	5929.282	17953.46	663.5192	1431.995
Probabilidade	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Soma	1.201846	2.244222	2.351402	0.862075	-0.098766	0.716173
Soma dos desvios quadrados	0.311214	1.842736	0.924467	0.858930	0.664473	0.364034
Observações	3151	3151	3151	3151	3151	3151

O excesso de curtose, o coeficiente de assimetria e a estatística Jarque-Bera indicam que as séries de dados seguem uma distribuição com caudas mais pesadas do que as da distribuição normal, o que torna natural a utilização dos modelos de heteroscedasticidade condicional.

Tabela 3.1.2 – Estatísticas descritivas do retorno diário dos mercados de câmbio dos países selecionados dez 1994 a dez 2006.

	Hong Kong	Japão	México	Reino Unido	Brasil
Média	1.74E-06	5.72E-05	0.000363	7.12E-05	0.000293
Mediana	0.000000	0.000184	-8.94E-05	0.000000	0.000197
Máximo	0.003387	0.066955	0.315879	0.020930	0.105292
Mínimo	-0.004522	-0.056302	-0.179693	-0.025589	-0.093593
Desv. Pad.	0.000271	0.007418	0.011814	0.005144	0.008627
Assimetria	-1.708511	-0.322187	7.210885	-0.065513	0.527688
Curtose	59.75146	9.526649	225.5436	4.292940	26.75504
Jarque-Bera	424387.8	5647.165	6529610.	221.7336	74234.40
Probabilidade	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Soma	0.005493	0.180139	1.144075	0.224216	0.924745
Soma dos quadrados dos desvios	0.000231	0.173331	0.439642	0.083356	0.234441
Observações	3151	3151	3151	3151	3151

Com isso, utilizou-se primeiramente dos modelos ARMA que melhor se ajustaram aos dados e, posteriormente, com os modelos EGARCH, procurou-se medir a resposta da volatilidade

a choques positivos e negativos na variância condicional do retorno dos mercados de ações. Os resultados encontram-se na tabela 3.1.3.

A equação da média foi omitida na tabela, e é o resultado da estimação da equação (1.3.1.2), que representa o processo gerador das séries de tempo de retornos dos respectivos mercados de ações¹⁷. As inovações produzidas por cada modelo ARMA não apresentaram problemas de correlação serial, porém, apresentaram problemas de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva no teste de Multiplicador de Lagrange dado pela equação (1.3.3.1). Com isso, aplicou-se o modelo EGARCH mais parcimonioso de acordo com os seguintes critérios:

- i) O menor valor dado pelo critério de seleção de Schwarz;
- ii) O menor valor da soma dos quadrados dos resíduos;
- iii) O maior valor do logaritmo de verossimilhança;
- iv) O fato de o modelo ter superado o problema da heteroscedasticidade condicional auto-regressiva;
- v) E por não haver problemas de correlação serial verificadas pela estatística Q de Box-Pierce.

Pode-se perceber que, dado $h_{i,t-j}$, uma queda de uma unidade em $\varepsilon_{i,t-j}$ produzirá uma mudança no logaritmo da variância condicional mais forte no FTSE 100 (Reino Unido) em 0,2028 e menor no IPC (México) em 0,0257. O Hang Seng (Hong Kong), Dow Jones e Nikkei 225 (Japão) apresentam valores muito próximos, 0,1711, 0,1832 e 0,1917 respectivamente, enquanto para o Ibovespa o valor é de 0,0666, ou seja, mais próximo do IPC do que do FTSE 100.

¹⁷ Para o resultado completo que inclui a equação da média ver anexo I.

Tabela 3.1.3 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para os mercados de ações dos países selecionados de dez/1994 a dez/2006.

Parâmetros	Hang Seng (Hong Kong)	FTSE 100 (Reino Unido)	Nikkei 225 (Japão)
ω	-0,1735 (-6,1699)*	-0,2042 (-7,3287)*	-0,2630 (-5,9120)*
$\frac{ \mathcal{E}_{t-1} }{h_{i,t-1}^{0,5}}$	0,1179 (7,2368)*	0,1124 (7,2982)*	0,1195 (6,8805)*
$\frac{\mathcal{E}_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0532 (-5,4105)*	-0,0904 (-8,7551)*	-0,0722 (-6,9522)*
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9901 (398,7459)*	0,9878 (414,7435)*	0,9801 (218,2626)*
Distribuição	GED	t	t
Soma dos quadrados dos resíduos	0,8590	0,3616	0,6559
Critério de seleção de Schwarz	-5,8028	-6,5861	-5,7808
Log de verossimilhança	9166,4253	10412,6905	9135,9176
Parâmetros	IPC (México)	Ibovespa	Dow Jones
ω	-0,0234 (-9,3343)*	-0,0905 (-2,4048)**	-0,2453 (-7,4321)*
$\frac{ \mathcal{E}_{t-1} }{h_{i,t-1}^{0,5}}$	0,2822 (9,6031)*	0,1283 (2,8793)*	0,0948 (6,8833)*
$\frac{ \mathcal{E}_{t-2} }{h_{i,t-2}^{0,5}}$	-0,2647 (-9,0401)*	0,0065 (0,0804)	
$\frac{ \mathcal{E}_{t-3} }{h_{i,t-3}^{0,5}}$		-0,0865 (-2,1005)**	
$\frac{\mathcal{E}_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,1678 (-8,3565)*	-0,1713 (-6,3204)*	-0,0884 (-9,1753)*
$\frac{\mathcal{E}_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$	0,1596 (7,9754)*	0,1177 (2,1897)**	
$\frac{\mathcal{E}_{t-3}}{h_{i,t-3}^{0,5}}$		0,0353 (1,0957)	
$\ln(h_{i,t-1})$	1,8106 (1730,3487)*	1,6403 (14,6375)*	0,9819 (313,3216)*
$\ln(h_{i,t-2})$	-0,8117 (-755,4702)*	-0,6470 (-5,9085)*	
Distribuição	GED	GED	GED
Soma dos quadrados dos resíduos	0,9304	1,8399	0,3107
Critério de seleção de Schwarz	-5,6519	-4,9745	-6,6146
Log de verossimilhança	8946,0385	7888,7359	10450,1798

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com $\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses a estatística τ . *, **, *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Equação da variância estimada:

$$\ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{i,t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{i,t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

Visto de outra forma, os resultados apontam para uma sensibilidade maior por parte dos asiáticos e países industrializados a notícias ruins (choques negativos) do que os latino americanos. Ou seja, é possível observar a existência de *leverage effect* nos coeficientes estimados do modelo EGARCH. Isso significa que tanto os choques positivos quanto os negativos levam a um aumento na variância condicional, mas o aumento é maior quando os choques são negativos comparativamente aos positivos (*leverage effect*).

Da mesma forma, a resposta à um aumento de uma unidade de $\varepsilon_{i,t-j}$ irá produzir um impacto no logaritmo da variância condicional maior no Hang Seng (Hong Kong) em 0,0647, e menor no Dow Jones em 0,0064. As mudanças serão muito próximas para FTSE 100 (Reino Unido), Ibovespa e Japão, em 0,0220, 0,0302 e 0,0472 respectivamente e para o IPC (México) em 0,0093.

Portanto, notícias boas produzem uma mudança menor na volatilidade condicional do retorno dos mercados de ações destes países do que notícias ruins, ao mesmo tempo em que as mudanças têm intensidades diferentes por grupo de países. Enquanto os latinos respondem em intensidade menor às notícias ruins, não se pode fazer esta mesma separação no caso de notícias boas. Isto mostra que os investidores são mais sensíveis aos acontecimentos negativos nos mercados asiáticos (onde os efeitos das crises dos anos noventa foram mais forte) e nos industrializados (possivelmente em função do efeito contágio) do que nos latinos (neste caso Brasil e México apresentam fundamentos econômicos mais sólidos do que os seus vizinhos).

Os resultados da estimação dos modelos EGARCH para o mercado de câmbio estão na tabela 3.1.4¹⁸. Os critérios de seleção são os mesmos para os modelos dos mercados de ações.

Tabela 3.1.4 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para o mercado de câmbio dos países selecionados de dez/1994 a dez/2006.

Parâmetros	Reino Unido	Japão	Hong Kong	Brasil	México
ω	-0,4461 (-4,1104)*	-0,1074 (-2,5029)**	-0,1394 (-4,5722)*	-0,0962 (-9,9855)*	-0,0336 (-8,6826)*
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	0,1210 (6,0677)*	0,1774 (4,8458)*	0,6285 (11,0482)*	0,1012 (13,1823)*	0,3726 (11,3464)*
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$		-0,1345 (-3,5353)*	-0,5366 (-10,6929)*		-0,3536 (-10,6531)*
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0031 (-0,2702)	-0,1177 (-4,3740)*	-0,0224 (-0,7358)	-0,0302 (-3,8387)*	0,1259 (5,2189)*
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$		0,1152 (4,4584)*	0,0030 (0,0977)		-0,1170 (-4,8847)*
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9665 (103,0301)*	1,5788 (12,2291)*	1,5705 (28,7584)*	0,9980 (1699,3015)*	1,7914 (228,5261)*
$\ln(h_{i,t-2})$		-0,5863 (-4,6353)*	-0,5754 (-10,7131)*		-0,7932 (-98,6211)*
Distribuição	GED	GED	t	t	t
Soma dos quadrados dos resíduos	0,0830	0,1718	0,0002	0,2318	0,4271
Critério de seleção de Schwarz	-7,7711	-7,1947	-15,2628	-8,3099	-7,6712
Log de verossimilhança	12271,5774	11371,9716	24086,7699	13116,1249	12126,4771

Notas: ver tabela 3.1.3.

Nota-se que, dado $h_{i,t-j}$, uma queda de uma unidade em $\varepsilon_{i,t-j}$ produz uma mudança no logaritmo da variância condicional mais forte no mercado de câmbio do Brasil em 0,1314 e menor no México em 0,0101. Nos demais países o impacto é de 0,0454 para Japão, 0,1241 para Reino Unido e 0,1113 para Hong Kong.

A resposta à um aumento de uma unidade de $\varepsilon_{i,t-j}$ produz um impacto no logaritmo da variância condicional do mercado de câmbio maior no Reino Unido em 0,1179, e menor no México em 0,0278. Nos demais países a resposta é de 0,0404 para o Japão, 0,0710 para o Brasil e 0,0724 para Hong Kong.

¹⁸ Para o resultado completo que inclui a equação da média ver anexo I.

As mudanças proporcionadas por notícias boas são maiores do que as proporcionadas por notícias ruins no caso do México (não há *leverage effect*), enquanto que nos demais países o impacto é menor. Brasil, Hong Kong e México adotaram regimes de câmbio fixo nos anos noventa, o que significa que os resultados devem ser analisados com cuidado para estes países.

Com relação à persistência na variância condicional, tanto as séries de retorno dos mercados de ações quanto de câmbio apresentaram alta persistência, com coeficientes acima de 0,96. Este resultado está de acordo com o que se esperava porque esta é uma das características mais marcantes das séries temporais de retornos de ativos financeiros, como pode ser visto em Tsay (2002, p.81).

Portanto, há um comportamento assimétrico evidenciado pela significância dos coeficientes do modelo EGARCH, apontando para respostas diferentes aos impulsos promovidos por eventos ou notícias positivas e/ou negativas. Contudo, ainda não se pode afirmar que estes fatores isoladamente determinam as causas dos movimentos na volatilidade condicional do retorno dos mercados de ações ou câmbio. É necessário identificar a estrutura ou a forma como estes mercados estão relacionados entre si, e verificar se é possível prever o comportamento de um mercado através do movimento do outro.

3.2 TESTANDO AS RELAÇÕES ENTRE A VARIÂNCIA CONDICIONAL DO RETORNO DO MERCADO DE AÇÕES E DE CÂMBIO

Para determinar quais as causas das mudanças na direção do comportamento da volatilidade condicional do retorno dos mercados de ações e câmbio foi utilizado o procedimento descrito em Kleinschmidt e Meurer (2007), que consiste em utilizar testes de causalidade aplicados às séries de variância condicional dos dois mercados.

Esta análise é feita em três estágios, sendo que no primeiro as séries de variância condicional são geradas através dos modelos EGARCH estimados na seção anterior, no segundo é aplicado o teste de causalidade de Granger, cuja defasagem ótima é obtida pela estimação de um VAR (Auto Regressão Vetorial). Na terceira etapa utilizam-se gráficos de função de resposta a impulso a fim de verificar a intensidade com que se dão as respostas ao choque de um desvio padrão nas inovações produzidas pelos modelos VAR aplicados às séries de variância condicional de um determinado mercado (de ações ou câmbio).

Os gráficos 3.2.1 e 3.2.2 apresentam as séries de variância condicional geradas a partir dos modelos EGARCH estimados anteriormente. Os picos apresentados nos gráficos referem-se a períodos de incerteza ocasionados pelas crises dos anos noventa.

Os mercados de um modo geral parecem acompanhar as mudanças ocorridas em outro como, por exemplo, Dow Jones e FTSE 100 (Reino Unido), IPC (México) e Ibovespa e Hang Seng (Hong Kong) e Nikkei 225 (Japão), que apresentam variações semelhantes. Ou seja, as variâncias condicionais dos pares de mercados de cada região caminham juntas, porém, não está claro qual deles precede o outro.

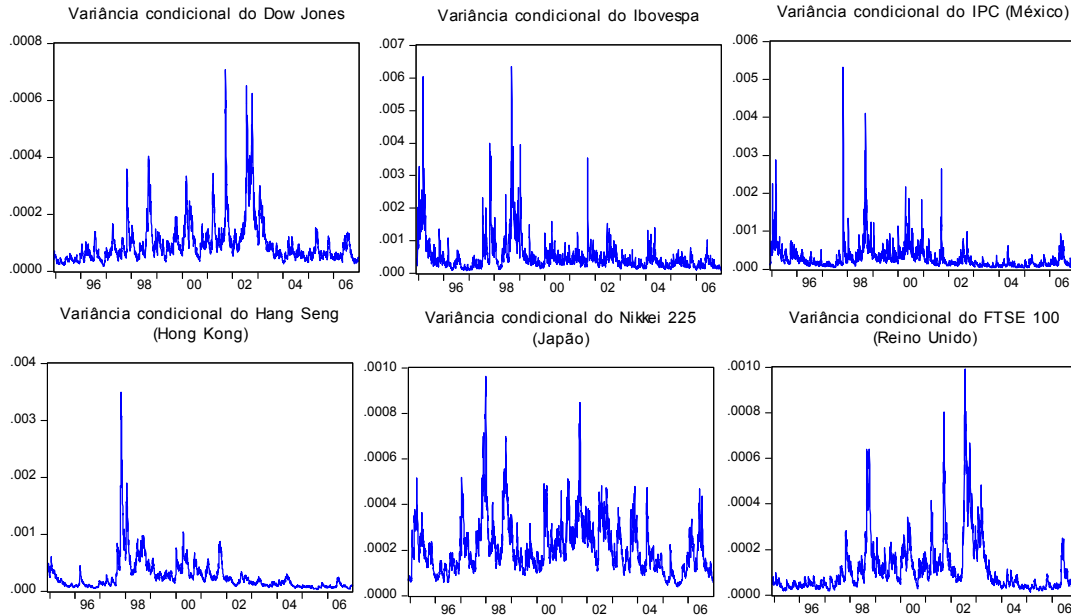


Gráfico 3.2.1 – Variância condicional do retorno dos mercados de ações dos países selecionados, dez/1994 a dez/2006.

Quanto ao mercado de câmbio o que se percebe é que não é possível estabelecer uma análise válida com Hong Kong, Brasil e México, em função dos regimes de câmbio que estes países adotaram no período de análise. Com isso, apenas Japão e Reino Unido é que são analisados, e que claramente não apresentam um comportamento semelhante.

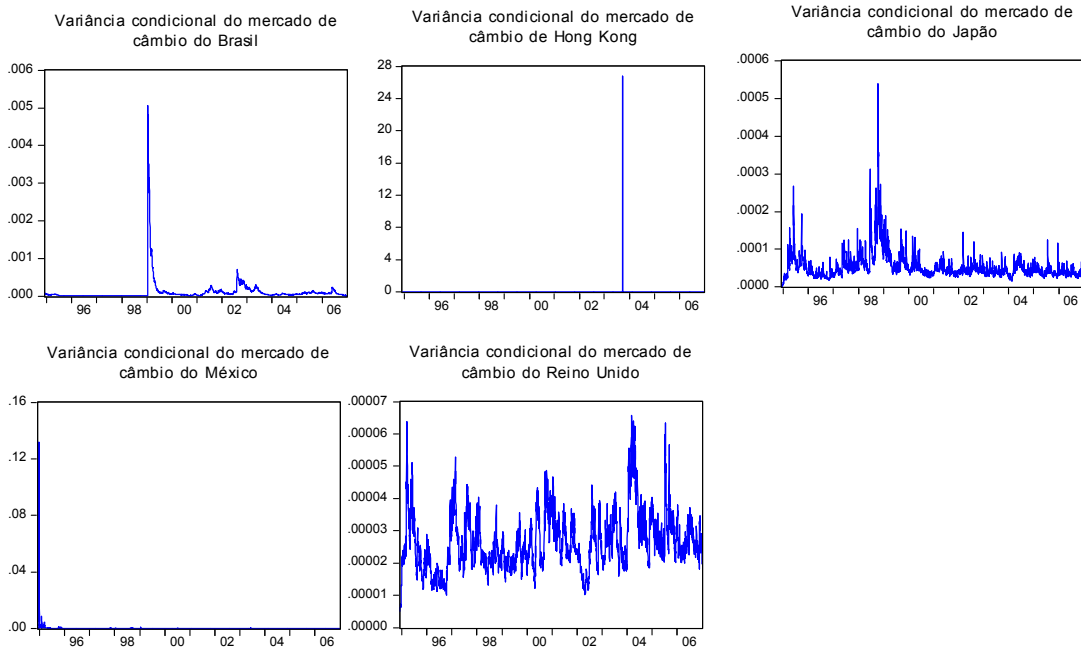


Gráfico 3.2.2 – Variância condicional do retorno dos mercados de câmbio dos países selecionados, dez/1994 a dez/2006.

Para confirmar as relações apresentadas pelos gráficos, primeiramente foi aplicado o teste de causalidade de Granger (1969) par a par.

Segundo Granger (1969, p.428), a causalidade ou a não causalidade parte do princípio de que o futuro não pode causar o presente nem o passado. Quando o passado causa o presente ou o futuro é chamada de causalidade estrita, e somente em processos estocásticos é possível se estabelecer uma relação de causalidade (Granger e Newbold, 1977, p. 225).

Então, supondo duas séries de variância condicional de dois ativos $\{h_{1,t}\}$ e $\{h_{2,t}\}$, geradas a partir dos modelos EGARCH, se $\{h_{1,t}\}$ causa no sentido de Granger $\{h_{2,t}\}$, então mudanças em $\{h_{2,t}\}$ devem ser precedidas por mudanças em $\{h_{1,t}\}$.

O teste consiste na estimação das seguintes regressões:

$$\begin{aligned}
 h_{1,t} &= \sum_{j=1}^m a_j h_{1,t-j} + \sum_{j=1}^m b_j h_{2,t-j} + \varepsilon_t \\
 h_{2,t} &= \sum_{j=1}^m c_j h_{1,t-j} + \sum_{j=1}^m d_j h_{2,t-j} + \eta_t
 \end{aligned}
 \tag{3.2.1}$$

Onde $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0 = E[\eta_t \eta_s] = 0$ para todo t, s . Para que $\{h_{2,t}\}$ cause $\{h_{1,t}\}$, é necessário que $b_j \neq 0$. Da mesma forma, $\{h_{1,t}\}$ causará $\{h_{2,t}\}$ se $c_j \neq 0$. Uma relação é dita bidirecional ou de *feedback* se ocorrer ambos os casos, ou seja, b_j e $c_j \neq 0$ (Granger, 1969, p. 431).

O teste de Granger apresenta alguns problemas como sensibilidade a defasagens, a necessidade das séries serem estacionárias e o fato de que a direção da causalidade pode variar de acordo com o período estudado (Ramasamy e Yeung 2005).

Tabela 3.2.1 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações regionais, dez/1994 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{IPC,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Ibov,t}$	6	3143	18,8668	0,0000
$h_{Ibov,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{IPC,t}$	6	3143	12,6238	0,0000
$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HangSeng,t}$	4	3147	5,1628	0,0004
$h_{HangSeng,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	4	3147	4,9139	0,0006
$h_{FTSE,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	3145	32,3450	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{FTSE,t}$	5	3145	59,7858	0,0000

A tabela 3.2.1 apresenta o resultado do teste de causalidade no sentido de Granger para o período de dez/1994 a dez/2006, aplicado às séries de variância condicional geradas a partir dos modelos EGARCH par-a-par e regionalmente. Estes resultados confirmam o que se pode verificar visualmente no gráfico 3.2.1, ou seja, os mercados de cada região influenciam uns aos outros na variância condicional em uma relação bidirecional de causalidade.

Dado a sensibilidade a defasagens apresentada pelo teste de Granger, além de utilizar as defasagens ótimas apresentadas pelo VAR, optou-se em utilizar dois números arbitrários de

defasagens. Então, aplicou-se novamente o teste com cinco e dez defasagens, o que significa uma e duas semanas de negociações, cujos resultados estão disponíveis na tabela A 2.1, no anexo 2. Os resultados confirmam o que foi encontrado na tabela 3.2.1, ou seja, todas as relações são bidirecionais.

Um outro teste foi empregado para saber se a variância condicional do mercado internacional de ações pode causar no sentido de Granger as mudanças que ocorrem nos demais mercados. Como uma *proxy* para o mercado internacional utilizou-se a variância condicional do Dow Jones como sugere Phylaktis e Ravazzolo (2005).

Os resultados estão na tabela 3.2.2.

Tabela 3.2.2 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações e o mercado internacional, dez/1994 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Ibov,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	6	3143	5,6734	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Ibov,t}$	6	3143	3,1899	0,0040
$h_{IPC,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	4	3146	3,7409	0,0048
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{IPC,t}$	4	3146	3,6137	0,0061
$h_{HangSeng,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	4	3146	8,9800	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HangSeng,t}$	4	3146	43,1976	0,0000
$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	2	3148	1,9098	0,1483
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	2	3148	61,5744	0,0000

A única série que não apresentou uma relação de causalidade bidirecional significativa com o Dow Jones foi o Nikkei (Japão), apresentando uma relação unidirecional do mercado americano para o japonês na variância condicional. Porém, quando incluídas cinco ou dez defasagens as relações são bidirecionais para todos os mercados (tabela A 2.2 do anexo 2). Isto se deve ao fato de que as séries de variância condicional são altamente persistentes, e choques na variância mantêm esta característica de persistência conforme pode ser observado pelos gráficos

de função de resposta a impulsos (ver gráficos 3.2.3 e 3.2.4). Aliado a isso há ainda a sensibilidade a defasagens do teste de Granger que faz com que os resultados mudem com o aumento de defasagens.¹⁹

Isto significa que o Dow Jones pode servir como *proxy* para o mercado internacional de ações, e que este mercado além de influenciar as mudanças que ocorrem em outros mercados também é influenciado por eles. Desta forma, o mercado internacional de ações não deve ser ignorado na estimação dos modelos, como pode ser visto nas seções seguintes cujos resultados estão em linha com a literatura, como por exemplo o trabalho de Phylaktis e Ravazzolo (2005).

Para reforçar a idéia de que a variância condicional destes mercados é influenciada por choques produzidos pela variância condicional de outro mercado de ativos, gerou-se gráficos de função de resposta a impulso a partir de modelos VAR, cujos resultados estão sintetizados no gráfico 3.2.3.

¹⁹ Ver Bollerslev, Chou e Kroner (1992, p.15) sobre persistência em séries de variância condicional de retorno de ativos financeiros.

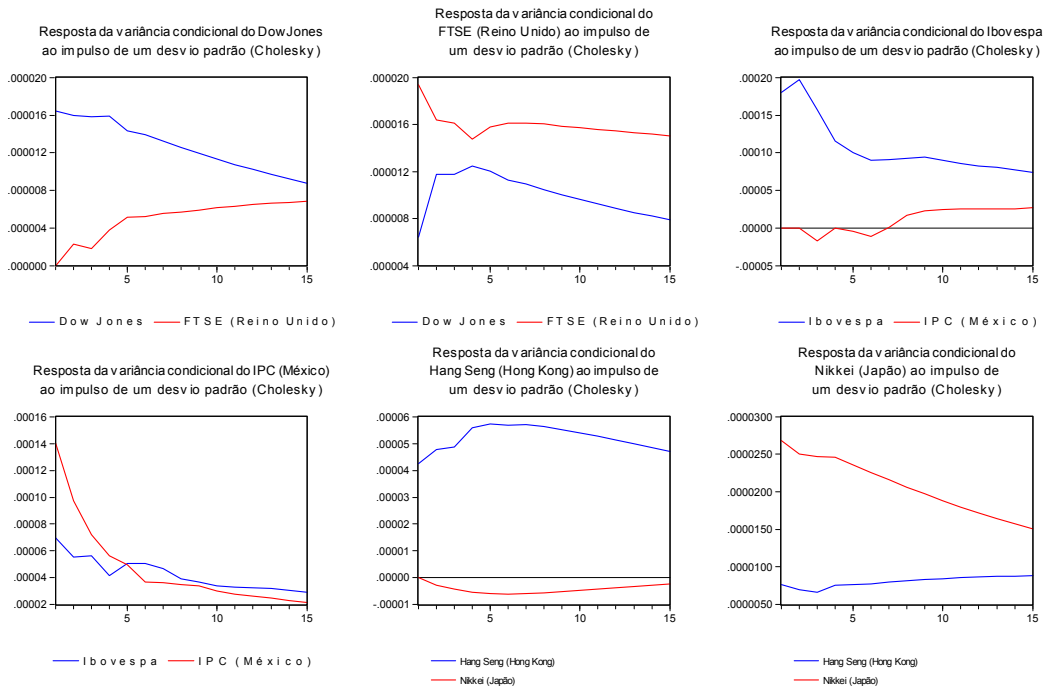


Gráfico 3.2.3 – Função de resposta ao impulso de um desvio padrão na variância condicional dos mercados de ações regionalmente, no período de dez/1994 a dez/2006.

Nota-se a alta persistência da resposta ao impulso gerada por choques nas inovações produzidas pelas séries de variância condicional dos mercados de ações, e que a convergência ao equilíbrio não chega a ser atingida mesmo após quinze períodos. Ou seja, dados choques de um desvio padrão nas inovações produzidas pelas séries de variância condicional, a resposta se traduz na forma de um deslocamento altamente persistente, cuja convergência à linha de origem não pode ser observado pelo gráfico mesmo após 15 períodos.

O gráfico 3.2.4 apresenta a resposta ao impulso nas inovações produzidas pelos modelos VAR para testar as relações entre o Dow Jones e os demais mercados. Nota-se que a resposta do Dow Jones ao Nikkei (Japão) é explosiva, apesar de não ter sido encontrado uma relação estatisticamente significativa pelo teste de Granger. Um impulso de um desvio padrão do Nikkei tende a não convergir para o equilíbrio após quinze períodos. Os demais mostram uma reação

semelhante, no sentido de que podem atingir a convergência à linha de origem em um prazo maior do que o apresentado no gráfico.

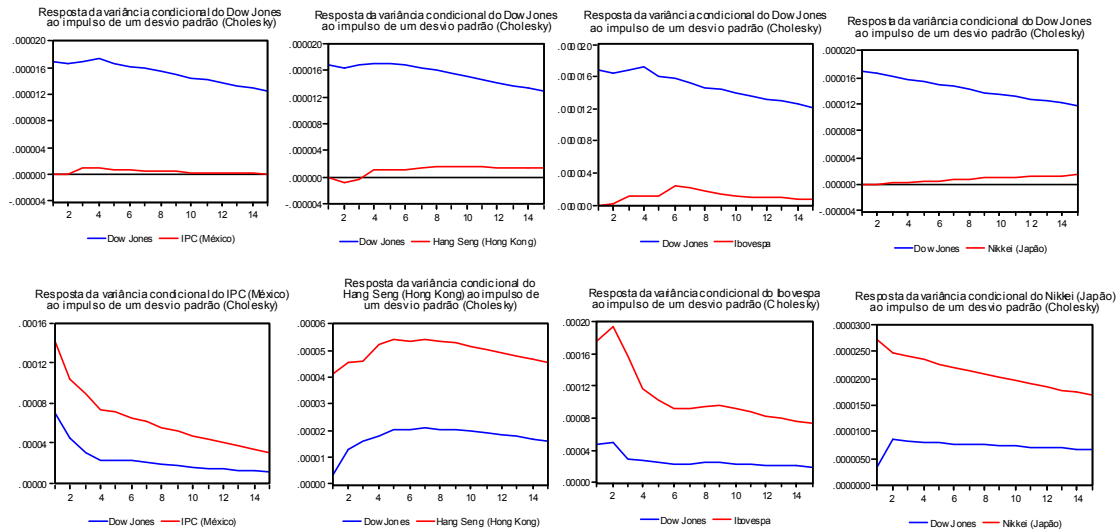


Gráfico 3.2.4 – Resposta do Dow Jones ao impulso gerado pelos demais mercados de ações, no período de dez/1994 a dez/2006.

Um último teste ainda é empregado para verificar se a variância condicional dos mercados de câmbio é capazes de influenciar o comportamento da variância condicional dos mercados de ações. Como os regimes diferenciados de câmbio adotados pelos países da amostra não permitem que seja aplicado o teste em todos os países, optou-se em aplicar apenas para Reino Unido e Japão.

A tabela 3.2.3 e o gráfico 3.2.5 apresentam os resultados dos testes.

Tabela 3.2.3 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações e câmbio, para o período de dez/1994 a dez/2006.

Hipótese Nula		Defasagens	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{FTSE,t}$	não causa no sentido de Granger $h_{Câmbio,t}^{\text{Reino Unido}}$	1	3150	0,9614	0,3269
$h_{Câmbio,t}^{\text{Reino Unido}}$	não causa no sentido de Granger $h_{FTSE,t}$	1	3150	5,2559	0,0219
$h_{Nikkei,t}$	não causa no sentido de Granger $h_{Câmbio,t}^{\text{Japão}}$	3	3147	9,1956	0,0000
$h_{Câmbio,t}^{\text{Japão}}$	não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	3	3147	10,5403	0,0000

Existe uma relação bidirecional entre a variância condicional dos mercados de câmbio e ações do Japão, mas o mesmo não ocorre no Reino Unido. A variância condicional do câmbio do Reino Unido não é significativa para causar o FTSE com até 2,19% de significância estatística.

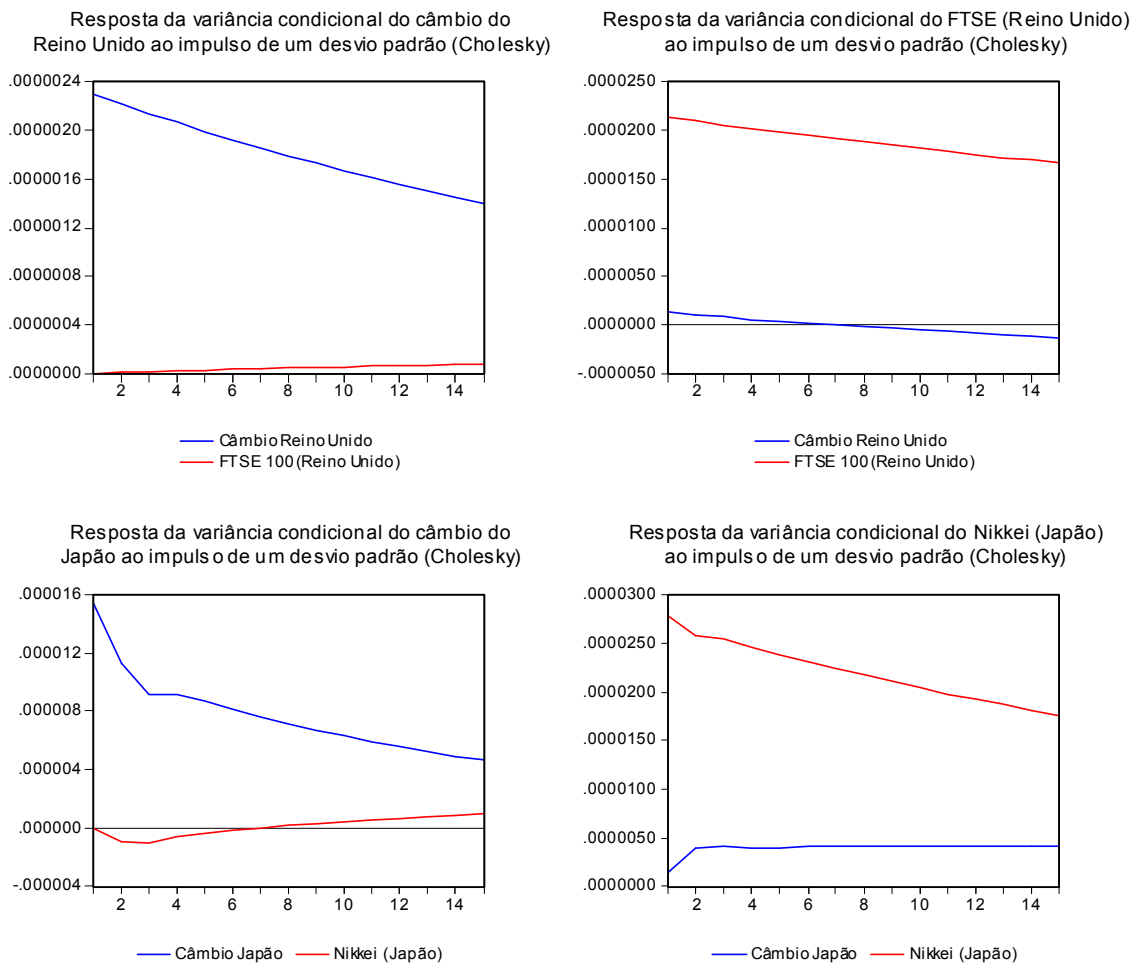


Gráfico 3.2.5 – Resposta ao impulso de um desvio padrão entre os mercados de ações e câmbio, para o período de dez/1994 a dez/2006.

Se o número de defasagens aumentar para cinco e dez, nota-se que a não significância se mantém para o caso do Reino Unido, e a significância também se mantém no caso do Japão, confirmando os resultados obtidos com as defasagens ótimas indicadas pelo VAR (ver tabela A 2.3).

Não há convergência ao equilíbrio da resposta do FTSE 100 (Reino Unido) ao impulso de um desvio padrão do câmbio do Reino Unido considerando quinze períodos, e nem o contrário. Resultado semelhante é observado no caso japonês.

Portanto, neste trabalho não se pôde ser conclusivo à cerca de que a variância condicional do mercado de câmbio seja responsável por mudanças no comportamento da variância condicional do mercado de ações. Porém, há trabalhos que apontam para a existência de uma relação entre taxa de câmbio e preços de ações, como o de Tabak (2006) para o caso brasileiro; Phylaktis e Ravazzolo (2005) estudando as relações para os mercados de Hong Kong, Malásia, Singapura, Tailândia e Filipinas.

Um estudo sobre as ligações entre o preço das ações e a taxa de câmbio de países europeus pode ser encontrado em Stavárek (2004), que encontra uma relação forte em países membros da União Européia há mais tempo do que em países recém incorporados à comunidade. Além disso, as relações são unidirecionais partindo do preço das ações para a taxa de câmbio.

Além disso, outros eventos podem contribuir para que haja um deslocamento nas séries de volatilidade condicional, como por exemplo, as crises financeiras que serão tratadas como mais detalhes nas próximas seções. Ou ainda, outros ativos podem influenciar como pode ser visto no trabalho de Kleinschmidt e Meurer (2007), que aponta para a existência de uma relação de causalidade entre o EMBI, o câmbio e o Ibovespa na variância condicional, ou em Nunes, Costa JR. e Meurer (2005) que relaciona variáveis macroeconômicas com o mercado de ações.

O que fica claro é que as causas básicas das mudanças no comportamento da variância condicional dos mercados de ações e câmbio se devem a uma combinação de i) choques negativos com maior intensidade do que choques positivos, ii) a influência de cada mercado de ativos sobre o outro dentro de uma mesma região, e iii) o mercado internacional de ações, funcionando como um elo de ligação entre os demais mercados.

A questão sobre outros ativos fica ainda em aberto neste trabalho, podendo ser testada com o emprego não apenas do câmbio (em regime flutuante), mas também da taxa de juros sobre os títulos públicos, risco país e/ou outras variáveis macroeconômicas.

4. ANÁLISE DA INTERDEPENDÊNCIA ENTRE OS MERCADOS DE AÇÕES

Nesta seção buscou-se investigar a estrutura da interdependência entre os mercados de ações dos países emergentes e industrializados, determinando o fluxo de causalidade na variância entre eles.

Na atual dinâmica financeira global, os países emergentes possuem enorme importância, haja vista a integração cada vez maior entre os mercados mundiais e os altos retornos, associados aos riscos elevados, proporcionados por estes mercados. Então, o que se pretende abordar nesta seção é determinar como se dá a direção das relações de precedência entre a volatilidade dos retornos dos mercados de ações entre países emergentes em uma estrutura regional e global, e como o mercado mundial e os países industrializados são afetados na variância por mudanças na direção da volatilidade do retorno destes mercados.

A hipótese que se trabalha é a de que existe uma relação de *feedback* entre a volatilidade do retorno de ações em uma estrutura regional, uma relação unidirecional dos emergentes asiáticos para os emergentes da América Latina, e que ambos os grupos de mercados de ações devem apresentar uma relação de *feedback* com o mercado internacional e países industrializados na variância condicional.

4.1. ANÁLISE DOS DADOS, ESTIMAÇÃO DO MODELO E APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Dada a necessidade de ampliar a amostra, optou-se por trabalhar com dados diários de retornos de ações, iniciando em 03/07/1997 e terminando em 29/12/2006, para os seguintes países selecionados:

- i) América Latina
 - a. Argentina (Merval)
 - b. Brasil (Ibovespa)

- c. México (IPC)
- ii) Ásia
 - a. Coréia do Sul (Seoul Composite)
 - b. Hong Kong (Hang Seng)
 - c. Japão (Nikkei 225)
 - d. Taiwan (TWII)
- iii) Europa
 - a. Alemanha (DAX)
 - b. França (CAC 40)
 - c. Holanda (AEX)
 - d. Reino Unido (FTSE 100)
- iv) Estados Unidos (Dow Jones)

O Dow Jones foi incluído para representar o mercado internacional ou global de ações conforme sugerem Phylaktis e Ravazzolo (2005), evitando assim que a análise fique incompleta. Outros autores também utilizam este mercado como variável *proxy*, como Kleinschmidt e Meurer (2007), que não encontraram diferenças significativas em utilizar o Dow Jones ou o S&P 500 como variável *proxy* para o mercado internacional de ações.

O procedimento econométrico é o mesmo utilizado na seção anterior, onde se analisa primeiramente se as séries são estacionárias, estima-se um modelo ARMA que melhor descreve o fato gerador das séries de dados, aplica-se o teste LM para averiguar a existência de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva, e finalmente é estimado o modelo GARCH Exponencial que melhor se ajusta aos dados.

O gráfico 4.1.1 apresenta as séries de dados utilizados para análise.

Alguns pontos em comum chamam a atenção no gráfico. O primeiro é o fato de que os agrupamentos de volatilidade são comuns aos grupos de países e que estes agrupamentos ocorrem em maior ou menor intensidade entre eles refletindo a resposta aos choques decorrentes de fatores endógenos e exógenos aos mercados.

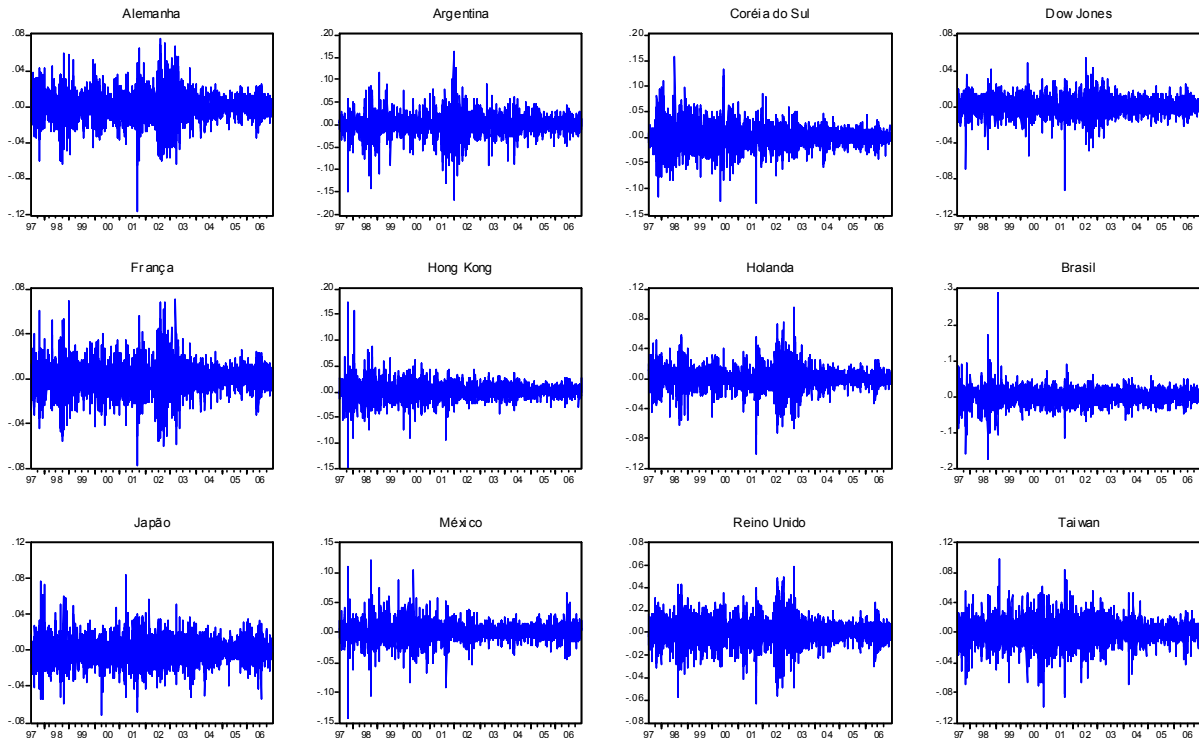


Gráfico 4.1.1 – Retorno dos mercados de ações para o período 03/07/1997 a 29/12/2006.

Os resultados das estimações dos modelos GARCH Exponencial foram separadas por região geográfica e encontram-se nas tabelas 4.1.1, 4.1.2 e 4.1.3²⁰.

Pode-se observar que, para o período considerado na amostra, no caso da América Latina (Tabela 4.1.1), o mercado de ações brasileiro é o que apresenta uma mudança menor a choques positivos e negativos na variância condicional. Um choque positivo tem um efeito de 0,0157 no logaritmo da variância condicional, enquanto que para um choque negativo este valor é de

²⁰ Para o resultado completo que inclui a equação da média ver anexo I.

0,0483. O México é quem apresenta as respostas maiores a choques, 0,1696 no caso de choques positivos (próximo da Argentina que é de 0,1624) e 0,7230 no caso de choques negativos.

Tabela 4.1.1 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para América Latina no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.

Parâmetros	Argentina	Brasil	México
ω	-0,4282 (-6,9391)*	-0,0617 (-2,2433)**	-0,9836 (-7,7515)*
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	0,2292 (10,0047)*	0,0751 (1,4117)	0,2251 (8,3535)*
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$		0,0932 (0,9614)	0,2212 (8,2433)*
$\frac{\varepsilon_{t-3}}{h_{i,t-3}^{0,5}}$		-0,1364 (-2,8517)*	
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0667 (-4,8323)*	-0,1777 (-5,8700)*	-0,1438 (-7,8225)*
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$		0,1331 (2,3363)**	-0,1328 (-7,0526)*
$\frac{\varepsilon_{t-3}}{h_{i,t-3}^{0,5}}$		0,0283 (0,8535)	
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9668 (137,9934)*	1,6979 (18,6051)*	-0,0257 (-1,1339)
$\ln(h_{i,t-2})$		-0,7025 (-7,8568)*	0,9507 (41,8412)*
Distribuição	GED	GED	GED
Soma dos quadrados dos resíduos	1,4551	1,4001	0,7168
Log de verossimilhança	6123,0044	6195,1136	7049,1625
Critério de seleção de Schwarz	-4,9163	-4,9620	-5,6593

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com

$\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses a estatística τ . *, ** e *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Equação da variância estimada:

$$\ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

Este resultado para o México é interessante em que pese o fato de que a amostra não captura os efeitos da crise mexicana do final de 1994, e, além disso, a persistência na volatilidade condicional é de 0,9250, enquanto para Argentina e Brasil é de 0,9668 e 0,9954 respectivamente.

Isso mostra que o México é mais sensível a choques na variância condicional, e, no entanto apresenta a menor persistência comparativamente aos outros dois países. Em contrapartida, o mercado de ações do Brasil apresenta os menores efeitos, porém com maior persistência.

A tabela 4.1.2 apresenta o resultado da estimação dos modelos EGARCH para a Ásia. Um choque positivo proporciona uma mudança no logaritmo da variância condicional de 0,1127 para Coréia do Sul e de 0,0596 na Tailândia, que são os valores extremos. No caso de Hong Kong e Japão os valores são muito próximos, 0,0638 e 0,0697 respectivamente.

A resposta a choques negativos é maior na Coréia do Sul em 0,2047 (da mesma forma que ocorre no caso de choques positivos), e de 0,1820 em Hong Kong (valores extremos). Coréia do Sul é o país que apresentou a maior persistência na variância condicional, 0,9907, bem próxima de Hong Kong.

Em termos de valores médios e comparando com a América Latina, os mercados asiáticos apresentam uma resposta média menor a choques negativos e positivos, e uma persistência maior na variância condicional.

Estes resultados são interessantes se for considerado o fato de que a crise asiática é capturada nesta amostra, iniciando em 1997 com a Tailândia. O mercado mais sensível aos choques na Ásia é o da Coréia do Sul que possui os maiores coeficientes de resposta a choques positivos e negativos.

Tabela 4.1.2 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para Ásia no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.

Parâmetros	Coréia do Sul	Japão	Hong Kong	Tailândia
ω	-0,1928 (-5,4037)*	-0,2864 (-5,3201)*	-0,1747 (-5,7502)*	-0,2170 (-5,7043)*
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}} \right $	0,1587 (7,0875)*	0,1343 (6,4183)*	0,1229 (6,6388)*	0,1239 (7,3619)*
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0460 (-4,0583)*	-0,0645 (-5,2064)*	-0,0591 (-5,3353)*	-0,0643 (-5,4190)*
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9907 (289,3748)*	0,9787 (178,9172)*	0,9904 (372,9066)*	0,9852 (246,7247)*
Distribuição	GED	t	GED	GED
Sum squared resid	1,3024	0,5447	0,7603	0,6995
Log likelihood	6286,2775	7104,1162	7092,4475	6939,9664
Schwarz criterion	-5,0536	-5,7140	-5,7077	-5,5814

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com

$\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses a estatística τ . *, ** e *** estatisticamente

significativo a 1%, 5% e 10%. Equação da variância estimada:

$$\ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

A tabela 4.1.3 apresenta os resultados para a Europa e os EUA, onde se concentra a maior parte das economias industriais desenvolvidas. Destaca-se o mercado de ações do Reino Unido, que apresenta a menor resposta a choques positivos e negativos, e a maior persistência entre os países europeus.

Comparando com os outros mercados, as respostas a choques positivos são menores entre os países europeus, sendo que a maior resposta é de 0,0863 da Alemanha. Por outro lado, a média das respostas a choques negativos é superior a da média asiática, 0,2274 contra 0,1934. Neste caso, a América Latina apresentou uma resposta maior a choques negativos por causa do México, cujo coeficiente é de 0,7230.

Tabela 4.1.3 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para Europa e EUA no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.

Parâmetros	Alemanha	Reino Unido	França	Holanda	Dow Jones
ω	-0,2725 (-6,9048)*	-0,2031 (-6,5561)*	-0,2366 (-6,7929)*	-0,2447 (-7,5275)*	-0,1868 (-6,1837)*
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	0,1637 (9,2620)*	0,1123 (6,4986)*	0,1452 (8,3810)*	0,1613 (9,5632)*	0,0699 (4,8541)*
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0774 (-7,5865)*	-0,0948 (-8,4779)*	-0,0725 (-7,3029)*	-0,0826 (-8,1343)*	-0,0953 (-10,0118)*
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9833 (261,5934)*	0,9878 (371,8366)*	0,9861 (290,1677)*	0,9868 (322,3106)*	0,9859 (345,0759)*
Distribuição	GED	GED	GED	GED	GED
Sum squared resid	0,6642	0,3339	0,5214	0,5801	0,2773
Log likelihood	7124,7069	7962,8856	7372,6318	7417,6750	8045,3787
Schwarz criterion	-5,7329	-6,4011	-5,9300	-5,9703	-6,4734

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com

$\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses a estatística τ . *, ** e *** estatisticamente

significativo a 1%, 5% e 10%. Equação da variância estimada:

$$\ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

Analisando os EUA, percebe-se que choques positivos, ou seja, notícias boas fazem com que o logaritmo da variância condicional diminua em 0,0254, o que torna o mercado americano menos volátil, enquanto que a resposta a choques negativos é menor que a média de cada uma das regiões da amostra.

4.2. ANÁLISE DOS FLUXOS DE CAUSALIDADE NA VARIÂNCIA CONDICIONAL EM UMA ESTRUTURA REGIONAL

Mercados de ações de diferentes tamanhos, estruturas e localização geográfica podem exibir um alto grau de co-movimentos após um choque em um dos mercados. Se os mercados forem muito diferentes, então este co-movimento sugere a existência de um mecanismo através do qual choques internos são transmitidos internacionalmente (FORBES e RIGOBON, 2002, p.2227).

A primeira análise consiste em determinar como se dá a relação de causalidade entre a variância condicional dos retornos dos mercados de ações em uma estrutura regional. Assim, o teste de Granger é empregado, cuja defasagem ótima é obtida com o auxílio da estimação de um VAR (Auto Regressão Vetorial), dos critérios de seleção de Schwarz e a menor soma dos quadrados dos resíduos.

O gráfico 4.2.1 apresenta as séries de variância condicional gerados a partir dos modelos ARMA-EGARCH estimados anteriormente, para os países da América Latina.

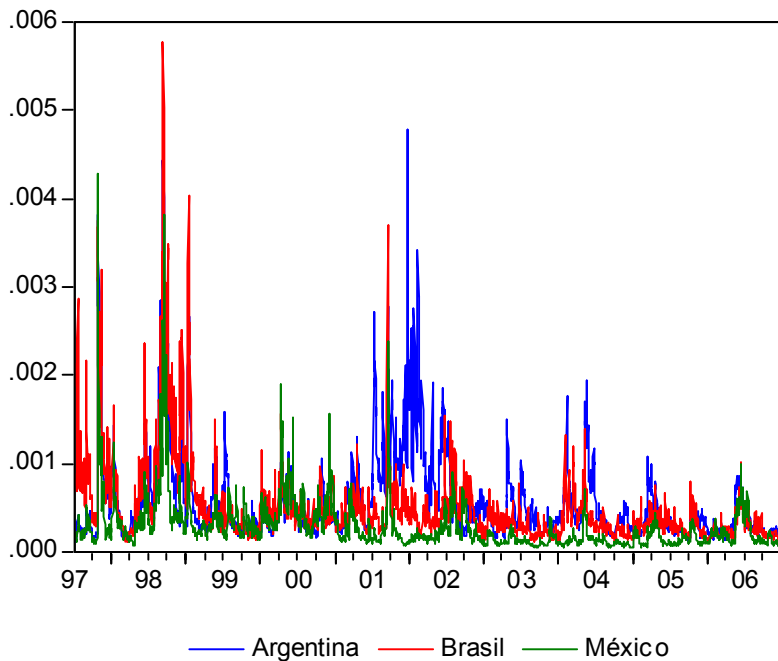


Gráfico 4.2.1 – Séries de variância condicional da América Latina, para o período de jul/1997 a dez/2006.

Nota-se que a variância condicional dos retornos dos mercados de ações latinos seguem uma mesma trajetória, com picos e momentos de alta e baixa volatilidade bem definidos. Novamente pode-se destacar os períodos de 1997, 1998, início de 1999 e 2001, anos em que

ocorreram as crises da Ásia, Rússia, do Brasil e Argentina respectivamente. Os mercados nestes períodos apresentaram alta volatilidade nas séries.

Outro ponto a destacar é que a volatilidade condicional é maior para o Brasil até meados de 2001, quando a Argentina passa a apresentar uma volatilidade maior. Além disso, as séries se movem na mesma direção, o que permite empregar o teste de Granger par a par e verificar se a hipótese de uma relação bidirecional em cada um dos países se confirma.

A tabela 4.2.1 apresenta os resultados para a América Latina. Pode-se observar que há uma relação bidirecional entre os mercados de ações latino americanos na variância condicional. Quando reduzido o número de defasagens para cinco ou ampliado para dez, a causalidade entre Argentina e México é unidirecional do México para Argentina com cinco defasagens, mas se mantém bidirecional para todos os mercados com dez defasagens, como pode ser visto na tabela A 2.4 do anexo 2.

Tabela 4.2.1 – Resultado do teste de Granger para América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	8	2467	13,1140	0,0000
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	8	2467	5,0097	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	6	2469	2,6725	0,0138
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	6	2469	2,9515	0,0071
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	8	2467	14,3774	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	8	2467	11,8526	0,0000

O gráfico 4.2.2. apresenta as séries de variância condicional dos retornos dos mercados de ações asiáticos. A Coréia do Sul apresenta os maiores picos de volatilidade, destacando os períodos referentes às crises financeiras dos anos noventa, e pode-se observar que os mercados caminham na mesma direção como no caso da América Latina.

Tanto os mercados de ações latinos quanto os asiáticos apresentam uma volatilidade menor a partir de 2001, comparativamente aos anos noventa.

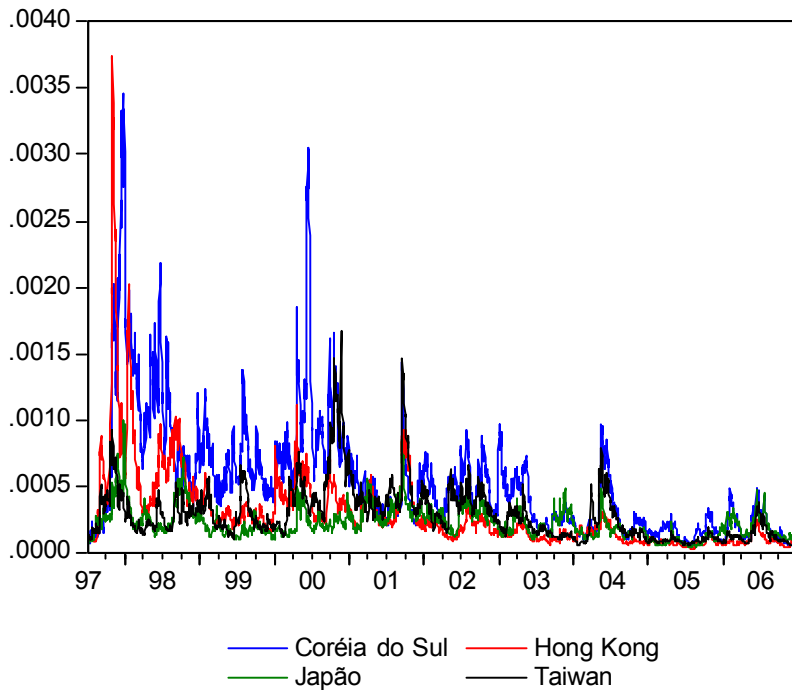


Gráfico 4.2.2 – Séries de variância condicional da Ásia, para o Período de jul/1997 a dez/2006.

A tabela 4.2.2. apresenta os resultados do teste de Granger para a Ásia. Hong Kong apresenta uma relação bidirecional com a Coréia do Sul e Japão, e unidirecional com Taiwan. A Coréia do Sul apresenta uma relação bidirecional com Hong Kong, unidirecional com Taiwan, e unidirecional com Japão a 10% de significância estatística. O Japão apresenta relação bidirecional com Hong Kong e Taiwan, e é influenciado pela Coréia do Sul (em 10% de significância).

As únicas relações de causalidade onde não se pôde rejeitar a hipótese nula foram o Japão que não causa no sentido de Granger a Coréia do Sul, Taiwan que também não causa no sentido de Granger a Coréia do Sul, e Taiwan que não causa no sentido de Granger Hong Kong.

As demais relações confirmam a hipótese de que há bidirecionalidade entre os mercados de ações na variância condicional, tanto no caso dos latinos quanto no caso dos asiáticos.

Tabela 4.2.2 – Resultado do teste de Granger para Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2472	7,5760	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2472	8,7267	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	1	2476	1,5114	0,2190
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	1	2476	2,8617	0,0908
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	2	2475	2,0466	0,1294
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	2	2475	5,9060	0,0028
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2473	4,7682	0,0008
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	4	2473	4,5336	0,0012
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2473	1,6188	0,1667
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	4	2473	6,6498	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	1	2476	6,7641	0,0094
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	1	2476	4,4842	0,0343

Quando analisado com cinco ou dez defasagens, Coréia e Japão não apresentam causalidade com cinco defasagens, e apresenta unidirecional do Japão para Coréia com 10% de significância. Taiwan não causa Hong Kong com cinco, mas causa com dez defasagens, e Taiwan não causa Japão com cinco e dez defasagens (ver tabela A 2.5 do anexo 2).

O gráfico 4.2.3 apresenta as séries de variância condicional geradas a partir dos modelos ARMA-EGARCH para os mercados de ações europeus considerados na amostra.

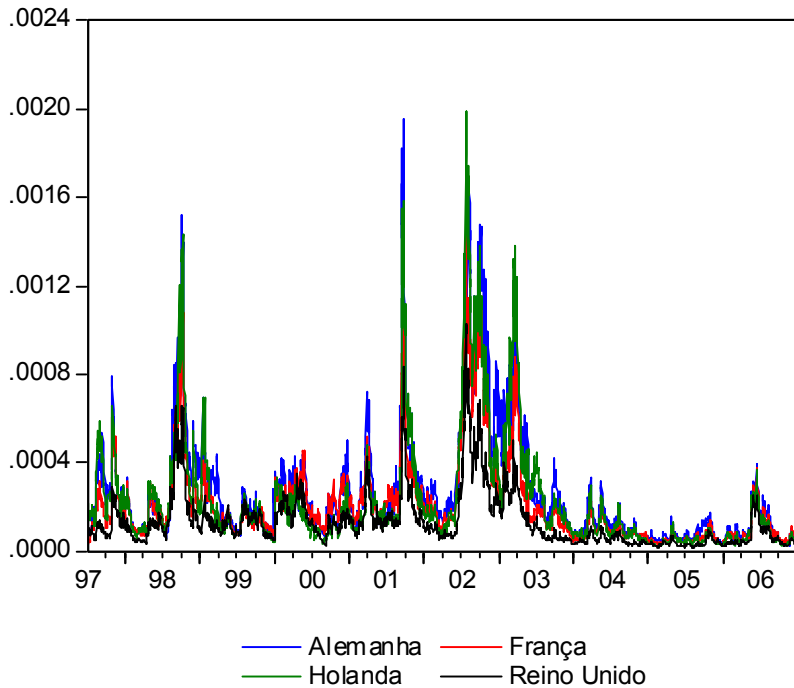


Gráfico 4.2.3 – Séries de variância condicional da Europa, para o período de jul/1997 a dez/2006.

Da mesma forma que ocorreu com os mercados latinos e asiáticos, os mercados de ações dos países industrializados europeus seguem uma mesma direção, com picos bem definidos em períodos onde ocorreram crises financeiras, porém, mais acentuado no final de 2002.

A única relação de causalidade que não é bidirecional pelo teste de Granger é entre Reino Unido e Holanda, como pode ser observado na tabela 4.2.3, onde não se pode rejeitar a hipótese nula de que a variância condicional da Holanda não causa no sentido de Granger a variância condicional do Reino Unido. Quando aumentado para cinco e dez defasagens, Holanda não causa Reino Unido com cinco defasagens, mas causa com dez, como pode ser visto na tabela A 2.6 do anexo 2.

Tabela 4.2.3 – Resultado do teste de Granger para Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagens	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	2	2474	41,7315	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	2	2474	6,7892	0,0011
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	8	2468	2,5672	0,0087
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	8	2468	5,6350	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	2	2474	7,3885	0,0006
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	2	2474	16,6228	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	3	2473	6,3588	0,0003
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	3	2473	24,7426	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	2	2474	3,2225	0,0400
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	2	2474	20,6809	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	1	2476	5,6580	0,0175
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	1	2476	1,6514	0,1989

Muitas destas ligações regionais se devem a existência de uma forte relação comercial entre estes países. As relações comerciais são importantes previsoras de retornos de ações de empresas e, portanto, da vulnerabilidade dos países a choques (Forbes e Rigobon 2002, p.2228).

4.3. ANÁLISE DOS FLUXOS DE CAUSALIDADE NA VARIÂNCIA CONDICIONAL EM UMA ESTRUTURA GLOBAL

Nesta seção são analisadas as inter-relações entre os mercados asiáticos e latinos, e suas ligações com os países industrializados europeus e o mercado internacional.

Novamente as análises são efetuadas par a par, estimando um VAR (Auto Regressão Vetorial) a fim de encontrar a defasagem ótima para que se possa aplicar o teste de causalidade de Granger.

Em uma primeira análise, o gráfico 4.3.1 apresenta as séries de variância condicional dos mercados asiático e da América Latina, gerados a partir dos modelos ARMA-EGARCH. Alguns

momentos de volatilidade acentuados que ocorrem de forma comum nos mercados podem ser observados, como por exemplo, em 1997, 1998, 2001 e 2002.

O maior pico de volatilidade é do Brasil em 1998, ano em que houve a reeleição de Fernando Henrique Cardoso, considerado uma notícia boa para o mercado financeiro, pois a absorveu de forma positiva. Além disso, havia a expectativa de desvalorização cambial, haja vista que a manutenção de um câmbio administrado por bandas tornava-se cada vez mais insustentável. Entre 2001 e 2002 a Argentina apresenta uma seqüência grande de períodos de maior volatilidade, explicada pela crise que aquele país enfrentou naqueles anos.

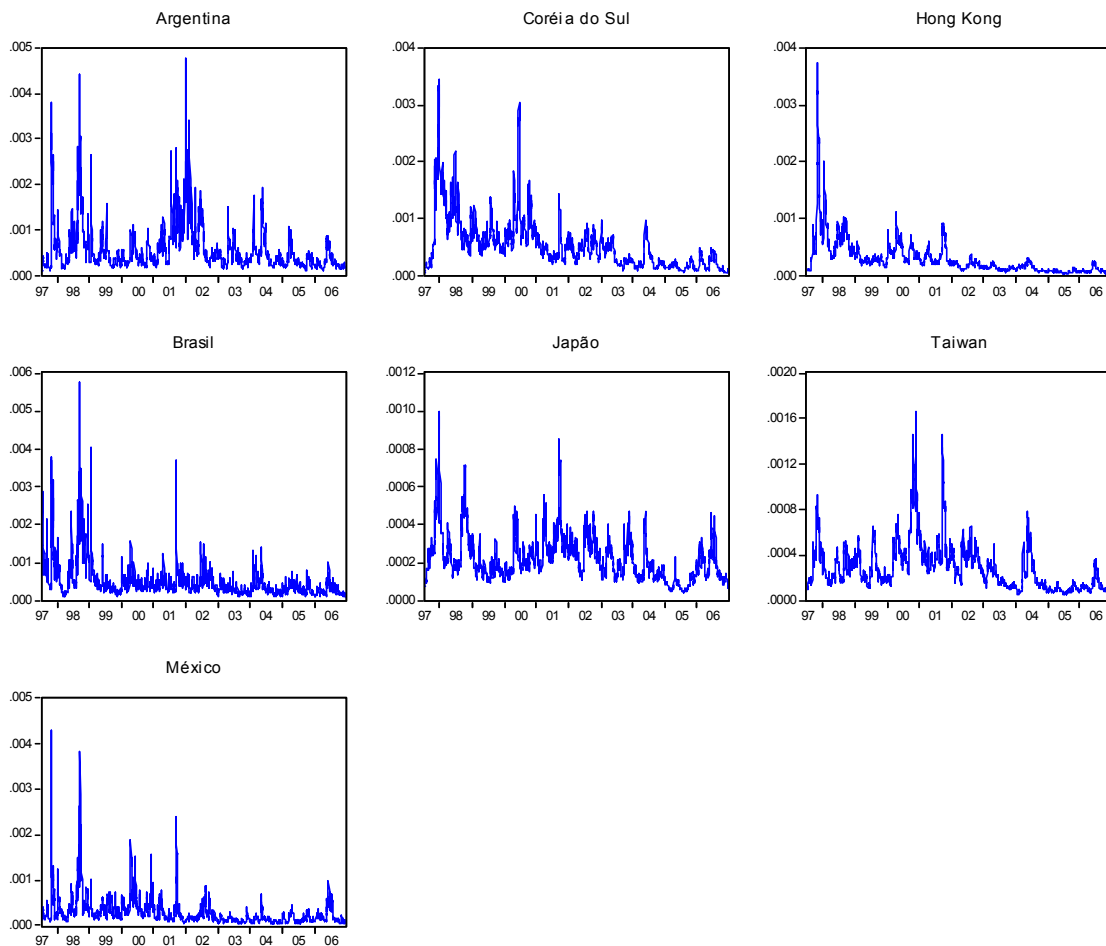


Gráfico 4.3.1 – Séries de variância condicional, América Latina e Ásia, para o período de jul/1997 a dez/2006.

O único caso em que não ocorre uma relação bidirecional é entre a Coréia do Sul e a Argentina, onde não se pôde rejeitar a hipótese de que a variância condicional da Coréia do Sul não causa no sentido de Granger a variância condicional da Argentina. Entre Brasil e Coréia do Sul, a relação é de *feedback* se considerado 5% de significância estatística (ver tabela 4.3.1).

Tabela 4.3.1 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	1	2474	0,3999	0,5272
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	1	2474	7,7469	0,0054
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	4	2471	17,0758	0,0000
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2471	19,9339	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	1	2474	7,2587	0,0071
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	1	2474	23,1888	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	1	2474	5,5911	0,0181
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	1	2474	5,6111	0,0179
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	2,6913	0,0447
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	3	2472	8,7073	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	6	2469	10,9120	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	6	2469	22,8220	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	2,9873	0,0300
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	3	2472	20,5535	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	3,3978	0,0171
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	3	2472	11,6050	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	4	2472	7,5970	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	4	2472	16,1503	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	6	2470	24,4203	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	6	2470	87,6360	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	4	2472	10,7752	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	4	2472	35,8349	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	6	2470	7,1630	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	6	2470	15,8435	0,0000

Modificando o número de defasagens para cinco e dez alguns resultados mudam. Argentina e Coréia apresentam bidirecionalidade, enquanto Japão não causa Argentina com cinco e dez defasagens. Taiwan não causa Argentina com cinco, mas causa com dez defasagens, Coréia não causa o Brasil com cinco e dez defasagens, e Japão não causa Brasil com dez defasagens (ver tabela A 2.7 do anexo 2).

Este resultado demonstra a influência de um mercado de ações sobre o outro na variância condicional. No entanto, é necessário cautela na análise dos resultados, haja vista a diferença no horário de funcionamento entre estes mercados, ou seja, enquanto o mercado asiático encerra suas atividades, o mercado latino está apenas começando. No entanto, a inclusão de defasagens ajuda a corrigir este problema, mas não o elimina por completo²¹.

Comparando entre América Latina e Europa, verifica-se no gráfico 2.3.2 que o desenho que se forma no gráfico da Argentina é muito semelhante ao que se forma nos dos países europeus.

²¹ Ver Huang, Yang e Hu (2000, p.292) para uma discussão sobre dados não sincronizados entre diferentes mercados.

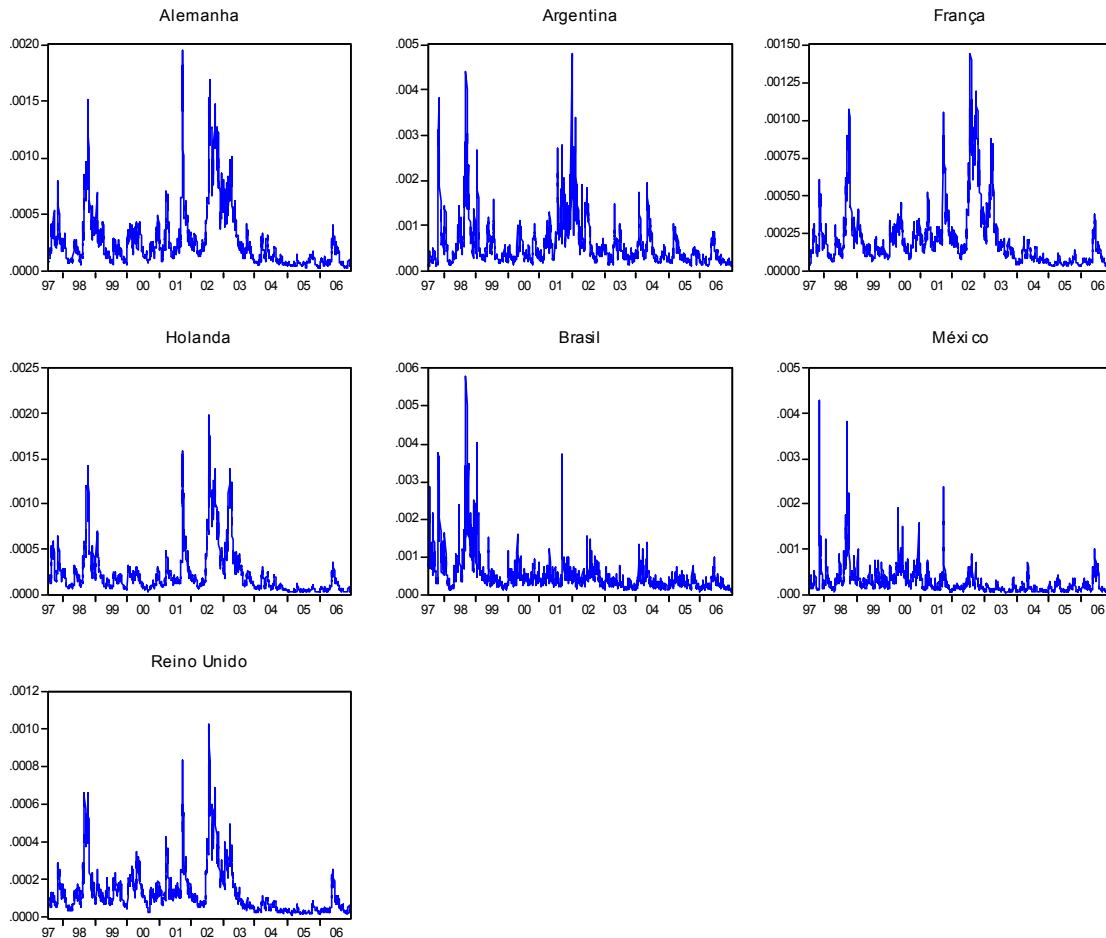


Gráfico 4.3.2 – Séries de variância condicional, América Latina e Europa, para o período de jul/1997 a dez/2006.

A tabela 4.3.2 confirma isto, onde o teste de causalidade de Granger aponta para uma relação unidirecional da variância condicional da Argentina causando a variância condicional dos mercados de ações dos demais países europeus, e apenas a variância condicional da Alemanha é capaz de causar, no sentido de Granger as mudanças na variância condicional da Argentina.

Para os demais países a relação é bidirecional, indicando uma relação forte entre a volatilidade condicional de ambos os grupos de países. Os eventos que tornam os mercados de ações da Europa voláteis, também tornam os mercados de ações do México e do Brasil voláteis.

Tabela 4.3.2 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	2	2473	7,5175	0,0006
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	2	2473	14,1475	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	1	2474	1,5847	0,2082
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	1	2474	2,8751	0,0901
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	1	2474	0,8883	0,3460
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	1	2474	4,8372	0,0279
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	1	2474	2,0944	0,1480
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	1	2474	5,4053	0,0202
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	12,2978	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	3	2472	19,0425	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	3,2763	0,0202
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	3	2472	17,4771	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	13,0673	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	3	2472	19,9516	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	6,5371	0,0002
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	3	2472	22,7944	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	4	2472	10,0717	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	4	2472	19,2810	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	6	2470	2,9364	0,0074
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	6	2470	19,1205	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	4	2472	9,5794	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	4	2472	12,3103	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	4	2472	4,5867	0,0011
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	4	2472	20,4451	0,0000

Ao modificar o número de defasagens, observa-se que com cinco e dez defasagens as relações se confirmam, exceto entre França e Argentina que agora têm relação bidirecional (ver tabela A 2.8 do anexo 2).

Analisando o gráfico 4.3.3 observa-se que exceto por Taiwan, os dois grupos de países, asiático e europeu, apresentam um comportamento das séries de variância condicional um pouco

diferentes. Apesar de seguirem uma mesma tendência, a primeira vista se tem a impressão de que não há uma relação forte de causalidade entre eles.

Para verificar se isto se confirma, a tabela 4.3.3 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger. Apenas Alemanha e Hong Kong, França e Hong Kong, e Japão e Holanda apresentam uma relação bidirecional de causalidade. Não foi encontrada nenhuma relação de causalidade no sentido de Granger entre Alemanha e Coréia do Sul, Holanda e Coréia do Sul, Reino Unido e Coréia do Sul e Holanda e Hong Kong.

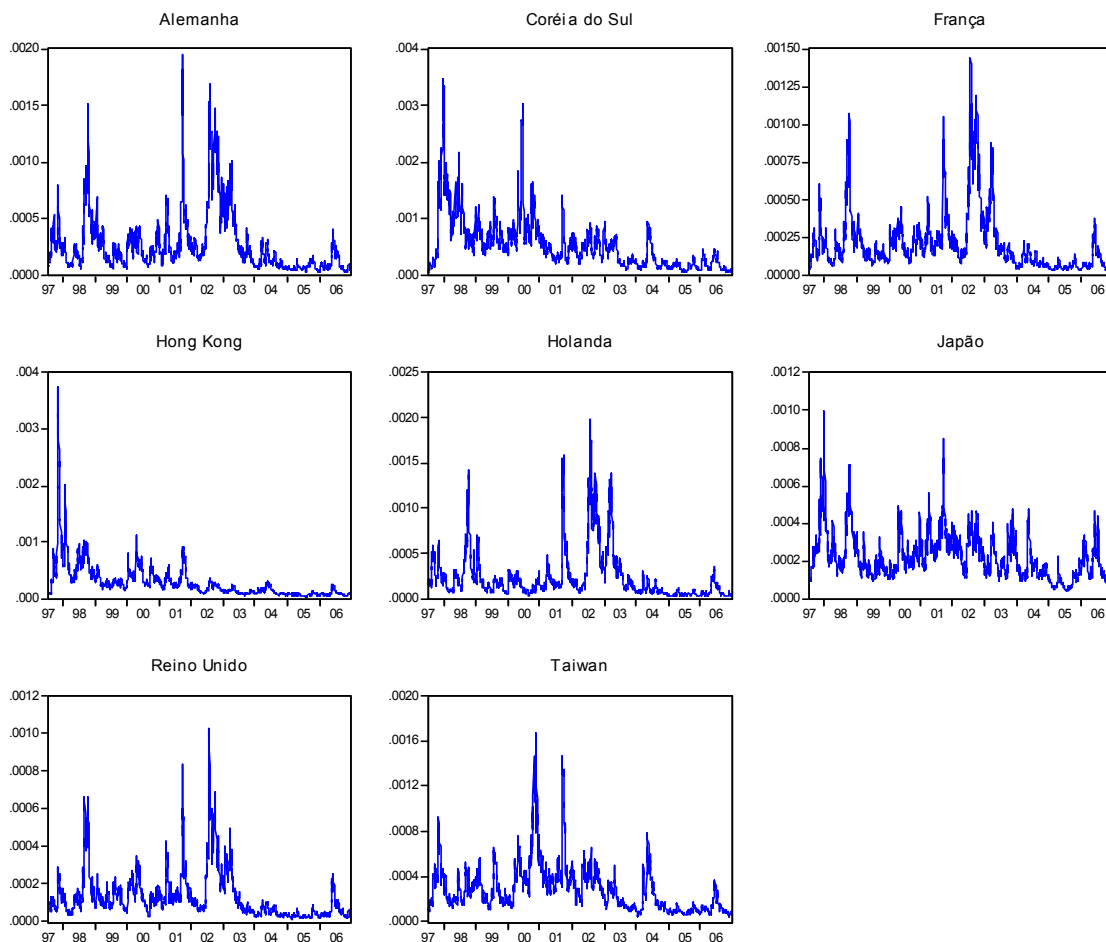


Gráfico 4.3.3 – Séries de variância condicional, Ásia e Europa, para o período de jul/1997 a dez/2006.

Há uma relação unidirecional da França causando no sentido de Granger a Coréia do Sul, Reino Unido causando Hong Kong, Alemanha causando Japão, França causando Japão, Reino Unido causando Japão, Alemanha causando Taiwan, França causando Taiwan, Holanda causando Taiwan e Reino Unido causando Taiwan.

Tabela 4.3.3 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.

Continua

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	1	2475	1,2071	0,2720
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	1	2475	0,2737	0,6009
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	2	2474	18,7724	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	2	2474	0,4315	0,6496
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	1	2476	0,4148	0,5196
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	1	2476	0,3130	0,5759
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	1	2476	1,3917	0,2382
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	1	2476	0,0066	0,9354
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2472	3,6252	0,0060
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	4	2472	2,6471	0,0318
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2472	9,9962	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	4	2472	2,1694	0,0700
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2473	1,1948	0,3110
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	4	2473	1,7875	0,1285
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2473	6,0051	0,0001
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	4	2473	0,2174	0,9288
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	2	2474	39,3064	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	2	2474	0,6221	0,5369
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	2	2474	56,5930	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	2	2474	0,2251	0,7985
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	2	2475	24,0453	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	2	2475	2,4982	0,0824
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	2	2475	25,8341	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	2	2475	1,2898	0,2755

Tabela 4.3.3 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.

				Conclusão.		
$h_{Alemanha,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{Taiwan,t}$	3	2473	21,9500	0,0000
$h_{Taiwan,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{Alemanha,t}$	3	2473	1,2873	0,2770
$h_{França,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{Taiwan,t}$	1	2475	8,1584	0,0043
$h_{Taiwan,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{França,t}$	1	2475	0,5117	0,4745
$h_{Holanda,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{Taiwan,t}$	3	2474	18,7542	0,0000
$h_{Taiwan,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{Holanda,t}$	3	2474	0,2593	0,8547
$h_{ReinoUnido,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{Taiwan,t}$	1	2476	8,0311	0,0046
$h_{Taiwan,t}$	não causa no sentido de Granger	$h_{ReinoUnido,t}$	1	2476	1,0592	0,3035

O fato a ser destacado é que todas as relações unidirecionais ocorrem da Europa para a Ásia. Os mercados asiáticos causam os europeus apenas nos casos de Hong Kong que causa no sentido de Granger a Alemanha e a França, e o Japão que causa a Holanda, onde as relações são bidirecionais.

A tabela A 2.9 do anexo 2 confirma a maior parte destas relações, modificando para o Reino Unido que passa a causar a Coréia com cinco defasagens, Hong Kong que causa a Holanda com 10 defasagens, Japão que apresenta relação bidirecional com a Alemanha com cinco e dez defasagens, Japão causando a França com dez defasagens, Japão não causa a Holanda com dez defasagens e causa o Reino Unido com cinco.

Resta ainda analisar de que forma a variância condicional do mercado internacional de ações é capaz de influenciar a variância condicional dos mercados regionais.

O gráfico 4.3.4 apresenta a comparação entre as séries de variância condicional dos mercados de ações da América Latina e o Dow Jones, que é utilizado como uma *proxy* para o mercado internacional de ações. Parece haver um desenho semelhante nos quatro mercados analisados, indicando alguma relação entre eles. Outro ponto importante é que o mercado americano é bem menos volátil do que os mercados latinos como já era esperado.

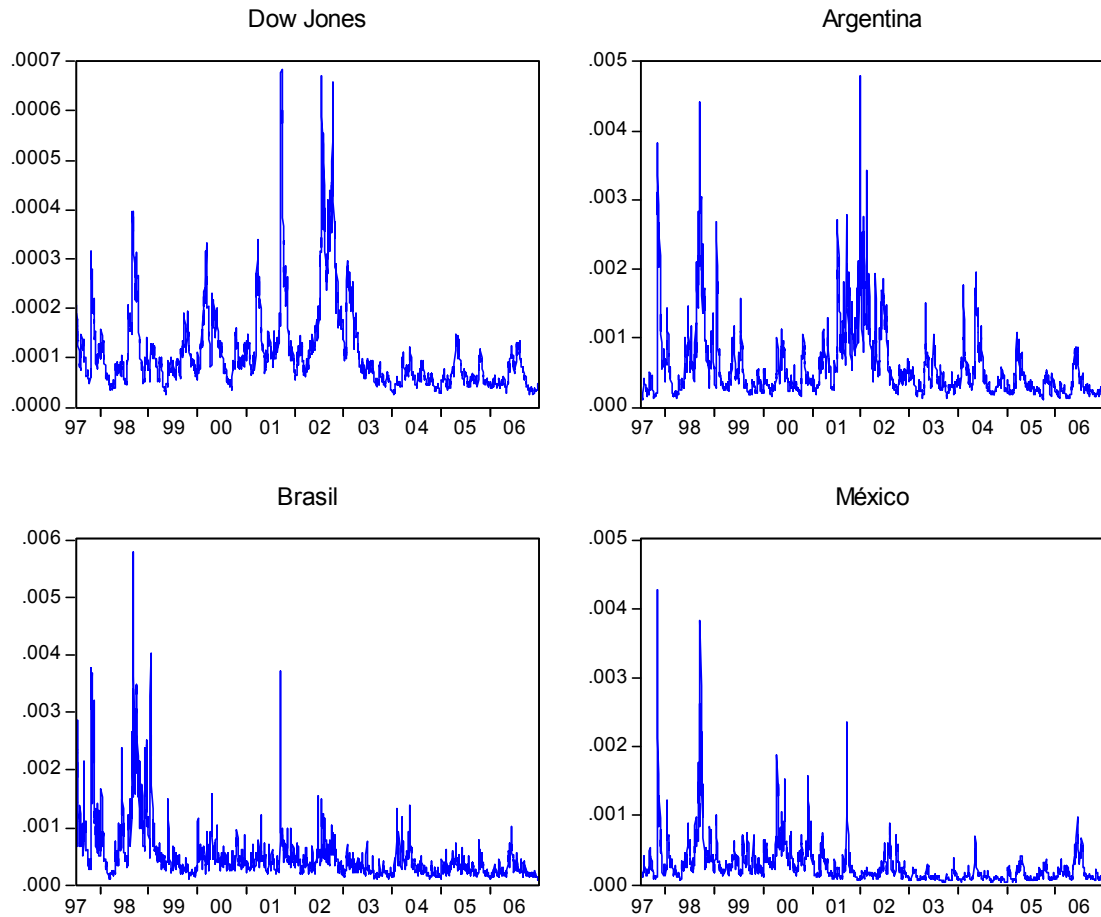


Gráfico 4.3.4 – Séries de variância condicional, América Latina e Dow Jones, para o período de jul/1997 a dez/2006.

A tabela 4.3.4 apresenta os resultados do teste de Granger para as relações entre os mercados latinos e o mercado internacional de ações.

Tabela 4.3.4 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	1	2474	0,5776	0,4473
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	1	2474	1,6660	0,1969
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	3	2472	1,9723	0,1160
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	3	2472	6,4706	0,0002
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	4	2472	2,3489	0,0522
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	4	2472	2,7163	0,0284

Argentina e Dow Jones não apresentam nenhuma relação de causalidade no sentido de Granger entre suas variâncias condicionais, Dow Jones e México apresentam uma relação bidirecional, enquanto que entre Brasil e Dow Jones, a relação é do Dow Jones causando no sentido de Granger o Brasil. No entanto, ampliando dez defasagens as relações são alteradas para todos os mercados (tabela A 2.10 do anexo 2).

O gráfico 4.3.5 apresenta as séries de variância condicional da Ásia, comparada à série da bolsa americana Dow Jones, onde é possível notar que o mercado menos volátil é o americano, seguido pelo japonês. Por outro lado, os desenhos indicam diferentes pontos de alta intensidade de volatilidade, especialmente naqueles períodos marcados por crises financeiras e pelo atentado terrorista de 11 de setembro.

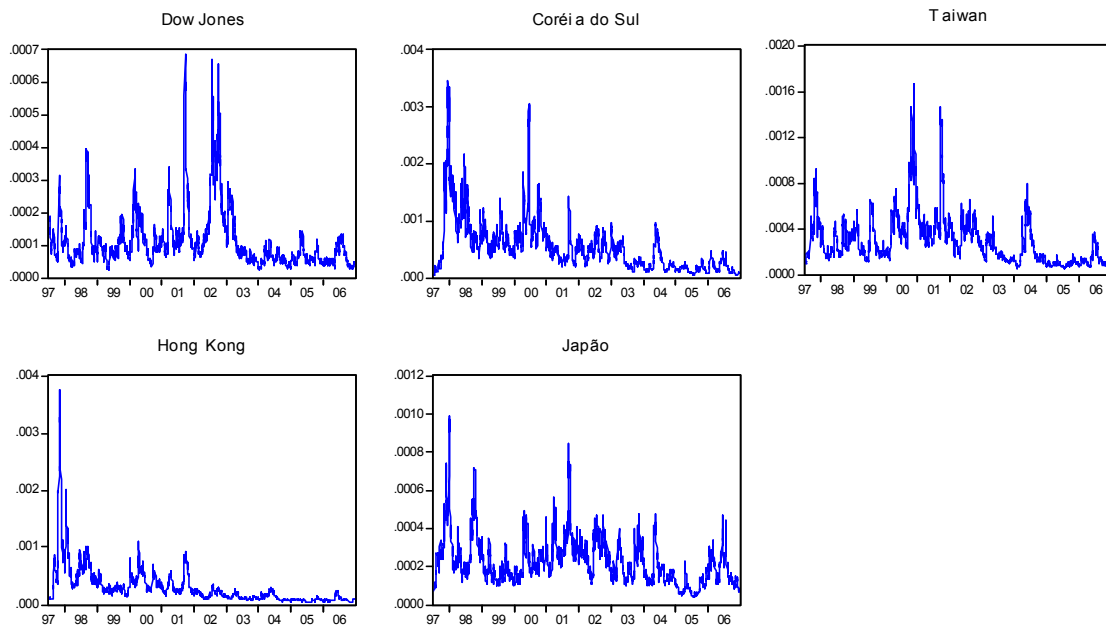


Gráfico 4.3.5 – Séries de variância condicional, América Latina e Dow Jones, para o período de jul/1997 a dez/2006.

Analisando o resultado do teste de Granger, na tabela 4.3.5, pode-se observar que apenas as relações entre Japão e Dow Jones não foram significativas, enquanto os demais mercados apresentaram uma relação causal mais forte do que no caso da América Latina.

Tabela 4.3.5 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	4	2472	9,6389	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	4	2472	10,6957	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	4	2472	6,1724	0,0001
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	4	2472	27,5477	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	2	2474	1,6243	0,1973
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	2	2474	50,3870	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	3	2473	11,7565	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	3	2473	46,7294	0,0000

Esta relação mais forte fica evidenciada quando é incluído cinco e dez defasagens, passando todas as relações a apresentarem bidirecionalidade, conforme pode ser visto na tabela A 2.11 do anexo 2.

E finalmente, resta verificar como são as relações de causalidade entre os países industrializados desenvolvidos e o Dow Jones. Começando pelo gráfico 4.3.6, que apresenta as séries de dados da variância condicional, onde se pode perceber a semelhança dos desenhos do comportamento dos mercados.

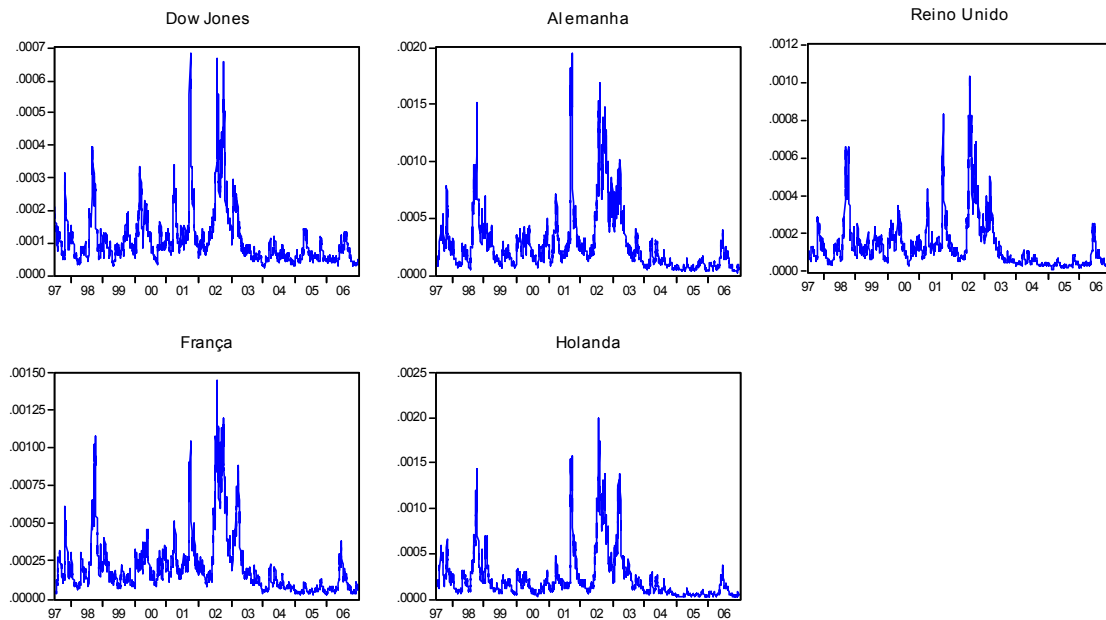


Gráfico 4.3.6 – Séries de variância condicional, Europa e Dow Jones, para o período de jul/1997 a dez/2006.

Este comportamento similar indica que há uma relação forte entre eles, ou seja, a volatilidade condicional do mercado de ações de um país industrializado desenvolvido é afetada pelas mudanças no comportamento da volatilidade condicional de outro país industrializado desenvolvido. Além disso, a volatilidade é menor no Dow Jones do que nos demais mercados europeus.

O teste de Granger da tabela 4.3.6 confirma o que está evidente no gráfico 4.3.6, ou seja, há uma relação de causalidade bidirecional forte entre os mercados de ações dos países europeus e o Dow Jones, que foi utilizado como uma *proxy* simbolizando o mercado internacional de ações. Mesmo incluindo cinco ou dez defasagens as relações se mantêm bidirecionais (ver tabela A 2.12 do anexo 2).

Tabela 4.3.6 – Resultado do teste de Granger para Europa e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

Null Hypothesis:	Defasagem	Obs	F-Statistic	Probability
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	4	2472	24,5060	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	4	2472	18,7382	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	23,1772	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	37,6279	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	22,7768	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2471	17,1043	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	2	2474	46,9175	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	2	2474	125,1436	0,0000

Com isso, conclui-se que há uma forte relação entre os mercados de ações na variância, em uma estrutura regional e global. Além disso, a volatilidade condicional do mercado internacional de ações é um fator que não pode ser desconsiderado na análise. E, portanto, dados os resultados encontrados, é necessário um modelo multivariado para se conseguir capturar os movimentos do comportamento da volatilidade condicional do retorno dos mercados de ativos e suas inter-relações.

Bessler e Yang (2003) apresentam um estudo sobre a estrutura dinâmica entre nove mercados de ações usando um mecanismo de correção de erro e um “directed acyclic graphs (DAG)”. Os resultados indicam que o mercado americano é altamente influenciado pelas suas inovações e pelas inovações dos mercados do Reino Unido, Suíça, Hong Kong, França e Alemanha. Além disso, o mercado americano é o único que tem um impacto consistentemente forte nos movimentos de preços da maioria dos mercados no longo prazo.

Neste estudo, as relações inter-regionais par a par entre os mercados europeus são mais altas do que suas correlações com outros mercados. As correlações inter-regionais entre os países asiáticos são menores, mas mesmo assim seguem um mesmo padrão. Este padrão de correlação

pode refletir o grau de integração econômica entre os países ou zonas de comércio, como descrito em Eun e Shim (1989) e Koch e Koch (1991).

5 ANÁLISE DAS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS ATRAVÉS DOS MODELOS MULTIVARIADOS²²

É comum observar em séries de variância condicional gerados a partir de dados temporais de retorno de ativos financeiros um alto grau de persistência, quando utilizados modelos univariados. Esta persistência, algumas vezes, não é observada quando se estabelece uma relação linear entre estas séries. Há, portanto, uma importante implicação em termos de construção de modelos ótimos de previsão de longo prazo na variância e covariância entre ativos.

O que se busca observar nesta seção é se uma análise multivariada de retorno de ativos com alto grau de persistência na variância condicional mantém esta característica observada nos modelos univariados.

Para esta seção, a base de dados utilizada é a mesma da seção anterior, e o modelo VEC escolhido é aquele que melhor se adequou aos dados, seguindo assim os critérios de seleção de Schwarz (o menor valor), o maior logaritmo de verossimilhança e a menor soma dos quadrados dos resíduos.

Dado a importância dos choques na equação da média em modelos GARCH multivariados, cuidou-se para que esta equação estivesse corretamente especificada, estimando primeiramente um VAR com oito defasagens e, optando-se pelo modelo que minimizasse o critério de seleção de Schwarz (GOEIJ e MARQUERING 2004, p. 541).

5.1 AS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS EM UMA ESTRUTURA REGIONAL – A AMÉRICA LATINA

Na seção 4.2 viu-se que há uma relação de causalidade bidirecional na variância condicional entre os mercados latino americanos, e que a mesma relação só é percebida entre os

²² Optou-se por estimar modelos diagonais por serem mais econômicos em termos de parâmetros.

mercados latinos e o mercado internacional com o mercado Mexicano (neste caso o Dow Jones servindo como *proxy*).

Seguindo este raciocínio, pode-se testar se estas relações se mantêm ao se estimar um modelo que seja capaz de capturar um comportamento conjunto entre as variáveis. Pode-se testar também, de que forma estas relações se modificam na presença de eventos como uma crise financeira.

A tabela 5.1.1 apresenta os resultados aplicados par a par entre os países latino americanos dos modelos VEC diagonais, após terem as defasagens ótimas da equação da média selecionados por um VAR, e apresentam também um modelo VEC diagonal com a inclusão de um termo de assimetria, visando testar se há influência de choques positivos e negativos na variância e covariância condicional entre os mercados.

Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos nos modelos VEC diagonal, corroborando os resultados obtidos na seção 4.2, ou seja, a utilização de um modelo bivariado é capaz de explicar o comportamento conjunto das variâncias condicionais dos retornos dos ativos, simplificando a análise utilizada naquele capítulo.

No entanto, quando se testa a existência de assimetrias na resposta a choques, o coeficiente da covariância entre as séries de dados não apresenta significância entre Argentina e México, e Brasil e México, fato que não pode ser observado quando se aplicaram os testes de causalidade nas séries de variância condicional gerados a partir dos modelos univariados.

Tabela 5.1.1 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.

Variáveis Explanatórias	Argentina X Brasil		Argentina X México		Brasil X México	
	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico
Constante (1,1)	1,1E-05*	1,1E-05*	1,3E-05*	1,3E-05*	5,9E-06*	6,1E-06*
Constante (1,2)	6,0E-06*	3,9E-06*	3,9E-06*	3,0E-06*	5,2E-06*	4,8E-06*
Constante (2,2)	1,5E-05*	1,3E-05*	7,2E-06*	8,1E-06*	1,2E-05*	1,1E-05*
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,0736*	0,0501*	0,0958*	0,0550*	0,0911*	0,0352*
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}'$	0,0652*	0,0206**	0,0569*	-0,0020	0,0641*	0,0099
$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,0804*	0,0145	0,1065*	0,0354*	0,0821*	0,0232**
$\varepsilon_{1,t-1}^2 (\varepsilon_{1,t-1} < 0)$		0,0643*		0,0974*		0,1225*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0) \varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0834*		0,1296*		0,1124*
$\varepsilon_{2,t-1}^2 (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,1082*		0,1725*		0,1032*
$H_{1,t-1}$	0,9019*	0,8921*	0,8800*	0,8713*	0,8846*	0,8782*
$Cov_{12,t-1}$	0,9035*	0,9063*	0,9050*	0,8844*	0,9013*	0,8910*
$H_{2,t-1}$	0,8900*	0,9034*	0,8697*	0,8538*	0,8925*	0,8993*
Log Likelihood	12622,8370	12650,5561	13361,4709	13404,1948	13596,1639	13634,8085
Schwarz criterion	-10,1542	-10,1702	-10,7506	-10,7788	-10,9401	-10,9650
Hannan-Quinn criterion	-10,1721	-10,1912	-10,7685	-10,7997	-10,9580	-10,9859

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média (o VAR selecionou os modelos apenas com uma constante para cada análise). *, ** e *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Para o modelo VEC diagonal estimou-se a seguinte equação da variância:

$H_{i,t} = \mathbf{C} + \mathbf{A} \square \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \mathbf{G} \square H_{i,t-1}$, onde as matrizes \mathbf{C} , \mathbf{A} e \mathbf{G} são indefinidas. Para o modelo VEC diagonal assimétrico estimou-se as seguintes equações da variância:

$H_{i,t} = \mathbf{C} + \mathbf{A} \square \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \mathbf{D} \square (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' \square \mathbf{D} \square (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' + \mathbf{G} \square H_{i,t-1}$ onde as matrizes \mathbf{C} , \mathbf{A} e \mathbf{G} são indefinidas, e a matriz \mathbf{D} possui posto igual a 1.

Quando incluído o mercado internacional de ações (aqui representado pelo Dow Jones), observa-se que os coeficientes do modelo VEC diagonal são todos estatisticamente significativos. Porém, quando incluída a assimetria, verifica-se que os coeficientes que medem a covariância entre Argentina e Dow Jones, e entre Brasil e Dow Jones não são estatisticamente significativos. Ver tabela 5.1.2.

O teste de Granger aplicado na seção 4.2 indicava para a não existência de uma relação de causalidade entre Argentina e Dow Jones na variância condicional, e que não há causalidade no sentido de Granger do Brasil para o Dow Jones. Este resultado é confirmado pelos modelos VEC.

Da mesma forma, os coeficientes da covariância entre Argentina e México, e México e Dow Jones não são estatisticamente significativos, confirmando o teste de Granger da seção 4.2.

O mesmo resultado é observado no caso de Brasil e México que só é significativo a 5%, e Brasil e Dow Jones que não é estatisticamente significativo.

Tabela 5.1.2 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da América Latina, com a inclusão do mercado internacional para o período de jul/1997 a dez/2006. Continua

Variáveis Explanatórias	Argentina X Brasil X D. Jones		Argentina X México X D. Jones		Brasil X México X D. Jones	
	VEC diagonal	VEC diagonal – Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal – Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal – Assimétrico
Constante(1,1)	1,2E-05*	1,2E-05*	1,3E-05*	1,2E-05*	1,4E-05*	1,2E-05*
Constante(1,2)	6,6E-06*	4,4E-06*	3,8E-06*	2,8E-06*	5,7E-06*	4,9E-06*
Constante(1,3)	1,5E-06*	9,1 ^E -07**	1,5E-06*	9,0E-07***	3,0E-06*	2,9E-06*
Constante(2,2)	1,6E-05*	1,4E-05*	7,0E-06*	7,2E-06*	6,3E-06*	6,2E-06*
Constante(2,3)	3,2E-06*	3,1E-06*	2,4E-06*	2,9E-06*	2,3E-06*	2,5E-06*
Constante(3,3)	2,3E-06*	2,0E-06*	2,4E-06*	2,4E-06*	2,5E-06*	2,3E-06*
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,0726*	0,0530*	0,0878*	0,0586*	0,0809*	0,0329*
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$	0,0607*	0,0226*	0,0487*	0,0063	0,0588*	0,0177**
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$	0,0347*	0,0064	0,0343*	0,0034	0,0366*	-0,0060
$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,0776*	0,0253**	0,0979*	0,0531*	0,0869*	0,0473*
$\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1}$	0,0327*	-0,0085	0,0448*	0,0025	0,0457*	0,0062
$\varepsilon_{3,t-1}^2$	0,0641*	0,0163	0,0589*	0,0098	0,0650*	0,0177***
$\varepsilon_{1,t-1}^2 (\varepsilon_{1,t-1} < 0)$		0,0632*		0,0768*		0,0913*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0759*		0,1000*		0,0982*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{3,t-1} (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,0750*		0,0877*		0,0913*
$\varepsilon_{2,t-1}^2 (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0911*		0,1302*		0,1056*
$\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)\varepsilon_{3,t-1} (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,0900*		0,1141*		0,0981*
$\varepsilon_{3,t-1}^2 (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,0890*		0,1000*		0,0912*
$H_{1,t-1}$	0,8992*	0,8873*	0,8834*	0,8770*	0,8878*	0,8930*
$Cov_{12,t-1}$	0,9021*	0,9039*	0,9100*	0,8934*	0,8992*	0,8875*

Tabela 5.1.2 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da América Latina, com a inclusão do mercado internacional para o período de jul/1997 a dez/2006.

Conclusão

$Cov_{13,t-1}$	0,9388*	0,9236*	0,9398*	0,9184*	0,9279*	0,9142*
$H_{2,t-1}$	0,8865*	0,8969*	0,8720*	0,8544*	0,8830*	0,8717*
$Cov_{23,t-1}$	0,9296*	0,9148*	0,9175*	0,8855*	0,9171*	0,8957*
$H_{3,t-1}$	0,9144*	0,9203*	0,9187*	0,9175*	0,9105*	0,9127*
Log Likelihood	20977,9464	21019,3836	21801,3070	21856,8715	22097,0668	22147,9463
Schwarz criterion	-16,8688	-16,8928	-17,5336	-17,5690	-17,7724	-17,8040
Hannan-Quinn criterion	-16,9017	-16,9301	-17,5665	-17,6064	-17,8053	-17,8414

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média (o VAR selecionou os modelos apenas com uma constante para cada análise). *, ** e *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Para o modelo VEC diagonal estimou-se a seguinte equação da variância:

$H_{i,t} = \mathbf{C} + \mathbf{A} \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \mathbf{G} H_{i,t-1}$, onde as matrizes \mathbf{C} , \mathbf{A} e \mathbf{G} são indefinidas. Para o modelo VEC diagonal assimétrico estimou-se as seguintes equações da variância:

$H_{i,t} = \mathbf{C} + \mathbf{A} \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \mathbf{D} (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' + \mathbf{D} (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' + \mathbf{G} H_{i,t-1}$
onde as matrizes \mathbf{C} , \mathbf{A} e \mathbf{G} são indefinidas, e a matriz \mathbf{D} possui posto igual a 1.

Os critérios de seleção indicam que o melhor modelo é o que apresenta assimetria, como no caso da tabela 5.1.1.

5.2 AS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS EM UMA ESTRUTURA REGIONAL – A ÁSIA

Da mesma forma como na seção anterior, aplicou-se o modelo VEC diagonal para os países asiáticos, cujos resultados podem ser vistos na tabela 5.2.1.

O modelo VAR indicou a existência de um processo auto-regressivo de primeira ordem na equação da média, cujos resultados foram suprimidos por não interessarem neste momento. A equação da variância e covariância do modelo VEC diagonal apresentou todos os coeficientes estatisticamente significativos a 5%.

Apenas Coréia e Hong Kong, e Coréia e Japão apresentaram todos os coeficientes estatisticamente significativos a 5% no modelo que inclui assimetria. Nos demais, o coeficiente

que mede a covariância entre as séries não apresentou significância estatística, e o modelo com assimetria mostrou-se melhor pelos critérios de seleção.

Tabela 5.2.1 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006. Continua

Variáveis Explanatórias	Coréia X Hong Kong		Coréia X Japão		Coréia X Taiwan	
	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico
Constante(1,1)	1,9E-06*	1,8E-06*	2,3E-06*	1,9E-06*	3,7E-06*	2,1E-06*
Constante(1,2)	8,7E-07**	9,4E-07**	1,6E-06*	1,7E-06*	2,9E-06*	1,2E-06**
Constante(2,2)	8,5E-07*	9,2E-07*	1,9E-06*	1,9E-06*	2,4E-06*	1,8E-06*
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,0494*	0,0334*	0,0568*	0,0367*	0,0783*	0,0416*
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$	0,0343*	0,0140**	0,0344*	0,0138**	0,0502*	0,0074
$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,0389*	0,0137**	0,0519*	0,0338*	0,0608*	0,0138**
$\varepsilon_{1,t-1}^2 (\varepsilon_{1,t-1} < 0)$		0,0421*		0,0430*		0,0341*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0453*		0,0444*		0,0460*
$\varepsilon_{2,t-1}^2 (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0487*		0,0459*		0,0621*
$H_{1,t-1}$	0,9478*	0,9428*	0,9387*	0,9384*	0,9176*	0,9397*
$Cov_{12,t-1}$	0,9573*	0,9501*	0,9516*	0,9442*	0,9209*	0,9525*
$H_{2,t-1}$	0,9577*	0,9578*	0,9411*	0,9363*	0,9321*	0,9494*
Log de verossimilhança	13624,8472	13645,9648	13638,0683	13652,5035	13240,0335	13402,4391
Critério de seleção de Schwarz	-10,9645	-10,9752	-10,9752	-10,9805	-10,6568	-10,7785
Critério de seleção de Hannan-Quinn	-10,9839	-10,9977	-10,9946	-11,0030	-10,6748	-10,8010
Variáveis Explanatórias	Hong Kong X Japão		Hong Kong X Taiwan		Japão X Taiwan	
	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico
Constante(1,1)	1,3E-06*	1,4E-06*	1,4E-06*	1,2E-06*	2,8E-06*	2,9E-06*
Constante(1,2)	1,5E-06*	2,0E-06*	1,1E-06*	9,1E-07**	1,8E-06*	2,6E-06*
Constante(2,2)	2,5E-06*	3,2E-06*	1,6E-06*	1,6E-06*	1,4E-06*	1,6E-06*
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,0480*	0,0180*	0,0472*	0,0160*	0,0601*	0,0389*
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$	0,0369*	0,0115*	0,0343*	0,0089*	0,0219*	4,6E-05*
$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,0515*	0,0248*	0,0442*	0,0206*	0,0430*	0,0158*
$\varepsilon_{1,t-1}^2 (\varepsilon_{1,t-1} < 0)$		0,0586*		0,0587*		0,0501*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0641*		0,0547*		0,0530*
$\varepsilon_{2,t-1}^2 (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0700*		0,0509*		0,0561*
$H_{1,t-1}$	0,9457*	0,9456*	0,9486*	0,9510*	0,9307*	0,9255*

Tabela 5.2.1 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006. Conclusão.

$Cov_{12,t-1}$	0,9428*	0,9227*	0,9500*	0,9454*	0,9494*	0,9196*
$H_{2,t-1}$	0,9392*	0,9274*	0,9509*	0,9491*	0,9515*	0,9494*
Log de verossimilhança	14406,5178	14434,2163	14156,8555	14186,3222	14113,8765	14135,0034
Critério de seleção de Schwarz	-11,5959	-11,6120	-11,3942	-11,4117	-11,3595	-11,3703
Critério de seleção de Hannan-Quinn	-11,6153	-11,6344	-11,4137	-11,4342	-11,3790	-11,3927

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média (o VAR selecionou os modelos apenas com uma constante para cada análise). *, ** e *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Para o modelo VEC diagonal estimou-se a seguinte equação da variância:

$H_{i,t} = C + A \square \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + G \square H_{i,t-1}$, onde as matrizes **C**, **A** e **G** são indefinidas. Para o modelo VEC diagonal assimétrico estimou-se as seguintes equações da variância:

$$H_{i,t} = C + A \square \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + D \square (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' \square D \square (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' + G \square H_{i,t-1}$$

onde as matrizes **C**, **A** e **G** são indefinidas, e a matriz **D** possui posto igual a 1.

Estes resultados reforçam a idéia de que não se pode rejeitar a hipótese de que os choques positivos e negativos geram reações diferentes na variância condicional, e também na covariância condicional, indicando que a estimação conjunta das séries de dados é a ideal, em detrimento dos modelos univariados.

A inclusão do mercado internacional de ações no teste de Granger havia apontado para uma relação de *feedback* na variância condicional entre os mercados, exceto para o Japão. Quando incluído no modelo multivariado, o coeficiente que mede a covariância entre os mercados asiáticos e o Dow Jones não se apresenta estatisticamente significativo para todos os mercados.

Os resultados podem ser observados na tabela 5.2.2. A covariância condicional entre Coréia do Sul e Dow Jones é estatisticamente significativo na presença do Japão e Taiwan, mas não de Hong Kong. Por sua vez, Hong Kong e Dow Jones são significativos na covariância na presença de Taiwan a 10%, mas não na presença do Japão e Coréia do Sul.

Tabela 5.2.2 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da Ásia, com a inclusão do mercado internacional para o período de jul/1997 a dez/2006. Continua

Variáveis Explanatórias	Coréia X Hong Kong X Dow Jones		Coréia X Japão X Dow Jones		Coréia X Taiwan X Dow Jones	
	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico
Constante (1,1)	2,2E-06*	1,8E-06*	2,5E-06*	1,9E-06*	2,9E-06*	2,1E-06*
Constante (1,2)	1,0E-06*	8,8E-07*	7,9E-07***	5,5E-08	5,9E-07***	3,2E-07
Constante (1,3)	6,5E-07**	1,5E-07	1,7E-06*	1,6E-06*	1,9E-06*	1,1E-06*
Constante (2,2)	1,0E-06*	9,2E-07*	2,5E-06*	2,1E-06*	2,4E-06*	2,1E-06*
Constante (2,3)	4,2E-07***	2,0E-07	2,0E-07	-2,9E-07	1,9E-07***	4,6E-07
Constante (3,3)	2,1E-06*	1,9E-06*	2,1E-06*	2,0E-06*	1,9E-06*	1,8E-06*
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,0490*	0,0383*	0,0552*	0,0407*	0,0548*	0,0445*
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}'$	0,0352*	0,0202*	0,0106	-0,0049	0,0072	-0,0005
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1}'$	0,0071	-0,0080	0,0334*	0,0189*	0,0355*	0,0114***
$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,0399*	0,0181*	0,0739*	0,0012	0,0758*	0,0005
$\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1}'$	0,0136**	-0,0094	0,0093	-0,0125	-0,0048	-0,0131
$\varepsilon_{3,t-1}^2$	0,0697*	0,0046	0,0499*	0,0360*	0,0455*	0,0134**
$\varepsilon_{1,t-1}^2 (\varepsilon_{1,t-1} < 0)$		0,0242*		0,0276*		0,0201**
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0301*		0,0558*		0,0483*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{3,t-1} (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,0501*		0,0294*		0,0339*
$\varepsilon_{2,t-1}^2 (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0374*		0,1130*		0,1161*
$\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)\varepsilon_{3,t-1} (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,0622*		0,0594*		0,0815*
$\varepsilon_{3,t-1}^2 (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,1034*		0,0312*		0,0572*
$H_{1,t-1}$	0,9463*	0,9459*	0,9391*	0,9413*	0,9392*	0,9416*
$Cov_{12,t-1}$	0,9549*	0,9532*	0,9313*	0,9006*	0,9506*	0,8934*
$Cov_{13,t-1}$	0,9489*	0,9129*	0,9510*	0,9484*	0,9446*	0,9546*
$H_{2,t-1}$	0,9552*	0,9582*	0,9028*	0,9205*	0,9047*	0,9223*
$Cov_{23,t-1}$	0,9535*	0,9110*	0,9697*	0,9339*	0,9774*	0,7181*
$H_{3,t-1}$	0,9114*	0,9249*	0,9413*	0,9399*	0,9465*	0,9500*
Log Likelihood	21667,2022	21703,4248	21670,4389	21709,0221	21397,6244	21439,9108
Schwarz criterion	-17,4292	-17,4490	-17,4318	-17,4535	-17,2114	-17,2361
Hannan-Quinn criterion	-17,4636	-17,4879	-17,4662	-17,4924	-17,2458	-17,2750

Tabela 5.2.2 – Resultados da estimação dos modelos VEC para o mercado de ações da Ásia, com a inclusão do mercado internacional para o período de jul/1997 a dez/2006. Conclusão

Variáveis Explanatórias	Hong Kong X Japão X Dow Jones		Hong Kong X Taiwan X Dow Jones		Japão X Taiwan X Dow Jones	
	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico	VEC diagonal	VEC diagonal - Assimétrico
Constante (1,1)	1,9E-06*	1,6E-06*	1,6E-06*	1,2E-06*	2,4E-06*	2,1E-06*
Constante (1,2)	2,8E-06*	2,3E-06*	3,6E-07***	1,6E-06	2,3E-07***	1,8E-07
Constante (1,3)	4,3E-07***	3,5E-07	1,3E-06*	9,6E-07**	1,5E-07	-3,3E-07
Constante (2,2)	3,2E-06*	3,2E-06*	2,2E-06*	2,0E-06*	1,6E-06*	1,8E-06*
Constante (2,3)	1,8E-07	-2,0E-07	2,1E-07	3,9E-06	2,0E-06**	2,5E-06*
Constante (3,3)	2,2E-06*	2,0E-06*	1,7E-06*	1,7E-06*	3,0E-06*	2,8E-06*
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,0525*	0,0220*	0,0492*	0,0202*	0,0722*	-0,0025***
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}'$	0,0450*	0,0177**	0,0165**	-0,0088	-0,0050	-0,0164
$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1}'$	0,0193*	-0,0002	0,0354*	0,0103***	0,0075*	-0,0153***
$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,0527*	0,0291*	0,0693*	-0,0018	0,0424*	0,0153**
$\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1}'$	0,0076	-0,0209**	-0,0026	-0,0262	0,0202*	0,0020
$\varepsilon_{3,t-1}^2$	0,0688*	0,0029	0,0442*	0,0202*	0,0565*	0,0422*
$\varepsilon_{1,t-1}^2 (\varepsilon_{1,t-1} < 0)$		0,0507*		0,0500*		0,1169*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0522*		0,0756*		0,0804*
$\varepsilon_{1,t-1} (\varepsilon_{1,t-1} < 0)\varepsilon_{3,t-1} (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,0735*		0,0501*		0,0603*
$\varepsilon_{2,t-1}^2 (\varepsilon_{2,t-1} < 0)$		0,0537*		0,1143*		0,0553*
$\varepsilon_{2,t-1} (\varepsilon_{2,t-1} < 0)\varepsilon_{3,t-1} (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,0756*		0,0757*		0,0415*
$\varepsilon_{3,t-1}^2 (\varepsilon_{3,t-1} < 0)$		0,1065*		0,0501*		0,0311*
$H_{1,t-1}$	0,9380*	0,9443*	0,9438*	0,9492*	0,9052*	0,9226*
$Cov_{12,t-1}$	0,9171*	0,9188*	0,9535*	0,7523*	0,9733*	0,7491*
$Cov_{13,t-1}$	0,9478*	0,8775*	0,9452*	0,9445*	0,9758*	0,9378*
$H_{2,t-1}$	0,9331*	0,9296*	0,9130*	0,9266*	0,9507*	0,9491*
$Cov_{23,t-1}$	0,9739*	0,9104*	0,9719*	0,1050*	0,9463*	0,9267*
$H_{3,t-1}$	0,9106*	0,9240*	0,9487*	0,9475*	0,9310*	0,9305*
Log Likelihood	22443,7746	22490,7671	22184,5295	22229,3171	22140,7859	22190,0194
Schwarz criterion	-18,0565	-18,0850	-17,8471	-17,8738	-17,8117	-17,8420
Hannan-Quinn criterion	-18,0909	-18,1238	-17,8815	-17,9127	-17,8461	-17,8809

Notas: Foram omitidos os resultados calculados da equação da média (o VAR selecionou os modelos apenas com uma constante para cada análise). *, ** e *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Para o modelo VEC diagonal estimou-se a seguinte equação da variância:

$H_{i,t} = C + A \square \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}' + G \square H_{i,t-1}$, onde as matrizes C , A e G são indefinidas. Para o modelo VEC diagonal assimétrico estimou-se as seguintes equações da variância:

$$H_{i,t} = \mathbf{C} + \mathbf{A} \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \mathbf{D} (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' + \mathbf{D} (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0) (\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{1,t-1} < 0)' + \mathbf{G} H_{i,t-1}$$
 onde as matrizes \mathbf{C} , \mathbf{A} e \mathbf{G} são indefinidas, e a matriz \mathbf{D} possui posto igual a 1.

Portanto, a inclusão do mercado internacional de ações e de coeficientes que medem a assimetria a respostas a choques modifica os resultados, tornando-os mais robustos, e permitem uma análise mais precisa das relações entre os mercados financeiros na variância e covariância condicional, apontando para a existência de um movimento conjunto entre os mercados dos países.

De fato, é mais provável que em mercados emergentes, a disseminação de informações é assimétrica e que inicialmente apenas *traders* bem informados mantêm posição. Como as informações são seqüencialmente transmitidas de *trader* para *trader*, *traders* menos informados também mantêm posição. Depois de uma série de equilíbrios intermediários passageiros, um equilíbrio final é atingido resultando em uma volatilidade menor.

Além disso, os preços de equilíbrio não refletem completamente a informação privada dos investidores na qual eles baseiam suas transações — existe algum “ruído” no processo. Como os mercados desenvolvidos e emergentes diferem com relação ao tamanho dos “ruídos”, equilíbrios de preços em mercados desenvolvidos e emergentes diferem refletindo a informação privada dos *traders* e conseqüentemente de suas transações. Além disso, como o tamanho do ruído é relativamente maior em mercados emergentes, o volume de negócios e as relações de volatilidade serão mais forte nos mercados emergentes (GIRARD e BISWAS, 2007, p.455).

Portanto, como os ativos se movem conjuntamente, choques na mesma direção envolvem um risco maior do que choques em direções opostas. Então, o risco em investir em dois ativos que são altamente e positivamente correlacionados é maior do que investir em dois ativos que são menos correlacionados (Goeij e Marquering, 2004, p.552).

6. A DINÂMICA DAS RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS NA VARIÂNCIA E COVARIÂNCIA CONDICIONAL DIANTE DE CRISES FINANCEIRAS

Nesta seção são discutidas de que forma as relações de causalidade na variância, covariância e correlação condicional entre os mercados de ações são afetados na presença de uma crise financeira. Para isso, é utilizada a mesma base amostral da seção 4, e se verifica se há diferença na forma como os mercados de ações das economias emergentes latinas e asiáticas reagem a choques.

A definição dos períodos de crise segue Fasolo (2006, p.18), compreendendo quatro períodos, tendo dois deles ocorridos na América latina, um na Ásia e outro na Rússia, conforme pode ser observado na tabela 6.1.

Tabela 6.1 – Períodos de crise financeira segundo Fasolo (2006, p.18).

Crise	Período
Países asiáticos	17/10/1997 a 31/10/1997
Rússia	01/08/1998 a 31/12/1998
Mudança no regime cambial brasileiro	15/01/1999 a 31/03/1999
Peso argentino	01/12/2001 a 31/12/2002

Como sugere Phylaktis e Ravazzolo (2005, p.98), a existência de algumas barreiras podem desencorajar os investidores a entrar em um determinado mercado financeiro, como por exemplo a falta de informação suficiente, ou a existência de um risco específico para cada país. Estes riscos podem ser de liquidez, político, de política econômica e riscos de moeda, e instabilidade macroeconômica.

6.1 AMÉRICA LATINA

Os resultados obtidos até agora indicam que existe uma relação de causalidade na variância condicional entre os mercados de ações latinos, gerados por modelos GARCH univariados, que se confirma na covariância nos modelos bivariados, mas que, quando

adicionados efeitos assimétricos estas relações não são significativas, exceto no caso entre Brasil e Argentina.

Quando o mercado internacional de ações é acrescentado no modelo, viu-se no capítulo 4 que as relações de causalidade na variância condicional não são significativas para Argentina e Dow Jones, mas são para os demais países da amostra.

No modelo VEC a inclusão do Dow Jones apresentou coeficiente de covariância condicional estatisticamente significativo entre os mercados, mas quando adicionados efeitos assimétricos esta relação sofre algumas modificações.

A tabela 6.1.1 apresenta a matriz de correlação entre os retornos dos mercados latinos e o Dow Jones. Para todos eles a correlação é estatisticamente significativa, e o maior valor é encontrado entre Brasil e México, e o menor entre Dow Jones e Argentina.

Tabela 6.1.1 – Matriz de correlação entre os retornos dos mercados de ações – 1997 a 2006.

	Argentina	Brasil	México	Dow Jones
Argentina	1.000000 -----			
Brasil	0.457377 [0.0000]	1.000000 -----		
México	0.383924 [0.0000]	0.527559 [0.0000]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.301559 [0.0000]	0.430904 [0.0000]	0.496689 [0.0000]	1.000000 -----

Nota: Entre colchetes as probabilidades.

No entanto, esta análise isoladamente não revela a evolução que as correlações entre os retornos destes mercados sofreram nos anos noventa e dois mil. Como sugere Fasolo (2006, p.4), os mercados de ações latinos foram afetados por uma seqüência de choques originados de diferentes fontes.

Além de crises internas como as do México e da Argentina (1994 e 2001 respectivamente), as crises externas originadas em países com poucas coisas em comum com as

economias latinas (Rússia e países asiáticos) fizeram com que as correlações entre os mercados latinos sofressem algumas mudanças em sua dinâmica ao longo do tempo (tabela 6.1.2).

Tabela 6.1.2 – Correlação entre os mercados latinos durante os anos de crise.

Amostra (ajustada): 3/07/1997 31/12/1997				
	Argentina	Brasil	México	Dow Jones
Argentina	1.000000 -----			
Brasil	0.766165 [0.0000]	1.000000 -----		
México	0.701772 [0.0000]	0.604883 [0.0000]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.709120 [0.0000]	0.619176 [0.0000]	0.744003 [0.0000]	1.000000 -----
Amostra (ajustada): 1/01/1998 31/12/1998				
	Argentina	Brasil	México	Dow Jones
Argentina	1.000000 -----			
Brasil	0.737957 [0.0000]	1.000000 -----		
México	0.601803 [0.0000]	0.662275 [0.0000]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.569966 [0.0000]	0.517242 [0.0000]	0.492715 [0.0000]	1.000000 -----
Amostra (ajustada): 1/01/1999 31/12/1999				
	Argentina	Brasil	México	Dow Jones
Argentina	1.000000 -----			
Brasil	0.525055 [0.0000]	1.000000 -----		
México	0.380172 [0.0000]	0.502668 [0.0000]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.322612 [0.0000]	0.421505 [0.0000]	0.429304 [0.0000]	1.000000 -----
Amostra (ajustada): 3/12/2001 31/12/2002				
	Argentina	Brasil	México	Dow Jones
Argentina	1.000000 -----			
Brasil	0.036371 [0.5430]	1.000000 -----		
México	0.128065 [0.0316]	0.416025 [0.0000]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.083593 [0.1615]	0.418179 [0.0000]	0.636897 [0.0000]	1.000000 -----

Nota: entre colchetes as probabilidades.

Então, dividindo a amostra em pequenas sub-amostras, cada qual relativa a um ano em que ocorreu uma das quatro crises analisadas, verifica-se que durante as duas primeiras crises, a da Ásia e da Rússia os coeficientes de correlação são maiores, mas que diminuem durante as crises do Brasil e Argentina.

Este resultado é importante na análise porque aqui não se está tratando de volatilidade, mas sim de retornos. Observa-se também que as correlações são positivas entre os mercados, indicando a direção em que ocorrem as influências entre eles.

Pode-se observar também que, durante a crise Argentina, a correlação entre o mercado argentino e o Dow Jones não é estatisticamente significativo, da mesma forma que a correlação entre Brasil e Argentina.

O modelo VAR empregado no capítulo 5, anteriormente à estimação dos modelos multivariados, indicou que a equação da média não deveria conter defasagens, por isso estimou-se apenas com a constante para cada modelo aplicado par a par.

Então, optou-se por estimar um VAR contendo uma defasagem com todas as variáveis ao mesmo tempo, cujos resultados estão na tabela 6.1.3.

No caso argentino, os coeficientes são estatisticamente significativos a 5% com relação ao Brasil, a 10% com México, mas não é significativo com relação ao Dow Jones. Pode-se verificar também que a hipótese de mercados eficientes não pode ser aceita para o caso argentino, haja vista a significância estatística do coeficiente naquela equação.

Tabela 6.1.3 – Resultado do modelo VAR aplicado às séries de dados da América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.

	Argentina	Brasil	México	Dow Jones
$Argentina_{t-1}$	-0.041337 [-1.79440]**	-0.010442 [-0.46047]	0.008884 [0.55227]	-0.001791 [-0.17761]
$Brasil_{t-1}$	0.054558 [2.10440]**	-0.030545 [-1.19689]	0.033332 [1.84125]**	0.015757 [1.38875]
$México_{t-1}$	0.064580 [1.76933]***	0.060368 [1.68018]***	-0.093382 [-3.66400]	-0.006021 [-0.37693]
$DowJones_{t-1}$	-0.048353 [-0.88728]	-0.009242 [-0.17228]	0.129711 [3.40881]	-0.032179 [-1.34923]
Constante	0.000322 [0.66126]	0.000461 [0.96136]	0.000725 [2.13320]	0.000218 [1.02178]
R ²	0.004769	0.001430	0.009025	0.001343
R ² -ajustado	0.003158	-0.000187	0.007421	-0.000273
Soma dos quadrados dos resíduos	1.447901	1.403005	0.705945	0.277327
F-estatístico	2.960020	0.884590	5.626181	0.831012
Log de verossimilhança	5702.733	5741.728	6592.029	7748.740
Critério de seleção de Schwarz	-4.590627	-4.622126	-5.308960	-6.243299

Notas: Entre colchetes as estatísticas t, *, ** e *** são estatisticamente significativo a 1%, 5%, 10% respectivamente.

No caso do Brasil, apenas o coeficiente do México é estatisticamente significativo a 10%, enquanto os demais não são. Neste caso a hipótese de eficiência do mercado brasileiro é confirmada.

Para a equação do México verifica-se que apenas a Argentina não se mostrou significativo, e que o mercado mexicano não confirma a hipótese de eficiência. E para o Dow Jones nenhum dos coeficientes é estatisticamente significativo.

Então, apesar de existir correlação entre os retornos, a significância na equação da média estimada por um modelo VAR não consegue confirmar estas relações com uma defasagem.

Porém, ao estimar as equações com defasagens apenas quando a variável dependente é incluída no modelo, verifica-se que somente as constantes é que não são estatisticamente significativas, indicando que o canal de transmissão não está nas variáveis defasadas, mas sim contemporaneamente. Além disso, sob a hipótese de mercados eficientes, apenas a Argentina

apresenta coeficiente defasado não significativo, enquanto o México é significativo considerando 5% de significância estatística (tabela 6.1.4).

Tabela 6.1.4 – Modelo VAR considerando as variáveis sem defasagens para América Latina e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

	Argentina	Brasil	México	Dow Jones
<i>Argentina_t</i>	-0,0064 [-0,3699]	0,2720 [15,9893]*	0,0985 [7,8508]*	0,0293 [3,4611]*
<i>Brasil_t</i>	0,3420 [15,8605]*	-0,0435 [-2,7482]*	0,2345 [17,4062]*	0,0926 [9,8889]*
<i>México_t</i>	0,2445 [7,7631]*	0,4661 [17,459]*	-0,0343 [-2,1741]**	0,2269 [17,8720]*
<i>DowJones_t</i>	0,1641 [3,4578]*	0,4122 [9,9557]*	0,4995 [17,6644]*	-0,0452 [-2,6651]*
Constante	-4,06E-07 [-0,0009]	-1,39E-05 [-0,0369]	0,0004 [1,7723]	7,31E-06 [0,0407]
R ²	0.241103	0.381353	0.383586	0.291674
R ² -Ajustado	0.239875	0.380351	0.382589	0.290528
Soma dos quadrados dos resíduos	1.104128	0.869208	0.439117	0.196702

Notas: Entre colchetes as estatísticas t, *, ** e *** são estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

A estimação da covariância condicional juntamente com a correlação condicional dá uma pista sobre como os mercados são interligados. Assim, uma maior correlação entre os choques indica que os surtos de incerteza em um dos mercados, é transmitido com maior intensidade para o outro, em função do aumento da volatilidade dos retornos (LOMBARDI et al, 2004, p. 9 e 10).

Os resultados da tabela 6.1.2 indicam uma mudança no padrão de correlação entre os mercados a partir do final de 2001, por isso, para testar a existência de uma mudança no padrão de contágio, aplicou-se o modelo da equação 6.1.1, que consiste em estimar²³:

$$\hat{R}_t = \alpha + \beta_1 \text{Tendência} + \beta_2 \hat{R}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.1.1)$$

onde \hat{R}_t representa a correlação condicional gerada a partir dos modelos VEC do capítulo 5, que é uma função de uma tendência determinística, a correlação condicional defasada um período e um termo de erro. Neste modelo, o coeficiente de interesse é β_1 , e as séries de

²³ Ver Lombardi et alii 2004, p. 10

correlação condicional são geradas par a par com base nos resultados obtidos dos modelos com assimetria da tabela 5.1.1.

Com base nos resultados, aplica-se o teste de quebra estrutural de Cusum ao Quadrado e se verifica em que período ocorre às mudanças na estrutura do modelo.

O gráfico 6.1.1 – a, mostra as séries geradas para a amostra completa, iniciando em 1997 e terminando em 2006. Nota-se que a correlação condicional é positiva nos três gráficos, e que ocorre uma redução até o fim de 2001, quando volta a aumentar em uma intensidade menor, sendo confirmado pelo gráfico 6.1.1 – c.

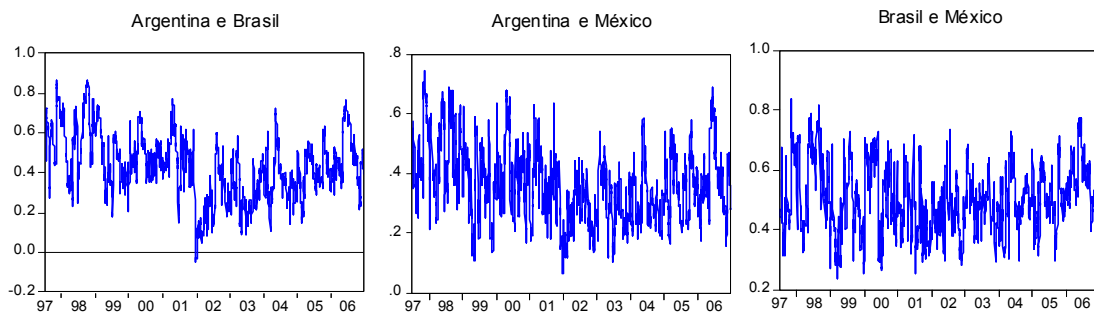


Gráfico 6.1.1-a – Correlação entre os mercados latinos – 1997 a 2006

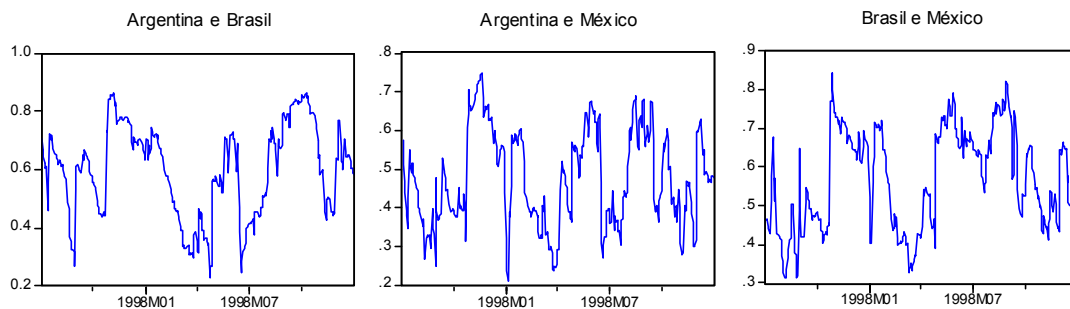


Gráfico 6.1.1-b – Correlação entre os mercados latinos – 1997 a 1998

Continua

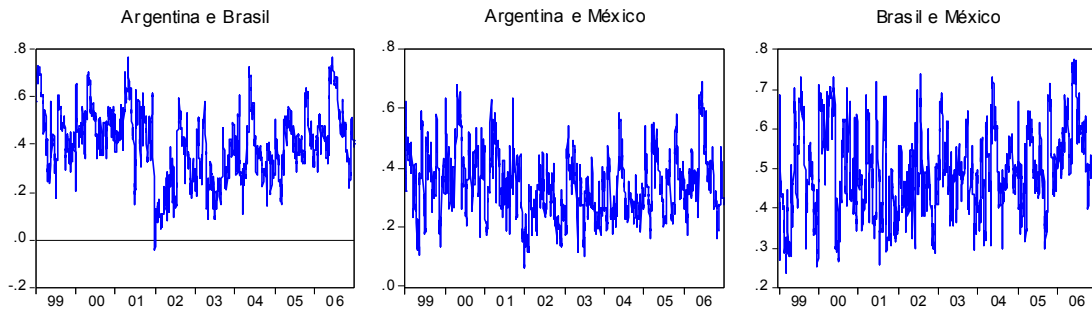


Gráfico 6.1.1-c – Correlação entre os mercados latinos – 1999 a 2006

Conclusão.

A tabela 6.1.5 apresenta os resultados da equação 6.1.1. Nota-se que o coeficiente β_1 é significativo e negativo para Argentina e México, Argentina e Brasil, mas não é significativo para Brasil e México. Este resultado indica que o padrão de contágio entre Argentina e México, e Argentina e Brasil seguiu uma leve tendência de queda no período da amostra, mas não diz quando ocorreram as mudanças mais significativas.

Tabela 6.1.5 – Resultados da estimação da equação 6.1.1 para América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.

Argentina e Brasil			
Coefficiente	Valor	Estatística t	R-Quadrado
α	0,0180	5,6064	0,9397
β_1	-2,45E-06	-2,0434**	
β_2	0,9652	184,2391	
Argentina e México			
α	0,0261	7,7193	0,8908
β_1	-3,05E-06	-2,5357**	
β_2	0,9380	134,9287	
Brasil e México			
α	0,0308	8,0477	0,8824
β_1	-1,10E-07	-0,1009	
β_2	0,9393	136,2339	

Notas: *, ** e *** são estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

O gráfico 6.1.2 mostra que padrão de contágio entre Argentina e México tem sua primeira mudança na tendência no final de 2001, muito provavelmente influenciado pela crise Argentina, e

uma segunda no final de 2005, influenciado pelas práticas políticas adotadas e pela postura com relação aos credores.

Entre Brasil e Argentina a primeira mudança na tendência do contágio ocorre no fim de 1999, quando da mudança do regime cambial brasileiro e da adoção de uma nova política econômica. No fim de 2004 ocorre nova mudança, depois de já terem sido superados os problemas internos argentino.

E finalmente, entre Brasil e México há também dois períodos de mudanças estruturais no modelo, sendo a primeira no final de 2000, e a segunda no fim de 2005.

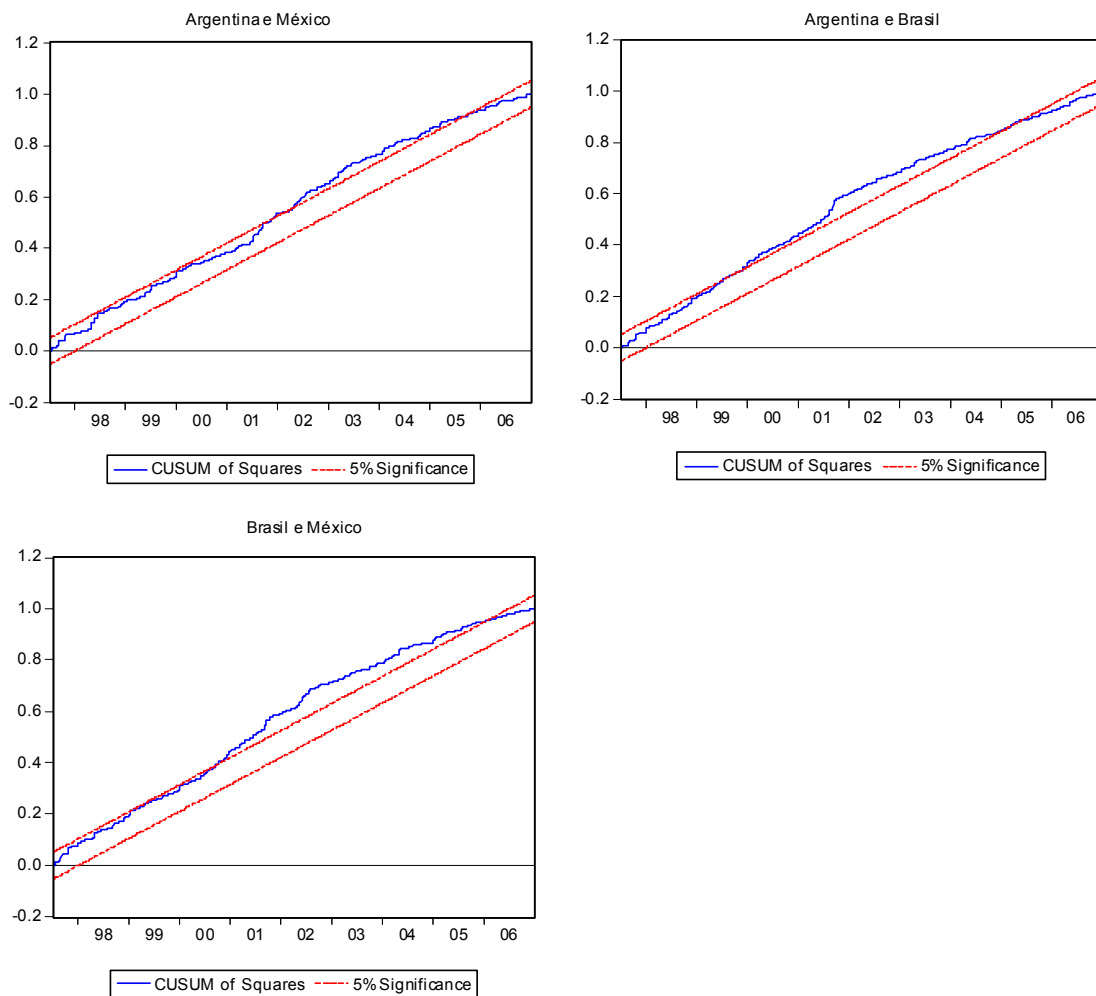


Gráfico 6.1.2 – Teste de Cusum ao quadrado para os países da América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.

O que se pode concluir ao analisar os gráficos, é que a crise asiática e da Rússia não foram capazes de alterar o padrão de contágio existente entre os mercados latinos na covariância condicional, e que as mudanças ocorridas no fim dos anos noventa parece ter estabelecido um novo padrão de comportamento entre estes mercados²⁴.

6.2 ÁSIA

O teste de causalidade de Granger aplicado à variância condicional gerada a partir dos modelos GARCH univariados indicou que o mercado internacional de ações causava e era causado pela variância condicional dos mercados asiáticos, à exceção do Japão que não causava no sentido de Granger o Dow Jones. De certa forma os resultados da estimação do modelo multivariado modificam esta conclusão, quando da presença de outro mercado.

As relações par a par entre os mercados asiáticos também sofreram modificações na estrutura de causalidade, deixando a questão em aberto sobre quem causa quem na variância e covariância condicional.

Por si só, isto justifica a utilização de um teste de correlação condicional, aplicados para o mercado asiático em conjunto, e adicionando o Dow Jones como *proxy* do mercado internacional de ações.

Assim, seguindo o que foi apresentada para a América Latina, a tabela 6.2.1 mostra a matriz de correlação entre os retornos dos mercados asiáticos e o Dow Jones, onde se percebe que as correlações dos retornos são muito baixas comparativamente entre os asiáticos e o mercado americano. Além disso, a correlação maior é entre Hong Kong e Japão.

²⁴ Para uma análise de quebra estrutural em mercados emergentes ver Nguyen (2008).

Tabela 6.2.1 – Matriz de correlação entre os retornos dos mercados asiático e Dow Jones – 1997 a 2006.

	Coréia do Sul	Hong Kong	Japão	Taiwan	Dow Jones
Coréia do Sul	1.000000 -----				
Hong Kong	0.351516 [0.0000]	1.000000 -----			
Japão	0.346185 [0.0000]	0.403558 [0.0000]	1.000000 -----		
Taiwan	0.284113 [0.0000]	0.261617 [0.0000]	0.232128 [0.0000]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.075239 [0.0002]	0.124614 [0.0000]	0.108612 [0.0000]	0.038342 [0.0564]	1.000000 -----

Nota: Probabilidades entre colchetes.

A tabela 6.2.2 apresenta o teste de correlação para os países asiáticos com os dados divididos em sub-amostras, cada uma delas representando cada um dos anos em que ocorreram crises financeiras desde 1997.

Em 1997, ano em que ocorre a crise asiática, apenas a correlação entre Japão e Hong Kong, Taiwan e Coréia do Sul, e Dow Jones e Coréia do Sul se apresentam significativos. Em 1998, ano da crise russa, as relações mudam e Taiwan e Coréia do Sul passam a não ser significativos, assim como Coréia do Sul e Dow Jones, e Taiwan e Dow Jones.

Depois disso, em 1999, ano da mudança de política econômica no Brasil, a correlação entre o retorno do Dow Jones e os mercados asiáticos não foi estatisticamente significativo, e entre 2001 e 2002, quando da crise Argentina, todos os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos.

Tabela 6.2.2 – Correlação entre os mercados asiáticos durante os anos de crise. Continua

Amostra (Ajustada): 3/07/1997 31/12/1997					
	Coréia do Sul	Hong Kong	Japão	Taiwan	Dow Jones
Coréia do Sul	1.000000 -----				
Hong Kong	0.125166 [0.1559]	1.000000 -----			
Japão	0.084583 [0.3387]	0.440794 [0.0000]	1.000000 -----		
Taiwan	0.204132 [0.0198]	0.129423 [0.1422]	0.079341 [0.3696]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.207379 [0.0179]	0.156394 [0.0756]	0.139597 [0.1132]	-0.075314 [0.3944]	1.000000 -----
Amostra (Ajustada): 1/01/1998 31/12/1998					
	Coréia do Sul	Hong Kong	Japão	Taiwan	Dow Jones
Coréia do Sul	1.000000 -----				
Hong Kong	0.173543 [0.0049]	1.000000 -----			
Japão	0.194302 [0.0016]	0.321714 [0.0000]	1.000000 -----		
Taiwan	0.088539 [0.1538]	0.383487 [0.0000]	0.144611 [0.0194]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.072170 [0.2453]	0.259010 [0.0000]	0.165030 [0.0075]	0.093185 [0.1332]	1.000000 -----
Amostra (Ajustada): 1/01/1999 31/12/1999					
	Coréia do Sul	Hong Kong	Japão	Taiwan	Dow Jones
Coréia do Sul	1.000000 -----				
Hong Kong	0.294148 [0.0000]	1.000000 -----			
Japão	0.162067 [0.0087]	0.397249 [0.0000]	1.000000 -----		
Taiwan	0.131572 [0.0336]	0.186940 [0.0024]	0.180472 [0.0034]	1.000000 -----	
Dow Jones	0.027811 [0.6547]	0.047571 [0.4441]	0.014534 [0.8152]	0.019332 [0.7559]	1.000000 -----
Amostra (Ajustada): 3/12/2001 31/12/2002					
	Coréia do Sul	Hong Kong	Japão	Taiwan	Dow Jones
Coréia do Sul	1.000000 -----				
Hong Kong	0.450715 [0.0000]	1.000000 -----			
Japão	0.419839 [0.0000]	0.455308 [0.0000]	1.000000 -----		
Taiwan	0.452685 [0.0000]	0.398705 [0.0000]	0.324168 [0.0000]	1.000000 -----	

Tabela 6.2.2 – Correlação entre os mercados asiáticos durante os anos de crise. Conclusão.

Dow Jones	0.130970 [0.0279]	0.165485 [0.0053]	0.192445 [0.0012]	0.143296 [0.0160]	1.000000 ----
-----------	----------------------	----------------------	----------------------	----------------------	------------------

Notas: Probabilidades entre colchetes.

Este resultado torna o trabalho de analisar as relações entre os mercados mais difíceis, haja vista que a correlação entre os mercados de ações asiáticos varia no tempo. Com isso, aplicando um VAR nas séries em conjunto, pode-se ter uma pista de como o retorno de um mercado reage na presença de outro.

A tabela 6.2.3 apresenta os resultados, considerando uma defasagem da mesma forma como no VEC do capítulo 5, de onde se pode verificar que, sob a hipótese de mercados eficientes, no período analisado apenas para o Dow Jones não se pode rejeitar esta hipótese.

Tabela 6.2.3 – Resultado do modelo VAR aplicado às séries de dados da Ásia e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

	Coréia do Sul	Hong Kong	Japão	Taiwan	Dow Jones
<i>Coréi</i> doSul _{t-1}	-0.074797	0.068100	0.026981	0.030732	0.010936
	[-3.42466]*	[4.17597]*	[1.94849]***	[1.93638]***	[1.05336]
<i>HongKong</i> _{t-1}	0.072639	-0.083286	0.029707	0.092068	-0.016085
	[2.48785]**	[-3.82037]*	[1.60482]	[4.33936]*	[-1.15893]
<i>Japão</i> _{t-1}	-0.021892	-0.068724	-0.176575	0.067140	-0.029159
	[-0.64434]	[-2.70896]*	[-8.19695]*	[2.71931]*	[-1.80542]***
<i>Taiwan</i> _{t-1}	0.016951	-0.027124	0.022415	-0.102211	0.014470
	[0.59791]	[-1.28135]	[1.24702]	[-4.96129]*	[1.07374]
<i>DowJones</i> _{t-1}	0.503441	0.506471	0.418824	0.338579	-0.017825
	[11.7949]*	[15.8918]*	[15.4768]*	[10.9160]*	[-0.87857]
Constante	0.000148	-1.03E-05	-0.000174	-0.000152	0.000215
	[0.33040]	[-0.03092]	[-0.61450]	[-0.46686]	[1.01258]
R ²	0.060082	0.101595	0.106723	0.076694	0.003302
R ² -ajustado	0.058180	0.099776	0.104915	0.074825	0.001284
Soma dos quadrados dos resíduos	1.224963	0.682926	0.492395	0.646849	0.276783
F-estatístico	31.57802	55.86325	59.01992	41.03416	1.636436
Log de verossimilhança	5909.732	6633.069	7038.025	6700.260	7751.170
Critério de seleção de Schwarz	-4.754676	-5.338955	-5.666059	-5.393229	-6.242106

Notas: Estatística t entre parênteses. *, ** e *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Na equação em que o Dow Jones é a variável dependente, apenas o Japão é que se mostra significativo e mesmo assim apenas com 10% de significância. Por outro lado, quando o retorno

do Dow Jones entra na equação dos demais mercados, seu coeficiente é estatisticamente significativo.

A tabela 6.2.4 apresenta os resultados para a estimação do modelo VAR com as variáveis defasadas apenas quando a variável dependente entra na equação. Nota-se que para o mercado asiático, todos os coeficientes são estatisticamente significativos regionalmente, e que o Dow Jones não apresenta significância estatística para Coréia do Sul e Taiwan, que também não são estatisticamente significativos na equação do Dow Jones.

Tabela 6.2.4 – Modelo VAR considerando as variáveis sem defasagens para Ásia e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

	Coréia do Sul	Hong Kong	Japão	Taiwan	Dow Jones
Coréia do Sul	-0,0713 [-3,9659]*	0,1597 [10,8937]*	0,1372 [10,9418]*	0,1437 [9,4400]*	0,0135 [1,3094]
Hong Kong	0,2863 [10,9207]*	-0,0792 [-4,4750]*	0,2484 [15,1366]*	0,1440 [7,0231]*	0,0645 [4,6556]*
Japão	0,3310 [10,8605]*	0,3433 [15,4099]*	-0,1123 [-6,3132]*	0,1186 [4,9437]*	0,0561 [3,4802]*
Taiwan	0,2485 [9,6905]*	0,1483 [7,6395]*	0,0946 [5,6657]*	-0,0434 [-2,2993]**	0,0020 [0,1525]
Dow Jones	0,0390 [0,9951]	0,1146 [3,9217]*	0,0674 [2,6916]*	-0,0097 [-0,3188]	-0,0846 [-3,9427]*
Constante	0,0003 [0,6308]	0,0001 [0,2896]	-0,0001 [-0,5370]	-0,0001 [-0,3246]	0,0002 [1,0692]
R ²	0,2073	0,2408	0,2330	0,1210	0,0262
R ² ajustado	0,2057	0,2393	0,2315	0,1192	0,0242
Soma dos quadrados dos resíduos	1,0331	0,5771	0,4228	0,6158	0,2704

Notas: Entre colchetes as estatísticas t, *, ** e *** são estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Este resultado, da mesma forma que ocorreu com o caso latino, indica que o canal pelo qual se dá a influência dos retornos não está nas variáveis defasadas, mas sim nelas contemporaneamente. No entanto, há o problema de dados não sincronizados entre o Dow Jones e os países asiáticos que pede cuidado na interpretação dos resultados.

Como a tabela 6.2.2 mostra que a correlação entre os mercados varia no tempo, pode-se estimar a equação 6.1.1 para verificar se há uma mudança no padrão de contágio entre os

mercados asiáticos no tempo, e verificar as mudanças estruturais através da aplicação do teste de Cusum ao quadrado.

O gráfico 6.2.1 apresenta as séries de correlação condicional gerados a partir do modelo VEC do capítulo 5 par a par e considerando os efeitos assimétricos.

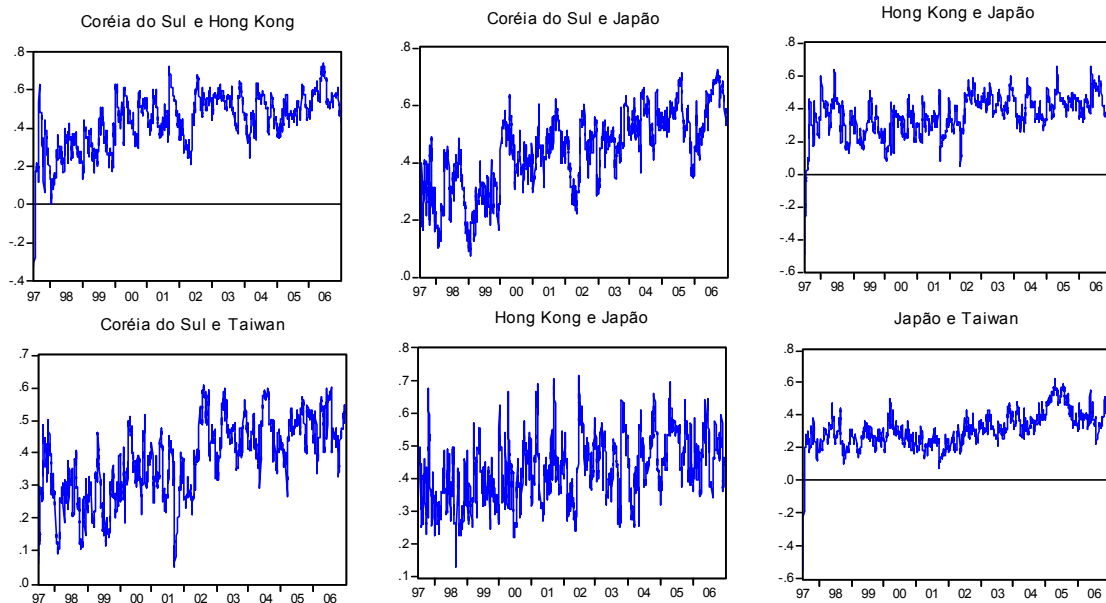


Gráfico 6.2.1 – Correlação entre os mercados asiáticos – 1997 a 2006

Da mesma forma como no caso latino, os gráficos mostram que as correlações entre os mercados são positivas, e pode-se verificar também que no caso asiáticos ela vem crescendo nos últimos anos.

A tabela 6.2.5 apresenta os resultados da equação 6.1.1, com as séries de dados gerados a partir dos modelos VEC par a par, e considerando os efeitos assimétricos.

Tabela 6.2.5 – Resultado da equação 6.1.1 para o mercado asiático para o período de jul/1997 a dez/2006.

Coréia do Sul e Hong Kong			
Coeficiente	Valor	Estatística t	R – Quadrado
α	0,0122	6,7991*	
β_1	4,0E-06	4,1260*	
β_2	0,9618	191,2881*	0,9629
Coréia do Sul e Japão			
Coeficiente	Valor	Estatística t	R – Quadrado
α	0,0108	6,2294*	
β_1	5,3E-06	5,1025*	
β_2	0,9613	177,1092*	0,9684
Coréia do Sul e Taiwan			
Coeficiente	Valor	Estatística t	R – Quadrado
α	0,0086	5,6556*	
β_1	3,8E-06	4,3940*	
β_2	0,9655	186,7645*	0,9651
Hong Kong e Japão			
Coeficiente	Valor	Estatística t	R – Quadrado
α	0,0221	7,9903*	
β_1	3,9E-06	4,0326*	
β_2	0,9371	133,7885*	0,9024
Hong Kong e Taiwan			
Coeficiente	Valor	Estatística t	R – Quadrado
α	0,0124	7,3293*	
β_1	2,9E-06	3,2926*	
β_2	0,9566	186,3128*	0,9506
Japão e Taiwan			
Coeficiente	Valor	Estatística t	R – Quadrado
α	0,0104	8,2718*	
β_1	3,7E-06	5,0940*	
β_2	0,9527	193,0431*	0,9625

Notas: *,** e *** são estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% respectivamente.

O coeficiente β_1 é significativo e positivo para todos os mercados, indicando que o padrão de contágio seguiu uma leve tendência de alta desde 1997 entre os mercados asiáticos,

confirmando o que havia sido constatado no gráfico 6.2.1. Diz-se leve tendência de alta em função do valor dos coeficientes serem muito baixos.

O gráfico 6.2.2 apresenta o resultado do teste de Cusum quadrado para as equações da tabela 6.2.4. Nota-se que a crise asiática em 1997 desloca a linha do teste (azul) para fora da margem de 5% (paralelas vermelhas), exceto para as relações entre Hong Kong e Japão, e Japão e Taiwan. Além disso, não há mudança estrutural nas relações entre Japão e Taiwan ao longo da amostra.

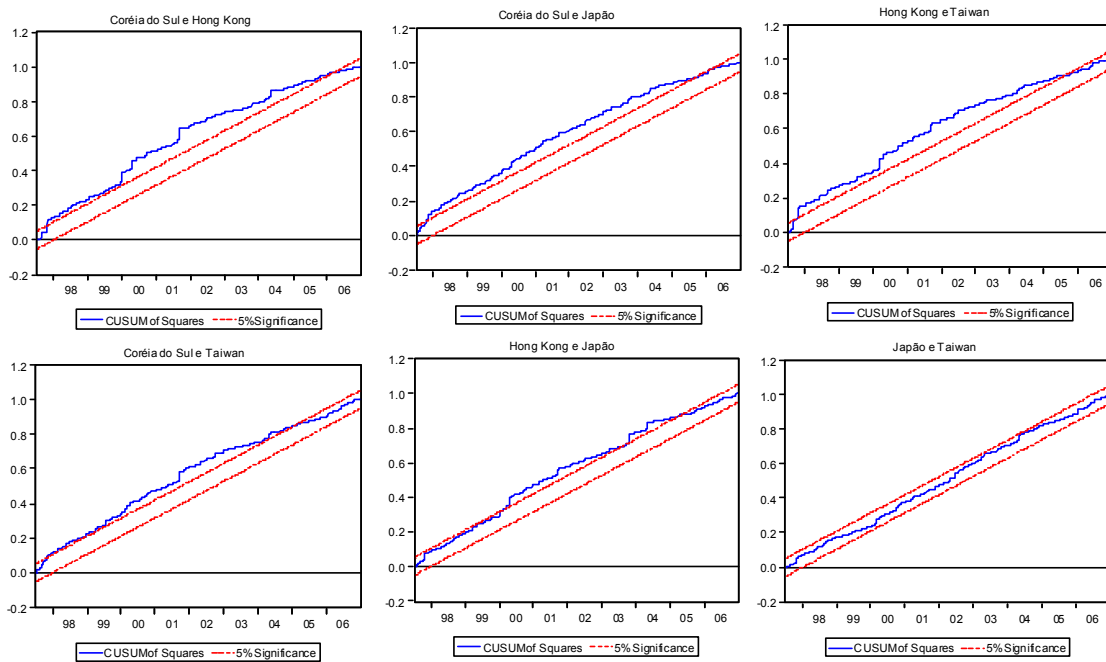


Gráfico 6.2.2 – Teste de cusum quadrado para o mercado asiático para o período de jul/1997 a dez/2006.

Portanto, a análise regional apresentada nesta seção corrobora os resultados das outras seções, ampliando os fatores que provocam mudanças no comportamento da volatilidade condicional dos mercados de ações, incluindo as crises financeiras como decisiva para os mercados latinos e asiáticos.

Enquanto no mercado latino ocorreu uma tendência de redução no padrão de contágio, no segundo ocorre uma leve tendência de alta. Além disso, fica evidenciado que a correlação entre o retorno dos mercados depende do período analisado, e que a influência do retorno de um mercado sobre o outro é contemporâneo e não defasado.

7. CONCLUSÃO

O presente estudo tratou de analisar as relações entre os mercados de ações na variância, covariância e correlação condicional, e teve como ponto de partida a identificação dos fatores determinantes das mudanças na direção do comportamento da volatilidade condicional dos retornos dos mercados de ações, e a existência de assimetrias nas respostas aos eventos positivos e/ou negativos.

Os resultados estão em linha com a literatura e apontam para a existência de efeitos assimétricos, com uma sensibilidade maior por parte dos mercados de ações asiáticos e dos países industrializados às notícias ruins na variância condicional do que os mercados latinos. As notícias positivas apresentam intensidade diferente de resposta para cada país, evidenciando a existência de *leverage effect* nestes mercados estudados.

Também os resultados para o mercado de câmbio apontam para a existência de assimetrias nas respostas, sendo que o país mais sensível a notícias ruins é o México. Em função dos diferentes regimes cambiais adotados pelos países da amostra os resultados devem ser analisados com cautela.

Além disso, verificou-se a existência de elevada persistência na variância condicional tanto para os mercados de ações quanto de câmbio.

Quanto aos determinantes das mudanças de comportamento da variância condicional dos mercados de ações, viu-se que os pares de mercados de cada região utilizada na amostra caminham juntos, e apresentam relação de causalidade no sentido de Granger bidirecional, não deixando claro qual precede o outro. Enquanto no caso do câmbio, haja vista os regimes cambiais distintos entre os países da amostra, não foi possível chegar a nenhum resultado conclusivo.

O mercado de ações americano Dow Jones mostrou-se um importante canal pelo qual podem ser percebidas mudanças no comportamento da volatilidade condicional dos demais

mercados de ações, podendo ser utilizado como uma *proxy* para o mercado internacional de ações, a fim de não deixar o modelo incompleto.

A análise feita com um grupo maior de países, porém com uma base de dados um pouco menor, confirmou na seção 4 os resultados observados na seção 3 quanto à persistência da volatilidade condicional dos retornos dos mercados de ações, e a existência de respostas assimétricas aos choques positivos e negativos na variância condicional.

Apesar da nova amostra iniciar em 1997, após a crise mexicana de dezembro de 1994, o México mostrou ser mais sensível a choques na variância condicional entre os latinos, e o mercado brasileiro apresentou a maior persistência.

Outro resultado importante é que os mercados asiáticos apresentam uma resposta média menor a choques positivos e negativos e uma persistência maior na variância condicional, quando comparados aos mercados latinos. Quando incluídos os mercados europeus, verificou-se que aqueles países apresentam respostas menores a choques positivos, e resposta média maior a choques negativos do que os asiáticos.

Os testes de causalidade de Granger apontam para uma relação bidirecional entre os mercados latinos na variância condicional, e entre os asiáticos, com exceção das relações entre Coreia do sul e Japão, Coreia do Sul e Taiwan e Taiwan e Hong Kong. Entre os europeus, apenas Reino Unido e Holanda que não apresentam relação bidirecional na variância condicional.

Esperava-se que os asiáticos apresentassem uma relação unidirecional para os latinos na variância condicional, porém a única relação unidirecional foi o da Argentina que causa no sentido de Granger a Coreia do Sul, não se observando a recíproca.

A hipótese de uma relação bidirecional entre os latinos e os europeus foi confirmada pelos resultados, à exceção para a relação entre Alemanha e Argentina. Por outro lado, entre os asiáticos e os europeus as relações bidirecionais foram encontradas apenas para Alemanha e

Hong Kong, França e Hong Kong e Japão e Holanda, os demais ou não apresentaram relação de causalidade ou a relação foi unidirecional da Europa para Ásia.

Quando incluído o mercado internacional de ações, Argentina e Dow Jones, Japão e Dow Jones não apresentam relações de causalidade em nenhuma das direções no sentido de Granger e na variância condicional, o Dow Jones causa o Brasil, mas não o contrário, e foi encontrada uma relação forte bidirecional entre os mercados europeus e o Dow Jones na variância condicional.

Isto indica que há uma relação que não pode ser desconsiderada nas análises de causalidade entre o mercado americano e os demais mercados, indicando a necessidade de se modelar na forma multivariada estas relações, a fim de capturar os co-movimentos entre os mercados.

Uma análise do comportamento conjunto através de modelos multivariados mostrou-se superior aos resultados obtidos nos modelos univariados, principalmente por poder comparar o comportamento de uma variável na presença de outra, ou o comportamento de duas na presença de uma terceira. Além disso, os modelos multivariados tornam a análise mais simples, dispensando procedimentos em vários estágios como os apresentados na seção quatro.

Novamente o componente assimétrico mostrou-se importante, modificando inclusive os resultados quando este componente não é levado em consideração. Isto significa que não se pode rejeitar a hipótese de que os choques positivos e negativos geram reações diferentes na variância e covariância condicional, indicando que a estimação conjunta das séries é a ideal em detrimento dos modelos univariados.

Além disso, a hipótese de que o mercado internacional de ações não pode ser deixado de fora dos modelos a fim de não gerar resultados incompletos se confirmou, o que significa que é possível chegar a um resultado mais preciso sobre as relações entre os mercados financeiros na

variância e covariância condicional, apontando para a existência de um movimento conjunto entre os mercados dos países.

Uma análise das correlações entre os mercados aponta para a existência de uma correlação positiva e estatisticamente significativa entre os países da América latina, e que durante as crises da Ásia e Rússia os coeficientes eram maiores, diminuindo durante as crises do Brasil e Argentina.

Constatou-se que o canal de transmissão para as relações de causalidade entre os retornos encontra-se nas variáveis contemporâneas e não nelas defasadas, e que o padrão de contágio entre eles apresenta uma leve tendência de queda ao longo da amostra. Além disso, concluiu-se que a crise asiática não provocou mudanças estruturais nas tendências de contágio entre os mercados latinos.

No caso dos mercados asiáticos, percebeu-se que as correlações entre os retornos dos mercados são mais baixas, variando ao longo dos períodos de crise, onde durante a crise asiática apenas a correlação entre Japão e Hong Kong, Taiwan e Coréia do Sul, e Dow Jones e Coréia do Sul se apresentam significativos.

Em 1998, ano da crise russa, as relações mudam e Taiwan e Coréia do Sul passam a não ser significativos, assim como Coréia do Sul e Dow Jones, e Taiwan e Dow Jones. Depois disso, em 1999, ano da mudança de política econômica no Brasil, a correlação entre o retorno do Dow Jones e os mercados asiáticos não foi estatisticamente significativo, e entre 2001 e 2002, quando da crise Argentina, todos os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos.

Da mesma forma como no caso latino, os resultados apontam que as correlações entre os mercados são positivas, e pode-se verificar também que no caso asiáticos ela vem crescendo nos últimos anos.

Uma continuação natural deste trabalho é a utilização de outros modelos GARCH do tipo multivariados, testando outras formas para equação da média, como por exemplo, a inclusão de um coeficiente da variância como variável explicativa. Além disso, como se sabe qual mercado influencia e é influenciado, pode-se partir para um *directed acyclic graph*, visando montar um mapa da direção da causalidade entre os mercados.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, N. M. C. G. de. **Modelos de mudança de regime**: Uma aplicação em Finanças Empíricas. 2000. 163 f. Dissertação (Mestre em Economia) - Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.

ALVES JR, A. J.; FERRARI, F.; e PAULA, L.F. de. **Currency crises, speculative attacks and financial instability in a global world**: a post keynesian approach with reference to brazilian currency crisis. Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura, v. X, n. 1, p. 173-200, 2004.

AVERBUG, A.; GIAMBIAGI, F. **A crise brasileira de 1998/1999**: origens e conseqüências. TD 77 Rio de Janeiro: Ipea, 2000. 40 p. Disponível em: <www.ipea.gov.br>. Acesso em: 04 jun. 2006.

BACHA, E. L. **Reflexões Pós-Cepalinas sobre Inflação e Crise Externa**. Revista de Economia Política, v. 23, n. 3, p.143-150, 07 set. 2003.

BAI, X.; RUSSELL, J. R.; TIAO, G. C. **Kurtosis of GARCH and stochastic volatility models with non-normal innovations**. Journal of Econometrics, n. 114, p. 349-360, 2003.

BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J. V. K. **Multivariate GARCH models: a survey**. Journal of Applied Econometrics, n. 21, p. 79-109, 2006.

BESSLER, D.A.; YANG, J. **The structure of interdependence in international stock markets**. Journal of International Money and Finance. n.22, p. 261-287, 2003.

BOLLERSLEV, T. **Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity**. Journal of Econometrics. n. 31, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T.; CHOU, R. Y.; KRONER, K. F. **ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence**. Journal of Econometrics, n. 52, p. 5-59, 1992.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis forecasting and control**. San Francisco: Holden Day, 1976. 575p.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. **Econometric theory and methods**. Oxford University Press, 1999, 688p.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Exchange rates and the current account.** American Economic Review, v. 70, n. 5, p. 960-971. Dez. 1980.

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** 2. ed. New York: John Wiley & Sons, Inc, 2004.

ENGLE, R. F. **Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation.** Econometrica. n. 50, p987-1008, 1982.

ENGLE, R.F.; KRONER, K.F. **Multivariate simultaneous generalized ARCH.** Econometric Theory, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

EUN, C.; SHIM, S. **International transmission of stock market movements.** Journal Financial and Quantitative Analysis. n.24, p. 241–256, 1989.

FASOLO, A.M. **Interdependence and contagion:** an analysis of information transmission in Latin America's Stock Markets. Banco Central do Brasil. Texto para discussão do n. 112, 2006.

FORBES, K.J.; RIGOBON, R. **No contagion, only interdependence:** measuring stock markets comovements. The Journal of Finance. v.LVII, n. 5, p.2223-2261, 2002.

GIRARD, E.; BISWAS, R. **Trading volume and market volatility:** developed versus emerging stock markets. The Financial Review. n.42, p. 429-459, 2007.

GOEIJ, P. e MARQUERING, W. **Modeling the conditional covariance between stock and bond returns:** a multivariate GARCH approach. Journal of Financial Econometrics. V. 2, n. 4, p. 531-564, 2004.

GRANGER, C.W.J. **Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods.** Econometrica, V. 37, n. 3, p.424-438, Ago. 1969.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. **Forecasting economic time series.** New York: Academic Press, 1977. 333p.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Pearson Education, 2003. 1026p.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4. ed. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HE, C.; TERÄSVIRTA, T.; MALMSTEN, H. **Moment structure of a family of first-order exponential GARCH models**. *Econometric Theory*. v.18, p. 868-885, 2002.

HUANG, B.; YANG, C.; HU, J.W. **Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan, and the South China growth triangle**. *International Review of Financial Analysis*. v. 9, n. 3, p. 281-297, 2000.

KARANASOS, M.; KIM, J. **Moments of the ARMA-EGARCH model**. *Econometrics Journal*. v6. p. 146-166, 2003.

KLEINSCHMIDT, V. MEURER, R. **Relações de precedência entre a variância condicional do Ibovespa e de outros ativos financeiros**. 2007, 20f. X Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC Sul. Porto Alegre: 2007. Disponível em: <<http://www.pucrs.br/face/ppge/anpecsul/5-09.pdf>> acesso em: 06/07/2007.

KOCH, P.D; KOCH, T.W. **Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes**. *Journal of International Money and Finance*. n.10, p. 231–251, 1991.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International Economics: Theory and Policy**. 6. ed. Boston: Pearson Education, Inc., 2003.

LI, W. K.; LING, S.; MCALEER, M. **Recent theoretical results for time series models with GARCH errors**. *Journal of Economic Surveys*, v. 16, n. 3, p. 245-269, 2002.

LOBO, B.J. **Asymmetric effects of interest rate changes on stock prices**. *The Financial Review*, v. 35, p. 125-144, 2000.

LOMBARDI, I.T.; et al. **A Dinâmica do Contágio entre Brasil e Argentina**. In: IV Encontro Brasileiro de Finanças, 2004, Rio de Janeiro. Anais do IV Encontro Brasileiro de Finanças, 2004.

MADDALA, G. S. **Introduction to econometrics**. 2. ed. New York: Macmillan, 1992. 631p.

MCALÉER, M. OXLEY, L. **The econometrics of financial time series.** Journal of Economic Surveys, v. 16, n. 03, p. 237-243, 2002.

MITTNIK, S.; PAOLELLA, M. S.; RACHEV, S. T. **Stationarity of stable power-GARCH processes.** Journal Of Econometrics, v. 106, n. , p.97-107, 2002.

Nelson, D. B. **Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach.** *Econometrica*, n. 59, 1991,347–370.

NGUYEN, D. **An empirical analysis of structural changes in emerging market volatility.** Economic Bulletin. v.6, n.10, p.1-10, 2008.

NUNES, M. S.; COSTA Jr, N. C. A. da; MEURER, R. **A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil.** RBE, Rio de Janeiro, v. 59, n. 4, p.585-607, out – dez 2004.

OLIVEIRA, L.O.G. **Análise empírica da relação entre mercado acionário e variáveis macroeconômicas:** de 1972 a 2003. 2006. 113f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2006.

PHYLAKTIS, K.; RAVAZZOLO, F. **Stock prices and exchange rate dynamics.** Journal Of International Money And Finance, v. 24, p.1031-1053, 2005.

PILBEAM, K. **The east Asian financial crises:** getting to the heart of the issues. Managerial Finance, v.27, p. 111-133, 2001.

PRATES, D. M. **Resenha crítica: a literatura convencional sobre crises financeiras nos países “emergentes”:** os modelos desenvolvidos nos anos 90. Estudos Econômicos, São Paulo, v. 35, n. 2, p.359-385, abr. 2005. Disponível em: <http://www.econ.fea.usp.br/novo_site/publicacoes/estudos_economicos/35_2/prates.pdf>. Acesso em: 26 out. 2006.

RABEMANANJARA, R.; ZAKOIAN, J.M. **Threshold ARCH models and asymmetries in volatility.** Journal of Applied Econometrics, v. 8, n. 1, p. 31-49, 1993.

RAMASAMY, B.; YEUNG, M. C. H.. **The causality between stock returns and exchange rates: revisited.** Australian Economic Papers, Adelaide, p.162-169, jun 2005.

STAVÁREK, D. **Linkages between stock prices and exchange rates in the EU and the United States.** Finance 0406006, EconWPA, 2004. Disponível em [<http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpfi/0406006.html>], acesso em 15/01/2008.

TABAK, B.M. **The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence for Brazil.** International Journal of Theoretical and Applied Finance, n.9, v.8, 2006, p. 1377-1396.

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series.** Danvers: Wiley, 2002, 448p.

VASCONCELLOS, M. A. S. de. **Manual de econometria: nível intermediário.** São Paulo : Atlas, 2000. 308p, il.

ANEXO I

Tabela 3.1.3 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para os mercados de ações dos países selecionados de dez/1994 a dez/2006. Continua

Parâmetros	Hang Seng (Hong Kong)	Ftse 100 (Reino Unido)	Nikkei 225 (Japão)	IPC (México)	Ibovespa	Dow Jones
Equação da Média						
a_0	0,0004 (2,1580)**	0,0003 (2,2241)**	0,0001 (0,4250)	0,0008 (3,8656)*	0,0009 (2,9060)*	0,0005 (3,5612)*
$r_{i,t-1}$				-0,3107 (-1,5156)	-0,9805 (-32,3512)*	0,7423 (4,4853)*
$r_{i,t-2}$					0,0028 (0,1570)	
$\varepsilon_{i,t-1}$		-0,0223 (-1,2224)	-0,0981 (-5,3142)*	0,3832 (1,9260)***	0,9805 (40,0314)*	-0,7723 (-4,9441)*
$\varepsilon_{i,t-2}$		-0,0310 (-1,7257)***				
$\varepsilon_{i,t-3}$		-0,0296 (-1,6456)***				
Equação da Variância						
ω	-0,1735 (-6,1699)*	-0,2042 (-7,3287)*	-0,2630 (-5,9120)*	-0,0234 (-9,3343)*	-0,0905 (-2,4048)**	-0,2453 (-7,4321)*
$\frac{ \varepsilon_{t-1} }{h_{i,t-1}^{0,5}}$	0,1179 (7,2368)*	0,1124 (7,2982)*	0,1195 (6,8805)*	0,2822 (9,6031)*	0,1283 (2,8793)*	0,0948 (6,8833)*
$\frac{ \varepsilon_{t-2} }{h_{i,t-2}^{0,5}}$				-0,2647 (-9,0401)*	0,0065 (0,0804)	
$\frac{ \varepsilon_{t-3} }{h_{i,t-3}^{0,5}}$					-0,0865 (-2,1005)**	
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0532 (-5,4105)*	-0,0904 (-8,7551)*	-0,0722 (-6,9522)*	-0,1678 (-8,3565)*	-0,1713 (-6,3204)*	-0,0884 (-9,1753)*
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$				0,1596 (7,9754)*	0,1177 (2,1897)**	
$\frac{\varepsilon_{t-3}}{h_{i,t-3}^{0,5}}$					0,0353 (1,0957)	
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9901 (398,7459)*	0,9878 (414,7435)*	0,9801 (218,2626)*	1,8106 (1730,3487)*	1,6403 (14,6375)*	0,9819 (313,3216)*
$\ln(h_{i,t-2})$				-0,8117 (-755,4702)*	-0,6470 (-5,9085)*	

Tabela 3.1.3 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para os mercados de ações dos países selecionados de dez/1994 a dez/2006. Conclusão

Distribuição	GED	<i>t</i>	<i>t</i>	GED	GED	GED
Soma dos quadrados dos resíduos	0,8590	0,3616	0,6559	0,9304	1,8399	0,3107
Critério de seleção de Schwarz	-5,8028	-6,5861	-5,7808	-5,6519	-4,9745	-6,6146
Log de verossimilhança	9166,4253	10412,6905	9135,9176	8946,0385	7888,7359	10450,1798

Notas: Equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com $\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses

a estatística τ . *, **, *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Equação da variância

$$\text{estimada: } \ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{i,t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{i,t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

Tabela 3.1.4 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para o mercado de câmbio dos países selecionados de dez/1994 a dez/2006.

Parâmetros	Reino Unido	México	Japão	Hong Kong	Brasil
Equação da Média					
a_0	0,0001 (0,8387)	-0,0001 (-0,9625)	0,0002 (1,7292)***	0,0000 (1,03167)	0,0002 (13,4700)*
$r_{i,t-1}$	-0,0609 (-3,5778)*	0,4516 (3,0936)*	-0,0907 (-5,3013)*		0,0473 (3,0813)*
$r_{i,t-2}$					-0,0513 (-3,3353)*
$\varepsilon_{i,t-1}$		-0,5328 (-3,8735)*		-0,2082 (-12,4418)*	
Equação da Variância					
ω	-0,4461 (-4,1104)*	-0,0336 (-8,6826)*	-0,1074 (-2,5029)**	-0,1394 (-4,5722)*	-0,0962 (-9,9855)*
$\left \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}} \right $	0,1210 (6,0677)*	0,3726 (11,3464)*	0,1774 (4,8458)*	0,6285 (11,0482)*	0,1012 (13,1823)*
$\left \frac{\varepsilon_{i,t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}} \right $		-0,3536 (-10,6531)*	-0,1345 (-3,5353)*	-0,5366 (-10,6929)*	
$\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0031 (-0,2702)	0,1259 (5,2189)*	-0,1177 (-4,3740)*	-0,0224 (-0,7358)	-0,0302 (-3,8387)*
$\frac{\varepsilon_{i,t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$		-0,1170 (-4,8847)*	0,1152 (4,4584)*	0,0030 (0,0977)	
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9665 (103,0301)*	1,7914 (228,5261)*	1,5788 (12,2291)*	1,5705 (28,7584)*	0,9980 (1699,3015)*
$\ln(h_{i,t-2})$		-0,7932 (-98,6211)*	-0,5863 (-4,6353)*	-0,5754 (-10,7131)*	
Distribuição	GED	<i>t</i>	GED	<i>t</i>	<i>t</i>
Soma dos quadrados dos resíduos	0,0830	0,4271	0,1718	0,0002	0,2318
Critério de seleção de Schwarz	-7,7711	-7,6712	-7,1947	-15,2628	-8,3099
Log de verossimilhança	12271,5774	12126,4771	11371,9716	24086,7699	13116,1249

Notas: Equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com $\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses a estatística τ . *, **, *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%.

Equação da variância

$$\text{estimada: } \ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

Tabela 4.1.1 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para América Latina no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.

Continua

Parâmetros	Argentina	Brasil	México
Equação da Média			
a_0	0,0008 (2,5758)**	0,0006 (1,5858)*	0,0009 (3,4827)*
$r_{i,t-1}$	-0,4467 (-0,9044)	-0,8979 (-9,8863)*	-0,2034 (-0,5898)
$r_{i,t-2}$	0,3904 (0,8282)	-0,0023 (-0,1162)*	
$\varepsilon_{i,t-1}$	0,4262 (0,8703)	0,8914 (9,9940)*	0,2581 (0,7568)
$\varepsilon_{i,t-2}$	-0,4013 (-0,8635)		
Equação da variância			
ω	-0,4282 (-6,9391)*	-0,0617 (-2,2433)**	-0,9836 (-7,7515)*
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}} \right $	0,2292 (10,0047)*	0,0751 (1,4117)	0,2251 (8,3535)*
$\left \frac{\varepsilon_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}} \right $		0,0932 (0,9614)	0,2212 (8,2433)*
$\left \frac{\varepsilon_{t-3}}{h_{i,t-3}^{0,5}} \right $		-0,1364 (-2,8517)*	
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0667 (-4,8323)*	-0,1777 (-5,8700)*	-0,1438 (-7,8225)*
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{h_{i,t-2}^{0,5}}$		0,1331 (2,3363)**	-0,1328 (-7,0526)*
$\frac{\varepsilon_{t-3}}{h_{i,t-3}^{0,5}}$		0,0283 (0,8535)	
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9668 (137,9934)*	1,6979 (18,6051)*	-0,0257 (-1,1339)
$\ln(h_{i,t-2})$		-0,7025 (-7,8568)*	0,9507 (41,8412)*

Tabela 4.1.1 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para América Latina no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.

Distribuição	Conclusão		
	GED	GED	GED
Soma dos quadrados dos resíduos	1,4551	1,4001	0,7168
Critério de seleção de Schwarz	6123,0044	6195,1136	7049,1625
Log de verossimilhança	-4,9163	-4,9620	-5,6593

Notas: Equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com $\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses

a estatística τ . *, **, *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Equação da variância

$$\text{estimada: } \ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{i,t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{i,t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

Tabela 4.1.2 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para Ásia no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.

Parâmetros	Coreia do Sul	Hong Kong	Japão	Tailândia
Equação da Média				
a_0	0,0009 (2,9965)*	0,0003 (1,6136)	0,0001 (0,5682)	0,0000 (0,0029)
$\varepsilon_{i,t-1}$	-0,0277 (-1,429)		-0,0864 (-4,0718)*	-0,0289 (-1,5364)
Equação da variância				
ω	-0,1928 (-5,4037)*	-0,1747 (-5,7502)*	-0,2864 (-5,3201)*	-0,2170 (-5,7043)*
$\left \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}} \right $	0,1587 (7,0875)*	0,1229 (6,6388)*	0,1343 (6,4183)*	0,1239 (7,3619)*
$\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0460 (-4,0583)*	-0,0591 (-5,3353)*	-0,0645 (-5,2064)*	-0,0643 (-5,4190)*
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9907 (289,3748)*	0,9904 (372,9066)*	0,9787 (178,9172)*	0,9852 (246,7247)*
Distribuição	GED	GED	T	GED
Soma dos quadrados dos resíduos	1,3024	0,7603	0,5447	0,6995
Critério de seleção de Schwarz	6286,2775	7092,4475	7104,1162	6939,9664
Log de verossimilhança	-5,0536	-5,7077	-5,7140	-5,5814

Notas: Equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com $\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses

a estatística τ . *, **, *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%. Equação da variância

$$\text{estimada: } \ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{i,t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{i,t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

Tabela 4.1.3 – Resultado da estimação dos modelos EGARCH para Europa e EUA no período de 03/07/1997 a 29/12/2006.

Parâmetros	Alemanha	França	Holanda	Reino Unido	Dow Jones
Equação da Média					
a_0	0,0005 (2,3494)**	0,0004 (2,4351)**	0,0003 (1,5803)	0,0002 (1,0307)	0,0002 (1,467)
$r_{i,t-1}$	-0,0332 (-1,582)	0,7049 (5,1333)*			0,6567 (3,1794)*
$\varepsilon_{i,t-1}$		-0,7533 (-5,9751)*		-0,0283 (-1,3843)*	-0,6949 (-3,5422)*
$\varepsilon_{i,t-2}$				-0,0371 (-1,8125)*	
$\varepsilon_{i,t-3}$				-0,0320 (-1,5940)*	
Equação da variância					
ω	-0,2725 (-6,9048)*	-0,2366 (-6,7929)*	-0,2447 (-7,5275)*	-0,2031 (-6,5561)*	-0,1868 (-6,1837)*
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}} \right $	0,1637 (9,2620)*	0,1452 (8,3810)*	0,1613 (9,5632)*	0,1123 (6,4986)*	0,0699 (4,8541)*
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{i,t-1}^{0,5}}$	-0,0774 (-7,5865)*	-0,0725 (-7,3029)*	-0,0826 (-8,1343)*	-0,0948 (-8,4779)*	-0,0953 (-10,0118)*
$\ln(h_{i,t-1})$	0,9833 (261,5934)*	0,9861 (290,1677)*	0,9868 (322,3106)*	0,9878 (371,8366)*	0,9859 (345,0759)*
Distribuição	GED	GED	GED	GED	GED
Soma dos quadrados dos resíduos	0,6642	0,5214	0,5801	0,3339	0,2773
Critério de seleção de Schwarz	7124,7069	7372,6318	7417,6750	7962,8856	8045,3787
Log de verossimilhança	-5,7329	-5,9300	-5,9703	-6,4011	-6,4734

Notas: Equação da média ($r_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, com $\mu_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{i,t-j}$). Entre parênteses a estatística τ . *, **, *** estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%.

Equação da variância

$$\text{estimada: } \ln(h_{i,t}) = \omega + \sum_{j=1}^l \alpha_j \ln(h_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^m \beta_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{h_{i,t-j}^{0,5}} \right| + \sum_{k=1}^n \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{h_{i,t-k}^{0,5}}.$$

ANEXO II

Tabela A 2.1 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações regionais, dez/1994 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{IPC,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Ibov,t}$	5	3144	13,3091	0,0000
$h_{Ibov,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{IPC,t}$	5	3144	13,5074	0,0000
$h_{IPC,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Ibov,t}$	10	3139	12,4068	0,0000
$h_{Ibov,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{IPC,t}$	10	3139	6,1059	0,0000
$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HangSeng,t}$	5	3146	5,7144	0,0000
$h_{HangSeng,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	5	3146	4,5312	0,0004
$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HangSeng,t}$	10	3141	4,4385	0,0000
$h_{HangSeng,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	10	3141	4,1504	0,0000
$h_{FTSE,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	3145	32,3450	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{FTSE,t}$	5	3145	59,7858	0,0000
$h_{FTSE,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	3140	19,8201	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{FTSE,t}$	10	3140	32,6462	0,0000

Tabela A 2.2 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações e o mercado internacional, dez/1994 a dez/2006.

Continua

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{Ibov,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	3144	2,3012	0,0425
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Ibov,t}$	5	3144	3,4917	0,0038
$h_{Ibov,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	3139	4,4112	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Ibov,t}$	10	3139	3,8291	0,0000
$h_{IPC,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	3145	2,5523	0,0259
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{IPC,t}$	5	3145	4,5702	0,0004
$h_{IPC,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	3140	2,0145	0,0283
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{IPC,t}$	10	3140	2,0621	0,0242
$h_{HangSeng,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	3145	9,3953	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HangSeng,t}$	5	3145	36,2913	0,0000
$h_{HangSeng,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	3140	5,6794	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HangSeng,t}$	10	3140	19,3321	0,0000

Tabela A 2.2 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações e o mercado internacional, dez/1994 a dez/2006. Conclusão

$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	3145	8,1302	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	5	3145	25,9379	0,0000
$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	3140	4,5191	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	10	3140	16,2128	0,0000

Tabela A 2.3 – Teste de Granger entre as variâncias condicionais dos mercados de ações e câmbio, para o período de dez/1994 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{FTSE,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Câmbio,t}^{\text{Reino Unido}}$	5	3146	0,4382	0,8221
$h_{Câmbio,t}^{\text{Reino Unido}}$ não causa no sentido de Granger $h_{FTSE,t}$	5	3146	1,3926	0,2237
$h_{FTSE,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Câmbio,t}^{\text{Reino Unido}}$	10	3141	1,0787	0,3747
$h_{Câmbio,t}^{\text{Reino Unido}}$ não causa no sentido de Granger $h_{FTSE,t}$	10	3141	0,7724	0,6558
$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Câmbio,t}^{\text{Japão}}$	5	3145	5,2822	0,0001
$h_{Câmbio,t}^{\text{Japão}}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	5	3145	8,7031	0,0000
$h_{Nikkei,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Câmbio,t}^{\text{Japão}}$	10	3140	3,3038	0,0003
$h_{Câmbio,t}^{\text{Japão}}$ não causa no sentido de Granger $h_{Nikkei,t}$	10	3140	4,6557	0,0000

Tabela A 2.4 – Resultado do teste de Granger para América Latina para o período de jul/1997 a dez/2006.

Hipótese nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	16,7444	0,0000
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	8,6520	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	11,2646	0,0000
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	4,4142	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	2,9447	0,0118
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2470	1,2539	0,2813
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	1,8361	0,0498
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2465	3,2197	0,0004
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2470	16,9130	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	5,8441	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2465	13,4457	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	10,2308	0,0000

Tabela A 2.5 – Resultado do teste de Granger para Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006.

Hipótese nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2472	8,7268	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2472	7,5760	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2467	5,4424	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2467	7,3555	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2472	1,7883	0,1119
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2472	1,1149	0,3502
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2467	1,4756	0,1420
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2467	1,6447	0,0883
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	5	2472	7,4959	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2472	2,7390	0,0179
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	10	2467	5,2770	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2467	2,6711	0,0030
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2472	4,1997	0,0008
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2472	4,8130	0,0002
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2467	3,9661	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2467	3,9724	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2472	1,8146	0,1066
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	5	2472	6,6457	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2467	3,6654	0,0001
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	10	2467	4,7298	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	5	2472	4,3908	0,0006
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2472	1,5107	0,1831
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	10	2467	2,7416	0,0023
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2467	1,4943	0,1349

Tabela A 2.6 – Resultado do teste de Granger para Europa para o período de jul/1997 a dez/2006.

Hipótese nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	16,6744	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	5,5600	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	11,5725	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	6,2120	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	3,4325	0,0043
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2471	5,0318	0,0001
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	3,1544	0,0005
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2466	5,4197	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	3,1588	0,0076
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2471	7,3534	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	3,5454	0,0001
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2466	8,2887	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2471	16,5854	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	4,4538	0,0005
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2466	10,7996	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	5,2715	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2471	13,4449	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	7,6509	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2466	9,5958	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	5,2540	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2472	2,2403	0,0479
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2472	1,2888	0,2658
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2467	1,6123	0,0969
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2467	2,4654	0,0062

Tabela A 2.7 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2470	4,6629	0,0003
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	2,9522	0,0116
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2465	4,0093	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	1,6275	0,0928
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2470	18,4508	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	15,0163	0,0000
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2465	10,8019	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	10,5672	0,0000
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2470	11,0684	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	1,3328	0,2472
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2465	6,7704	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	1,4459	0,1539
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	5	2470	4,7110	0,0003
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	1,6458	0,1445
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	10	2465	2,8020	0,0019
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	2,3581	0,0090
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2470	5,9522	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	1,6285	0,1490
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2465	3,6618	0,0001
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	1,1352	0,3313
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2470	25,3828	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	13,2838	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2465	14,8595	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	8,2853	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2470	14,7058	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	2,5925	0,0240
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2465	10,1266	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	1,2942	0,2277
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	5	2470	9,3703	0,0000

Tabela A 2.7 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Ásia para o período de jul/1997 a dez/2006. Conclusão

$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	2,0880	0,0641
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	10	2465	5,6030	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	2,1771	0,0167
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	6,2270	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2471	12,2617	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	3,4500	0,0002
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2466	7,9027	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2471	100,1070	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	26,7159	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2466	53,9055	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	16,0274	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2471	29,8079	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	9,1362	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2466	16,3323	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	4,2613	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	5	2471	18,8774	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	6,0121	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	10	2466	10,2834	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	4,2648	0,0000

Tabela A 2.8 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006. Continua

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2470	7,7770	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	3,0204	0,0101
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2465	5,1112	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	2,7494	0,0023
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2470	4,6258	0,0003
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	4,0932	0,0011
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2465	4,2691	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	2,3583	0,0090

Tabela A 2.8 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006. Continuação

$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2470	6,4990	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	1,5761	0,1634
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2465	3,9218	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	1,3233	0,2117
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2470	3,7977	0,0020
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	0,6597	0,6541
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2465	2,4047	0,0077
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	1,3420	0,2019
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2470	13,2373	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	7,6672	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2465	8,1634	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	4,8127	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2470	10,6014	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	3,2943	0,0057
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2465	9,8034	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	2,8861	0,0014
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2470	11,7406	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	7,5590	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2465	8,9226	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	4,5195	0,0000
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2470	13,4404	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	3,4890	0,0038
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2465	8,9055	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	3,9041	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	14,9932	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	7,3144	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	8,5239	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	4,9909	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	21,5262	0,0000

Tabela A 2.8 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006. Conclusão

$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	2,2814	0,0442
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	14,1999	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	2,9678	0,0010
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2471	10,8398	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	6,7199	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2466	6,7095	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	4,0701	0,0000
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2471	16,0916	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	3,2983	0,0057
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2466	9,7054	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	2,1079	0,0209

Tabela A 2.9 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006. Continua

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	0,8080	0,5438
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2471	1,5267	0,1781
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	1,0176	0,4256
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2466	1,4852	0,1383
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	0,4028	0,8471
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2471	7,8977	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	0,2817	0,9853
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2466	5,1451	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2472	0,5792	0,7160
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2472	1,3593	0,2366
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2467	0,8331	0,5966
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2467	0,9659	0,4713
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2472	0,4946	0,7806
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2472	2,6906	0,0197
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2467	0,5247	0,8739
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2467	1,5123	0,1284

Tabela A 2.9 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006. Continuação

$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	2,7197	0,0186
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2471	3,1547	0,0077
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	2,8332	0,0017
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2466	3,6478	0,0001
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	2,0016	0,0754
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2471	8,1846	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	2,4747	0,0060
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2466	5,3202	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2472	1,7124	0,1283
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2472	1,1300	0,3421
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2467	1,9624	0,0335
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2467	1,1935	0,2901
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2472	0,2873	0,9202
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2472	5,1167	0,0001
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2467	1,2774	0,2373
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2467	3,7410	0,0001
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	3,1533	0,0077
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2471	16,0716	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	2,0395	0,0262
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2466	9,2024	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	1,2495	0,2833
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2471	22,9154	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	1,9472	0,0352
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2466	13,3553	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2472	2,5357	0,0269
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2472	10,2630	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2467	1,2492	0,2542
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2467	6,1358	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2472	2,2369	0,0482

Tabela A 2.9 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Europa para o período de jul/1997 a dez/2006. Conclusão

$h_{\text{ReinoUnido},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Japão},t}$	5	2472	11,2755	0,0000
$h_{\text{Japão},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{ReinoUnido},t}$	10	2467	1,3122	0,2177
$h_{\text{ReinoUnido},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Japão},t}$	10	2467	6,9924	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Alemanha},t}$	5	2471	1,2848	0,2675
$h_{\text{Alemanha},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	5	2471	17,8138	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Alemanha},t}$	10	2466	1,1601	0,3133
$h_{\text{Alemanha},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	10	2466	10,3996	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{França},t}$	5	2471	0,5103	0,7687
$h_{\text{França},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	5	2471	6,0289	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{França},t}$	10	2466	0,9230	0,5106
$h_{\text{França},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	10	2466	7,0266	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Holanda},t}$	5	2472	0,6208	0,6840
$h_{\text{Holanda},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	5	2472	13,9992	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Holanda},t}$	10	2467	0,6875	0,7370
$h_{\text{Holanda},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	10	2467	8,6571	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{ReinoUnido},t}$	5	2472	1,7101	0,1288
$h_{\text{ReinoUnido},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	5	2472	9,2551	0,0000
$h_{\text{Taiwan},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{ReinoUnido},t}$	10	2467	1,4929	0,1355
$h_{\text{ReinoUnido},t}$ não causa no sentido de Granger $h_{\text{Taiwan},t}$	10	2467	5,6692	0,0000

Tabela A 2.10 – Resultado do teste de Granger para América Latina e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	5	2470	1,1023	0,3570
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2470	4,5835	0,0004
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Argentina,t}$	10	2465	1,7287	0,0689
$h_{Argentina,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2465	3,6820	0,0001
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	5	2470	4,3550	0,0006
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2470	2,3823	0,0363
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Brasil,t}$	10	2465	2,3211	0,0102
$h_{Brasil,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2465	4,4203	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	5	2471	3,3912	0,0047
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	1,8002	0,1095
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{México,t}$	10	2466	1,8380	0,0495
$h_{México,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	1,3292	0,2086

Tabela A 2.11 – Resultado do teste de Granger para Ásia e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	5	2471	8,0665	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	9,0032	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Coréia,t}$	10	2466	5,2952	0,0000
$h_{Coréia,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	4,8166	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	6,2691	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	5	2471	23,2215	0,0000
$h_{HongKong,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	3,8177	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{HongKong,t}$	10	2466	12,5678	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	6,8483	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	5	2471	21,3613	0,0000
$h_{Japão,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	3,5509	0,0001
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Japão,t}$	10	2466	13,6543	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	6,5269	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	5	2471	27,9597	0,0000
$h_{Taiwan,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	3,8518	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Taiwan,t}$	10	2466	14,5739	0,0000

Tabela A 2.12 – Resultado do teste de Granger para Europa e Dow Jones para o período de jul/1997 a dez/2006.

Hipótese Nula	Defasagem	Obs	F-Estatístico	Probabilidade
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	5	2471	15,0659	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	23,6386	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Alemanha,t}$	10	2466	11,5587	0,0000
$h_{Alemanha,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	15,3047	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	5	2471	37,6279	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	23,1772	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{França,t}$	10	2466	24,9398	0,0000
$h_{França,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	14,6549	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	5	2471	17,1043	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	22,7768	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{Holanda,t}$	10	2466	12,4042	0,0000
$h_{Holanda,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	16,6466	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	5	2471	53,7950	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	5	2471	25,1604	0,0000
$h_{DowJones,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{ReinoUnido,t}$	10	2466	29,8438	0,0000
$h_{ReinoUnido,t}$ não causa no sentido de Granger $h_{DowJones,t}$	10	2466	15,6426	0,0000