

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**MARCELO CHAINE**

**CONTÁGIO COMO MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA CRISE FINANCEIRA DE 2008**

**Porto Alegre**

**2013**

**MARCELO CHAINE**

**CONTÁGIO COMO MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA CRISE FINANCEIRA DE  
2008**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Júnior

**Porto Alegre**

**2013**

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

Responsável: Biblioteca Gládis Wiebelling do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

CIP - Catalogação na Publicação

Chaine, Marcelo

Contágio como mecanismo de transmissão da crise financeira de 2008 / Marcelo Chaine. -- 2013.  
95 f.

Orientador: Sabino da Silva Porto Júnior.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2013.

1. Contágio. 2. Crise financeira. 3. BEKK. 4. DCC. I. Porto Júnior, Sabino da Silva, orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

**MARCELO CHAINE**

**CONTÁGIO COMO MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA CRISE FINANCEIRA  
DE 2008**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 10 de outubro de 2012.

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Jr. – Orientador

---

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Jr.

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

---

Prof. Dr. Ronald Hillbrecht

*A mim.*

## AGRADECIMENTOS

Certamente muitas pessoas foram necessárias e fundamentais em minha vida para que esse trabalho fosse realizado. Primeiramente agradeço a meus pais que desde que me conheço por gente me incentivaram moralmente, financeiramente e até fisicamente a estudar e dar o devido valor à educação. Convenceram-me que sem estudos não conseguiria alcançar meus sonhos de vida. Hoje tenho a certeza de que o começo de tudo isso se deve aos esforços por eles empenhados. Junto a eles agradeço meus irmãos que me motivaram direta, e indiretamente, a continuar os estudos até bem mais além que imaginávamos.

Muitos professores foram fundamentais ao longo de minha carreira para que esse sonho se tornasse realidade. Desde os tempos de graduação com os professores e queridos amigos Eurilton, Valls e Bugarin até o mais recente, e não menos importante, professor, amigo e orientador Sabino. Agradeço também aos professores Ronald e Marcelo Portugal que gentilmente se dispuseram a fazer parte da banca examinadora desse trabalho. Agradeço a todos pela paciência inesgotável com minha constante busca por conhecimento.

Agradeço a todos os colegas de salas e turmas pelas quais passei ao longo de minha formação de economista. Aos amigos do então Ibmecc São Paulo, da UFRGS e da FGV-SP. O Mestrado na Universidade Federal do Rio Grande do Sul me rendeu não apenas conhecimento e o título almejado, mas também amigos que levarei por toda a vida.

Agradeço também minha namorada Juliana que pacientemente sempre acreditou em mim, me motivando, e tentando me fazer acreditar que sou melhor que às vezes penso ser. Obrigado por ser tão especial.

Por fim, agradeço a todos os funcionários do PPGE, desde as tão solícitas, pacientes e simpáticas secretárias quanto todos aqueles que mantêm o funcionamento adequado daquele centro de estudos. Tenho muito orgulho de um dia ter feito parte do quadro de alunos dessa instituição.

## RESUMO

A crise financeira americana de 2008 acarretou alta na volatilidade na maioria das bolsas de valores mundo afora. Nesse trabalho, é testada e analisada a hipótese de contágio financeiro como mecanismo de transmissão da crise iniciada em 2008 dos Estados Unidos para 16 países da amostra. Por meio de modelos multivariados de volatilidade das classes BEKK e DCC e testes de quebras estruturais, conclui-se que a hipótese de contágio financeiro é verificada em todos os países estudados para justificar a alta acima do esperado das volatilidades dos mercados durante os anos de crise. Também é verificado que países apresentam diferentes graus de exposição ao risco de contágio, de acordo com nível de abertura de suas economias e participação de investimento externo em seus mercados financeiros.

**Palavras-chave:** Contágio. Crise financeira. BEKK. DCC.

## **ABSTRACT**

The 2008 American financial crisis caused high volatility in most stock markets worldwide. In this study, it is tested and analyzed the hypothesis of financial contagion as a mechanism of transmission for the crisis beginning in 2008 in United States to the 16 countries in the sample. Using multivariate BEKK and DCC volatility models, and tests of structural breakpoints, it is concluded that the hypothesis of financial contagion is verified in all countries studied to justify volatility higher than expected in the markets during the crisis years. It is also noted that countries have different degrees of exposure to contagion, according to level of economic openness and foreign investment participation in their financial markets.

**Keywords:** Contagion. Financial crisis. BEKK. DCC.

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - S&P 500 e mercados asiáticos .....	35
GRÁFICO 2 - S&P 500 e mercados latino-americanos .....	36
GRÁFICO 3 - S&P 500 e mercados europeus .....	36
GRÁFICO 4 - S&P 500 e mercados africanos e australiano.....	36
GRÁFICO 5 - Retornos compostos.....	41
GRÁFICO 6 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e ASX.....	70
GRÁFICO 7 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e CAC 40.....	71
GRÁFICO 8 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e DAX .....	72
GRÁFICO 9 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e FTSE 100.....	73
GRÁFICO 10 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Hang Seng .....	74
GRÁFICO 11 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Ibex 35.....	75
GRÁFICO 12 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Ibovespa.....	76
GRÁFICO 13 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Inmex.....	77
GRÁFICO 14 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e JSE.....	78
GRÁFICO 15 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Kospi .....	79
GRÁFICO 16 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e MASI.....	80
GRÁFICO 17 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Merval .....	81
GRÁFICO 18 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Micex.....	82
GRÁFICO 19 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e MID .....	83
GRÁFICO 20 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Nikkei .....	84
GRÁFICO 21 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Sensex.....	85
GRÁFICO 22 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Shanghai .....	86

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Medidas Descritivas da Amostra.....	35
TABELA 2 - Observações <i>Missing</i> .....	39
TABELA 3 - Modelos Estimados .....	44
TABELA 4 - Data de maior evidência favorável à quebra estrutural .....	48
TABELA 5 - Diferença de horas em relação ao S&P 500 .....	59
TABELA 6 - Critério de Schwarz para seleção do melhor modelo para média .....	59
TABELA 7 - Testes ADF para raízes unitárias .....	60
TABELA 8 – Modelos univariados para ASX e Merval.....	61
TABELA 9 - Modelos univariados para CAC40 e DAX.....	62
TABELA 10 - Modelos univariados para S&P500 e FTSE100.....	63
TABELA 11 - Modelos univariados para Hang Seng e Ibex .....	64
TABELA 12 - Modelos univariados para Ibovespa e Inmex .....	65
TABELA 13 - Modelos univariados para JSE e Kospi.....	66
TABELA 14 - Modelos univariados para MASI e Micex .....	67
TABELA 15 - Modelos univariados para MID e Nikkei 225 .....	68
TABELA 16 - Modelos univariados para Sensex e Shanghai .....	69
TABELA 17 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e ASX .....	70
TABELA 18 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e CAC 40.....	71
TABELA 19 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e DAX.....	72
TABELA 20 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e FTSE100.....	73
TABELA 21 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Hang Seng.....	74
TABELA 22 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Ibex 35 .....	75
TABELA 23 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Ibovespa.....	76
TABELA 24 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Inmex.....	77
TABELA 25 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e JSE.....	78
TABELA 26 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e KOSPI.....	79
TABELA 27 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e MASI.....	80
TABELA 28 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Merval.....	81
TABELA 29 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Micex .....	82
TABELA 30 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e MID .....	83
TABELA 31 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Nikkei 225 .....	84
TABELA 32 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Sensex .....	85

TABELA 33 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Shanghai .....	86
TABELA 34 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de ASX e S&P 500.....	87
TABELA 35 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de CAC 40 e S&P500..	87
TABELA 36 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de DAX e S&P500 .....	88
TABELA 37 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de FTSE 100 e S&P50088	
TABELA 38 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Hang Seng e S&P50089	
TABELA 39 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Ibex 35 e S&P500...	89
TABELA 40 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Ibovespa e S&P500	90
TABELA 41 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Inmex e S&P500.....	90
TABELA 42 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de e S&P500.....	91
TABELA 43 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Kospi e S&P500 .....	91
TABELA 44 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de MASI e S&P500.....	92
TABELA 45 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Merval e S&P500 ...	92
TABELA 46 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de MICEX e S&P500..	93
TABELA 47 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de MID e S&P500 .....	93
TABELA 48 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Nikkei e S&P500....	94
TABELA 49 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Sensex e S&P500....	94
TABELA 50 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Shanghai e S&P500	95

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	11
1.1	Crise de 2008 - ? .....	13
1.2	Mecanismos de transmissão de crises financeiras .....	14
1.2.1	Contágio como mecanismo de transmissão de crises financeiras .....	16
1.2.2	Contágio, spillover e interdependência .....	17
1.2.3	Fontes de contágio.....	19
2	METODOLOGIA ECONOMÉTRICA.....	21
2.1	Modelos de correlação .....	22
2.2	Modelos de correlação dinâmica.....	26
2.3	Testes de contágio .....	29
3	BASE DE DADOS.....	34
3.1	Fontes de contágio.....	34
3.2	Defasagem dos mercados asiáticos .....	37
3.3	Tratamento de dados faltantes.....	37
3.4	Retornos compostos .....	39
4	MODELOS ESTIMADOS .....	42
4.1	Testes para quebras estruturais.....	44
5	RESULTADOS OBTIDOS.....	47
6	CONCLUSÃO.....	50
	REFERÊNCIAS .....	52
	APÊNDICE A: Medidas Descritivas da Amostra .....	59
	APÊNDICE B: Modelos Univariados .....	61
	APÊNDICE C: Modelos bivariados .....	70
	APÊNDICE D: Testes de Hipótese de Quebras Estruturais.....	87

## 1 INTRODUÇÃO

Entender como mercados financeiros se correlacionam e como se dão os mecanismos de transmissões de crises entre economias é fundamental aos formuladores de políticas públicas, investidores internacionais e órgãos reguladores. De acordo com Haile e Pozo (2008), as medidas adotadas por governos para amenizar os efeitos de crises dependem de como estas foram transmitidas. Já em Horta *et al.* (2008) e Kearney e Lucey (2004) investidores têm os resultados oriundos da diversificação de suas carteiras comprometidos devido à alta na correlação entre mercados. Para o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco Mundial, planos de ajuda e crédito dependem da existência de mecanismos de transmissão de crises como, por exemplo, contágio entre mercados.

A literatura acadêmica acerca deste tema apresenta análises teóricas, como em Corsetti, Pericoli e Sbracia (2010), Allen e Gale (2000) e Pericoli e Sbracia (2003), e análises empíricas. Esta segunda abordagem é dividida entre análise de correlações e co-movimentos dos retornos de diferentes mercados como em Longin e Solnik (1995), Marçal e Valls (2008) e Karolyi e Stulz (1996), e riscos de *spillovers* entre os mercados, como em Ng (2000) e Bekaert e Harvey (1997).

Nesse trabalho, por meio de testes econométricos empíricos, será testado se realmente houve transmissão de risco do mercado americano para outros países ao longo da crise financeira de iniciada em 2008. Em seguida, serão analisados quais mecanismos macroeconômicos foram responsáveis pela transmissão caso ela tenha existido.

A fim de verificar se, e como, a volatilidade americana foi responsável por acarretar a alta na volatilidade de outras bolsas de valores ao longo da crise, será testada a hipótese de contágio entre os mercados. É esperado que países parceiros comerciais, e de grandes relações institucionais e econômicas, como o Brasil e Estados Unidos, por exemplo, tenham suas economias afetadas uma vez que uma dessas sofra um choque qualquer. Todavia, essa é a definição de interdependência e não de contágio. Os mecanismos usuais de transmissão de choques entre economias não seriam capazes de transmitir os efeitos da crise de 2008 tão rápida e abruptamente e essa quebra no padrão de dependência entre as economias caracterizaria uma situação de contágio. Uma quebra estrutural no padrão da volatilidade ao longo de 2008 evidenciaria essa situação.

Serão considerados os principais índices de mercado de cada país da amostra analisada juntamente com o índice Standard & Poor's 500<sup>1</sup> para o mercado americano a fim de se medir a correlação entre os mercados durante 2008, 2009 e anos adjacentes. A hipótese de contágio será testada por meio de modelos bivariados de volatilidade e caso se observe quebra estrutural nas séries de correlação condicional estimadas, em decorrência da crise financeira, a hipótese de contágio ficará, então, evidenciada.

Nesse trabalho, estimadores de Correlação Condicional Dinâmica, DCC (*Dynamic Conditional Correlation*) serão utilizados, pois apresentam a flexibilidade de um GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) univariado, mas não a complexidade de um GARCH multivariado convencional, conforme postulado em Engle (2002) e tendo este trabalho como base para a realização das regressões propostas. Estes modelos, cuja correlação condicional é parametrizada diretamente, são estimados em duas etapas: a primeira é uma série de estimativas GARCH univariadas e a segunda a estimativa da correlação.

Modelos de Correlação Condicional Dinâmica, inicialmente apresentados por Engle (2002), Tse e Tsui (2002) e Christodoulakis e Satchell (2002), e recentemente aplicado complexos sistemas financeiros em Engle (2009), permitem que as variâncias condicionais sejam especificadas individualmente, assim como a matriz de correlação (ou outra medida de dependência entre as séries) fornecendo a densidade condicional conjunta. Os modelos da classe DCC apresentam estabilidade numérica até para dimensões mais elevadas, já que pode ser aplicado o procedimento de estimação em duas etapas. A principal vantagem dos modelos DCC em relação aos modelos da classe BEKK (*Baba, Engle, Kraft e Kroner*) ou VEC (*Vector Error Correction*), entretanto, é a parcimônia na parametrização desses modelos que permite superar as dificuldades de dimensionamento para casos superiores ao bivariado. Porém, os resultados teóricos sobre ergodicidade, estacionariedade e momentos não podem ser facilmente obtidos como são para os modelos VEC e BEKK. Os modelos da classe DCC impõem mais restrições sobre o tipo de efeitos dinâmicos que os modelos BEKK. Em particular, a variância condicional dos retornos somente depende no quadrado dos retornos passados, das quais algumas poderiam causar *spillovers* de volatilidade que serão excluídos nos modelos DCC, conforme Xiao e Dhesi (2010).

Contudo, esses métodos têm grandes vantagens computacionais sobre os demais modelos GARCH multivariados já que o número de parâmetros a serem estimados no

---

<sup>1</sup> O índice S&P500 é negociado na Bolsa de Valores de Nova York (New York Stock Exchange), ponderado por preço de mercado e composto por 500 ativos.

processo de correlação não depende do número de séries correlacionadas e, portanto, matrizes de correlação muito grande também podem ser estimadas, conforme comprovado por Engle e Sheppard (2001).

Este trabalho inicia-se com uma breve apresentação e contextualização da crise financeira de 2008, onde são apresentados os mecanismos de transmissão de crises financeiras justificando do uso da hipótese de contágio e explicitando as formas em que ele pode ocorrer. O segundo capítulo é feita a explicação da metodologia econométrica a ser empregada, seguido pela apresentação e elaboração da base de dados no capítulo três. Em seguida, são estimados os melhores modelos para cada uma das séries e as correlações condicionais bivariadamente. Ainda nesse capítulo são feitos testes para a hipótese de contágio financeiro. No quinto capítulo é feita a análise dos resultados obtidos seguidos pela conclusão obtida ao longo deste trabalho.

## 1.1 Crise de 2008 - ?

Diferentemente da Grande Depressão, ocorrida a partir de Crise de 1929, a recente crise financeira ocorrida entre os anos de 2008 e 2009 ainda não tem suas causas amplamente compreendidas pela mídia, políticos ou acadêmicos. Grande parte dos estudos publicados com esse tema é focada no próprio setor financeiro, responsabilizando os banqueiros, as autoridades regulatórias ou a frouxa política monetária dos Estados Unidos à época. Nessa dissertação, entretanto, será analisada a forma de como a crise iniciada nos Estados Unidos foi transmitida para quase todos os outros países mundo afora.

Ainda que denominada Crise Financeira de 2008, não se tem ao certo uma data para seu começo. A inadimplência das hipotecas americanas começou a subir no início de 2007 acarretando em falência das agências hipotecárias que negociavam créditos de risco - os *subprimes*. Já em meados daquele ano, os principais Bancos Centrais do mundo se comprometeram a injetarem liquidez em suas economias de maneira coordenada. Em março de 2008, o banco de investimentos Bear Stearns decretou falência e foi adquirido pelo JP Morgan Chase com o aval do Federal Reserve.

Entretanto, só no começo de setembro daquele ano o termo “crise financeira” entrou em uso para se referir àquela situação vivida pelo mercado financeiro que se agravava ainda mais. No dia 7 daquele mês, a líder do mercado secundário de hipotecas dos EUA, com total de ativos de 12 trilhões de dólares, Fannie Mae and Freddie Mac, sofreu intervenção governamental. O banco de investimento Merrill Lynch foi forçado a ser vendido para o Bank

of America em 14 de setembro. No dia seguinte, outro banco de investimentos, o Lehman Brothers decreta sua falência e no dia 17 o FED anuncia a criação de uma linha de crédito no valor de US\$ 85 bilhões para socorrer a seguradora AIG. E aquele mês só termina após o governo americano socorrer o Citigroup com aporte de 20 bilhões de dólares e garantias de mais 306 bilhões em empréstimos e papéis financeiros. A crise financeira norte-americana se tornara uma crise mundial, gerando problemas de liquidez e solvência para governos e grandes empresas. As bolsas de valores do mundo todo passaram a evidenciar momentos de grande volatilidade ao longo de semanas, seguidas das principais bolsas americanas, como a Nasdaq, Dow Jones e S&P500. A partir da segunda metade de 2008, a economia mundial entrou em colapso e muitos países em recessão<sup>2</sup>.

A abordagem desse tema justifica-se devido às consequências dessa crise serem observadas até os dias atuais. Já no ano de 2009, no dia 10 de fevereiro, o Senado americano aprovou pacote de US\$ 838 bilhões para reativar a economia e em julho daquele ano, a General Motors perde concordata. Em maio de 2010, os ministros das finanças da zona do Euro aprovam plano de resgate de € 110 bilhões para a Grécia seguido de outro plano de € 85 bilhões para Irlanda. Em 2011, a Grécia obtém nova ajuda de € 158 bilhões, os Estados Unidos aumentam o teto da dívida do governo para US\$ 15,2 trilhões e a agência Standard & Poor's rebaixa a classificação da dívida americana pela primeira vez na história. Outras consequências imediatas e ainda persistentes pelo mundo são déficits globais, redução no comércio internacional, restrição de crédito e queda nas principais bolsas de valores e nos preços de commodities.

## 1.2 Mecanismos de transmissão de crises financeiras

As inúmeras causas e consequências das crises financeiras são devido a interações dos diversos mecanismos de propagação ao longo do tempo e em diferentes espaços geográficos. Esse mecanismo de propagação é agravado devido às diferenças institucionais, econômicas e políticas presentes entre os países, além da ausência um de mecanismo explícito de coordenação econômica internacional.

Os canais de transmissão de crises de um país para outros são divididos em dois grupos: real e financeiro. O primeiro consiste na propagação de crises por meio de choques nas exportações (manufaturas ou *commodities*), remessas de divisas ou na confiança dos investidores. Já o segundo canal de transmissão de crises, e foco principal desse trabalho, é o

---

<sup>2</sup> Dois trimestres consecutivos de crescimento do PIB negativo.

financeiro. Crises financeiras podem ser transmitidas de maneira direta por meio de ativos podres<sup>3</sup>, como os *subprimes* americanos, ou o elevado grau de endividamento externo de bancos e empresas. Indiretamente, elas podem ser transmitidas por meio dos preços dos ativos (do mercado de capitais ou de câmbio), mercado de dívida interno (empréstimos interbancários) ou pelo sistema bancário devido rigidez nas condições financeiras ou a problemas em filiais estrangeiras.

A principal teoria adotada para se explicar como crises financeiras se propagam apoia-se na noção de contágio entre economias. No entanto, a crise financeira mundial de 2008, ainda que iniciada nos Estados Unidos apresentou diferentes consequências para determinados países e, segundo Moreira (2010), isso caracteriza uma situação na qual as condições enfrentadas pela economia americana não tenham se espalhado uniformemente em nível global simplesmente por meio de contágio.

Muitos países possuíam mercados financeiros com características semelhantes às aquelas apresentadas pelo mercado americano, absorvendo, portanto, inovações financeiras como securitização e derivativos de crédito. Porém, outros países possuíam seus próprios mercados de *subprime*.

De acordo com Kaminsky, Reinhart e Végh (2003), a crise iniciada em um país faz com que investidores passem a analisar os fundamentos econômicos e financeiros de outros países. Caso descubram que também estejam desequilibrados, a crise também tomará lugar nesses outros países.

Reconhece-se, contudo, que as inovações financeiras tiveram papel fundamental na transmissão da crise financeira. Os Estados Unidos apresentavam possibilidades de maiores retornos por meio de derivativos financeiros não disponíveis em outros países, fazendo com que investidores do mundo todo migrassem para esse mercado, já que diante da política monetária expansionista praticada pelo governo americano até então, os títulos públicos não eram atrativos, pois não apresentavam retornos maiores que as inovações financeiras disponíveis.

O mercado de crédito, contudo, também pode ser considerado mais um mecanismo de propagação da crise financeira de 2008, dada a escassez de recursos destinados a investimentos. A crise no mercado de crédito afetou, por consequência, o comércio, sendo este mais um mecanismo de propagação da crise. O crédito necessário para o financiamento

---

<sup>3</sup> O termo “ativos podres” passou a ser utilizado a partir de 2006 para descrever alguns tipos de hipotecas depois que Angelo Mozilo, fundador do banco hipotecário Countrywide Financial, teve seus e-mails rastreados nos quais se dizia preocupado com a qualidade de alguns dos ativos negociados por sua empresa – Petruno (2009).

de exportações e importações também se tornou escasso, estagnando o comércio mundial e contribuindo para este se agravar - o que acabou por se transformar numa crise mundial.

Portanto, verificar se a crise financeira americana se tornou uma crise global por meio da hipótese de contágio é uma simplificação da realidade, já que não seria possível averiguar uma via única na qual variáveis tão distintas e de contexto específico atuassem da mesma forma e intensidade sobre o desempenho de economias distintas.

### 1.2.1 Contágio como mecanismo de transmissão de crises financeiras

Os modelos de crise cambial são os precursores da literatura que explicam propagação de crises via contágio. Tais modelos podem ser divididos em três gerações. A primeira é aquela desenvolvida por Krugman (1979) na qual crise cambial é explicada sob um regime de câmbio fixo. A crise ocorre no balanço de pagamentos devido a um ataque especulativo contra o câmbio até exaurirem as reservas cambiais e alterando o regime cambial. Nesse modelo de Krugman não existe a possibilidade de contágio, sendo a racionalidade dos agentes, assim como os fundamentos macroeconômicos, os fatores desencadeadores do ataque especulativo contra o câmbio fixo.

A segunda geração dos modelos cambiais considera a existência de equilíbrios múltiplos, isso porque os agentes econômicos podem acreditar em variáveis irrelevantes que implicariam em expectativas auto-realizantes durante a crise, conforme Flood e Garber (1984). Da mesma forma que a primeira geração de modelos de crise cambial, essa geração considera os fundamentos macroeconômicos e a racionalidade dos agentes como os fatores mais relevantes, todavia, admitem que haja a possibilidade de contágio. Finalmente a última geração de modelos de crises cambiais dá-se a partir do modelo de Krugman (1998) cujas explicações para as crises são baseadas na existência de bolhas especulativas e *moral hazard*<sup>4</sup>.

Os modelos de crises cambiais, que posteriormente levaram a modelos para testes da hipótese de contágio não apresentam, entretanto, definições formais de crises financeiras. Segundo Allen e Gale (2004b), crises financeiras são definidas “como uma queda severa nos preços ativos que afeta a solvência dos bancos e a sua capacidade de honrar compromissos com seus clientes”. Já para Hong e Stein (1999), crises nos mercados financeiros são grandes variações negativas nos preços dos ativos, não correlacionadas com informações públicas de eventos recentes e que implica em contágio, afetando assim todo um conjunto de ativos.

---

<sup>4</sup> "... qualquer situação em que uma pessoa toma a decisão sobre quanto risco tomar, enquanto outra pessoa assume os custos caso as coisas vão mal". – Krugman (2009)

O atual grau de integração financeira entre os países é consequência, dentre outros aspectos, da falta de mecanismos de controle regulatório internacional e do aumento da mobilidade de capitais. Apesar de essa interação ter surgido com grandes vantagens para os países, veio também como mecanismo de transmissão de crises financeiras. Os países que recebem grande fluxo de investimentos externos desfrutam de novas fontes de crédito, melhoria no sistema financeiro local e aumento da eficiência financeira por meio da concorrência internacional. Porém, esses países também passam a compartilhar os riscos alheios, como choques de demanda e insolvência bancária. De acordo com Prasad, Rogoff, Wei e Kose (2003), não há uma relação casual clara entre integração financeira e crescimento econômico, mas há um efeito *threshold* no qual os benefícios são maiores em países emergentes com políticas macroeconômicas consistentes e estáveis,

Crises reduzem a atividade econômica de um ou mais países, enquanto choques reduzem o preço dos ativos, a liquidez e eleva o custo de financiamento e captação no mercado externo. Nesse contexto, a definição de contágio surge em 1997. Apesar de ainda não existir um consenso, amplamente será considerado contágio com mecanismo de transmissão internacional de crises financeiras.

### 1.2.2 Contágio, *spillover* e interdependência

Antes de iniciar o estudo econométrico, faz-se necessário diferenciar os conceitos de interdependência, contágio e *spillover* entre mercados. O primeiro termo é mais amplo e inclui todos os tipos de inter-relações que podem existir entre dois ativos ou mercados, sejam essas relações na média, na variância ou em ambas. Já para o conceito de contágio, a literatura a respeito apresenta diferentes definições. Para esse estudo, será utilizada a definição mais restritiva e mais utilizada nos trabalhos da área, segundo Soriano e Climent (2006), que define contágio como um aumento nas correlações cruzadas<sup>5</sup> após uma crise ou choque. Já *spillover*, conforme Dungey e Martin (2000) representa os efeitos defasados de um choque ocorrido em outro(s) países. *Spillover* de volatilidade é uma metodologia utilizada por meio de modelos da classe GARCH multivariados a fim de se testar a hipótese de contágio. Alternativamente, a hipótese de contágio pode ser medida ao verificar mudança na probabilidade de um país entrar em crise (controlando por variáveis macroeconômicas), ou ainda por meio de mudanças de equilíbrios múltiplos baseado em modelos markovianos de mudanças de regimes.

---

<sup>5</sup> Relação bivariada entre os mercados

No entanto, Dornbush, Park e Claessens (2000) definem contágio como sendo a disseminação de choques de mercado, com conseqüências negativas na maioria das vezes, de um mercado emergente a outro, observados através de co-movimentos das taxas de câmbio, preço de ações, aumentos de risco soberano e fluxos de capitais.

Pritsker (2001), por sua vez, definiu contágio como a ocorrência de um choque em um ou mais mercados, países ou instituições, que se propaga para outros mercados, países ou instituições. Essa definição de contágio é equivalente à definição de *spillover*<sup>6</sup>. O autor, entretanto, distingue entre contágio racional e irracional. No caso de contágio irracional, o choque é transmitido entre os países como resultado de participantes do mercado que seguem estratégias de carteira que, a priori, não são racionais, ou seja, os agentes não maximizam utilidade dados o ambiente e comportamento dos demais agentes. A existência de equilíbrios múltiplos se difere de contágio irracional, na medida em que na forma anterior, os agentes agem racionalmente em cada situação de equilíbrio, seja ele bom ou ruim. Um modelo de expectativas racionais aplicadas a contágio financeiro é encontrado em Kodres e Pritsker (2002).

Ainda, em Pericoli e Sbracia (2003) é possível distinguir cinco definições para contágio:

- a) aumento na probabilidade de ocorrer crise em um determinado país, dada a existência de uma crise em outro país;
- b) a volatilidade é propagada como uma *proxy* de incerteza da crise de um país para mercados financeiros de outros países;
- c) aumento em co-movimentos nos preços e quantidades entre mercados, dadas as crises em um ou mais mercados;
- d) mudança no mecanismo de transmissão ou canal para contágio, com a intensificação do mesmo após a crise;
- e) ocorrência de co-movimentos não explicados pelos fundamentos.

De acordo com esses autores, isso implica em dois grupos teóricos que se diferenciam pela existência, ou não, de quebra estrutural na relação entre mercados dada a ocorrência de uma crise. Ao mesmo tempo, do ponto de vista empírico, a determinação destes grupos continua controversa.

---

<sup>6</sup> *Spillover*, como apresentado no trabalho de Engle (1990), “*Meteor Showers or Heat Waves*”?, trata-se da variância de uma série no instante  $t-1$  influenciando a variância de outra no instante  $t$ .

Diferentemente de interdependência, contágio está associado à ideia de ser um mecanismo de transmissão de crises financeiras descontínuo, sendo resultados de pânico financeiro, *efeito manada*<sup>7</sup> ou mudanças nas expectativas instantâneas dos agentes.

A propagação de choques a partir de mudanças nos fundamentos macroeconômicos vem da relação de interdependência entre os mercados e consiste numa situação esperada. Existem importantes implicações práticas na distinção entre contágio e interdependência, conforme destacado por Pesaran e Pick (2003). Se existe um elevado grau de correlação entre os mercados após choques negativos, a diversificação de portfólio pode ser de pouco efeito sobre o risco não sistemático. Caso não ocorra uma mudança de um “bom” equilíbrio para um “mau” equilíbrio em função do ‘sentimento’ do mercado, a existência de um prestador internacional de última instância pode reverter à condição de equilíbrio original. Ao mesmo tempo, se há efeito de *spillover* que é agravado por fundamentos econômicos ruins, o mecanismo de ajuda internacional será insuficiente e exigirá contrapartidas dos países.

A definição de contágio adotada é aquela apresentada em Soriano e Climent (2006), e a verificação dessa hipótese é a mesma realizada em Marçal e Valls (2008), na qual a hipótese de contágio é evidenciada por uma mudança temporária e significativa (quebra estrutural) nos parâmetros do processo gerador da relação entre mercados. Pode ocorrer, entretanto, que a mudança na correlação entre esses mercados após um choque seja permanente e isso será tratado como uma mudança na relação de interdependência dos mercados. Portanto, os termos contágio e interdependência descrevem dois fenômenos bastante diferentes.

### 1.2.3 Fontes de contágio

As principais causas de crises financeiras são, dentre outros fatores e nessa ordem, o comportamento de manada dos investidores, choques endógenos de liquidez e a existência de equilíbrios múltiplos. De acordo com Calvo e Mendoza (1998), os mecanismos de contágio que incentivariam o comportamento “manada” ocorrem quando o custo marginal de se ter comportamento igual ao da maioria dos participantes do mercado for maior que o custo marginal de reverter esse comportamento e quando a perda relativa oriunda de um choque for menor que o custo de se obter informações. Choques negativos de liquidez podem obrigar investidores a desfazer de suas posições em outros países. Já a existência de múltiplos

---

<sup>7</sup> *Herd Behavior*: termo cunhado após as pesquisas de Vernon L. Smith, Amos Tversky e Daniel Kahneman.

equilíbrios se dá devido à existência de grandes players no mercado capazes de influenciarem não apenas suas carteiras, mas também o mercado doméstico.

Contágio também pode ser gerado devido ao rebalanceamento de carteiras e assimetria de informações acarretadas pelo *efeito manada* em outros países, de acordo com Kodres e Pritsker (2002). Nessa mesma linha de pesquisa, Goldstein e Pauzer (2004) apresentam um modelo de contágio de crises financeiras decorrente da diversificação do portfólio de ativos dos investidores.

Existem ainda, segundo Calvo e Reinhart (1996) seis fontes de contágio:

- a) dois países vizinhos com mercados de capitais altamente integrados;
- b) grande fluxo de comércio exterior entre países;
- c) existência de grandes investidores institucionais capazes de influenciarem os preços dos ativos;
- d) transferência de recursos de países emergentes para economias mais desenvolvidas;
- e) instabilidade política afetando crescimento de um país;
- f) mudanças nas expectativas dos agentes acarretando um uma convergência de expectativas.

Já as crises financeiras transmitidas por meio de contágio são classificadas de cinco tipos diferentes: crises iniciadas por mudanças de políticas macroeconômicas, existência de múltiplos equilíbrios de mercados devido a pânico financeiros, bolhas especulativas, *moral hazard* e corrida bancária em busca de liquidez.

O fenômeno de contágio, segundo Lovell, Neu e Tong (1998), pode ser classificado da seguinte forma: Modelo de Acoplamento Econômico, Modelo de Alerta Elevado, Modelo de Ajustamento de Carteiras e o Modelo de Efeito Manada. Para Perry e Lederman (1998), contágio acarreta em vulnerabilidade financeira, diferentemente de *spillovers*.

De acordo com Claessens, Dornbush e Park (2000), as principais causas e vetores de transmissão de contágio são aquelas relacionadas a fundamentos macroeconômicos como os choques comuns entre países, relações de comércio e desvalorização competitiva e as relações financeiras internacionais, e aquelas não relacionadas a fundamentos como a restrição de liquidez, problemas de incentivo, de coordenação e de informação assimétrica e equilíbrios múltiplos.

## 2 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

A literatura empírica utilizada para verificar a hipótese de contágio em crises financeiras faz uso de cinco metodologias listadas em Pericoli e Sbracia (2003) e apresentadas inicialmente nos trabalhos de:

- a) modelos *logit* e *probit*: estima-se a probabilidade de ocorrência de um ataque especulativo, como em Eichengreen et al. (1996), Caramazza et al. (2000) e Van Rijckeghem e Weder (2001).
- b) indicadores principais: usam-se indicadores macroeconômicos e financeiros para previsão que crises. Essa metodologia é utilizada em Kaminsky et al. (1998), Kaminsky (1999), Berg e Patillo (1999), Berg *et al.* (1999) e Hardy e Pazarbaşıoğlu (1998).
- c) modelos da classe GARCH: verifica-se a ocorrência de *spillover* de volatilidade entre países, como em Hamao *et al.* (1990), Edwards (1998), Engle *et al.* (1990) e Fleming e Lopez (1999).
- d) estudo de quebras no padrão de correlação entre mercados, conforme apresentado por King e Wadhvani (1990), Baig e Goldfajn (1999), Forbes e Rigobon (2001<sup>a</sup>), Boyer *et al.* (1999), Loretan e English (2000) e Corsetti *et al.* (2001).
- e) modelo de mudança markoviana: testes de descontinuidade no processo gerador dos dados baseados nos modelos de mudança markoviana, como em Jeanne (1997), Jeanne e Masson (2000) e Fratzscher (1999).

Para a realização deste trabalho, duas metodologias serão empregadas: o uso de modelos recursivos da classe GARCH multivariados e a partir de seus parâmetros estimados serão calculadas as correlações condicionais. Em seguida, sobre essas séries, serão feitos testes de quebras estruturais no padrão de correlação entre mercados.

Conforme Corsetti, Pericoli e Sbracia (2001), a motivação para o uso de correlação, a fim de se construir testes para verificar contágio, são os fatos estilizados que caracterizam a transmissão de choques entre mercados acionários, cuja recorrência é observada em crises financeiras. Por meio dessas correlações, faz-se possível a verificação da ocorrência de fatos como a queda abrupta no preço de ativos de maneira conjunta em diferentes mercados e os aumentos da volatilidade e da covariância entre mercados em períodos de crise. Outro fato estilizado a ser estudado é que crises financeiras caracterizam-se por um aumento na variância e covariância dos retornos dentre os mercados, mas não necessariamente um aumento na correlação entre eles.

## 2.1 Modelos de correlação

Para testar a hipótese de contágio entre os índices S&P500 e Ibovespa no ano de 2008 serão utilizados nove diferentes modelos. Inicialmente serão apresentados os modelos de correlação condicional e os modelos de correlação condicional dinâmica, conforme introduzido na literatura econométrica por Engle (2002).

A correlação condicional entre duas variáveis aleatórias  $r_1$  e  $r_2$  cujas médias são zero, é definida por:

$$\rho_{12,t} = \frac{E_{t-1}(r_{1,t}r_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2)E_{t-1}(r_{2,t}^2)}} \quad (1)$$

De acordo com essa definição apresentada por Corsetti, Pericoli e Sbracia (2003), a correlação condicional é baseada nas informações disponíveis no período anterior, e previsões multi-periódicas podem ser definidas da mesma forma. De acordo com as leis de probabilidade, coeficientes de correlação assumem valores no intervalo  $[-1; 1]$ . A correlação condicional satisfaz a essa restrição para todos os possíveis valores obtidos nas informações passadas e para todas as combinações lineares das variáveis.

Com o objetivo de se explicitar a relação entre correlações condicionais e variâncias condicionais, é conveniente escrever os retornos como o desvio padrão condicional multiplicado por um choque:

$$h_{i,t} = E_{t-1}(r_{i,t}^2), \quad r_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}}\varepsilon_{i,t}, \quad i = 1,2 \quad (2)$$

A variável  $\varepsilon$  é um distúrbio padronizado com média zero e variância um para cada série. Substituindo na equação original, tem-se que:

$$\rho_{12,t} = \frac{E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}^2)E_{t-1}(\varepsilon_{2,t}^2)}} = E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t}) \quad (3)$$

Assim, a correlação condicional é também a covariância condicional entre os choques padronizados.

Muitos estimadores foram propostos para correlações condicionais. O mais comum dentre eles é definido para retornos de média zero sendo:

$$\hat{\rho}_{12,t} = \frac{\sum_{s=1-n-1}^{t-1} r_{1,s} r_{2,s}}{\sqrt{(\sum_{s=1-n-1}^{t-1} r_{1,s}^2)(\sum_{s=1-n-1}^{t-1} r_{2,s}^2)}} \quad (4)$$

Pela equação (4) é possível notar que esse estimador só se torna interessante sob circunstâncias especiais. Em particular, ele dá a mesma ponderação para todas as observações até  $n$  períodos e peso zero às observações mais antigas, caso contrário o estimador nem sempre pertencerá ao intervalo  $[-1; 1]$ , uma vez que não é possível impor restrições de forma que a matriz de covariância seja positiva definida nesse modelo pois a variância não condicional implicada por este modelo é degenerada, conforme demonstrado em Bollerslev (1986) e em Nelson (1991). Portanto, não é claro sob quais suposições este estimador é capaz de estimar as correlações condicionais consistentemente.

A fim de se corrigir esse problema, incorpora-se um suavizador exponencial à equação (4) usando pesos decrescentes baseados em um parâmetro  $\lambda$ , que enfatiza a data atual, mas não apresenta um ponto de final fixo no passado onde os dados tornam-se pouco informativos.

$$\hat{\rho}_{12,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-j-1} r_{1,s} r_{2,s}}{\sqrt{(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-j-1} r_{1,s}^2)(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-j-1} r_{2,s}^2)}} \quad (5)$$

Esse estimador também pertencerá ao intervalo  $[-1; 1]$ , porém, não há nenhuma orientação a partir dos dados sobre a forma de escolha do parâmetro  $\lambda$ . Em um contexto multivariado, um mesmo  $\lambda$  utilizado para todos os ativos não garante uma matriz de correlação positiva definida.

Definindo a matriz de covariância condicional dos retornos como:

$$E_{t-1}(r_t r_t') \equiv H_t \quad (6)$$

Esses estimadores podem ser expressos na matriz de notação respectivamente como:

$$H_t = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (r_{t-j} r_{t-j}') \quad \text{e} \quad H_t = \lambda (r_{t-1} r_{t-1}') + (1 - \lambda) H_{t-1} \quad (7)$$

Uma alternativa simples para estimar modelos multivariados é o método de GARCH Ortogonal ou o método GARCH de componentes principais de Alexander (2001). Tal procedimento consiste em construir combinações das séries  $r$  incondicionalmente não correlacionadas. Então, os modelos GARCH univariados são estimados para algumas ou todas essas combinações e a matriz de covariâncias é construída supondo correlações condicionais todas iguais a zero. Mais precisamente, encontrar  $A$  tal que  $y_t = Ar_t$ ,  $E(y_t y_t') \equiv V$  seja diagonal. Modelos GARCH univariados são estimados para os elementos de  $y$  e combinados com a matriz diagonal  $V_t$ . Fazendo uma forte suposição adicional que  $E_{t-1}(y_t y_t') = V_t$  é diagonal, então,

$$H_t = A'^{-1} V_t A^{-1} \quad (8)$$

No caso bivariado, a matriz  $A$  pode ser triangular e estimada por mínimos quadrados, onde  $r_1$  é um componente e os resíduos da regressão de  $r_1$  sobre  $r_2$  e são outro. Nessa situação simples, uma abordagem melhor é rodar essa regressão como sendo um GARCH e então obter os resíduos os quais são ortogonais em um modelo GLS<sup>8</sup>.

Modelos da classe GARCH multivariados são generalizações desse problema. Muitas especificações têm sido consideradas, entretanto a maioria é formulada de forma que as variâncias e covariâncias sejam funções lineares dos quadrados e produtos cruzados dos dados. A expressão mais geral desse tipo é chamada de modelo VEC<sup>9</sup> e é descrito por Engle e Kroner (1995). O modelo VEC parametriza o vetor de todas as covariâncias e variâncias expresso como  $\text{vec}(H_t)$ . No caso de primeira ordem, o vetor é dado por:

$$\text{vec}(H_t) = \text{vec}(\Omega) + A \text{vech}(r_{t-1} r_{t-1}') + B \text{vech}(H_{t-1}) \quad (9)$$

onde  $\text{vech}$  denota o vetor operador que “empilha” a parte superior da matriz simétrica em um vetor coluna.  $\Omega$  é a matriz de variâncias e covariâncias, que passa a ser um intercepto tido como um vetor  $(n(n+1)/2) \times 1$ , enquanto  $A$  e  $B$  são matrizes quadradas de ordem

<sup>8</sup> *Generalized least squares*: Mínimos Quadrados Generalizados.

<sup>9</sup> *Vector Error Correction*: Vetor de correção de erros.

$n(n + 1)/2$  com estrutura muito semelhante àquela apresentada por H. Sem nenhuma outra restrição, esse modelo não garantirá que a matriz H seja positiva definida. Todavia, por meio de uma decomposição de Cholesky - a fim de se garantir uma transformação factível ao modelo de GLS conforme demonstrado por Davidson e MacKinnon (1999) - faz-se possível introduzir restrições de positividade à matriz H, conforme mostrado nos modelos Matriz Diagonal de Ding (1994) e Bollerslev, Engle e Nelson (1994).

Restrições necessárias são derivadas da representação BEKK<sup>10</sup>, introduzida na literatura por Engle e Kroner (1995), na qual o caso de primeira ordem pode ser escrito:

$$H_t = \Omega + A(r_{t-1}r_{t-1}')A' + BH_{t-1}B' \quad (10)$$

Segundo apresentado por Marçal e Valls (2008), um modelo da classe BEKK pode ser representado por:

$$H_t = \Omega + \sum_{k=1}^K A'_{1k} \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A_{1k} + \sum_{k=1}^K B'_{1k} H_{t-1} B_{1k}$$

onde  $\Omega$ ,  $A_{1k}$  e  $B_{1k}$  são matrizes  $k \times k$  e  $\Omega$  é uma matriz simétrica e definida positiva. No caso de dois ativos e  $k = 1$ , têm-se:

$$\begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{12,t-1} & h_{22,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}$$

O número de parâmetros nessa forma simplificada do modelo BEKK continua sendo um problema apesar de ser menor do que a especificação VEC. Já em um modelo da classe BEKK não restrito, o número de parâmetros a serem estimados é maior que no modelo VEC. A vantagem principal desta especificação ainda reside no fato de não haver necessidade de imposição de alguma restrição sobre o espaço de parâmetros para garantir que  $H_t$  seja positiva definida.

Vários casos especiais têm sido discutidos na literatura desde modelos onde as matrizes  $A$  e  $B$  da equação (10) são simplesmente escalar ou diagonal ao invés da matriz

<sup>10</sup> Modelos propostos por Baba, Engle, Kraft e Kroner.

completa até modelos complexos altamente parametrizados. Esses modelos são encontrados nos trabalhos de Engle e Kroner (1995), Bollerslev, Engle e Nelson (1994), Engle e Mezrich (1996), Kroner e Ng (1998) e Engle e Ding (2001). Neste trabalho, serão estimados os modelos SCALAR BEKK e DIAGONAL BEKK.

Conforme apresentado em Engle e Mezrich (1996), esses modelos podem ser estimados sujeito a restrição de “*variance targeting*” (variância segmentada), que a matriz de variância e covariância de longo prazo é a matriz de covariância amostral. Essa restrição difere do MLE<sup>11</sup> somente em amostras finitas, mas reduz o número de parâmetros e apresenta melhores resultados. Em geral, o modelo VEC da Equação (9) pode ser expresso como:

$$\text{vech}(\Omega) = (I - A - B)\text{vech}(S), \text{ onde } S = \frac{1}{T} \sum_t (r_t r_t') \quad (11)$$

Essa expressão simplifica os casos de BEKK escalar e diagonal. Por exemplo, para o BEKK escalar, o intercepto é simplesmente dado por:

$$\Omega = (1 - \alpha - \beta)S \quad (12)$$

## 2.2 Modelos de correlação dinâmica

O trabalho de Engle (2002) apresenta uma nova classe de estimadores da classe GARCH multivariado, que pode ser considerada uma generalização do trabalho de Bollerslev (1990) para a o estimador de correlação condicional constante. Em

$$H_t = D_t R D_t, \text{ onde } D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{i,t}}\} \quad (13)$$

onde  $R$  é a matriz de correlação contendo as correlações condicionais conforme pode ser notado por meio da equação reescrita como:

$$E_{t-1}(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} = R, \text{ desde que } \varepsilon_t = D_t^{-1} r_t \quad (14)$$

As expressões para  $h$  são tipicamente vistas como um modelo GARCH univariado, porém, esses modelos poderiam certamente incluir funções das outras variáveis no sistema

---

<sup>11</sup> *Maximum likelihood estimation*: Estimação de máxima verossimilhança.

como sendo variáveis pré-determinadas ou exógenas. Uma simples estimativa de  $R$  é a matriz de correlação incondicional dos resíduos padronizados.

Engle (2002) propõe um estimador chamado de Correlação Condicional Dinâmica, DCC (*Dynamic Conditional Correlation*). Os modelos de correlação dinâmica se diferem somente na possibilidade de  $R$  ser variante no tempo.

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (15)$$

Parametrizações de  $R$  têm as mesmas suposições que  $H$ , exceto que as variâncias condicionais devem ser unitárias. A matriz  $R_t$  permanece sendo a matriz de correlação.

Kroner e Ng (1998) propuseram uma a matriz de covariância que é uma matriz ponderada pelas médias do modelo Bollerslev CCC e um BEKK Diagonal, sendo ambas positivas definidas.

Provavelmente a especificação mais simples para a matriz de correlação é o suavizamento exponencial, o qual pode ser expresso por:

$$\rho_{i,j,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{j,t-s}}{\sqrt{(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s}^2)(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{j,t-s}^2)}} = [R_t]_{i,j} \quad (16)$$

uma média geométrica ponderada dos resíduos padronizados. Essas equações produzirão uma matriz de correlação em cada período de tempo. Um modo simples de construir essa correlação é através do suavizamento exponencial. Nesse caso, o processo é seguido pelo:

$$q_{i,j,t} = (1 - \lambda)(\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1}) + \lambda(q_{i,j,t-1}), \quad \rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \quad (17)$$

os  $q$ 's serão integrados.

Uma alternativa natural é sugerida pelo modelo GARCH(1,1).

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j} + \alpha(\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} - \bar{\rho}_{i,j}) + \beta(q_{i,j,t-1} - \bar{\rho}_{i,j}) \quad (18)$$

Reescrevendo:

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j} \left( \frac{1 - \alpha - \beta}{1 - \beta} \right) + \alpha \sum_{s=1}^{\infty} \beta^s \varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{j,t-s} \quad (19)$$

A esperança incondicional do produto cruzado é  $\bar{\rho}_{i,j}$  enquanto para as variâncias:

$$\bar{\rho}_{i,j} = 1 \quad (20)$$

O estimador de correlação é

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,i,t} q_{j,j,t}}} \quad (21)$$

e será positivo definido conforme a matriz de covariância,  $Q_t = [q_{i,j,t}]$ , é uma ponderação pela média de uma matriz positiva definida e uma positiva semi-definida. A esperança incondicional do numerador da equação (21) é  $\bar{\rho}_{i,j}$ , e cada termo do denominador tem valor esperado igual a 1. Esse modelo é de média reversiva conforme  $\alpha + \beta < 1$  e quando a soma for igual a 1, esse modelo será igual ao exposto na Equação (17). As versões matriciais desses estimadores podem ser escritas como:

$$Q_t = (1 - \lambda)(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}') + \lambda Q_{t-1}, \text{ e} \quad (22)$$

$$Q_t = S(1 - \alpha - \beta) + \alpha(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}') + \beta Q_{t-1} \quad (23)$$

onde  $S$  é a matriz de correlação incondicional dos  $\varepsilon$ .

Modelos mais complexos de GARCH multivariados positivos e definidos poderiam ser utilizados para a parametrização da correlação conforme os momentos incondicionais fossem parte da matriz de correlação amostral. Por exemplo, a família de modelos MGARCH, de Ding e Engle (2001) pode ser expressa na forma de primeira ordem como:

$$Q_t = S \circ (u' - A - B) + A \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + B \circ Q_{t-1} \quad (24)$$

onde  $u$  é um vetor unitário e  $\circ$  é produto de Hadamard de duas matrizes de tamanhos idênticos e calculadas simplesmente pela multiplicação de elemento por elemento. Eles mostram que se

$A$ ,  $B$  e  $(u' - A - B)$  são positivas semi-definidas, então  $Q$  será positiva semi-definida. Se qualquer uma das matrizes é positiva definida, então  $Q$  também será. Essa família de modelos inclui ambos os modelos apresentados assim como muitas generalizações.

O log-verossimilhança para esse estimador pode ser expresso por

$$\begin{aligned}
 & r_t \mid \mathfrak{F}_{t-1} \sim N(0, H_t) \\
 L &= -\frac{1}{2} \sum_t (n \log(2\pi) + \log|H_t| + r'_t H_t^{-1} r_t) \\
 L &= -\frac{1}{2} \sum_t (n \log(2\pi) + \log|D_t R_t D_t| + r'_t D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \quad (25) \\
 L &= -\frac{1}{2} \sum_t (n \log(2\pi) + 2 \log|D_t| + \log|R_t| + \varepsilon'_t R_t^{-1} \varepsilon_t)
 \end{aligned}$$

que pode ser maximizada em relação aos parâmetros do modelo. Porém, um dos objetivos dessa formulação é possibilitar que o modelo seja estimado mais facilmente mesmo quando a matriz de covariância for muito grande.

Trocando os parâmetros em  $D$  por  $\theta$  e os parâmetros adicionais em  $R$  por  $\phi$ . Supondo por um instante que  $\theta$  é conhecido, então a parte relevante da log-verossimilhança se torna

$$L_c(\phi) = -\frac{1}{2} \sum_t (\log|R_t| + \varepsilon'_t R_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (26)$$

podendo, então, ser maximizada diretamente. Se estimativas consistentes de  $\theta$  podem ser encontradas, então os dois passos da estimação serão consistentes, mas não totalmente eficientes.

### 2.3 Testes de contágio

O objetivo dessa seção, baseada em Corsetti, Pericoli, e Sbracia, (2011), é apresentar uma medida de correlação teórica capaz de distinguir contágio e interdependência, sendo válida em casos cujo início da crise é conhecido. Essa metodologia parte a partir de uma medida de correlação de interdependência estimada por meio de algum modelo de correlação.

A fim de se testar se mudanças nas correlações entre retornos,  $r_j$  e  $r_i$ , durante uma crise no país  $j$  são consistentes com o processo gerador das correlações condicionais estimadas por modelos anteriormente apresentados, faz-se necessário especificar uma medida de interdependência. Considerando que os retornos são gerados a partir de um modelo fatorial padrão:

$$r_j = \alpha_0 + \alpha_1 f + \varepsilon_j$$

$$r_i = \beta_0 + \beta_1 f + \varepsilon_i$$

no qual  $r_j$  e  $r_i$  são os retornos nos países  $j$  e  $i$  respectivamente,  $f$  representa um fator global de risco que afeta todos os países (geralmente o retorno de mercado),  $\varepsilon_j$  e  $\varepsilon_i$  são fatores idiossincráticos independentes de  $f$  e independentes entre si,  $\alpha_0$ ,  $\beta_0$ ,  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  são constantes com os dois últimos parâmetros medindo a intensidade das relações entre os países. Quanto maiores  $\alpha_1$  e  $\beta_1$ , mais forte será a correlação entre  $r_i$  e  $r_j$ . Essas expressões serão obtidas a partir de modelos de volatilidade multivariados.

A correlação entre  $r_i$  e  $r_j$ , doravante denominada por  $\rho$ , pode ser escrita por:

$$\rho = \left[ 1 + \frac{Var(\varepsilon_j)}{\alpha_1^2 Var(f)} \right]^{-1/2} \left[ 1 + \frac{Var(\varepsilon_i)}{\beta_1^2 Var(f)} \right]^{-1/2} \quad (27)$$

entretanto,  $\rho$  depende da importância dos termos  $\alpha_1^2 Var(f)$  e  $\beta_1^2 Var(f)$ , capturando como movimentos no fator comum afeta os retornos, relativo aos termos  $Var(\varepsilon_j)$  e  $Var(\varepsilon_i)$  refletindo ruído idiossincrático de cada país.

Supondo que se observa uma crise no país  $j$ , associada a um aumento dos retornos  $r_j$ . Mantendo os parâmetros  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  constantes, o efeito da crise nas correlações entre retornos dos diferentes mercados dependerá no quanto do aumento da variância de  $r_j$  é acarretada pela variância no fator comum  $f$ , e contrária à variância do fator específico  $\varepsilon_j$ . Se movimentos no fator comum forem relativamente grandes, a correlação aumentará, caso contrário ela diminuirá. Entretanto, correlações podem aumentar ou diminuir em períodos de crise, e mudarem conforme a variância de  $r_j$ , mesmo se a intensidade das relações entre países  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  permanecerem inalteradas. Isso indica que, de acordo com as definições-padrão de contágio, que certas variações nas correlações entre mercados são meramente interdependência no sentido de que elas ocorrem mesmo que não ocorram mudanças nos

parâmetros do modelo. A fim de se gerar evidência em prol da hipótese de contágio, mudanças nas correlações devem ser grandes o suficientes a fim de indicarem quebras no mecanismo de transmissão de choques, ou seja, quebras estruturais nos parâmetros  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  afetando a intensidade de transmissão de choques entre mercados mundo afora, sendo que  $\alpha_0$  e  $\beta_0$  não afetam  $\rho$ .

Assim, os testes de contágio devem ser capazes de distinguirem entre quebras estruturais devidos a mudanças nas variâncias dos fatores comuns e mudanças nos valores de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$ . Conforme demonstrado em Corsetti et al. (2005), sob a hipótese nula de não ocorrência de contágio, a correlação entre  $r_i$  e  $r_j$  corrigida pelo aumento da variância de  $r_j$ , assume a seguinte forma:

$$\phi = \rho \left[ \left( \frac{1 + \lambda^T}{1 + \lambda^C} \right) \frac{1 + \delta}{1 + \rho^2 \psi (1 + \lambda^T)} \right]^{1/2} \quad (28)$$

onde

$$\lambda^T = \frac{Var(\varepsilon_j | T)}{\alpha_1^2 Var(f | T)}, \quad \lambda^C = \frac{Var(\varepsilon_j | C)}{\alpha_1^2 Var(f | C)},$$

$$1 + \delta = \frac{Var(r_j | C)}{Var(r_j | T)} \quad \text{e} \quad \psi = (1 + \delta) \frac{1 + \lambda^T}{1 + \lambda^C} - 1$$

e  $T$  e  $C$  indicam, respectivamente, períodos de “tranquilidade” (um regime caracterizado pela ausência de crises) e períodos de crises (um regime de turbulências iniciada a partir de uma crise no país  $j$ ). A estatística de correlação  $\phi$  depende da correlação no período de tranquilidade ( $\rho$ ), de mudanças na variância de  $r_j$  durante períodos de crises ( $\delta$ ) e da importância relativa do fator idiossincrático relativo ao fator global durante períodos de tranquilidade e crise ( $\lambda^T$  e  $\lambda^C$ ). No caso especial em que  $\lambda^T$  e  $\lambda^C$  são idênticos,  $\lambda^T = \lambda^C = \lambda$  (ou seja, no país  $j$ , a variância do fator específico doméstico relativo ao fator comum permanece constante durante a crise),  $\phi$  passa a ser:

$$\phi' = \rho \left[ \frac{1 + \delta}{1 + \delta \rho^2 (1 + \lambda)} \right]^{1/2} \quad (29)$$

Assim, por construção,  $\phi$  é a correlação entre mercados sob a hipótese de interdependência, isto é, a hipótese de que intensidades nas relações entre países  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  não

se alteram entre períodos de tranquilidade e de crise. Testar contágio necessita da verificação de que a correlação observada durante períodos de crise, chamada de  $\rho^c$ , é significativamente maior (ou menor) que  $\phi$ . Então, ao invés de comparar  $\rho^c$  com  $\rho$  (uma comparação viesada pelo aumento na variância de  $r_j$ ), um teste adequado para contágio seria comparando  $\rho^c$  com  $\phi$ .

É importante considerar que o viés nos teste de correlação de contágio ocorre quando a variância entre os períodos de tranquilidade e crise é sub ou superestimada. Devido à superestimação, testes partindo dessa metodologia tendem a levar quase sempre ao mesmo resultado de não ocorrência de contágio em período de crises. Ainda assim, essa metodologia é a mais empregada para testar a hipótese de contágio entre mercados.

A fim de contornar essa situação, para esse trabalho, serão realizados testes de quebras estruturais do tipo  $SupF_n$ ,  $ExpF_n$  e  $AveF_n$ , propostos por Andrews e Ploberger (1994) nas séries de correlações condicionais estimadas entre os mercados bivariadamente. Considerando as definições já apresentadas em Corsetti *et al.* (2011) para contágio, por meio de testes  $SupF_n$ ,  $ExpF_n$  e  $AveF_n$ , é possível verificar a ocorrência de quebras estruturais estatisticamente significativas e temporárias nas séries de correlações condicionais estimadas, conforme demonstrado em Hansen (1997) – o que evidenciaria a hipótese de contágio entre mercados.

Considerando a correlação condicional a ser estimada,  $\rho$ , um parâmetro do tipo  $T \times 1$  que descreve uma série temporal,  $\rho_t$ , assume o valor  $\rho_1$  para  $t < k$  e o valor  $\rho_2$  para  $t \geq k$ , onde  $T \leq k \leq n - T$ . Seja  $F_n(k)$  uma estatística de Wald, um multiplicador de Lagrange (LM) ou uma razão de verossimilhança da hipótese de que não há quebra estrutural ( $\beta_1 = \beta_2$ ) para dado  $k$ . Quando  $k$  é conhecido (a data da ocorrência do choque ou suposta quebra estrutural) apenas por estar em determinado intervalo de tempo  $[k_1, k_2]$ , a estatística Quandt, ou “*sup*” será:

$$SupF_n = \sup_{k_1 \leq k \leq k_2} F_n(k)$$

e os testes “*Exp*” e “*Ave*” serão:

$$ExpF_n = \ln \left( \frac{1}{k_2 - k_1 + 1} \sum_{t=k_1}^{k_2} \exp \left( \frac{1}{2} F_n(k) \right) \right)$$

$$AveF_n = \frac{1}{k_2 - k_1 + 1} \sum_{t=k_1}^{k_2} F_n(k)$$

Conforme demonstrado em Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), sob certas condições, essas estatísticas assumem as distribuições nulas assintóticas,

$$SupF_n \rightarrow_d SupF(\pi_0) = \sup_{\pi_1 \leq \tau \leq \pi_2} F(\tau) \quad (30)$$

$$ExpF_n \rightarrow_d ExpF(\pi_0) = \ln \left( \frac{1}{\pi_2 - \pi_1} \int_{\pi_1}^{\pi_2} \exp \left( \frac{1}{2} F(\tau) \right) d\tau \right) \quad (31)$$

$$AveF_n \rightarrow_d AveF(\pi_0) = \frac{1}{\pi_2 - \pi_1} \int_{\pi_1}^{\pi_2} F(\tau) d\tau \quad (32)$$

onde

$$F(\tau) = \frac{(W(\tau) - \tau W(1))'(W(\tau) - \tau W(1))}{\tau(1 - \tau)} \quad (33)$$

$W(\tau)$  é um vetor  $T \times 1$  de movimento browniano,  $\pi_1 = k_1/n$  e  $\pi_2 = k_2/n$ . Essas distribuições são não padronizadas. Além de  $T$ , as distribuições dependem de  $\pi_1$  e  $\pi_2$  da seguinte forma:

$$\pi_0 = \frac{1}{1 + \sqrt{\lambda_0}} \quad (34)$$

em que

$$\lambda_0 = \frac{\pi_2(1 - \pi_1)}{\pi_1(1 - \pi_2)} \quad (35)$$

Quando o intervalo  $[k_1, k_2]$  for simétrico na amostra,  $\pi_0 = \pi_1 = 1 - \pi_2$ .

### 3 BASE DE DADOS

Para a realização desse trabalho foram coletados dados dos principais índices de bolsas de valores de 17 países a serem comparados com o mercado norte-americano. A amostra a ser utilizada inicia-se em 3 de janeiro de 2005 até o dia 9 de dezembro de 2011, totalizando 1810 dias<sup>12</sup>.

#### 3.1 Fontes de contágio

A fim de se verificar a hipótese de contágio da crise americana para outros mercados financeiros, buscou-se diversificar o perfil de países compreendidos na amostra com países de diferentes graus de abertura econômica, mas mantendo os principais índices de mercado do mundo<sup>13</sup>. Foram incluídos na amostra países asiáticos, latino-americanos, europeus, africanos e Austrália. Os dados referentes aos 18 índices de mercado foram coletados a partir de um terminal *Bloomberg*.

A Tabela 1 apresenta todos os índices que compõem a amostra com suas respectivas medidas descritivas.

---

<sup>12</sup> Excluídos finais de semana

<sup>13</sup> **EUA:** *S&P 500 Composite*

**Ásia:** Japão - *Nikkei 225 Stock Average*, Hong Kong - *Hang Seng Index*, Índia - *BSE India Sensex 30 Index*, Coréia do Sul - *Korea Stock Exchange Composite (Kospi) Index*, Rússia - *Russian Micex Index*, China - *Shanghai Stock Exchange All Share Index*

**Europa:** Inglaterra - *FTSE 100 Index*, Alemanha - *DAX 30 Performance*, Suíça - *Swiss Market Index*, França - *CAC 40 Index*, Espanha - *Ibex 35 Index*

**América Latina:** Argentina - *Merval*, México - *Inmex Index*, Brasil - *Ibovespa Index*

**África e Oceania:** Austrália - *S&P/ASX 200 Index*, Marrocos - *Marroco Casablanca Stock Exchange All Share (Masi) Index*, África do Sul - *FTSE/JSE Africa All Share Index*

TABELA 1 - Medidas Descritivas da Amostra

Índice	País	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-padrão	Curtose	Correlação com S&P500	Missing	Observações
S&P 500 Composite	USA	1565.15	676.53	1223.43	178.14	0.06	1.00	3.59%	1745
Nikkei 225 Stock Average	Japão	18261.98	7054.98	12382.6	3117.3	-1.27	0.81	6.02%	1701
FTSE 100	Inglaterra	6732.40	3512.09	5509.48	667.34	-0.08	0.93	3.15%	1753
Hang Seng	Hong Kong	31638.22	11015.84	19490.0	3957.96	-0.57	0.68	5.25%	1715
BSE (Sensex) 30 Sensitive	Índia	21004.96	6102.74	14088.0	4075.9	-1.03	0.54	5.19%	1716
S&P/ASX 200	Austrália	6828.70	3145.50	4833.68	765.88	-0.16	0.87	2.98%	1756
DAX 30 Performance	Alemanha	8105.69	3666.41	6005.02	1048.6	-0.84	0.82	2.27%	1769
Marroco All Share (Masi)	Marrocos	14925.99	4352.67	10316.9	2894.6	-0.51	0.44	4.48%	1729
Swiss SMI MID Index	Suíça	1969.87	813.73	1299.65	266.76	-0.27	0.83	3.48%	1747
Korea SE Composite (Kospi)	Coréia do Sul	2228.96	870.84	1546.56	329.03	-0.88	0.61	4.64%	1726
Russian Micex Index	Rússia	1969.91	513.62	1320.41	390.25	-0.81	0.74	5.64%	1708
FTSE/JSE All Share	Jamaica	33232.89	12467.30	24887.1	5686.67	-0.77	0.58	4.14%	1735
Merval	Argentina	3664.82	828.99	2056.23	626.97	0.11	0.60	5.30%	1714
Inmex	México	2285.59	679.25	1512.75	422.27	-1.09	0.55	3.43%	1748
Cac 40	França	6168.15	2519.29	4310.61	874.87	-0.93	0.88	1.93%	1775
Ibex 35	Espanha	15945.70	6817.40	11258.3	2057.8	-0.66	0.84	2.21%	1770
Shanghai SE All Share	China	6395.75	1062.45	2752.79	1157.0	0.47	0.51	6.91%	1685
Ibovespa	Brasil	73516.00	23609.00	50665.4	14482	-1.25	0.48	5.14%	1717

Fonte: Bloomberg  
Elaboração própria

GRÁFICO 1 - S&amp;P 500 e mercados asiáticos

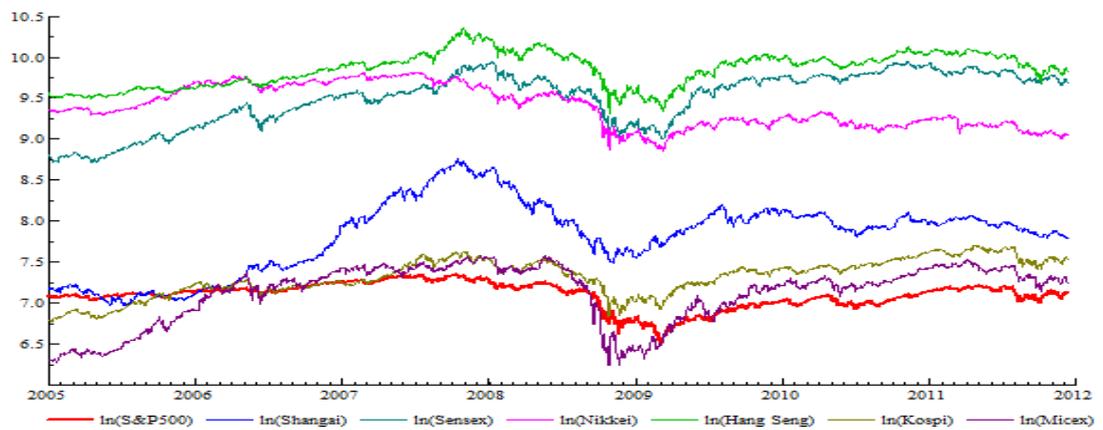


GRÁFICO 2 - S&amp;P 500 e mercados latino-americanos

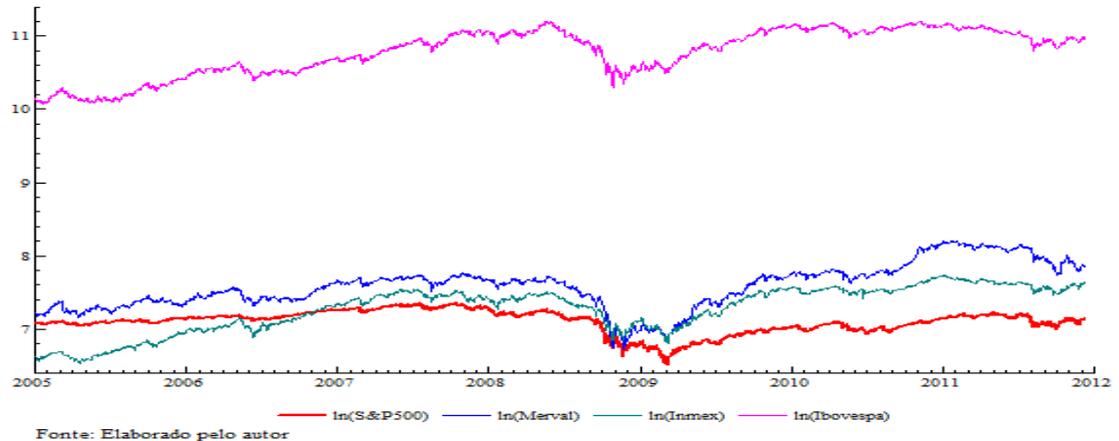


GRÁFICO 3 - S&amp;P 500 e mercados europeus

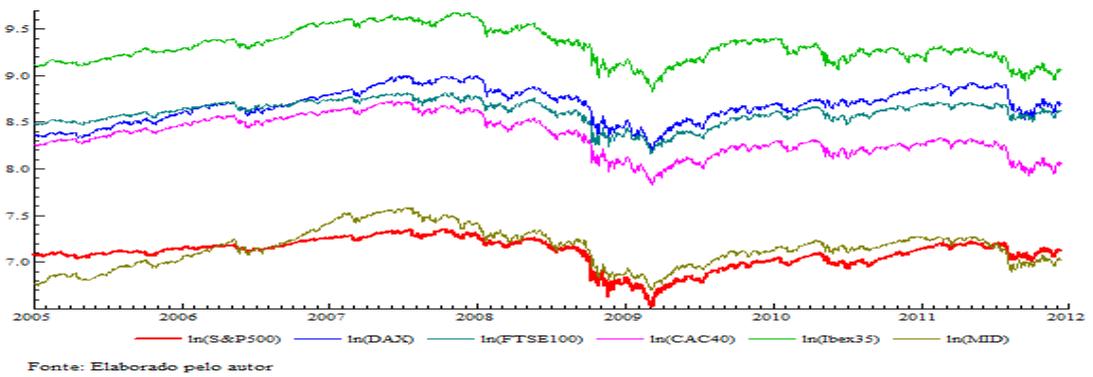
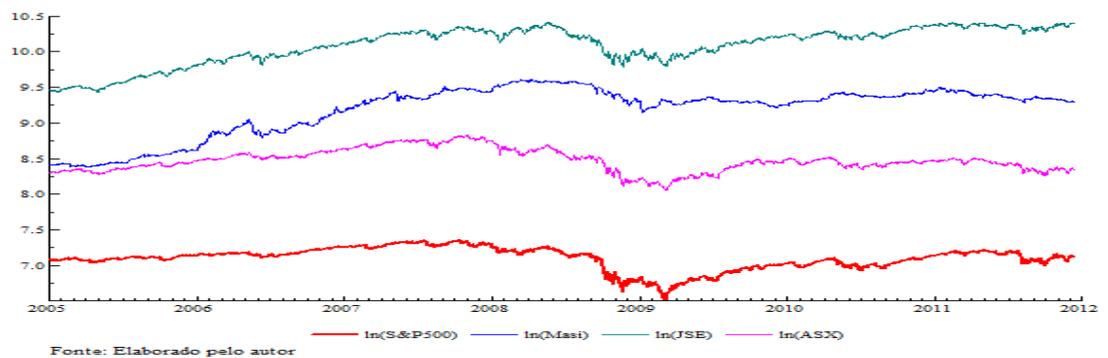


GRÁFICO 4 - S&amp;P 500 e mercados africanos e australiano



Dois dos fatos estilizados a serem observados antes de serem realizados testes de contágio, segundo Corsetti, et al. (2001) são verificados por meios dos gráficos apresentados:

- queda abrupta nos preços das ações concentradas em períodos de perturbações internacionais nos mercados
- volatilidade maior em períodos de crise

Os dados coletados foram convertidos na mesma moeda – dólar – a fim de se eliminar a variação cambial decorrente de fatores domésticos, como forma de deflacionar as séries.

### **3.2 Defasagem dos mercados asiáticos**

A fim de se obter correlações condicionais entre o mercado americano e mercados asiáticos faz-se necessária acrescentar uma defasagem aos dados asiáticos devido ao fuso horário, uma vez que fenômenos ocorridos nas bolsas americanas só terão efeitos nas bolsas asiáticas no dia seguinte. Dessa forma, os dados referentes aos índices Nikkei, Shanghai, Sensex, Hang Seng Micex, ASX e Kospi serão trabalhados com uma defasagem. O índice americano no instante  $t$  será comparado com o instante  $t + 1$  dos mercados asiáticos, já que fenômenos ocorridos no S&P 500 só poderão influenciar o mercado asiático na operação subsequente.

### **3.3 Tratamento de dados faltantes**

Como o calendário de dias úteis americano difere dos demais países utilizados na amostra, em alguns dias não houve negociações nos Estados Unidos, mas houve em outros mercados e determinados dias a situação foi inversa. Para tratamento de valores faltantes (*missing*) em uma amostra de séries temporais, a literatura sugere diversos métodos para imputação de dados a fim de tornar duas ou mais séries com o mesmo número de observações. Em particular, o trabalho de Kalton e Kasprzy (1982) postula que em amostras grandes com menos de 5% dos dados faltantes esse dados podem ser retirados da amostra, já que a imputação de dados pode distorcer os coeficientes de correlação entre séries a serem analisadas.

Uma alternativa é calcular o coeficiente de correlação serial entre as séries antes e depois de realizada qualquer técnica de imputação de dados e verificar o quão estatisticamente diferente ele passa a ser. Os dados faltantes podem ser substituídos pela média da série, por

algum método de regressão convencional ou mesmo estimação recursiva de filtro de Kalman (1960), o que foi feito para essa amostra. Usou-se um modelo de nível local dado por:

$$\begin{aligned}y_t &= \alpha_t + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \alpha_{t+1} &= \alpha_t + \eta_t & \eta_t &\sim N(0, \sigma_\eta^2)\end{aligned}$$

e estimado pela metodologia de Filtro de Kalman.

Na Tabela 1 observa-se que as quantidades de observações faltantes variam de 1,93% a 6,91%. Entretanto, ao se parear as séries uma a uma em relação ao S&P 500, são excluídas observações *missing* em comum, como por exemplo, o feriado de Natal. Assim, a Tabela 2 apresenta a quantidade de observações faltantes a serem estimadas pelo modelo de nível local.

A correção de dados faltantes pelo modelo de nível local estimado pela metodologia do filtro de Kalman pouco altera o coeficiente de correlação entre as séries. Ainda que a quantidade de observações faltantes em ambas as séries serem inferiores a 6%, essa metodologia é a mais apropriada para dados financeiros.

TABELA 2 - Observações *Missing*

Índices	Total de observações	Missing	%
S&P 500 Composite	1806	74	4.10%
Nikkei 225 Stock Average		16	0.89%
S&P 500 Composite	1791	59	3.29%
FTSE 100		14	0.78%
S&P 500 Composite	1793	61	3.40%
Hang Seng		47	2.62%
S&P 500 Composite	1794	62	3.46%
BSE (Sensex) 30 Sensitive		60	3.34%
S&P 500 Composite	1793	61	3.40%
S&P/ASX 200		5	0.28%
S&P 500 Composite	1794	62	3.46%
DAX 30 Performance		6	0.33%
S&P 500 Composite	1806	74	4.10%
Marroco All Share (Masi)		17	0.94%
S&P 500 Composite	1793	61	3.40%
Swiss SMI MID Index		14	0.78%
S&P 500 Composite	1800	68	3.78%
Korea SE Composite (Kospi)		67	3.72%
S&P 500 Composite	1806	74	4.10%
Russian Micex Index		32	1.77%
S&P 500 Composite	1793	61	3.40%
FTSE/JSE All Share		10	0.56%
S&P 500 Composite	1795	63	3.51%
Merval		23	1.28%
S&P 500 Composite	1796	64	3.56%
Inmex		9	0.50%
S&P 500 Composite	1795	63	3.51%
Cac 40		6	0.33%
S&P 500 Composite	1795	63	3.51%
Ibex 35		10	0.56%
S&P 500 Composite	1802	70	3.94%
Shanghai SE All Share		121	6.77%
S&P 500 Composite	1795	63	3.51%
Ibovespa		10	0.56%

Elaboração própria

### 3.4 Retornos compostos

Conforme Engle (2002) a estimação dos modelos de correlação condicionais requer que as séries apresentem média zero. Para isso, é feito um teste de raiz unitária, no qual a hipótese nula é de que exista pelo menos uma raiz unitária na série, conforme proposto em Dickey e Fuller (1979) e em seguida as séries serão diferenciadas até se tornarem estacionárias em média igual à zero (uma vez verificado que não há um *drift* estatisticamente diferente de zero).

De acordo com os testes ADF realizados, todas as séries a serem utilizadas são integradas de primeira ordem, ou seja, basta tomar apenas uma diferença para que as séries

fiquem estacionárias e apresentem médias estatisticamente iguais à zero<sup>14</sup>. Assim, as observações coletadas serão transformadas em retornos compostos, ou seja,

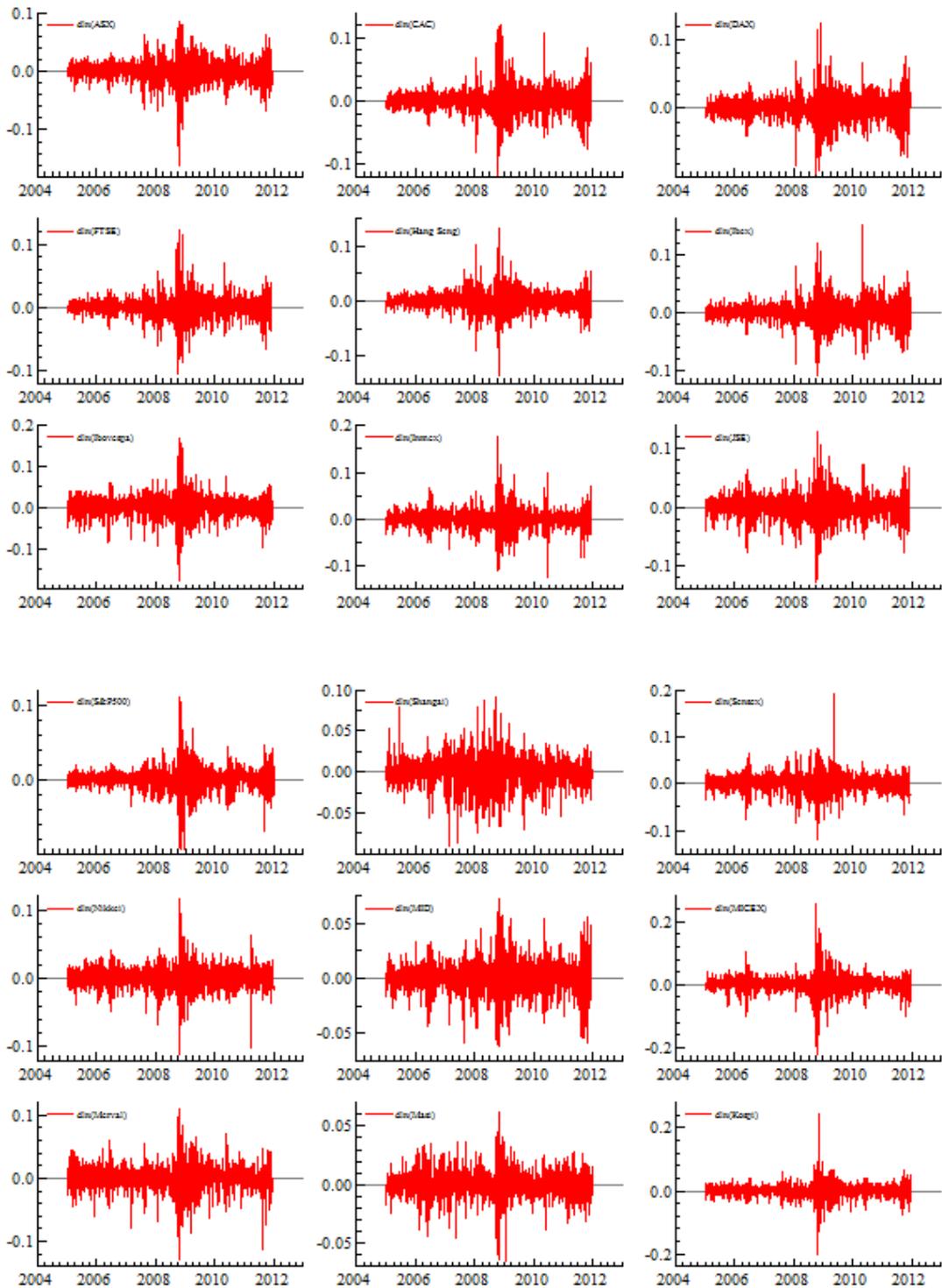
$$r_t = \ln \left( \frac{\text{Fechamento}_t}{\text{Fechamento}_{t-1}} \right).$$

A volatilidade nas as séries não é, graficamente, constante ao longo da amostra, apresentando elevação a partir da eclosão da crise financeira no final de 2008, conforme verificado no Gráfico 5. Entretanto, as séries de retornos compostos são estacionárias, com média não condicional dos processos igual à zero, e serão com estas séries que os modelos de correlação condicional serão estimados.

---

<sup>14</sup> Em ambos os testes de raiz unitária (nível e primeira diferença) tanto a constante quanto a tendência não foram estatisticamente significativas para as séries testadas.

GRÁFICO 5 - Retornos compostos



Fonte: Elaborado pelo autor

#### 4 MODELOS ESTIMADOS

São estimadas individualmente as estruturas para a média e variância condicionais das séries por modelos da classe ARMA e GARCH respectivamente. Dessa forma, ao se estimar os modelos para as correlações condicionais bivariadas, serão contempladas as estruturas na média e na variância que cada uma das séries possa apresentar, independente das estruturas que o S&P500 apresentar. Esses modelos estimados univariadamente serão utilizados para as estimações dos modelos da classe DCC.

Os melhores modelos para as estruturas na média e variância são<sup>15</sup>:

- a) ASX:  $ARMA(1,2) - GJR(1,1) \sim t - Student\ assimétrica$
- b) Merval:  $ARMA(0,1) - GJR(1,2) \sim GED$
- c) CAC:  $ARMA(2,2) - EGARCH(1,2) \sim t - Student\ assimétrica$
- d) DAX:  $ARMA(2,2) - GJR(2,1) \sim GED$
- e) S&P 500:  $ARMA(0,1) - GJR(2,2) \sim t - Student\ assimétrica$
- f) FTSE:  $ARMA(2,2) - GJR(1,2) \sim t - Student\ assimétrica$
- g) Hang Seng:  $ARMA(2,2) - GJR(2,2) \sim GED$
- h) Ibex:  $ARMA(2,2) - FIGARCH(1, d, 1) \sim t - Student\ assimétrica$
- i) Ibovespa:  $ARMA(0,1) - IGARCH(1,1) \sim t - Student\ assimétrica$
- j) Inmex:  $ARMA(0,1) - GJR(2,2) \sim t - Student\ assimétrica$
- k) JSE:  $ARMA(2,1) - GJR(1,2) \sim t - Student\ assimétrica$
- l) Kospi:  $ARMA(2,2) - GARCH(2,2) \sim Normal$
- m) Masi:  $ARMA(0,1) - GARCH(1,1) \sim GED$
- n) Micex:  $ARMA(2,2) - GARCH(1,1) \sim t - Student\ assimétrica$
- o) MID:  $ARMA(0,1) - GJR(1,1) \sim t - Student\ assimétrica$
- p) Nikkei:  $ARMA(0,2) - IGARCH(2,2) \sim t - Student\ assimétrica$
- q) Sensex:  $ARMA(2,2) - GJR(2,2) \sim GED$
- r) Shanghai:  $ARMA(1,1) - GJR(2,2) \sim t - Student\ assimétrica$

Em seguida, são estimadas versões mais simples dos modelos apresentados no Capítulo 4, totalizando quatro modelos para cada uma das séries apresentadas juntamente com o S&P500 das seguintes classes:

- a) BEKK - SKALAR: versão escalar da equação (10) com variância apresentada na equação (12).

<sup>15</sup> Em nenhum modelo a constante foi significativa. Todos os modelos estimados e critério de seleção são encontrados no Apêndice desse trabalho.

- b) BEKK - DIAG: versão diagonal da equação (10) com variância apresentada na equação (11).
- c) DCC - ENGLE: Correlação Condicional Dinâmica por Log-Verossimilhança para um processo integrado.
- d) DCC – TSE e TSUI: Considera um número fixo de parâmetros.

Com uso do pacote *G@RCH* do software *OxMetrics 6.0*, todos os modelos citados foram estimados. Entretanto, os testes de quebra estrutural na série de correlação condicional estimada são feitos no *EViews 7*.

Dentre todos os modelos estimados, foram considerados aqueles cujos parâmetros estimados fossem estatisticamente significantes a níveis usuais e, dentro das mesmas séries, optou-se pelo melhor modelo de acordo com critérios de seleção reportados. Para escolha final, entretanto, optou-se pelo modelo com menor critério de Schwarz, dado por

$$SC = -2(l/T) + k \log(T)/T$$

onde  $l$  é o log-verossimilhança do modelo estimado,  $k$  é o número de parâmetros do modelo e  $T$  o número de observações utilizadas em cada modelo proposto. O critério de Schwarz, apresentado inicialmente em Schwarz (1978), é uma estatística semelhante ao de critério de Akaike, mas com a característica de impor uma penalidade maior pela inclusão de coeficientes adicionais a serem estimados, sendo, portanto, um critério que prima pela parcimônia. O critério de informação de Akaike seria o melhor dentre modelos não alinhados – o que não se aplica para esse trabalho.

Os modelos estimados para cada série de dados, conjuntamente com a série relativa ao mercado norte-americano (S&P 500) são apresentados na Tabela 3 e detalhes das estimações são apresentadas no Apêndice dessa dissertação. Todas as estimações conjuntas foram obtidas de acordo com os modelos anteriormente estimados univariadamente.

TABELA 3 - Modelos Estimados

	<b>BEKK Escalar</b>	<b>BEKK Diagonal</b>	<b>DCC - Engle</b>	<b>DCC - TSE</b>
ASX	<b>-12.144077</b>	-12.137337	-12.114674	-12.116147
CAC	<b>-12.324915</b>	-12.320973	NA	NA
DAX	-12.308401	<b>-12.362376</b>	-11.752072	NA
FTSE	<b>-12.525836</b>	-12.517809	-12.434171	NA
Hang	-12.320874	-12.314716	<b>-12.328246</b>	-12.325737
IBEX	<b>-12.211144</b>	-12.203009	-12.188709	-11.578748
Ibovespa	<b>-11.789557</b>	-11.787165	-11.764901	NA
INMEX	<b>-12.455911</b>	-12.453783	-12.451739	-12.436795
JSE	<b>-11.678279</b>	-11.674959	-11.675929	-11.662055
Kospi	-11.892437	-11.887477	-11.869112	<b>-11.896753</b>
Masi	12.698484	<b>-12.721847</b>	-12.714008	-12.714008
Merval	<b>-12.224357</b>	-12.223223	-12.17925	-12.175189
Micex	-11.300715	<b>-11.300724</b>	-11.299783	-11.300041
MID	-12.432781	-12.434269	-12.433496	<b>-12.434426</b>
Nikkei	<b>-12.374687</b>	-12.37352	-12.352507	-12.351735
Sensex	-11.780769	<b>-11.786184</b>	-11.777985	-11.778217
Shangai	-11.766119	<b>-11.770256</b>	-11.759501	-11.759982

Fonte: Elaboração própria

De acordo com a Tabela 3, os melhores modelos estimados são aqueles que apresentaram menor critério de seleção (em negrito) dentre todos os modelos propostos e estimados. Após a definição do melhor modelo, foi feita análise de resíduos<sup>16</sup> a fim de verificar sua adequabilidade às propriedades estatísticas esperadas. Embora os resíduos obtidos pelos modelos não tenham distribuição Normal, os modelos foram capazes de retirar estruturas na média e na variância condicionais das séries, tornando-os um *ruído-branco*. Os parâmetros obtidos e estatísticas de testes dos 17 modelos estimados, assim como seus respectivos gráficos de correlação condicional e covariância condicional estimadas, são encontrados no Apêndice desse trabalho.

#### 4.1 Testes para quebras estruturais

Conforme o esperado, as volatilidades condicionais estimadas de todas as séries apresentam maior variabilidade a partir do terceiro trimestre de 2008, período em que se inicia a crise financeira americana. A covariância estimada acompanha esse comportamento, com

<sup>16</sup> Testes multivariados Portmanteau, de Hosking, para resíduos padronizados e resíduos padronizados ao quadrado.

elevada alta mostrando que a volatilidade do mercado financeiro americano é repassada a outros mercados no período de crise. Todavia, isso ainda não é suficiente para se afirmar que a hipótese de contágio foi verificada em todos os países estudados, já que contágio, conforme apresentado no Capítulo 3, é apenas um dentre vários mecanismos de transmissão de crises financeiras. A magnitude da mudança de comportamento das séries estimadas evidencia alterações no padrão de interdependência entre o mercado americano e demais países. Caso tenha ocorrido uma mudança abrupta nesse padrão, então a hipótese de contágio será verificada. As diferentes formas de como essa mudança (mais ou menos sutil) ocorre entre os países pode ser explicada pelos diferentes níveis de abertura econômica e integração com o mercado financeiro americano que os países da amostra podem apresentar.

Assim como em Marçal e Valls (2008), a definição de contágio adotada será um aumento de correlação além da esperada por algum padrão de interdependência, ou seja, contágio estaria associado a “aumento excessivo” de correlações entre o país gerador da crise e os demais. A fim de se verificar a hipótese de quebra estrutural nas séries de correlações estimadas, será proposto um teste Chow de estabilidade para o modelo gerador estimado.

No teste Chow, sugerido inicialmente em Chow (1960), para verificar a ocorrência de uma única quebra estrutural em uma série temporal, a amostra é dividida em duas subamostras no instante em que a quebra tenha ocorrido, e o teste Chow passa a ser uma aplicação de um teste F convencional. No entanto, faz-se necessário que seja conhecido o instante de tempo em que tenha ocorrido a quebra estrutural a ser testada. Para esse trabalho, a hipótese nula a ser testada (estabilidade dos parâmetros) será sobre a série de correlações estimadas pelo melhor modelo proposto para cada série estudada. O instante de quebra estrutural considerado será no dia em que foi anunciada a quebra do banco de investimentos Lehman Brothers (15 de setembro de 2008) como sendo o ponto de partida para a crise financeira então iniciada. Como o teste é aplicado a uma série construída a partir de um modelo econométrico, cuja variância é, portanto, maior que a verdadeira variância da série de correlações, o teste Chow é apenas uma aproximação para um procedimento mais adequado a esse problema, dado que o poder desse teste pode ser afetado ao serem consideradas essas circunstâncias.

Além da perda de poder e a necessidade de se conhecer a exata data na qual a quebra estrutural tenha ocorrido, o teste Chow também não permite que sejam testadas múltiplas quebras de uma única vez. Apesar dessas desvantagens, esse procedimento foi adotado diante a forte evidência gráfica de quebra estrutural. Conforme Hansen (2000), outros testes apresentam a mesma finalidade, porém com características diferentes. Para este trabalho, são

apresentados também os testes Quandt–Andrews, de Andrews (1993) e ExpF e AveF de Andrews e Ploberger (1994). Outra estatística utilizada para análise de quebra estrutura é a estatística L de Nyblom (1989), entretanto não será aqui utilizada. Os testes Quandt – Andrews para quebras estruturais são para uma ou mais quebras na amostra para determinada equação. Esse teste equivale ao teste Chow em todas as observações entre duas datas quaisquer, entretanto, todas as estatísticas de testes Chow são, então, apresentadas em uma única estatística de teste.

Para esse trabalho, são reportados no Apêndice 4 as estatísticas dos testes de quebras estruturais de Chow e Quandt–Andrews para todas as séries de correlações condicionais estimadas.

## 5 RESULTADOS OBTIDOS

A hipótese de contágio, verificada a partir da metodologia adotada de quebra estrutural nas séries de correlações condicionais estimadas, é verificada para todos os mercados, exceto o australiano, por meio do teste de Chow. O teste rejeita a hipótese nula (em todos os níveis de significância usuais<sup>17</sup>) de que não houve quebra estrutural na série de correlação estimada a partir do dia 15 de setembro de 2008.

O mesmo resultado, mas juntamente com o mercado australiano é obtido por meio dos testes de hipótese de Quandt–Andrews para quebras estruturais.

Dessa forma, houve quebra estrutural nas séries de correlações estimadas bivariadamente entre as séries das bolsas de Nova York e as demais bolsas da amostra. A quebra estrutural sinaliza que, a partir da crise, além de ter ocorrido uma mudança na estrutura de interdependência entre ambos os índices (aumento da interdependência), houve também o fenômeno de contágio, visto que ocorrera um aumento excessivo (além do esperado) da correlação entre as séries a partir da crise financeira de 2008.

Por meio dos testes de hipóteses de Quandt–Andrews, são obtidas as estatísticas  $F$  máximas de *Wald* e *LR*, que fornecem a observação da série na qual a quebra estrutural foi mais evidente. Dessa forma, nesse ponto da série a hipótese de quebra estrutural é a mais confirmada, ou seja, quando os países estiveram mais expostos ao risco de contágio.

De acordo com a Tabela 4, a maior evidência favorável às quebras estruturais, para países europeus ocorre justamente próxima à data testada pelo teste Chow, 15 de setembro de 2008 – quebra do banco de investimentos Lehman Brothers. Os índices de países economicamente mais fechados, como China e Rússia, aparecem justamente ao final da tabela, ou seja, a hipótese de ocorrência de contágio é mais evidenciada tardiamente em relação às economias com mercados financeiros mais abertos como Hong Kong e Coreia do Sul. Inicialmente a quebra estrutural mais provável é observada nos países asiáticos (excluindo Rússia e China) e latino-americanos. Em seguida, os países europeus apresentam maior evidência favorável à hipótese de contágio justamente no período de eclosão da maior volatilidade dos mercados financeiros e, mais tardiamente, as economias mais fechadas da amostra- Rússia e China.

---

<sup>17</sup> 10%, 5% e 1%

**TABELA 4 - Data de maior evidência favorável à quebra estrutural**

Índice	País	Data
Hangseng	Hong Kong	23/01/2006
Ibovespa	Brasil	14/03/2006
ASX	Austrália	15/05/2006
Kospi	Coréia do Sul	21/06/2006
Inmex	México	31/01/2007
MASI	Marrocos	04/05/2007
Nikkei	Japão	03/03/2008
Merval	Argentina	16/07/2008
Sensex	Índia	13/08/2008
Ibex	Espanha	02/09/2008
JSE	África so Sul	05/09/2008
CAC	França	22/09/2008
DAX	Alemanha	22/09/2008
FTSE	Inglaterra	22/09/2008
MID	Suíça	09/10/2008
Micex	Rússia	03/12/2008
Shangai	China	11/01/2010

Fonte: Elaboração própria

A relação das datas nas quais os países da amostra estiveram mais expostos ao risco de contágio está de acordo com a participação do capital estrangeiro como investimento nos mercados financeiros<sup>18</sup>. Dessa forma, bolsas com maior participação de capital estrangeiro evidenciaram a hipótese de contágio mais no princípio da crise que países mais fechados aos investidores externos.

A hipótese de contágio entre os índices Standard & Poor's e todos os outros índices de mercados utilizados nesse trabalho foi verificada ao longo da crise financeira de 2008. Por meio de modelos de volatilidade multivariados das classes BEKK e DCC foram estimadas as 17 série de correlações condicionais e verificado aumento excessivo de todas as correlações. A hipótese de que a relação de interdependência entre os mercados foi alterada pela crise também foi verificada, uma vez que a correlação entre as séries passou a oscilar em um nível mais elevado.

Verificou-se evidência de comportamento assimétrico nas volatilidades dos índices. O choque negativo causado pela crise acarreta efeitos diferentes sobre os níveis de volatilidade e de correlações das séries, o que vai ao encontro dos fatos estilizados da literatura financeira.

Esses resultados eram esperados devido à integração entre as economias americana e demais países estudados, permitindo diversos canais de propagação de choques de um

<sup>18</sup> De acordo com o World Investment Report 2008 – United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD

mercado ao outro. A verificação de contágio pode, portanto, ser uma medida do grau de abertura de uma economia em relação à outra, e o prazo em que ela ocorre, uma medida qualitativa para essa hipótese.

De acordo com as séries de correlações condicionais estimadas por modelos multivariados das classes BEKK e DCC evidências favoráveis à hipótese de contágio financeiro foram verificadas em todos os índices estudados. Entretanto, essa evidência ocorre em diferentes períodos da amostra, e, portanto, em diferentes estágios da crise. Países asiáticos de alto grau de desenvolvimento econômico e países latino-americanos foram os primeiros a sofrerem contágio financeiro partido do mercado americano. Em seguida foram os mercados europeus e por último os mercados fechados de Rússia e China.

O padrão de interdependência entre todos os mercados em relação ao americano, ainda que lentamente, estava se modificando de forma a tornar esses mercados, em geral, mais dependentes um do outro até o início da elevação das volatilidades em 2008.

Ao longo de toda a crise financeira, a correlação entre os mercados permaneceu elevada, e as volatilidades só voltaram aos mesmos padrões pré-crise a partir do final de 2009 – período em que Bancos Centrais mundo afora passaram a tomar medidas a fim da estabilização dos mercados.

Esses resultados sugerem que durante a crise, ainda que com o aumento da volatilidade em todos os mercados, o comportamento dos mercados tende a ser mais homogêneo, enquanto que em períodos fora de crise, os mercados tendem a apresentar um “descolamento gradual” entre seus movimentos diários.

## 6 CONCLUSÃO

Nesse estudo, observou-se que países asiáticos desenvolvidos, como Coréia do Sul, Japão e Hong Kong têm elevado grau de exposição externa. Isso os torna suscetíveis ao fenômeno de contágio financeiro partindo uma economia em crise cujo grau de integração financeira seja elevado.

Observou-se que mercados financeiros da América Latina (Brasil, México e Argentina) também apresentam alto grau de abertura econômica ao mercado financeiro americano. No Brasil, por exemplo, grande parte do capital especulativo na Bovespa é oriunda de investidores americanos. Isso faz com que nos primeiros sinais de dificuldades financeiras nos Estados Unidos, os investidores tendem a repatriar seus capitais, elevando assim a volatilidade do mercado brasileiro.

Analogamente, os mercados financeiros da China e Rússia, por serem mercados mais fechados em relação ao americano, apresentam certa “blindagem” ao fenômeno de contágio financeiro, conforme apresentado na seção anterior. Ainda assim, essa blindagem foi suficiente apenas para retardar a ocorrência de contágio, uma vez que a hipótese de contágio foi favorável a todos os países da amostra. As economias da amostra foram afetadas durante a crise por meio dos tradicionais mecanismos de transmissão de choques: contração do crédito, destruição de riqueza, deterioração das expectativas acerca da atividade econômica e redução nos crescimento do comércio internacional. Entretanto, essa transmissão se dá, conforme testado, por meio de contágio.

Outro fator que se mostrou favorável e determinante para tornar mercados financeiros altamente expostos ao risco de contágio é a participação de investimento estrangeiro. Países com grande participação de capital externo em suas bolsas evidenciaram o fenômeno de contágio como mecanismo de transmissão de crise mais cedo na amostra que países com predomínio de investidores domésticos. Isso porque a maioria dos investimentos externos provém justamente do país no qual a crise se inicia; os Estados Unidos. Os investidores americanos, a fim de salvarem seus investimentos domésticos, resgataram o capital investido em bolsas mundo afora, acarretando imediatamente severas perdas nos mercados financeiros.

Apesar de este trabalho ter considerado como início da crise financeira de 2008 a quebra do banco Lehman Brothers, este evento foi o que passou a caracterizar a crise financeira americana como uma crise financeira global. A desconfiança generalizada dos agentes econômicos e a incerteza em relação à duração da crise financeira acarretou em aumento das expectativas negativas quanto à evolução futura da atividade econômica

mundial. Esse canal de transmissão pôde ser observado pela redução da produção industrial, redução da utilização da capacidade instalada e horas trabalhadas e aumento da taxa de desemprego, especialmente nos países europeus.

Esses resultados sugerem que durante a crise, ainda que com o aumento da volatilidade em todos os mercados, o comportamento dos mercados tende a ser mais homogêneo, enquanto que em períodos fora de crise, os mercados tendem a apresentar um “descolamento gradual” entre seus movimentos diários.

Para trabalhos futuros, poderia ser verificado se o comportamento dos mercados tende a ser mais homogêneo em períodos de crise que em períodos de calma, conforme observado nas séries da amostra. Esse teste poderia ser realizado inclusive na presença do fenômeno de contágio, ao longo de todas as crises financeiras recentemente enfrentadas por esses países e, caso isso se confirme, a correlação condicional estimada pode ser considerada uma medida de aproximação temporal de crise financeira. Adicionalmente, poderia ser estimada a persistência temporal do fenômeno ao longo de uma crise a fim de se estimar sua duração.

## REFERÊNCIAS

- ALEXANDER, C. O. Orthogonal GARCH. Mastering Risk, Financial Times – Prentice Hall, v. 2, p. 21-38, 2001.
- ALLEN F.; GALE, D. Financial Contagion. *Journal of Political Economy*, v. 108, n. 1, p. 1-33, 2000.
- ALLEN, F.; GALE, D. Financial Fragility, Liquidity and Asset Prices. *Journal of the European Economic Association*, v. 2, n. 6, p. 1015-1048, 2004b.
- ANDREWS, D. W. Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 821-856, 1993.
- ANDREWS, D. W.; PLOBERGER, W. Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, 1994.
- BAIG, T.; GOLDFAJN, I. Financial Market Contagion in Asian Crisis. *IMF Staff Papers*, v. 46, p. 167-195, 1999.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Emerging Equity Market Volatility. *Journal of Financial Economics*, v. 43, n. 1, p. 29-77, 1997.
- BERG, A.; BORENSZTEIN, E.; MILESI-FERRERRI, G.; PATTILLO, C. Anticipating Balance of Payment Crisis: the hole of early warning systems. *IMF Occasional Paper*, v. 186, 1999.
- BERG, A.; PATTILLO, C. Predicting Currency Crisis: the indicators approach and an alternative. *Journal of International Money and Finance*, v. 18, p. 561-586, 1999.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autorregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 303-327, 1986.
- BOLLERSLEV, T. Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *Review of Economics and Statistics*, v. 72, p. 498-505, 1990.

BOLLERSLEV, T., ENGLE, R. F.; NELSON, D., B. ARCH Models in R. F. Engle and D. L. McFadden (eds.) Handbook of Econometrics, v. 4. San Diego: Elsevier Science B. V., 1994, p. 2961-3038.

BOYER, B. H.; GIBSON, M. S.; LORETAN, M. Pitfalls in Test for Chances in Correlations. International Finance Discussion Paper, v. 597, 1999.

CALVO G.; MENDOZA, E. Rational Herd Behavior and the Globalization of Securities Markets. Mimeo. College Park, Maryland, University Of Maryland, 1998.

CALVO, S.; REINHART,C. Capital Flows To Latin America. Is There Evidence of Contagion Effects? In: Private Capital Flows To Emerging Markets, Guillermo Calvo, Morris Goldstein and Eduard Hochreiter (Eds), Washington Dc: Institute for International Economics, 1996.

CARAMAZZA, F.; RICCI, L. A.;SALGADO, R. Trade and Fiancial Contagion in Currency Crisis. IMF Working Paper, v. 55, 2000.

CHRISTODOULAKIS, G. A.; SATCHELL, S. E. Correlated ARCH: Modelling the time-varying correlation between financial asset returns. European Journal of Operations Research, v. 139, p. 351-370, 2002.

CLAESSENS, S.; DORNBUSH R.; PARK, Y.C. Contagion: Understanding How It Spreads. The World Bank Research Observer, v.15, n.2, p. 177-197, 2000.

CORSETTI, G.; PERICOLI, M.; SBRACIA, M. Correlation Analysis of Financial Contagion. In: KOLB, R. W. Financial Contagion: The Viral Threat to the Wealth Nations. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2011. Capítulo 2, p. 11-20.

CORSETTI, G.; PERICOLI, M.; SBRACIA, M. Correlation Analysis of Financial Contagion: what one should know before running a test. Temi di Discussione, n. 408, Banca d'Italia, 2001.

CORSETTI, G.; PERICOLI, M.; SBRACIA, M. "Some contagions, some interdependence - more pitfalls in Tests of Financial Contagion". Journal of International Money and Finance, v. 24, n. 8, p. 1177-1199, 2005.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. Bootstrap testing in nonlinear models. International Economic Review, v. 40, p. 487-508, 1999.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, n. 74, p. 427-431, 1979.

DING, Z. Time Series Analysis of Speculative Returns. Ph.D. Thesis, Department of Economics, University of California, 1994.

DING, Z.; ENGLE, R. F. Large Scale Conditional Covariance Matrix Modeling, Estimation and Testing. *Academia Economic Papers*, v. 29, n. 2, p. 157-184, 2001.

DORNBUSH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: Understanding How it Spreads, *The World Bank Observer* n. 15, p. 177-197, 2000.

DUNGEY, M.; MARTIN, V. L. Measuring Contagion in the East Asian Currency Crises, mimeo, Australian National University, 2000.

EDWARDS, S. Interest rate Volatility, Capital Controls and Contagion. NBER Working Paper, v. 6756, 1998.

EICHENGREEN, B.; ROSE, A.; WYPLOSZ, C. Contagious Currency Crises: final tests. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 38, p. 463-494, 1996.

ENGLE, R. F. Dynamic Conditional Correlation: a Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, n. 20 p. 339-350, 2002.

ENGLE, R. F. Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management. Princeton University Press, 2009. 176 p.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, n. 11, p. 122-150, 1995.

ENGLE, R. F.; MEZRICH, J. GARCH for Groups. *Risk*, v. 9, n. 8, p. 36-40, 1996.

ENGLE, R. F.; SHEPPARD, K. Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. NBER Working Paper 8554, 2001.

ENGLE, R. F.; ITO, T.; LIN, W. Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market. *Econometrica*, v. 58, n. 3, p. 525-542, 1990.

FLEMING, M. J.; LOPEZ, J. A. Heat Waves, Meteor Showers, and Trading Volume: an analysis of volatility spillovers in the U.S. Treasury market. Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports, v. 82, 1999.

FLOOD, R. P.; GRABER, P. M. Collapsing Exchange Rate Regimes. *Journal of International Economics*, v.17, p. 1-13, 1984.

FORBES, K.; RIGBON, R. No Contagion, Only Interdependence: measuring stock market comovement. *Journal of Finance*, forthcoming, 2001a.

FRATZSCHER, M. What Causes Currency Crises: sunspots, contagion or fundamentals? Unpublished paper, 1999.

GOLDSTEIN, I.; PAUZNER, A. Contagion of Self-fulfilling Financial Crises due to Diversification of Investment Portfolios. *Journal of Economic Theory*, v. 119, n. 1, p. 151-183, 2004.

HANSEN, B. E. Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 15, n. 1, p. 60-67, 1997.

HAMAOKA, Y.; MASULIS, R. W.; NG, V. Correlation in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets. *Review of Financial Studies*, v. 3, p. 281-307, 1990.

HAILE, F.; POZO, S. Currency Crisis Contagion and the Identification of Transmission Channels. *International Review of Economics & Finance*, v.14, n. 4, p. 572-588, 2008.

HARDY, D. C.; PAZARBAŞIOĞLU, C. Leading Indicators of Banking Crises: was Asia different? IMF Working Paper, v. 91, 1998.

HORTA, P.; MENDES, C.; VIEIRA, I. Contagion Effects of the US Subprime Crisis on Developed Countries. CEFAGE-UE Working Paper, v. 8, 2008.

JEANNE, O. Are Currency Crises Self-fulfilling? A test. *Journal of International Economics*, v. 43, p. 263-286, 1997.

JEAMME, O.; MASSON, P. Currency Crises, Sunspots and Markov-switching Regimes. *Journal of International Economics*, v.50, n.1, p. 327-350, 2000.

KALMAN, R.E. A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of Basic Engineering*, n. 82, v. 1, p. 35-45, 1960.

KALTON, G.; KASPRZYK, D. Imputing for Missing Survey Responses. Proceedings Section of Survey Research Method, American Statistical Association, p. 22-33, 1993.

KAMINSKY, G. L.; LIZONDO, S.; REINHART, C. M. Leading Indicators of Currency Crises. IMF Staff Paper, v. 45, n.1, p. 11-48, 1998.

KAMINSKY, G. L.; SCHMUKLER, S. L. What Triggers Market Jitters? A chronicle of the Asian crisis. Journal of International Money and Finance, v. 18, n. 4, p. 537-560, 1999.

KAMINSKY, G. L.; REINHART, C. M.; VÉGH, C. A. The Unholy Trinity Of Financial Contagion. Journal of Economic Perspectives, v. 17, n. 4, p. 21-74, 2003.

KAROLYI, G. A.; STULZ, R. M. Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock return comovements. Journal of Finance, v. 51, p. 951-86, 1996.

KEARNEY, C.; LUCEY, B. M. International Equity Market Integration: theory, evidence and implications. International Review of Financial Analysis, v. 13, n. 5, p. 573-583, 2004.

KING, M. A.; WADHWANI, S. Transmission of Volatility between Stock Markets. The Review of Financial Studies, v. 3, n. 1, p. 15-33, 1990.

KODRES, L. E.; PRITSKER, M. Rational Expectation Model of Financial Contagion. Journal of Finance, v. 57, n. 5, p. 768-799, 2002.

KRONER, K. F.; NG, V. K. Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns. Review of Financial Studies, p. 817-844, 1998.

KRUGMAN, P. R. A Model of Balance of Payment Crises. Journal of Money, Credit and Banking, v. 11, n. 3, p. 311-325, 1979.

KRUGMAN, P. R. Bubble, Boom, Crash: Theoretical Notes on Asia's Crises. Working Paper, Cambridge, Ma, Mit, 1998.

KRUGMAN, P. R. The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008, Penguin Books, 2009.

LONGIN, F.; SOLNIK, B. Is correlation in international equity returns constant: 1960-1990. Journal of International Money and Finance, v. 14, p. 3-26, 1995.

LORETAN, M.; ENGLISH, W. B. Evaluating “Correlation Breakdowns” During Periods of Market Volatility. In: *International Financial Markets and the Implications for Monetary and financial Stability*. Bank for International Settlements, Basel, Switzerland, p. 214-231, 2000.

LOVELL, J.; NEU, C. R.; TONG, D. Financial Crises and Contagion in Emerging Market Countries. Rand Working Paper Mr-962, 1998.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. Testing the Hypothesis of contagion using Multivariate Volatility Models. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 28, n. 2, p. 193-218, 2008.

MOREIRA, T. B. S. A Crise Financeira Internacional e as Políticas Anticíclicas no Brasil. XV Prêmio Tesouro Nacional, 2010.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in assets returns: a new approach. *Econometrica*, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

NG, A. Volatility Spillover Effects from Japan and the U.S. to the Pacific-Basin. *Journal of International Money and Finance*, v. 19, p. 207-233, 2000.

PERICOLI, M.; SBRACIA, M. A Primer on Financial Contagion. *Journal of Economics Surveys*, v.17, n. 4, 2003.

PERRY, G.; LEDERMAN, D. Financial Vulnerability, Spillover Effects And Contagion: Lessons From The Asian Crises For Latin America. *World Bank Latin American And Caribbean Studies, Viewpoints*. World Bank, Office Of The Chief Economist, Latin America And The Caribbean Region, Washington. D. C. 1998.

PESARAN, M. H.; PICK, A. Econometric Issues in the Analisis of Contagion. University of Cambridge Working Paper, n. 1176, 2003.

PETRUNO, T. Mozilo knew hazardous waste when he saw it. *Los Angeles Times*, Los Angeles, 4 jun. 2009. *Business Money & Company*. Disponível em: <[http://latimesblogs.latimes.com/money\\_co/2009/06/the-use-of-toxic-to-describe-high-risk-mortgages-has-been-de-rigueur-for-the-last-two-years-now-it-looks-like-countrywide.html](http://latimesblogs.latimes.com/money_co/2009/06/the-use-of-toxic-to-describe-high-risk-mortgages-has-been-de-rigueur-for-the-last-two-years-now-it-looks-like-countrywide.html)>. Acesso em: 25 nov. 2011.

PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S.; KOSE, M. A. Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence. *International Monetary Fund*, 2003.

PRITSKER, M. The Channels of Finance Contagion. *International Financial Contagion*, S. Claessens, e K. Forbes eds.: (Kluwer Academic Publishers), 2001.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, n. 6, p. 461-464, 1978.

SORIANO, P.; CLIMENT, F. J. Volatility Transmission Models: a Survey. *Revista de Economía Financiera*, v. 10, p. 32-81, 2006.

TSE, Y. K.; TSUI, A. K. C. A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model With Time-Varying Correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 20, n. 3, p. 351-362, 2002.

VAN RIJCKEGHEM, C.; WEDER, B. Sources of Contagion: is it finance or trade? *Journal on International Economics*, v. 54, n. 2, p. 293-308, 2001.

## APÊNDICE A: Medidas Descritivas da Amostra

TABELA 5 - Diferença de horas em relação ao S&P 500

Índice	Horas de diferença em relação ao S&P 500
S&P 500 Composite	0
Nikkei 225 Stock Average	14
FTSE 100	5
Hang Seng	13
BSE (Sensex) 30 Sensitive	10.5
S&P/ASX 200	15
DAX 30 Performance	6
Marroco All Share (Masi)	5
Swiss SMI MID Index	6
Korea SE Composite (Kospi)	14
Russian Micex Index	8
FTSE/JSE All Share	7
Merval	2
Inmex	-1
Cac 40	6
Ibex 35	-1
Shanghai SE All Share	13
Ibovespa	2

Fonte: Elaborada pelo autor

TABELA 6 - Critério de Schwarz para seleção do melhor modelo para média

Modelo	dln(S&P500)	dln(Nikkei)	dln(FTSE)	dln(Hang)	dln(Sensex)	dln(ASX)	dln(DAX)	dln(MAS)	dln(MID)	dln(Kospi)	dln(Micex)	dln(JSE)	dln(Merval)	dln(Inmex)	dln(CAC)	dln(Ibex)	dln(Shangai)	dln(Ibov)	
ARMA(2,2)	-	-5.458451	-	<b>-5.241689</b>	-	-5.060631	-5.170157	-	-5.653637	<b>-4.907871</b>	-4.375653	-	-5.056432	-	-	-5.069415	-5.206881	-4.502553	
ARMA(2,1)	-	-	-	-	-5.043218	-5.062433	-	-	-	-	<b>-4.836414</b>	-	-4.983619	-	-5.070081	-	-	-4.502591	
ARMA(1,2)	-	-	-	-	-	<b>-5.063258</b>	-	-	-5.651923	-	-	<b>-4.836007</b>	-4.982647	-	-5.070462	-	-	-4.502377	
ARMA(1,1)	-5.67134	-5.463586	-5.335539	-	-	-	-6.239253	-	-	-	-	-	-5.058301	-	-5.100106	-	<b>-5.210325</b>	-	
ARMA(0,1)	<b>-5.673644</b>	-5.46265	-	-	-5.050823	-	-	<b>-6.243511</b>	<b>-5.658976</b>	-4.9044	-	-	<b>-5.060541</b>	<b>-4.988991</b>	-	-	-	-	<b>-4.506204</b>
ARMA(1,0)	-5.671313	-5.459665	-	-	-5.050396	-	-	-6.241113	-5.658485	-4.904019	-	-	-5.060121	-4.988091	-	-	-	-	-4.505902
ARMA(2,0)	-5.672404	-5.464789	-	-	-	-	-	-6.23999	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ARMA(0,2)	-5.672256	<b>-5.465788</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ARMA(2,1) <sup>1</sup>	-5.672101	-5.465386	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ARMA(1,2) <sup>2</sup>	-5.672189	-5.464985	-	-	-	-	-	-6.239342	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ARMA(2,2) <sup>3</sup>	-	-	<b>-5.339984</b>	-	-5.040815	-	<b>-5.175106</b>	-	-5.650434	-4.898761	-	-	-	-	-	<b>-5.104196</b>	<b>-5.07766</b>	-5.206509	-
ARMA(2,2) <sup>4</sup>	-	-	-	-	-5.049099	-5.061718	-5.173854	-	-	-	-4.378672	-	-	-	-	-	-	-	-
ARMA(2,2) <sup>5</sup>	-	-	-	-	<b>-5.052478</b>	-	-	-	-	-	<b>-4.380388</b>	-	-	-	-	-	-	-	-
ARMA(0,0)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ARMA(2,0) <sup>6</sup>	-5.660958	-5.456094	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-5.102123	-	-
ARMA(0,2) <sup>7</sup>	-5.661507	-5.456345	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

$$^1 r_t = \phi_1 r_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$^2 r_t = \phi_1 r_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$^3 r_t = \phi_1 r_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$^4 r_t = \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$^5 r_t = \phi_1 r_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$^6 r_t = \phi_1 r_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$^7 r_t = \theta_1 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

Fonte: Elaborado pelo autor

TABELA 7 - Testes ADF para raízes unitárias

Hipótese	Estat. t	P-valor	Hipótese	Estat. t	P-valor
<b>ln(S&amp;P 500)</b>			<b>ln(JSE)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.0665	0.7039	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.5743	0.8403
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-34.1701	0.0000	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-410527.0000	0.0000
<b>ln(ASX 200)</b>			<b>ln(Kospi)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.3136	0.7762	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.6051	0.8470
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-41.4129	0.0000	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-40.1255	0.0000
<b>ln(CAC 40)</b>			<b>ln(Masi)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	-0.2945	0.5799	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	1.3415	0.9552
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-43.4761	0.0001	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-33.0912	0.0000
<b>ln(DAX)</b>			<b>ln(Merval)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.3714	0.7915	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.2458	0.7575
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-41.9219	0.0000	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-40.4715	0.0000
<b>ln(FTSE)</b>			<b>ln(Micex)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	-0.1145	0.6442	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.6007	0.8461
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-20.7536	0.0000	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-41.0391	0.0000
<b>ln(Hang Seng)</b>			<b>ln(Mid)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.3032	0.7734	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.6608	0.8587
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-43.6170	0.0001	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-39.4561	0.0000
<b>ln(Ibex)</b>			<b>ln(Nikkei)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	-0.1211	0.6419	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	-0.0623	0.6619
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-41.2788	0.0000	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-34.7439	0.0000
<b>ln(Ibov)</b>			<b>ln(Sensex)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	1.0095	0.9181	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.6586	0.8582
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-40.2963	0.0000	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-38.6648	0.0000
<b>ln(Inmex)</b>			<b>ln(Shangai)</b>		
$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	0.7995	0.8851	$H_0: I(1)$ vs $H_1: I(0)$	1.0059	0.9176
$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-38.4375	0.0000	$H_0: I(2)$ vs $H_1: I(1)$	-42.4135	0.0001

Fonte: Elaborado pelo autor

## APÊNDICE B: Modelos Univariados

### TABELA 8 – Modelos univariados para ASX e Merval

Variável Dependente	dLn(ASX)			
Modelo para média	ARMA (1,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (1,1)			
<i>Variance Targeting</i>				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.141824			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4989.14			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.793152	0.14022	5.65600	0.00000
MA (1)	-0.767007	0.13907	-5.51500	0.00000
MA (2)	-0.020382	0.00956	-2.13241	0.02495
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.025604	0.01238	2.06900	0.03870
GARCH ( $\beta_1$ )	0.888611	0.02164	41.0600	0.00000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.125386	0.03690	3.39800	0.00070
Assimetria	-0.141824	0.03443	-4.11900	0.00000
Tail	15.23818	4.21930	3.61200	0.00030
$\sigma^2$	0.000005			
Observações	1791		SIC	-5.3992
Parâmetros	8		HQ	-5.4128
Média (Y)	0.00018		AIC	-5.4207
Variância (Y)	0.00037			
Assimetria (Y)	-0.86463			
Curtose (Y)	10.3839			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k\gamma_1 < 1$  (com  $k = 0.570441$  com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.98574

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(Merval)			
Modelo para média	ARMA (0,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (1,2)			
<i>Variance Targeting</i>				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	GED			
Coefficiente de tail	1.17185			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4869,35			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
MA (1)	0.032265	0.01516	2.12802	0.05758
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.037754	0.02201	-1.71500	0.08650
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.108093	0.02664	4.05700	0.00010
GARCH ( $\beta_1$ )	0.792329	0.06231	12.72000	0.00000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.145969	0.04968	2.93800	0.00330
GJR ( $\gamma_2$ )	0.008327	0.00403	2.06836	0.06031
G.E.D. (GL)	1.171851	0.06083	19.2700	0.00000
$\sigma^2$	0.000022			
Observações	1794		SIC	-5.3992
Parâmetros	7		HQ	-5.4128
Média (Y)	0.00014		AIC	-5.4207
Variância (Y)	0.00037			
Assimetria (Y)	-0.70289			
Curtose (Y)	8.71874			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k\gamma_1 < 1$  (com  $k = 0,5$  com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.827595

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 9 - Modelos univariados para CAC40 e DAX**

Variável Dependente	dLn(CAC)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	EGARCH (1,2)			
<i>Variance Targeting</i>				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	0.0299478			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4988.48			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	-0.433497	0.004038	-107.344	0.00000
AR (2)	-0.875555	0.008591	-101.912	0.00000
MA (1)	0.33136	0.00584	56.743	0.00000
MA (2)	0.89300	0.00448	199.233	0.00000
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.31144	0.13278	2.34553	0.02555
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.26266	0.11942	2.19946	0.03558
GARCH ( $\beta_1$ )	0.94432	0.01161	81.3700	0.00000
EGARCH ( $\theta_1$ )	-0.12949	0.04659	-2.78000	0.00550
EGARCH ( $\theta_2$ )	0.21883	0.04942	4.42800	0.00000
Assimetria	0.02995	0.01341	2.23400	0.02560
Tail	9.13700	2.20670	4.14100	0.00000
$\sigma^2$	-7.94424			
Observações	1794		SIC	-5.5154
Parâmetros	11		HQ	-5.5366
Média (Y)	-0.00011		AIC	-5.5490
Variância (Y)	0.00036			
Assimetria (Y)	0.06487			
Curtose (Y)	9.51015			
Observações:				
- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão				

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(DAX)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (2,1)			
<i>Variance Targeting</i>				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	GED			
Coefficiente de tail	1.64341			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	5089.11			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.461521	0.19266	2.395521	0.0227
AR (2)	0.58131	0.253114	2.296633	0.0286
MA (1)	-0.355742	0.09699	-3.66782	0.0005
MA (2)	-0.81165	0.20720	-3.91723	0.0002
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.032083	0.005784	-5.54685	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.489928	0.09298	5.269176	0.0000
GARCH ( $\beta_2$ )	0.390057	0.086987	4.484084	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.891594	0.21358	4.17452	0.0001
G.E.D. (GL)	1.643412	0.081083	20.2700	0.0000
$\sigma^2$	0.000005			
Observações	1793		SIC	-5.6390
Parâmetros	9		HQ	-5.6564
Média (Y)	0.00018		AIC	-5.6666
Variância (Y)	0.00033			
Assimetria (Y)	-0.00211			
Curtose (Y)	8.89283			
Observações:				
- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão				
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é $\alpha_1 + \beta_1 + k\gamma_1 < 1$ (com $k = 0,5$ com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.903642				

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 10 - Modelos univariados para S&P500 e FTSE100**

Variável Dependente	dLn(SP500)			
Modelo para média	ARMA (0,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (2,2)			
Variance Targeting				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.161713			
Convergencia fraca				
Log-verossimilhança	5810.37			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
MA (1)	-0.057382	0.025099	-2.28600	0.0224
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.083044	0.0085379	-9.72700	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.075878	0.0093633	8.10377	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.719532	0.051701	13.9172	0.0000
GARCH ( $\beta_2$ )	-0.745546	0.045391	-16.4250	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.177329	0.038409	4.61700	0.0000
GJR ( $\gamma_2$ )	-0.141003	0.048082	-2.93300	0.0034
Assimetria	-0.161713	0.024003	-6.73700	0.0000
Tail	8.809959	1.634900	5.38900	0.0000
$\sigma^2$	0.00000			
Observações	1810		SIC	-6.3830
Parâmetros	9		HQ	-6.4003
Média (Y)	0.00002		AIC	-6.4104
Variância (Y)	0.0002			
Assimetria (Y)	-0.26883			
Curtose (Y)	12.62054			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k \gamma_1 < 1$  (com  $k = 0.580159$  com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.739367015

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(FTSE)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (1,2)			
Variance Targeting				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.128946			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	5279.07			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.010754	0.00227	4.7374	0.0000
AR (2)	0.500113	0.23514	2.1269	0.0416
MA (1)	-0.456522	0.13123	-3.4788	0.0010
MA (2)	-0.521475	0.15366	-3.3937	0.0013
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.055321	0.020193	-2.7396	0.0094
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.067984	0.022198	3.0626	0.0037
GARCH ( $\beta_1$ )	0.905763	0.021692	41.7556	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.247886	0.053307	4.6502	0.0000
GJR ( $\gamma_2$ )	-0.139642	0.047578	-2.9350	0.0054
Assimetria	-0.128946	0.03341	-3.8595	0.0002
Tail	10.912984	2.2251	4.9045	0.0000
$\sigma^2$	0.000003			

Observações	1790		SIC	-5.8524
Parâmetros	11		HQ	-5.8737
Média (Y)	-0.00004		AIC	-5.8861
Variância (Y)	0.00028			
Assimetria (Y)	-0.08952			
Curtose (Y)	11.21325			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k \gamma_1 < 1$  (com  $k = 0.564118$  com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.990278

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 11 - Modelos univariados para Hang Seng e Ibox**

Variável Dependente	dLn(Hang)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (2,2)			
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	GED			
Coefficiente de tail	1.43029			
Convergencia fraca				
Log-verossimilhança	5227.22			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.823216	0.15501	5.31073	0.0000
AR (2)	-0.506591	0.16543	-3.06227	0.0037
MA (1)	-0.296924	0.10424	-2.84847	0.0070
MA (2)	0.47986	0.16697	2.87393	0.0065
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.07945	0.0069825	-11.3784	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.107582	0.011213	9.59440	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.5993	0.076384	7.84588	0.0000
GARCH ( $\beta_2$ )	-0.625602	0.068566	-9.12400	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.306202	0.046856	6.53500	0.0000
GJR ( $\gamma_2$ )	-0.303587	0.047036	-6.45400	0.0000
G.E.D. (GL)	1.43029	0.076754	18.6300	0.0000
Observações	1791		SIC	-5.7912
Parâmetros	11		HQ	-5.8125
Média (Y)	0.00016		AIC	-5.8249
Variância (Y)	0.00031			
Assimetria (Y)	-0.01416			
Curtose (Y)	11.27719			

Observações:  
- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(Ibox)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	FIGARCH (1,d,1) - BBM			
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.0889345			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	5013.87			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.640984	0.09528	6.72737	0.0000
AR (2)	-0.393001	0.16031	-2.45151	0.0198
MA (1)	-0.236326	0.06957	-3.39695	0.0000
MA (2)	0.469834	0.15481	3.03491	0.0024
Cst (V) * 10 <sup>4</sup>	0.04340	0.02055	2.11192	0.0430
d-Figarch	0.606608	0.11991	5.05900	0.0000
ARCH ( $\phi_1$ )	0.160044	0.06154	2.60100	0.0094
GARCH ( $\beta_1$ )	0.686694	0.10301	6.66700	0.0000
Assimetria	-0.088935	0.03753	-2.36900	0.0179
Tail	7.77067	1.32280	5.87500	0.0000
Observações	1794		SIC	-5.5478
Parâmetros	10		HQ	-5.5671
Média (Y)	-0.00004		AIC	-5.5784
Variância (Y)	0.00036			
Assimetria (Y)	0.08278			
Curtose (Y)	9.84271			

Observações:  
- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão  
- A restrição de positividade do FIGARCH (1,d,1) é observada. Essa condição é  $0.080086 < 0.160044 < 0.464464$  e  $-0.0222336 < 0.0549065$ .

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 12 - Modelos univariados para Ibovespa e Inmex**

Variável Dependente	dLn(Ibov)			
Modelo para média	ARMA (0,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	IGARCH (1,1)			
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.144129			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4374.49			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
MA (1)	0.044981	0.017093	2.63155	0.0126
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.06125	0.010679	5.73600	0.0000
Assimetria	-0.144129	0.029498	-4.88600	0.0000
Tail	8.662103	1.342600	6.45200	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.93875			

Observações: 1794      SIC      -4.8601

Parâmetros: 4      HQ      -4.8678

Média (Y): 0.00066      AIC      -4.8723

Variância (Y): 0.00064

Assimetria (Y): -0.38276

Curtose (Y): 10.22655

Observações: - A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(Inmex)			
Modelo para média	ARMA (0,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (2,2)			
Variance Targeting				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.156679			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4935.18			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
MA (1)	0.104678	0.02266	4.6190	0.0000
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.064387	0.00733	-8.7880	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.076063	0.00999	7.6170	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.594172	0.14674	4.0491	0.0000
GARCH ( $\beta_2$ )	-0.635441	0.13035	-4.8750	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.239263	0.03555	6.7310	0.0000
GJR ( $\gamma_2$ )	-0.19864	0.03539	-5.6140	0.0000
Assimetria	-0.156679	0.02945	-5.3210	0.0000
Tail	8.889227	1.72400	5.1560	0.0000
$\sigma^2$	0.00000			

Observações: 1795      SIC      -5.4612

Parâmetros: 9      HQ      -5.4786

Média (Y): 0.00045      AIC      -5.4888

Variância (Y): 0.0004

Assimetria (Y): -0.08353

Curtose (Y): 11.17546

Observações: - A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão

- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k \gamma_1 < 1$  (com  $k = 0.577705$  com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.66800843

Fonte: Elaborada pelo autor

TABELA 13 - Modelos univariados para JSE e Kospi

Variável Dependente	dLn(JSE)			
Modelo para média	ARMA (2,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (1,2)			
Variance Targeting				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.136285			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4662.19			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.565421	0.078394	7.21255	0.0000
AR (2)	-0.051231	0.025149	-2.03710	0.0418
MA (1)	-0.64027	0.077306	-8.28228	0.0000
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.154907	0.012419	-12.4734	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.073659	0.017196	4.28350	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.87868	0.024619	35.6911	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.16166	0.043081	3.75247	0.0002
GJR ( $\gamma_2$ )	-0.027456	0.014656	-1.87336	0.6155
Assimetria	-0.136285	0.031877	-4.27500	0.0000
Tail	17.56743	5.650700	3.10900	0.0019
$\sigma^2$	0.00001			
Observações	1792		SIC	-5.1615
Parâmetros	10		HQ	-5.1809
Média (Y)	0.00032		AIC	-5.1922
Variância (Y)	0.00046			
Assimetria (Y)	-0.24567			
Curtose (Y)	7.29543			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k\gamma_1 < 1$  (com  $k = 0.567724$  com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.973623

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(Kospi)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GARCH (2,2)			
Variance Targeting				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	Normal			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4830.64			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	-0.656882	0.26332	-2.49461	0.0178
AR (2)	0.306258	0.01794	17.0712	0.0000
MA (1)	0.717387	0.16113	4.45222	0.0000
MA (2)	-0.231807	0.10449	-2.21846	0.0341
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.100885	0.023305	4.32890	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.057164	0.02783	2.05404	0.0484
GARCH ( $\beta_1$ )	0.60294	0.12876	4.68267	0.0000
GARCH ( $\beta_2$ )	0.763346	0.11134	6.85599	0.0000
$\sigma^2$	0.00001			
Observações	1798		SIC	-5.3400
Parâmetros	8		HQ	-5.3554
Média (Y)	0.00037		AIC	-5.3645
Variância (Y)	0.00043			
Assimetria (Y)	-0.19349			
Curtose (Y)	22.25762			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A restrição de positividade para GARCH (2,2) é observada. Essa restrição é  $\alpha(L)/[1-\beta(L)] \geq 0$ .
- $\alpha_1 + \beta_1 = 0.98169$
- A variância incondicional é 0.000431462
- As condições de validade são  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  e  $\alpha_1 + \beta_1 \geq 0$

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 14 - Modelos univariados para MASI e Micex**

Variável Dependente	dLn(MASI)			
Modelo para média	ARMA (0,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GARCH (1,1)			
<i>Variance Targeting</i>				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	GED			
Coefficiente de tail	1.35323			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	5823.64			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
MA (1)	0.166592	0.023504	7.088	0.0000
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.096117	0.021963	4.376	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.864527	0.036358	23.78	0.0000
G.E.D. (GL)	1.353225	0.060852	22.24	0.0000
$\sigma^2$	0.00000			
Observações	1805		SIC	-6.4362
Parâmetros	4		HQ	-6.4439
Média (Y)	0.00048		AIC	-6.4484
Variância (Y)	0.00012			
Assimetria (Y)	-0.32918			
Curtose (Y)	6.97396			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A restrição de positividade para GARCH (1,1) é observada. Essa restrição é  $\alpha(L)/[1-\beta(L)] \geq 0$ .
- $\alpha_1 + \beta_1 = 0.96064$
- A variância incondicional é 0.000114009
- As condições de validade são  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  e  $\alpha_1 + \beta_1 \geq 0$
- A condição de existência do quarto momento do GARCH é observada. A restrição é igual a 0.948832 e deveria ser  $< 1$

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(Micex)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GARCH (1,1)			
<i>Variance Targeting</i>				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.127376			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4498.14			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	-0.638561	0.028911	-22.0871	0.00000
AR (2)	-0.258298	0.033294	-7.75809	0.00000
MA (1)	0.738456	0.020828	35.4550	0.00000
MA (2)	0.095497	0.025590	3.73181	0.00039
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.109644	0.014131	7.75911	0.00000
GARCH ( $\beta_1$ )	0.879901	0.015865	55.4618	0.00000
Assimetria	-0.127376	0.027521	-4.62832	0.00001
Tail	7.468588	1.220300	6.12029	0.00000
$\sigma^2$	0.000008			
Observações	1804		SIC	-4.9567
Parâmetros	8		HQ	-4.9702
Média (Y)	0.00047		AIC	-4.9781
Variância (Y)	0.00073			
Assimetria (Y)	-0.22119			
Curtose (Y)	16.30501			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A restrição de positividade para GARCH (1,1) é observada. Essa restrição é  $\alpha(L)/[1-\beta(L)] \geq 0$ .
- A variância incondicional é 0.000720901
- As condições de validade são  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  e  $\alpha_1 + \beta_1 \geq 0$

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 15 - Modelos univariados para MID e Nikkei 225**

Variável Dependente	dLn(MID)			
Modelo para média	ARMA (0,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (1,1)			
<i>Variance Targeting</i>				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.117522			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	5348,5			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
MA (1)	0.056747	0.022613	2.509	0.0122
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.022284	0.01212	1.839	0.0662
GARCH ( $\beta_1$ )	0.908802	0.016257	55.9	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.090541	0.022596	4.007	0.0001
Assimetria	-0.117522	0.032742	-3.589	0.0003
Tail	10.348125	2.0224	5.117	0.0000
$\sigma^2$	0.00000			
Observações	1792		SIC	-5.9442
Parâmetros	6		HQ	-5.9558
Média (Y)	0.00026		AIC	-5.9626
Variância (Y)	0.0002			
Assimetria (Y)	-1.24452			
Curtose (Y)	5.91319			
Observações:				
- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão				
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é $\alpha_1 + \beta_1 + k \gamma_1 < 1$ (com $k = 0.558492$ com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.981652				
- A condição de existência do quarto momento do GJR é observada. A restrição é igual a 0.987788 e deveria ser $< 1$				
Fonte: Elaborada pelo autor				

Variável Dependente	dLn(Nikkei)			
Modelo para média	ARMA (0,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	IGARCH (2,2)			
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	Convergencia forte			
Log-verossimilhança				
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
MA (1)	-0.136103	0.024091	-5.65	0.0000
MA (2)	-0.065459	0.027076	-2.418	0.0157
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.107011	0.017518	6.109	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	-0.100178	0.017972	-5.574	0.0000
GARCH ( $\beta_1$ )	-0.760088	0.097861	-7.767	0.0000
Assimetria	-0.119629	0.032343	-3.699	0.0002
Tail	11.000124	2.4669	4.459	0.0000
GARCH ( $\beta_2$ )	1.75326			
Observações	1804		SIC	-5.7596
Parâmetros	7		HQ	-5.773
Média (Y)	0		AIC	-5.7809
Variância (Y)	0.00025			
Assimetria (Y)	-0.35673			
Curtose (Y)	9.62603			
Observações:				
- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão				
Fonte: Elaborada pelo autor				

TABELA 16 - Modelos univariados para Sensex e Shanghai

Variável Dependente	dLn(Sensex)			
Modelo para média	ARMA (2,2)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (2,2)			
Variance Targeting				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	GED			
Coefficiente de tail	1.46715			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4875.96			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.794999	0.23663	3.359671	0.0014
AR (2)	-0.204341	0.08629	-2.368073	0.0242
MA (1)	-0.609362	0.2071	-2.942356	0.0053
MA (2)	0.360733	0.14894	2.422002	0.0213
ARCH ( $\alpha_1$ )	-0.009642	0.0019622	-4.913872	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.019535	0.0046044	4.242681	0.0001
GARCH ( $\beta_1$ )	0.691576	0.06315	10.95132	0.0000
GARCH ( $\beta_2$ )	-0.769884	0.056482	-13.63061	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.245792	0.035491	6.92600	0.0000
GJR ( $\gamma_2$ )	-0.233108	0.03272	-7.12400	0.0000
G.E.D. (GL)	1.467151	0.096283	15.2400	0.0000
$\sigma^2$	0.000001			
Observações	1792		SIC	-5.3959
Parâmetros	11		HQ	-5.4172
Média (Y)	0.00041		AIC	-5.4296
Variância (Y)	0.00038			
Assimetria (Y)	0.13683			
Curtose (Y)	10.45732			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k\gamma_1 < 1$  (com  $k=0.5$  com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.80483

Fonte: Elaborada pelo autor

Variável Dependente	dLn(Shanghai)			
Modelo para média	ARMA (1,1)			
Sem regressor na média condicional				
Modelo para variância	GJR (2,2)			
Variance Targeting				
Sem regressor na variância condicional				
Distribuição	t-Student Assimétrica			
Coefficiente de assimetria	-0.114908			
Convergencia forte				
Log-verossimilhança	4955.5			
Erros-padrão robustos				
	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	t-prob
AR (1)	0.710028	0.0037083	191.46995	0.0000
MA (1)	-0.810268	0.0047157	-171.82348	0.0000
ARCH ( $\alpha_1$ )	0.132853	0.01757	7.5613546	0.0000
ARCH ( $\alpha_2$ )	0.068841	0.01893	3.6366086	0.0005
GARCH ( $\beta_1$ )	-0.0948	0.036738	-2.5804344	0.0144
GARCH ( $\beta_2$ )	0.871612	0.045474	19.16726	0.0000
GJR ( $\gamma_1$ )	0.26336	0.030016	8.7739872	0.0000
GJR ( $\gamma_2$ )	0.08226	0.032227	2.5525181	0.0154
Assimetria	-0.114908	0.023129	-4.968	0.0000
Tail	4.359928	0.36629	11.9	0.0000
$\sigma^2$	0.00001			
Observações	1800		SIC	-5.4645
Parâmetros	10		HQ	-5.4837
Média (Y)	0.00048		AIC	-5.495
Variância (Y)	0.00032			
Assimetria (Y)	-0.32835			
Curtose (Y)	6.202			

Observações:

- A média amostral dos resíduos ao quadrado foi utilizada para iniciar a regressão
- A condição de existência do segundo momento da GJR é observada. Essa condição é  $\alpha_1 + \beta_1 + k\gamma_1 < 1$  (com  $k=0$ . com essa distribuição). Nessa estimação, essa soma é 0.1847977

Fonte: Elaborada pelo autor

## APÊNDICE C: Modelos bivariados

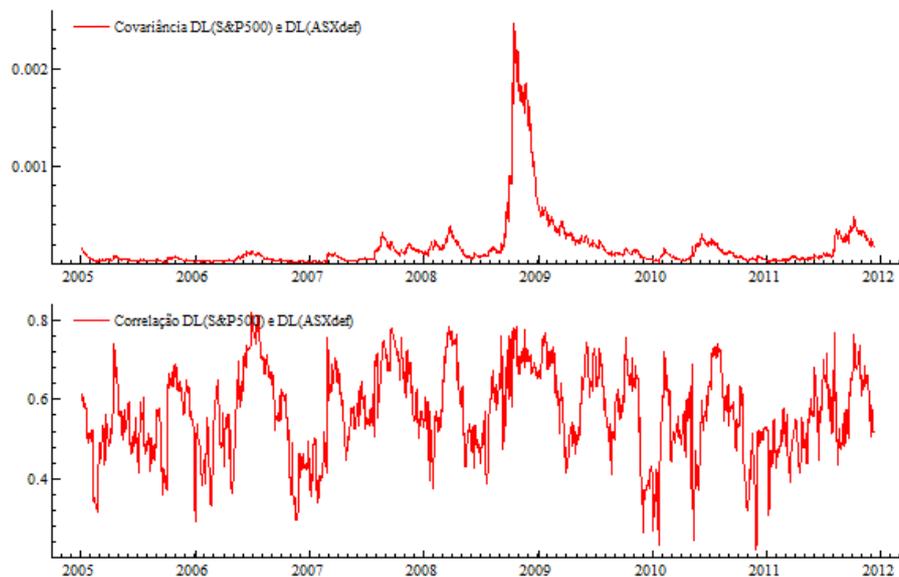
### C.1 ASX

**TABELA 17 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e ASX**

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(ASX(-1))	1	2		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 9.23 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10895.2				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.1045	0.0241	-4.3430	0.0000
MA 1-1	-0.5996	0.1889	-3.1745	0.0113
MA 1-2	0.4776	0.1879	2.5415	0.0316
MA 2-2	-0.3736	0.0706	-5.2911	0.0005
$b_1$	0.9652	0.0046	209.30	0.0000
$\alpha_1$	0.0251	0.0135	1.854	0.0967
g.l.	9.2374	1.2385	7.4580	0.0000
		Akaike		-12.165546
Observações	1790	Shibata		-12.165577
Séries	2	Schwarz		-12.144077
Parâmetros	7	Hannan-Quinn		-12.157619

Fonte: Elaborada pelo autor

**GRÁFICO 6 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e ASX**



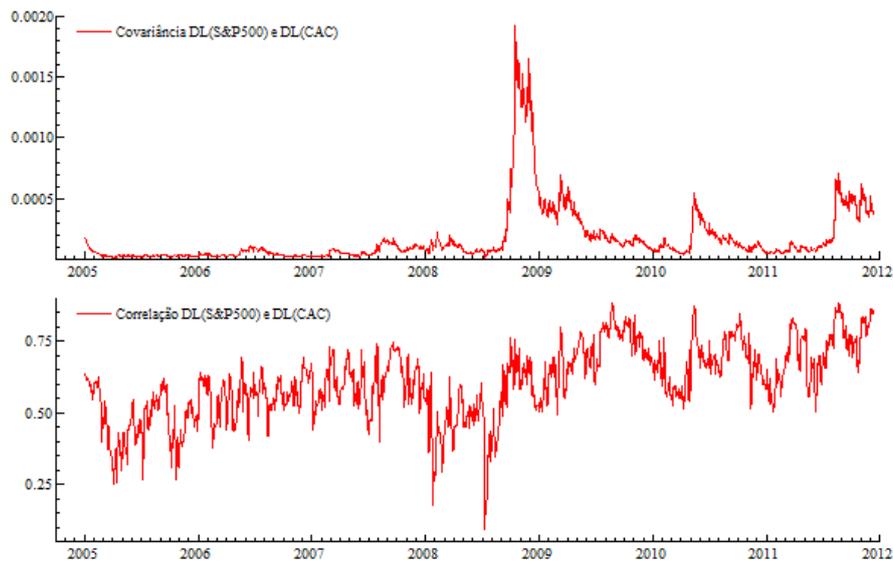
## C.2 CAC

TABELA 18 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e CAC 40

Média Condicional		AR	MA		
1: DL(SP500)		0	1		
2: DL(CAC)		2	2		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)					
Distribuição t-Student multivariada com 8.14 graus de liberdade					
Log-verossimilhança: 11079.2					
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.	
AR 1-2	-0.2211	0.0212	-10.410	0.0000	
AR 2-2	-0.2127	0.0913	-2.3291	0.0482	
MA 1-1	0.3390	0.1608	2.1080	0.0351	
MA 1-2	0.2904	0.1340	2.1670	0.0621	
MA 2-2	-0.3696	0.1662	-2.2240	0.0262	
<i>b</i> 1	0.9638	0.0038	255.00	0.0000	
<i>σ</i> 1	0.0280	0.0101	2.767	0.0244	
g.l.	8.1427	1.0375	7.8480	0.0000	
			Akaike		-12.349418
Observações	1793		Shibata		-12.349457
Séries	2		Schwarz		-12.324915
Parâmetros	8		Hannan-Quinn		-12.340371

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 7 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e CAC 40



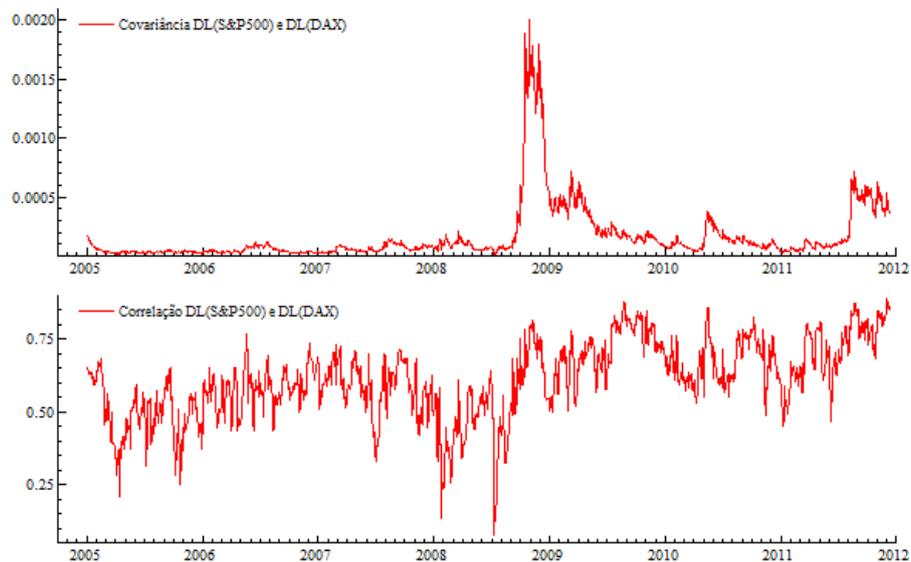
### C.3 DAX

**TABELA 19 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e DAX**

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(DAX)	2	1		
Variância Condicional: Diagonal BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 8.95 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 11110.4				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.2131	0.0220	-9.702	0.0000
AR 2-2	0.5672	0.1348	4.2070	0.0000
MA 1-1	0.1006	0.0271	3.7186	0.0059
MA 1-2	-0.6556	0.1341	-4.8900	0.0000
<i>b</i> 1.11	0.9409	0.0050	188.35	0.0000
<i>b</i> 1.22	0.9002	0.0037	243.00	0.0000
<i>a</i> 1.11	0.0567	0.0080	7.0738	0.0001
<i>a</i> 1.22	0.0984	0.0101	9.7218	0.0000
<i>g.l.</i>	8.9515	1.2846	6.9680	0.0000
		Akaike		-12.389954
Observações	1792	Shibata		-12.390004
Séries	2	Schwarz		-12.362376
Parâmetros	9	Hannan-Quinn		-12.379771

Fonte: Elaborada pelo autor

**GRÁFICO 8 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e DAX**



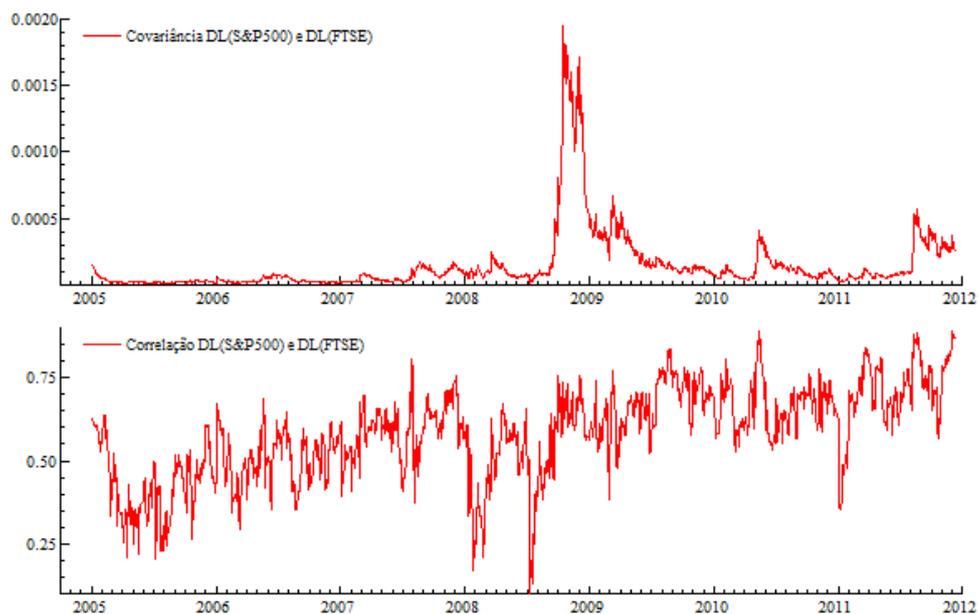
## C.4 FTSE

**TABELA 20 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e FTSE100**

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(FTSE)	2	2		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 9.40 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 11234.3				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.2319	0.0229	-10.110	0.0000
AR 2-2	0.3156	0.0953	3.3128	0.0090
MA 1-1	0.3249	0.1111	2.9238	0.0169
MA 1-2	-0.4254	0.2164	-1.9657	0.0809
MA 2-2	-0.2786	0.1615	-1.7255	0.1185
<i>b</i> 1	0.9421	0.0041	229.59	0.0000
<i>a</i> 1	0.0514	0.0073	7.001	0.0001
g.l.	9.4036	1.3017	7.2240	0.0000
		Akaike		-12.550383
Observações	1789	Shibata		-12.550423
Séries	2	Schwarz		-12.525836
Parâmetros	8	Hannan-Quinn		-12.541319

Fonte: Elaborada pelo autor

**GRÁFICO 9 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e FTSE 100**



## C.5 HANG SENG

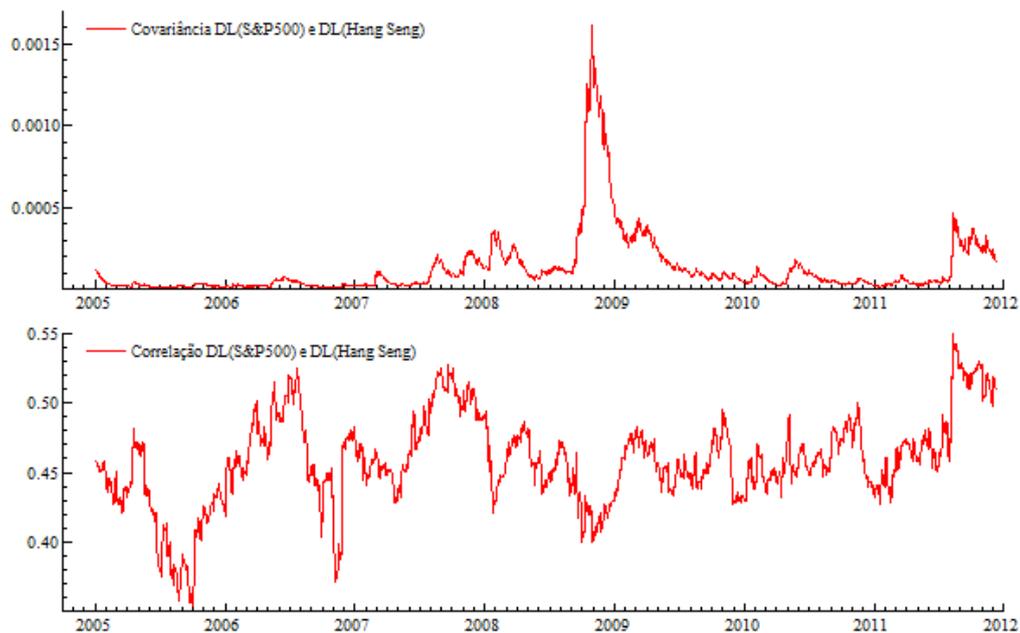
**TABELA 21 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Hang Seng**

Variância Condicional: DCC (Engle) <sup>1</sup>				
Distribuição t-Student multivariada com 7.77 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 11090				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
$\rho_{2,1}$	0.4577	0.0276	16.610	0.0000
$\alpha$	0.0104	0.0045	2.2781	0.0488
$\beta$	0.9772	0.0144	67.8100	0.0000
g.l.	7.7778	0.9830	7.9130	0.0000
		Akaike		-12.374251
Observações	1790	Shibata		-12.37439
Séries	2	Schwarz		-12.328246
Parâmetros	15	Hannan-Quinn		-12.357264

<sup>1</sup>Parte univariada já estimada para DL(SP500) e DL(Hangseng(-1))

Fonte: Elaborada pelo autor

**GRÁFICO 10 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Hang Seng**



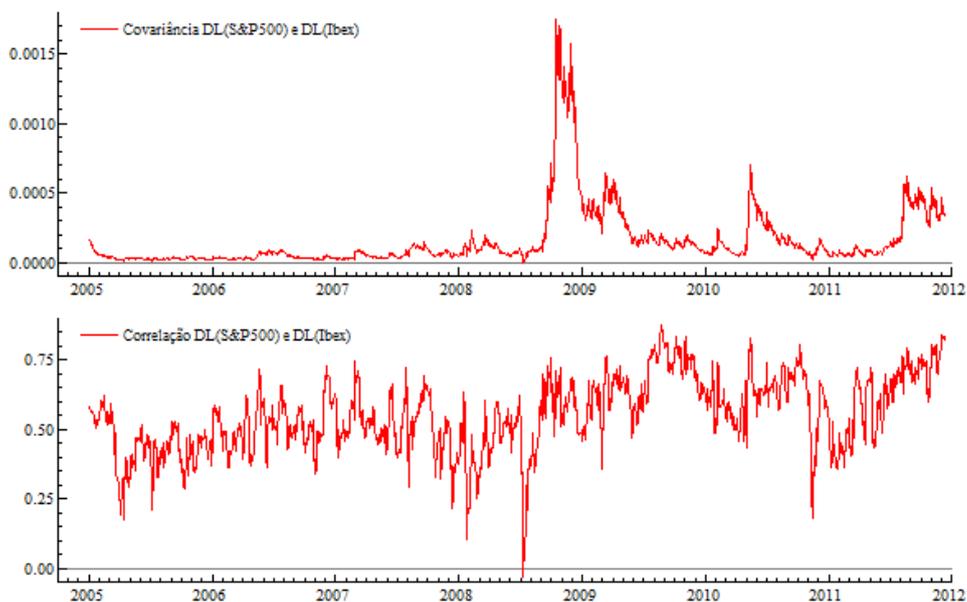
## C.6 IBEX

**TABELA 22 - Especificação do modelo multivariado para S&P500 e Ibex 35**

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(IBEX)	2	2		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 8.03 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10977.3				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.1746	0.0216	-8.1010	0.0000
AR 2-2	0.3437	0.1812	1.8968	0.0944
MA 1-1	0.2557	0.1318	1.9403	0.0883
MA 1-2	-0.1854	0.0484	-3.8266	0.0050
MA 2-2	-0.2995	0.1346	-2.2252	0.0567
<i>b</i> 1	0.9627	0.0041	233.20	0.0000
$\sigma$ 1	0.0360	0.0035	10.153	0.0000
<i>g.l.</i>	8.0303	0.9453	8.4950	0.0000
		Akaike		-12.235646
Observações	1793	Shibata		-12.235686
Séries	2	Schwarz		-12.211144
Parâmetros	8	Hannan-Quinn		-12.226600

Fonte: Elaborada pelo autor

**GRÁFICO 11 - Covariância e Correlação estimadas entre S&P500 e Ibex 35**



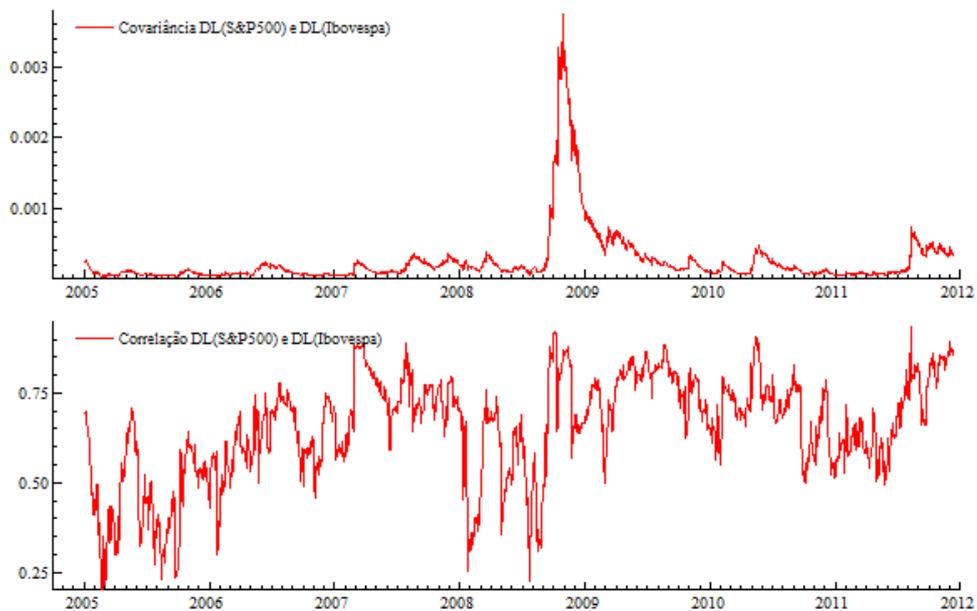
## C.7 IBOV

TABELA 23 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e Ibovespa

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(IBOVESPA)	0	1		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 7.07 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10588.1				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
MA 1-1	-0.1182	0.0204	-5.8030	0.0000
MA 1-2	0.0516	0.0225	2.2960	0.0218
$b_1$	0.9059	0.0048	189.48	0.0000
$\alpha_1$	0.0984	0.0102	9.644	0.0000
g.l.	7.0795	0.7219	9.8070	0.0000
		Akaike		-11.804872
Observações	1793	Shibata		-11.804887
Séries	2	Schwarz		-11.789557
Parâmetros	5	Hannan-Quinn		-11.799217

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 12 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Ibovespa



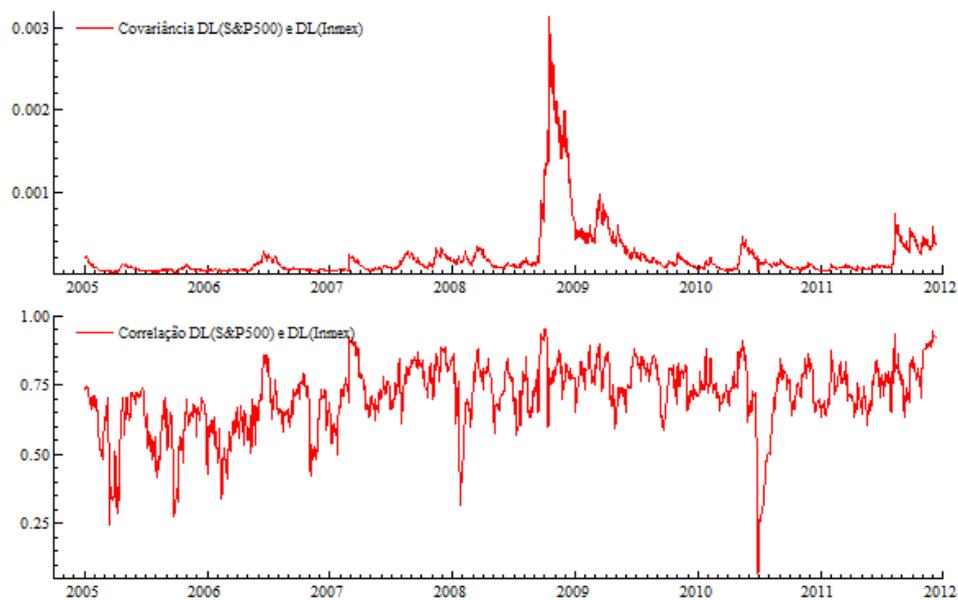
## C.8 INMEX

TABELA 24 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e Inmex

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(INMEX)	0	1		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 7.45 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 11191.7				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
MA 1-1	-0.1496	0.0204	-7.3310	0.0000
MA 1-2	0.0598	0.0216	2.7620	0.0058
<i>b</i> 1	0.9509	0.0058	165.10	0.0000
<i>a</i> 1	0.0413	0.0059	7.0427	0.0000
g.l.	7.4536	0.8879	8.3950	0.0000
Observações	1794	Akaike	-12.471218	
Séries	2	Shibata	-12.471234	
Parâmetros	5	Schwarz	-12.455911	
		Hannan-Quinn	-12.465567	

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 13 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Inmex



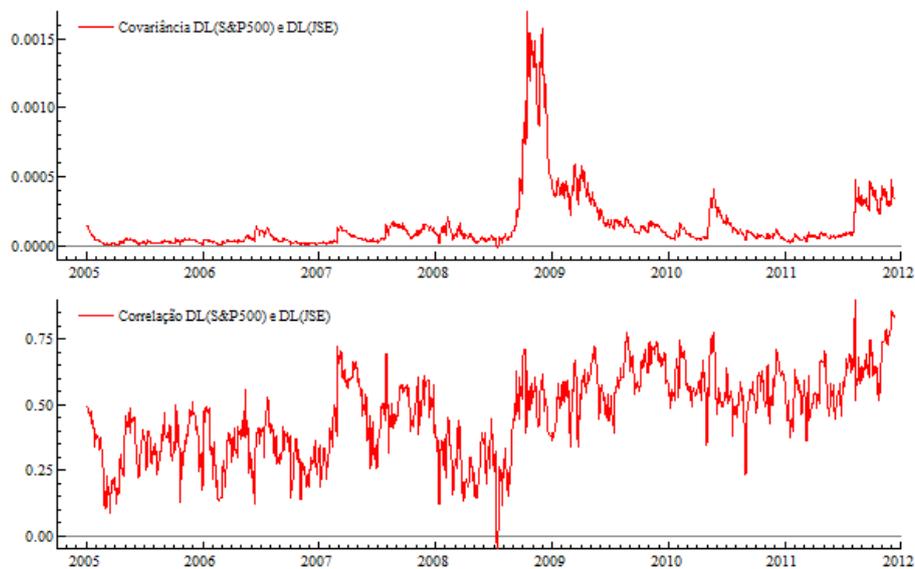
## C.9 JSE

TABELA 25 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e JSE

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(JSE)	2	1		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 8.83 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10484.1				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.2113	0.0225	-9.3950	0.0000
AR 2-2	0.6194	0.1303	4.7530	0.0000
MA 1-1	-0.1172	0.0225	-5.2060	0.0008
MA 1-2	-0.6474	0.1282	-5.0510	0.0000
<i>b</i> 1	0.9454	0.0044	212.76	0.0000
$\sigma$ 1	0.0468	0.0050	9.3677	0.0000
g.l.	8.8337	1.1809	7.4800	0.0000
Observações	1791	Akaike		-11.699739
Séries	2	Shibata		-11.699769
Parâmetros	7	Schwarz		-11.678279
		Hannan-Quinn		-11.691815

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 14 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e JSE



## C.10 KOSPI

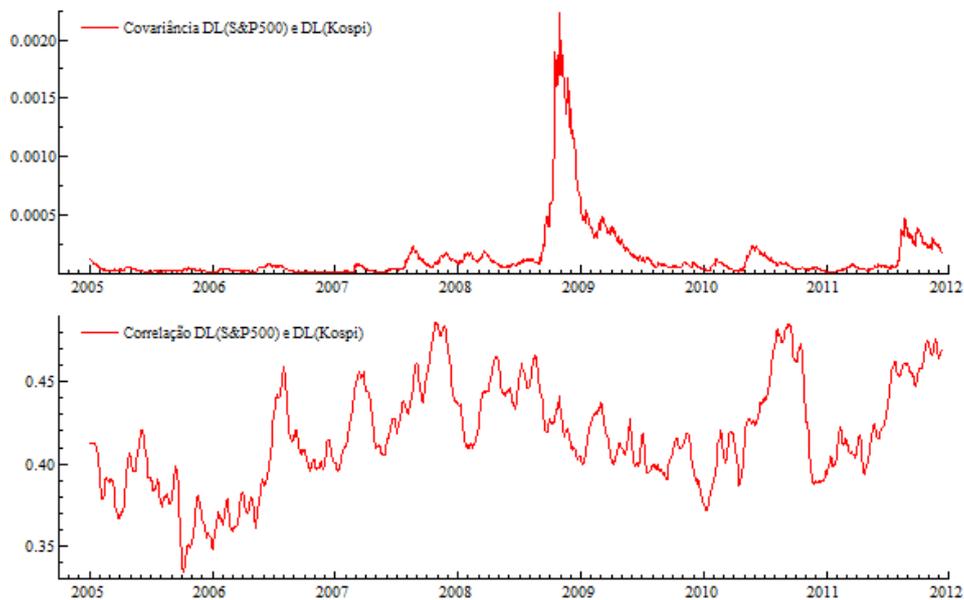
TABELA 26 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e KOSPI

Variância Condicional: DCC (Tse e Tsui) <sup>1</sup> com $M=10$				
Distribuição t-Student multivariada com 7.65 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10734.2				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
$\rho_{2,1}$	0.4127	0.0296	13.930	0.0000
$\alpha$	0.0194	0.0051	3.7894	0.0068
$\beta$	0.9794	0.0194	50.380	0.0000
g.l.	7.6557	0.9190	8.3300	0.0000
		Akaike		-11.93344
Observações	1797	Shibata		-11.933529
Séries	2	Schwarz		-11.896753
Parâmetros	12	Hannan-Quinn		-11.919896

<sup>1</sup>Parte univariada já estimada para DL(SP500) e DL(Kospi(-1))

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 15 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Kospi



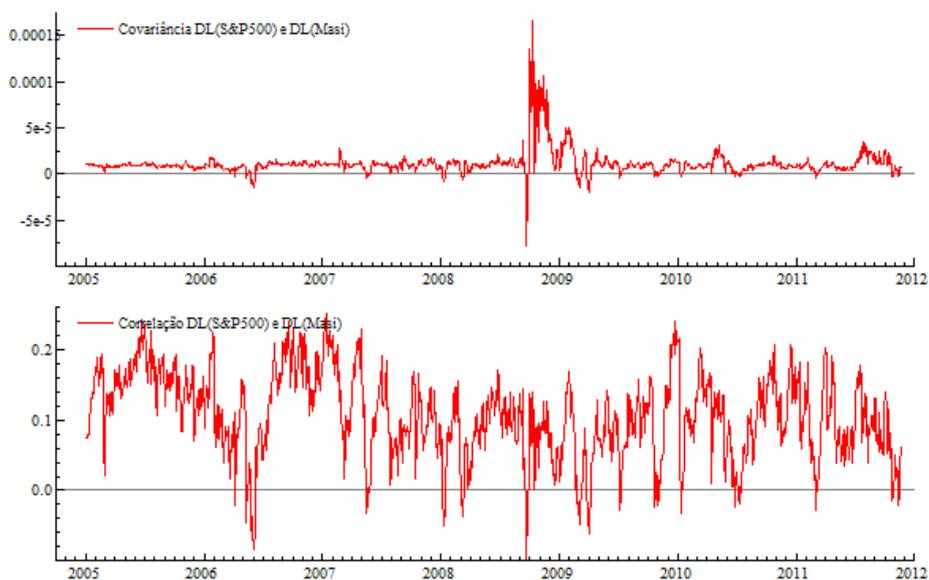
## C.11 MASI

TABELA 27 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e MASI

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(MASI))	1	1		
Variância Condicional: Diagonal BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 8.23 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 11429.9				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.0649	0.0226	-2.8710	0.0041
MA 1-1	0.1933	0.0323	5.9905	0.0003
MA 1-2	0.1788	0.0685	2.6107	0.0311
$b$ 1.11	0.9382	0.0096	97.230	0.0000
$b$ 1.22	0.9264	0.0225	41.263	0.0000
$\alpha$ 1.11	0.0144	0.0040	3.5902	0.0071
$\alpha$ 1.22	0.0729	0.0304	2.4025	0.0430
$\alpha$ 2.11	0.3334	0.0245	13.590	0.0000
$\alpha$ 2.22	0.0667	0.0347	1.9260	0.0543
g.l.	8.2351	1.0127	8.1320	0.0000
Observações	1791	Akaike		-12.752504
Séries	2	Shibata		-12.752565
Parâmetros	10	Schwarz		-12.721847
		Hannan-Quinn		-12.741184

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 16 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e MASI



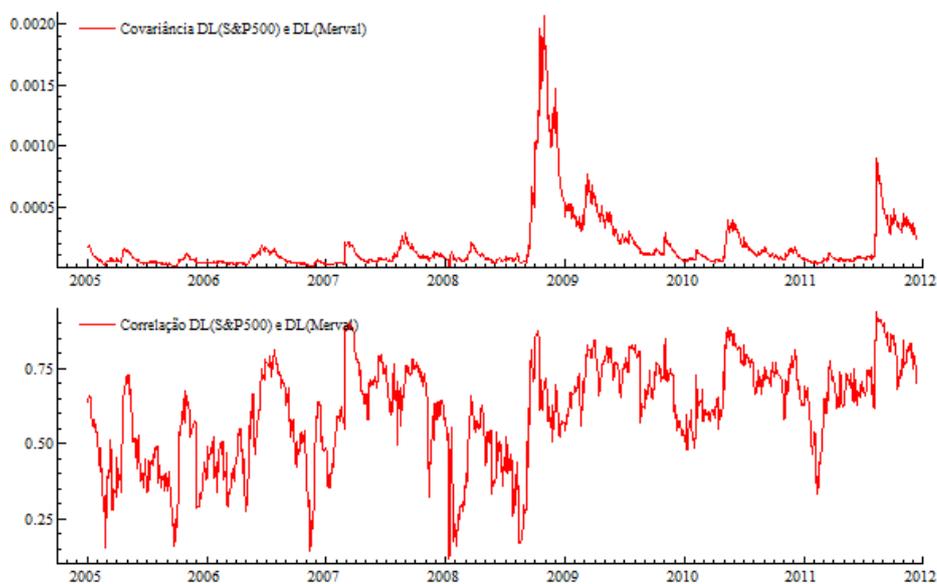
## C.12 Merval

TABELA 28 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e Merval

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(Merval)	0	1		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 5.81 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10977.9				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
MA 1-1	-0.0880	0.0214	-4.1180	0.0000
MA 1-2	0.0407	0.0197	2.0690	0.0387
$b_1$	0.9438	0.0937	10.070	0.0002
$\alpha_1$	0.0530	0.0175	3.0377	0.0288
g.l.	5.8190	0.5015	11.6000	0.0000
Observações	1793	Akaike	-12.239671	
Séries	2	Shibata	-12.239687	
Parâmetros	5	Schwarz	-12.224357	
		Hannan-Quinn	-12.234017	

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 17 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Merval



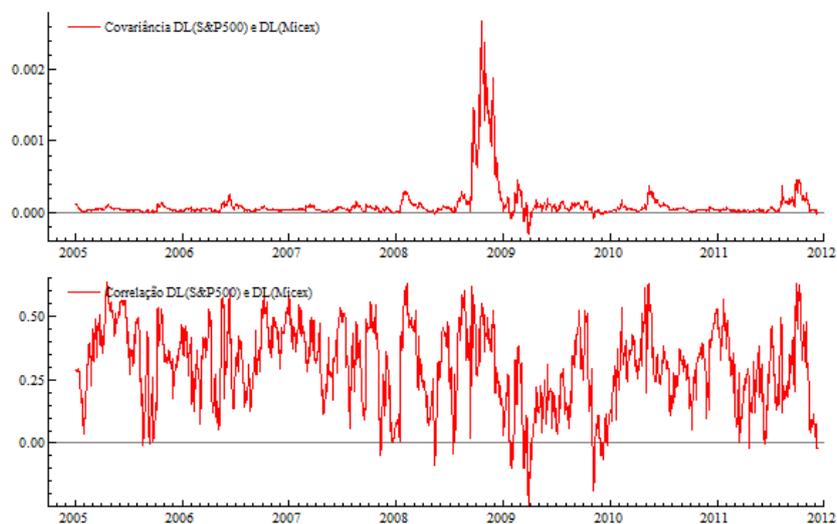
## C.13 MICEX

TABELA 29 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e Micex

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(Micex(-1))	2	2		
Variância Condicional: Diagonal BEKK (1,2)				
Distribuição t-Student multivariada com 8.37 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10232.6				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.0686	0.0233	-2.952	0.0032
AR 2-2	-1.5664	0.1719	-9.1110	0.0000
MA 1-1	-0.6114	0.1603	-3.8140	0.0001
MA 1-2	1.5116	0.1838	8.2240	0.0000
MA 2-2	0.5481	0.1725	3.1780	0.0015
<i>b</i> 1.11	0.9454	0.0075	126.60	0.0000
<i>b</i> 1.22	0.8336	0.0079	105.73	0.0000
<i>a</i> 1.11	0.0250	0.0071	3.5145	0.0079
<i>a</i> 1.22	0.1628	0.0504	3.2290	0.0013
<i>a</i> 2.11	0.3120	0.0213	14.6600	0.0000
<i>a</i> 2.22	0.2659	0.0340	7.8180	0.0000
<i>g.l.</i>	8.3758	1.0304	8.1290	0.0000
		Akaike		-11.337311
Observações	1803	Shibata		-11.337399
Séries	2	Schwarz		-11.300724
Parâmetros	12	Hannan-Quinn		-11.323807

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 18 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Micex



## C.14 MID

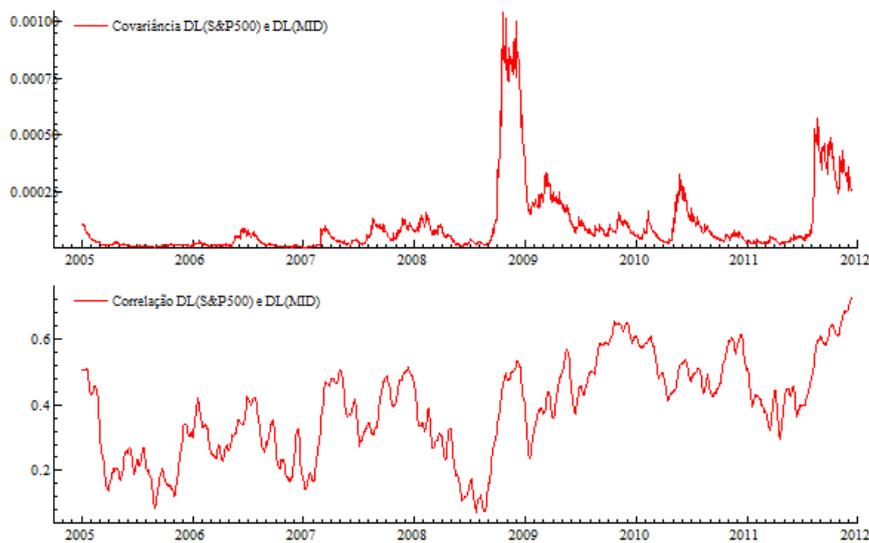
TABELA 30 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e MID

Variância Condicional: DCC (Tse e Tsui) <sup>1</sup> com $M=10$				
Distribuição t-Student multivariada com 8.24 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 11191.2				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
$\rho_{2,1}$	0.5065	0.1149	4.4070	0.0000
$\alpha$	0.0273	0.0064	4.2630	0.0000
$\beta$	0.9676	0.0074	131.6000	0.0000
g.l.	8.2493	1.0208	8.0810	0.0000
Observações	1791	Akaike		-12.48041
Séries	2	Shibata		-12.480549
Parâmetros	15	Schwarz		-12.434426
		Hannan-Quinn		-12.463431

<sup>1</sup>Parte univariada já estimada para DL(SP500) e DL(MID)

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 19 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e MID



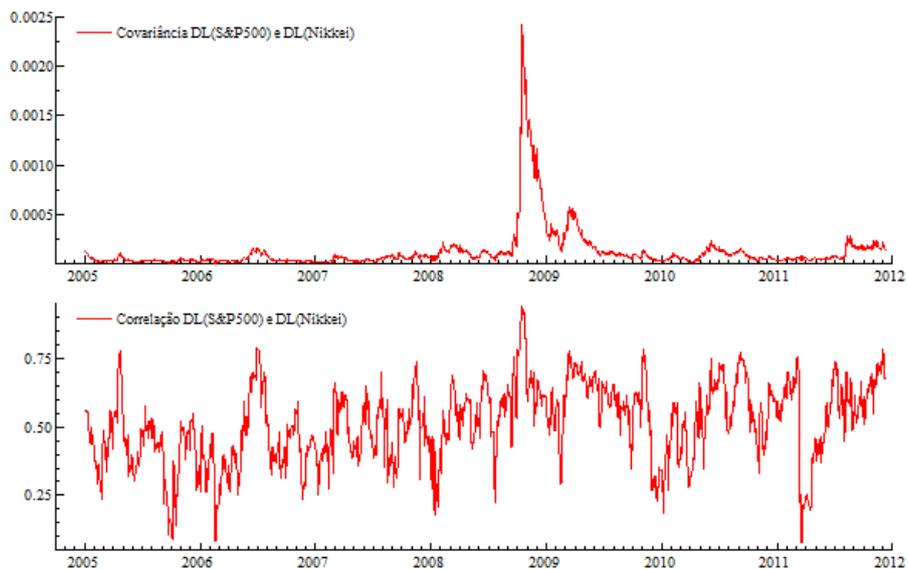
## C.15 Nikkei

TABELA 31 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e Nikkei 225

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(Nikkei (-1))	0	2		
Variância Condicional: Scalar BEKK (1,1)				
Distribuição t-Student multivariada com 8.88 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 11178.3				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
MA 1-1	-0.1428	0.0248	-5.7600	0.0000
MA 1-2	-0.1710	0.0232	-7.3840	0.0000
MA 2-2	-0.0940	0.0235	-4.0035	0.0039
<i>b</i> 1	0.9206	0.0052	177.798	0.0000
<i>a</i> 1	0.0747	0.0159	4.6865	0.0016
g.l.	8.8867	1.1834	7.5090	0.0000
Observações	1803	Akaike	-12.392981	
Séries	2	Shibata	-12.393003	
Parâmetros	6	Schwarz	-12.374687	
		Hannan-Quinn	-12.386228	

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 20 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Nikkei



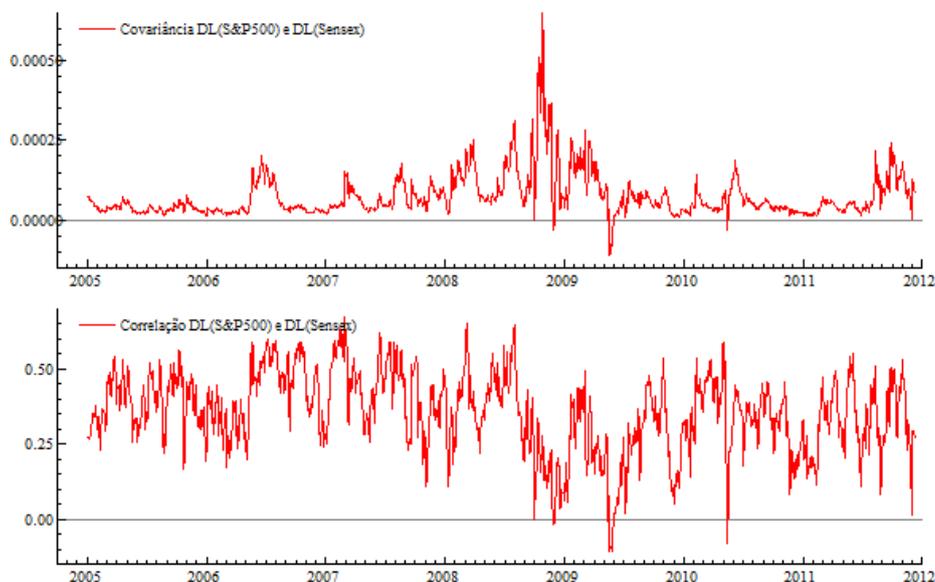
## C.16 Sensex

TABELA 32 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e Sensex

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(Sensex(-1))	2	2		
Variância Condicional: Diagonal BEKK (1,2)				
Distribuição t-Student multivariada com 9.03 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10599.5				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.0905	0.0228	-3.9670	0.0001
AR 2-2	-0.5639	0.0414	-13.610	0.0000
MA 1-1	0.4347	0.0431	10.090	0.0000
MA 1-2	0.6022	0.0484	12.450	0.0000
MA 2-2	-0.3921	0.0494	-7.9300	0.0000
<i>b</i> 1.11	0.9052	0.0083	108.91	0.0000
<i>b</i> 1.22	0.9418	0.0084	112.80	0.0000
<i>a</i> 1.11	0.0897	0.0401	2.2370	0.0254
<i>a</i> 1.22	0.0549	0.0029	18.817	0.0000
<i>a</i> 2.11	0.0907	0.0261	3.470	0.0070
<i>a</i> 2.22	0.0554	0.0341	1.6224	0.1392
g.l.	9.0321	1.2687	7.1190	0.0000
Observações	1791	Akaike		-11.822972
Séries	2	Shibata		-11.823061
Parâmetros	12	Schwarz		-11.786184
		Hannan-Quinn		-11.809389

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 21 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Sensex



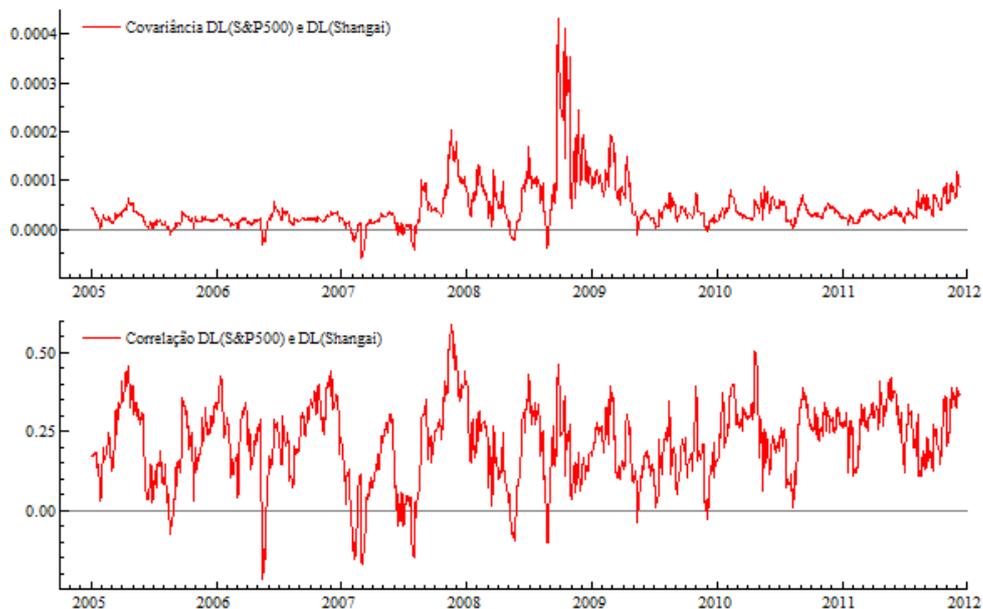
## C.17 Shanghai

TABELA 33 - Especificação do modelo multivariado para S&amp;P500 e Shanghai

Média Condicional	AR	MA		
1: DL(SP500)	0	1		
2: DL(Shangai(-1))	1	1		
Variância Condicional: Diagonal BEKK (1,2)				
Distribuição t-Student multivariada com 7.05 graus de liberdade				
Log-verossimilhança: 10624.8				
	Coef.	Erro-padrão	t-valor	Prob.
AR 1-2	-0.0695	0.0229	-3.0370	0.0024
MA 1-1	-0.8986	0.1080	-8.323	0.0000
MA 1-2	0.9179	0.1017	9.026	0.0000
b 1.11	0.8853	0.0083	107.01	0.0000
b 1.22	0.9085	0.0071	127.27	0.0000
$\alpha$ 1.11	0.0704	0.0555	1.2680	0.2050
$\alpha$ 1.22	0.1847	0.0358	5.1540	0.0000
$\alpha$ 2.11	0.1053	0.0269	3.9073	0.0058
$\alpha$ 2.22	0.0829	0.0186	4.4623	0.0029
g.l.	7.0596	0.7339	9.6190	0.0000
Observações	1799	Akaike		-11.800801
Séries	2	Shibata		-11.800862
Parâmetros	10	Schwarz		-11.770256
		Hannan-Quinn		-11.789525

Fonte: Elaborada pelo autor

GRÁFICO 22 - Covariância e Correlação estimadas entre S&amp;P500 e Shanghai



## APÊNDICE D: Testes de Hipótese de Quebras Estruturais

**TABELA 34 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de ASX e S&P 500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1523 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1252			
Estatística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 353)	84.64762	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 353)	84.64762	0.0000	
Exp LR F-estatística	37.04271	0.0000	
Exp Wald F-estatística	37.04271	0.0000	
Ave LR F-estatística	28.3675	0.0000	
Ave Wald F-estatística	28.3675	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 957			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1792			
F-estatística	1.382471	Prob. F(1,1788)	0.2398
Razão de log-verossimilhança	1.383482	Prob. Chi-Square(1)	0.2395
Wald Estatística	1.382471	Prob. Chi-Square(1)	0.2397

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 35 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de CAC 40 e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1526 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1255			
Estatística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 963)	1316.938	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 963)	1316.938	0.0000	
Exp LR F-estatística	652.0323	0.0000	
Exp Wald F-estatística	652.0323	0.0000	
Ave LR F-estatística	628.0781	0.0000	
Ave Wald F-estatística	628.0781	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 958			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1795			
F-estatística	1302.011	Prob. F(1,1791)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	979.643	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	1302.011	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 36 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de DAX e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1525 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1254			
Estatística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 962)		1308.994	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 962)		1308.994	0.0000
Exp LR F-estatística		648.4608	0.0000
Exp Wald F-estatística		648.4608	0.0000
Ave LR F-estatística		518.5777	0.0000
Ave Wald F-estatística		518.5777	0.0000
Chow Breakpoint Test: 957			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1794			
F-estatística	1284.162	Prob. F(1,1790)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	969.1436	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	1284.162	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 37 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de FTSE 100 e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1522 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1251			
Estatística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 959)		1388.672	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 959)		1388.672	0.0000
Exp LR F-estatística		687.8221	0.0000
Exp Wald F-estatística		687.8221	0.0000
Ave LR F-estatística		759.3806	0.0000
Ave Wald F-estatística		759.3806	0.0000
Chow Breakpoint Test: 954			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1791			
F-estatística	1357.568	Prob. F(1,1787)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	1011.032	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	1357.568	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 38 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Hang Seng e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1523 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1252			
Estatística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 274)		534.0643	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 274)		534.0643	0.0000
Exp LR F-estatística		260.9787	0.0000
Exp Wald F-estatística		260.9787	0.0000
Ave LR F-estatística		133.1533	0.0000
Ave Wald F-estatística		133.1533	0.0000
Chow Breakpoint Test: 956			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1792			
F-estatística	17.75758	Prob. F(1,1788)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	17.68974	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	17.75758	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 39 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Ibox 35 e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1526 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1255			
Estatística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 946)		990.7947	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 946)		990.7947	0.0000
Exp LR F-estatística		489.9393	0.0000
Exp Wald F-estatística		489.9393	0.0000
Ave LR F-estatística		408.5544	0.0000
Ave Wald F-estatística		408.5544	0.0000
Chow Breakpoint Test: 959			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1795			
F-estatística	967.7891	Prob. F(1,1791)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	774.6078	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	967.7891	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 40 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Ibovespa e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1526 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1255			
Estatística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 312)		914.7723	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 312)		914.7723	0.0000
Exp LR F-estatística		451.5861	0.0000
Exp Wald F-estatística		451.5861	0.0000
Ave LR F-estatística		330.2876	0.0000
Ave Wald F-estatística		330.2876	0.0000
Chow Breakpoint Test: 958			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1795			
F-estatística	492.1377	Prob. F(1,1791)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	435.2983	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	492.1377	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 41 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Inmex e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 273 - 1526 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1254			
Estatística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 540)		675.7279	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 540)		675.7279	0.0000
Exp LR F-estatística		332.2489	0.0000
Exp Wald F-estatística		332.2489	0.0000
Ave LR F-estatística		270.2918	0.0000
Ave Wald F-estatística		270.2918	0.0000
Chow Breakpoint Test: 959			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1796			
F-estatística	222.0308	Prob. F(1,1792)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	209.5495	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	222.0308	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 42 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1524 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1253			
Estadística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 951)	1558.289	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 951)	1558.289	0.0000	
Exp LR F-estatística	773.006	0.0000	
Exp Wald F-estatística	773.006	0.0000	
Ave LR F-estatística	688.9519	0.0000	
Ave Wald F-estatística	688.9519	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 957			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1793			
F-estatística	1528.833	Prob. F(1,1789)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	1106.22	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	1528.833	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 43 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Kospi e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 273 - 1529 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1257			
Estadística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 384)	1163.428	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 384)	1163.428	0.0000	
Exp LR F-estatística	576.0799	0.0000	
Exp Wald F-estatística	576.0799	0.0000	
Ave LR F-estatística	362.1667	0.0000	
Ave Wald F-estatística	362.1667	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 961			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1799			
F-estatística	47.68303	Prob. F(1,1795)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	47.11312	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	47.68303	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 44 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de MASI e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1524 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1253			
Estadística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 610)	353.8578	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 610)	353.8578	0.0000	
Exp LR F-estatística	171.4478	0.0000	
Exp Wald F-estatística	171.4478	0.0000	
Ave LR F-estatística	120.2728	0.0000	
Ave Wald F-estatística	120.2728	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 964			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1793			
F-estatística	133.6215	Prob. F(1,1789)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	129.0107	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	133.6215	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 45 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Merval e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1526 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1255			
Estadística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 960)	762.5954	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 960)	762.5954	0.0000	
Exp LR F-estatística	375.2225	0.0000	
Exp Wald F-estatística	375.2225	0.0000	
Ave LR F-estatística	376.8304	0.0000	
Ave Wald F-estatística	376.8304	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 959			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1795			
F-estatística	761.2792	Prob. F(1,1791)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	635.1033	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	761.2792	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 46 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de MICEX e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 274 - 1534 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1261			
Estadística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 1021)	190.2471	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 1021)	190.2471	0.0000	
Exp LR F-estatística	89.53619	0.0000	
Exp Wald F-estatística	89.53619	0.0000	
Ave LR F-estatística	71.14911	0.0000	
Ave Wald F-estatística	71.14911	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 964			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1805			
F-estatística	126.3506	Prob. F(1,1801)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	122.2511	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	126.3506	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 47 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de MID e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1524 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1253			
Estadística	Valor	Prob.	
Máxima LR F-estatística (Obs. 974)	1674.829	0.0000	
Máxima Wald F-estatística (Obs. 974)	1674.829	0.0000	
Exp LR F-estatística	831.7232	0.0000	
Exp Wald F-estatística	831.7232	0.0000	
Ave LR F-estatística	740.4264	0.0000	
Ave Wald F-estatística	740.4264	0.0000	
Chow Breakpoint Test: 956			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1793			
F-estatística	1570.189	Prob. F(1,1789)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	1128.407	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	1570.189	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 48 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Nikkei e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 274 - 1534 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1261			
Estadística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 824)		400.2328	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 824)		400.2328	0.0000
Exp LR F-estatística		194.6174	0.0000
Exp Wald F-estatística		194.6174	0.0000
Ave LR F-estatística		201.7898	0.0000
Ave Wald F-estatística		201.7898	0.0000
Chow Breakpoint Test: 964			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1805			
F-estatística	299.152	Prob. F(1,1801)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	277.0628	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	299.152	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 49 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Sensex e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 272 - 1524 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1259			
Estadística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 935)		485.1864	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 935)		485.1864	0.0000
Exp LR F-estatística		237.6162	0.0000
Exp Wald F-estatística		237.6162	0.0000
Ave LR F-estatística		159.0823	0.0000
Ave Wald F-estatística		159.0823	0.0000
Chow Breakpoint Test: 958			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1793			
F-estatística	464.7677	Prob. F(1,1789)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	413.6253	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	464.7677	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor

**TABELA 50 - Testes de Quebras Estruturais para Correlação de Shanghai e S&P500**

Teste Quandt-Andrews para quebra estrutural desconhecida			
Hipótese Nula: não ocorre uma ou mais quebras estruturais			
Amostra de teste: 273 - 1531 (aparada em 15%)			
Número de quebras comparadas: 1259			
Estadística		Valor	Prob.
Máxima LR F-estatística (Obs. 1305)		126.8886	0.0000
Máxima Wald F-estatística (Obs. 1305)		126.8886	0.0000
Exp LR F-estatística		58.69751	0.0000
Exp Wald F-estatística		58.69751	0.0000
Ave LR F-estatística		36.49193	0.0000
Ave Wald F-estatística		36.49193	0.0000
Chow Breakpoint Test: 962			
Hipótese Nula: não ocorre quebra estrutural em 15 de setembro de 2008			
Amostra da equação: 3 - 1801			
F-estatística	23.80981	Prob. F(1,1797)	0.0000
Razão de log-verossimilhança	23.67978	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Estatística	23.80981	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor