

**UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PPGE
NÍVEL MESTRADO**

LEONARDO BERTELI PIVETA

INTEGRAÇÃO FINANCEIRA NO MERCADO DE AÇÕES

**SÃO LEOPOLDO
2014**

LEONARDO BERTELI PIVETA

INTEGRAÇÃO FINANCEIRA NO MERCADO DE AÇÕES

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos.
Orientação: Prof. Dr. Igor A. Clemente de Moraes
Coorientador(a): Prof.(a) Dr.(a) Márcia Regina Godoy

SÃO LEOPOLDO
2014

RESUMO

Esta dissertação investiga a existência de integração no mercado de ações e mensura as modificações que a crise do *subprime* pode ter causado entre as relações de mercados emergentes da América Latina e Centro e Leste Europeu. Para isso, são selecionados onze índices de bolsas de valores destes mercados e utilizados os modelos GARCH e de volatilidade estocástica. Os resultados indicaram a presença de integração financeira entre os países e sugerem ainda que a crise intensificou essas relações.

Palavras-chaves: Emergentes. Mercados de ações. Crise financeira. Integração financeira. Modelos GARCH. Volatilidade estocástica.

Códigos JEL: G15, F15.

ABSTRACT

This dissertation investigates the existence of integration in the stock Exchange market as well as it measures the changes that the subprime crisis may have caused in the relations between the emerging markets of Latin America and Central and Eastern Europe. In order to carry out this study, eleven stock exchange indexes of these markets were selected and the GARCH models and stochastic volatility were used. The results indicated the existence of financial integration between countries; furthermore, they suggested that the crisis has intensified these relationships.

Key-words: Emerging. Stock markets. Financial crisis. Financial integration. GARCH models, Stochastic volatility.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Variância condicional do índice IBOV, onde a área em cinza representa o período da crise.....	22
Gráfico 2a. Correlação da volatilidade Brasil x México. Gráfico 2b. Correlação da volatilidade Polônia x República Tcheca.	29
Gráfico 3. Volatilidade estocástica (linha azul) e volatilidade determinística (linha vermelha) para o índice BET.....	30
Gráfico 4. Volatilidades estocásticas suavizadas.	49

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Características de cada índice dos países analisados.....	51
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Fatos estilizados divididos nos três subperíodos selecionados, modelo determinístico univariado.	23
Tabela 2. Teste de Correlação Constante – Tse(2000).....	25
Tabela 3. Valores estimados pela máxima verossimilhança entre os mercados – amostra completa.	26
Tabela 4. Teste LR para o modelo VAR-EGARCH	27
Tabela 5. Resultados do modelo estocástico univariado.	30
Tabela 6. Matriz das correlações e covariâncias das séries.....	41
Tabela 7. Modelos selecionados para cada índice seguindo critério Akaike.	41
Tabela 8. Teste nas séries estimadas de cada modelo.	42
Tabela 9. Resultados do Modelo EGARCH: fatos estilizados.....	42
Tabela 10. Valores dos coeficientes de Akaike para os modelos multivariados.....	43
Tabela 11. Correlações entre os países do grupo da Zona do Euro.....	43
Tabela 12. Correlações entre os países do grupo da América Latina.....	44
Tabela 13. Correlações entre os países do grupo do Leste Europeu.	44
Tabela 14. Correlações entre os países do grupo da Zona do Euro, dividida em períodos.	45
Tabela 15. Correlações entre os países do grupo da América Latina, dividida em períodos... ..	45
Tabela 16. Correlações entre os países do grupo do Leste Europeu, dividida em períodos.....	46
Tabela 17. Correlação entre a volatilidade estocástica e determinística.	46
Tabela 18. Teste de Wald $\phi_2 = \mathbf{1}$	47
Tabela 19. Teste de Wald $\phi_1 + \phi_2 = \mathbf{1}$	47
Tabela 20. Resultados estatísticos modelo estocástico univariado, período pré-crise.	47
Tabela 21. Resultados estatísticos modelo estocástico univariado, durante a crise.	48
Tabela 22. Resultados estatísticos modelo estocástico univariado, período pós-crise.....	48
Tabela 23. Correlações das volatilidades para o grupo da Zona do Euro.	49
Tabela 24. Correlações das volatilidades para o grupo da América Latina.	49
Tabela 25. Correlações das volatilidades para o grupo do Leste Europeu.....	50

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
1.1	OBJETIVO GERAL.....	10
1.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	10
1.3	JUSTIFICATIVA	10
2	MERCADOS EMERGENTES.....	11
3	VOLATILIDADE DETERMINÍSTICA E ESTOCÁSTICA.....	15
3.1	VOLATILIDADE DETERMINÍSTICA UNIVARIADA	15
3.2	VOLATILIDADE DETERMINÍSTICA MULTIVARIADA.....	16
3.3	VOLATILIDADE ESTOCÁSTICA UNIVARIADA.....	17
3.4	VOLATILIDADE ESTOCÁSTICA MULTIVARIADA.....	18
4	ANÁLISE DOS DADOS	21
4.1	MODELO GARCH MULTIVARIADO.....	24
4.2	MODELO ESTOCÁSTICO UNIVARIADO	29
4.3	MODELO ESTOCÁSTICO MULTIVARIADO.....	31
5	CONCLUSÃO	33
	REFERÊNCIAS	35
	APÊNDICE A – TABELAS E FIGURAS.....	41
	APÊNDICE B - QUADRO	51

1 INTRODUÇÃO

O período pós-2000 foi marcado por uma maior integração comercial entre os países, que acabou por promover uma maior mobilidade de capitais com consequências sobre a integração financeira. Nesse cenário, os países emergentes se destacaram ao passar a atrair uma quantidade maior de recursos via mercado de capitais. Se, por um lado, esse movimento gera benefícios do ponto de vista econômico, por outro torna esses países mais vulneráveis a crises financeiras internacionais. Além de tudo, uma alta integração dos mercados faz com que os ganhos com a diversificação sejam muito limitados.

A maior integração financeira internacional suscitou diversos estudos sobre seus efeitos entre as diferentes regiões, no que se denomina de efeito contágio, conforme descrito em Alba et al. (1998), Forbes e Rigobon (2002), Campello et al. (2010), Mun e Brooks (2012) e Bianconi et al. (2013). Essa preocupação tomou corpo em especial após a crise que atingiu o sistema financeiro mundial a partir de 2007 e que ficou conhecida como a crise do *subprime*. Nesse episódio, ficaram evidentes os efeitos negativos de uma maior integração entre os mercados internacionais, em especial nos emergentes. A este respeito, autores como Dooley e Hutchison (2009) avaliaram o impacto da crise em 14 países emergentes e Dufrénot et al. (2011) estimaram os efeitos do colapso que atingiu os Estados Unidos em 2007 e 2008 sobre a volatilidade dos mercados acionários da América Latina. Nesse momento, entender em que grau ocorre essa integração, em especial via volatilidade dos retornos dos ativos, auxilia na formulação de políticas públicas e permite a formação de um portfólio ótimo, minimizando riscos e aumentando as chances de maiores retornos.

Esse artigo contribui para o debate acerca da discussão sobre os impactos da integração dos mercados acionários em países emergentes, em especial no segundo momento dos retornos e na correlação. Para tanto, são utilizados dados de quatro países da América Latina, cinco do Leste Europeu e dois da Zona do Euro. Em especial, são utilizados modelos de volatilidade determinística e estocástica, tanto univariados quanto multivariados.

As evidências aqui encontradas dão suporte à constatação da existência de integração nos mercados estudados, visto que essa correlação sofreu um aumento durante o período de crise e, após seu fim, manteve as correlações entre os mercados em um nível mais elevado do que o período anterior à crise.

Organizado em quatro seções, este artigo inicia com uma revisão da literatura sobre investimentos em mercados emergentes e características das séries financeiras, como os fatos estilizados apontados em finanças. Na segunda parte, é realizada uma apresentação dos

modelos de medida do segundo momento das séries dos retornos. Na terceira seção são descritas as características dos dados, juntamente com os resultados encontrados. Finalmente, na última seção são apresentadas as conclusões.

1.1 OBJETIVO GERAL

Investigar a existência de integração nos mercados acionários de alguns países da América Latina e Centro e Leste Europeu¹ e avaliar os impactos da crise de 2008 sobre esses mercados.

1.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

De forma mais específica, a pesquisa busca: analisar as características das séries através dos modelos univariados e multivariados determinísticos e estocásticos, identificando os fatos estilizados presentes nelas e analisar a correlação entre os mercados estudados através dos modelos multivariados estocásticos e determinísticos a fim de buscar indícios de integração entre estes mercados.

1.3 JUSTIFICATIVA

Os investidores procuram países onde é possível auferir maiores retornos em suas aplicações. Estudos empíricos confirmam a evidência de melhora da eficiência dos retornos de portfólios via diversificação, e os mercados emergentes mostraram-se nos últimos dez anos uma boa alternativa para a diversificação de suas carteiras.

Através do estudo do nível de integração dos mercados financeiros, pode-se estimar nos demais países os efeitos de uma crise que atinge um determinado país. Esse grau de integração pode ajudar os investidores internacionais na tomada de decisões sobre a alocação de seus ativos de maneira a maximizar seus ganhos.

¹ Os países são: Argentina, Brasil, Chile, Eslováquia, Estônia, Hungria, México, Polônia, República Tcheca, Romênia e Rússia.

2 MERCADOS EMERGENTES

A partir dos anos 2000, os mercados emergentes se tornaram mais importantes para alocação de ativos, em especial devido à velocidade de crescimento de suas economias² e à possibilidade de diversificação dada ao portfólio dos investidores. No entanto, com o avanço em termos de alocação e a maior integração, é possível notar que os benefícios da diversificação diminuíram, ou seja, o diferencial de retorno dentre os emergentes ficou menor. Em consequência a esse fato, os investidores procuram países onde recebem comparativamente maiores retornos. Estudos empíricos confirmam a evidência de melhora da eficiência dos retornos de portfólios via diversificação, como em Harvey (1995) e De Roon et al. (2001), que sugerem que os investidores americanos auferem ganhos maiores ao incluir ações de mercados emergentes em seu portfólio.

Galagedera (2012) estudou, entre 2003 a 2010, os retornos de mercados de 22 países desenvolvidos e 18 emergentes, concluindo que os emergentes tiveram um desempenho melhor nesse período, com oportunidades de diversificação para os investidores estrangeiros de longo prazo.

De acordo com a literatura financeira internacional, a volatilidade do mercado de ações de um país pode sofrer alteração quando há a abertura para investidores estrangeiros³. Nesse caso, os investidores, ao compartilhar melhor as informações mais relevantes, acabam por gerar maior volatilidade. Para uma discussão dos impactos da liberalização do mercado de capitais a investidores estrangeiros ver Edwards (2003), McLean et al. (2011), Cuñado et al. (2006) e Li (2013). Neste sentido, é visto que no período que antecede o processo de liberalização pode haver oscilações maiores dos valores, aumentando assim a volatilidade e a intensidade de reação a choques.

Com uma liberalização financeira maior e o gradual desenvolvimento das economias emergentes com a consequente diversificação e integração dos mercados, a expectativa passou a ser de redução da volatilidade e da sensibilidade a novas informações. Diversos fatores podem afetar esse resultado, sendo o grau de integração internacional apontado como um dos mais importantes. Errunza et al. (1992), Bekaert e Harvey (1995) e Errunza e Miller (2000) sugerem em seus estudos que o mercado mundial é ligeiramente segmentado, e que o grau de integração dos mercados sofre variação através do tempo, mesmo diante da

² Uma referência de maior relevância pode ser vista na composição do MSCI All Countries Index, no qual o peso dos mercados emergentes cresceu de 1% em 1988 para 15% em 2013.

³ Huang e Yang (1999), Kaminsky e Schmukler (2003) e Diamandis (2008).

constatação de que a integração financeira cresceu e que os mercados emergentes são mais segmentados do que os desenvolvidos. Por outro lado, Campbell et al. (2001) e Statman e Scheid (2005) apontaram que o movimento dos preços das ações se tornou mais sincronizado, mas isto não necessariamente implicou na eliminação dos ganhos por diversificação. Eles sugerem que o desvio padrão para os retornos dos ativos também deveria ser levado em conta.

Outro ponto importante é que a existência de restrições de investimentos, como tributação e limites à entrada e saída de capitais, reduz, mas não extingue inteiramente os benefícios oriundos da diversificação internacional, conforme descrito em Li et al. (2003) e Pástor e Stambaugh (2000). Errunza et al. (1999) sugerem que os investidores norte-americanos podem utilizar transações domésticas, como os Recibos de Depósitos Americanos (American Depositary Receipts - ADR), para reproduzir os efeitos da diversificação internacional.

É visto que, através da estimativa da volatilidade dos diferentes mercados podemos entender melhor como as economias dos países se relacionam e que fatos fazem que essa relação seja alterada. Forbes e Rigobon (2002) sugerem que mercados que possuem anteriormente relações comerciais ou são próximos geograficamente podem apresentar uma correlação preexistente, chamada de interdependência. Porém, segundo os mesmos autores, quando um choque em determinado mercado ocasiona um aumento das correlações expressivo entre os diferentes mercados se define o efeito contágio. Perobelli et al. (2013) em seu estudo apresentou indícios de efeito contágio no Brasil e Canadá durante a crise do *sub prime*.

Assim, como pode ser visto, a estimativa da volatilidade dos retornos dos ativos e sua relação na formação do preço de opções, previsão do risco e seleção de um portfólio ótimo adquirem importância nos estudos em finanças, tal qual descrevem Falkenstein (2009), Bekkers et al. (2009) Bekaert e Hoerova (2013) e Prokopczuk e Simen (2013).

Há dois grupos de pesquisa sobre volatilidade que agregam a maioria das pesquisas. No primeiro estão os modelos de volatilidade determinista denominados modelos da família GARCH e originalmente propostos por Engle (1982). Esses foram largamente utilizados para medir volatilidade univariada em mercados emergentes, como em Bekaert e Harvey (1997), Herencia (1997) e Aggarwal et al. (1999), ou em mercados desenvolvidos, como em Awartani e Corradi (2005), Wang e Moore (2009) e Morelli (2011). Além das formulações univariadas, é possível identificar modelos GARCH multivariados, como propõem Lahrech e Sylwester (2011), que avaliaram o grau de integração dos mercados acionários da Argentina, do Brasil, Chile e México com o mercado acionário dos Estados Unidos entre 1988 e 2004. Além disso,

diversos outros estudos encontraram evidência de co-movimento na volatilidade, como em Chambet e Gibson (2008), Savva (2009), Saleem (2009), Butter e Hayo (2011), Walid et al. (2011), Gjika e Horváth (2013) e Ahmad et al. (2013).

No segundo grupo estão os modelos de volatilidade estocástica, visto como uma alternativa aos modelos determinísticos. Esses são mais flexíveis para modelar as séries, pois assumem dois processos para os ruídos: um para as observações e outro para as volatilidades latentes. Também podem ser univariados, como inicialmente proposto por Taylor (1982, 1986) e utilizados em Warnock e Warnock (2000) e Lee et al. (2011), ou multivariados, como propostos originalmente por Harvey et al. (1994), e posteriormente estendidos por Shephard (1996) e Jacquier et al. (1999). Destaque-se que os modelos multivariados têm ampla utilização na literatura econômica, como se pode ver em Morais e Portugal (2001), Dao e Wolters (2008), Barrosi-Filho et al. (2010), Vo (2011) e Garnier et al. (2013).

Nesse processo de investigação, há diversos fatos estilizados que são apontados como característicos do comportamento da volatilidade como assimetria, efeito alavancagem, aglomeração de volatilidade e persistência.

Segundo Bekaert e Wu (1997), o efeito alavancagem, ou *leverage effect*, também é sinônimo de volatilidade assimétrica, pois quando há queda no valor de um ativo a alavancagem financeira aumenta, impactando na volatilidade da ação. O aumento da volatilidade esperada faz com que o retorno exigido sobre o capital seja maior, o que implica em uma queda imediata nos preços. A assimetria é caracterizada também quando há ocorrência de notícias que aumentam a volatilidade. Nesse caso, as notícias de caráter negativo têm maior influência sobre a volatilidade do que as positivas. Uma forma de captar essa assimetria foi proposta por Nelson (1991), com o modelo EGARCH, e com várias aplicações em Christofi e Pericli (1999), Ortiz e Arjona (2001), Brandt e Jones (2006) e Liu, Chiang e Cheng (2012).

Fama (1969) através da teoria do *random walk* define uma das características das séries financeiras, a qual define que a trajetória futura nos preços dos ativos não pode ser predito por dados precedentes, ou seja, o passado não determina o futuro. Além dessa, tem-se a presença de persistência nas séries financeiras que pode representar o resultado de uma tendência na variância, ou ainda uma mudança estrutural nesta tendência da variância.

Embora a persistência dos efeitos de choques possa não influir indefinidamente, o decaimento de sua influência ao longo do tempo pode apresentar diferentes velocidades entre as economias. Uma ferramenta que auxilia na interpretação da persistência é a chamada meia-

vida⁴, a qual mede o período de tempo, em dias, necessário para que o efeito de um choque na variância condicional diminua até a metade, essa medida nos ajuda a interpretar como os mercados dos diferentes países reagem principalmente a momentos de incerteza em suas economias.

A literatura de pesquisa sobre volatilidade documenta que períodos de grandes flutuações e períodos de baixas flutuações nos valores dos ativos geram conglomerados que são chamados de aglomeração de volatilidade. A presença de aglomerados de volatilidade é vista principalmente em séries de ações, e este fato estilizado das séries financeiras também pode ser capturado pelo modelo EGARCH.

⁴ Meia-vida pode ser representada por:

$$mv = \frac{-\log(2)}{\log(p)}$$

Onde mv é meia vida e p representa a persistência da volatilidade.

3 VOLATILIDADE DETERMINÍSTICA E ESTOCÁSTICA

Os modelos de volatilidade determinística GARCH e EGARCH, além dos modelos multivariados GARCH-VECH, GARCH-CCC e GARCH-BEKK em conjunto com os modelos de volatilidade estocástica univariados e multivariados são apresentados a seguir.

3.1 VOLATILIDADE DETERMINÍSTICA UNIVARIADA

O modelo GARCH, originalmente proposto por Engle (1982) e posteriormente estendido em Bollerslev (1986), expressa de forma mais simples a dependência temporal da variância condicional. Neste modelo a variância condicional, h_t , depende do quadrado dos retornos e do passado da própria variância condicional. O modelo GARCH(p, q) é definido pela equação 3.1:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad (3.1) \\ \varepsilon_t &= R_t - x_t b \end{aligned}$$

Onde Ψ_{t-1} é toda a informação observada até t-1, $x_t b$ é a média de R_t , ε_t são os resíduos. As restrições são dadas por; $q > 0$, $p \geq 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$, ($i = 1, \dots, q$) e $\beta_i \geq 0$, ($i = 1, \dots, p$). Se $p = q = 0$, temos que ε_t é um ruído branco. Para que o processo seja bem definido, é requerido que $h_t = \alpha(L)\varepsilon_t^2 / 1 - \beta(L)$ seja não negativo, e que as raízes do polinômio $\beta(\lambda) = 1$ estejam fora do círculo unitário.

É visto que, segundo Pereira (2009), na presença de evidências de contágio os modelos GARCH, em princípio, não são apropriados.

A persistência no modelo é dada por $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j$, onde se a soma resultar em 1 tem-se um modelo IGARCH(p, q).

Nelson (1991) propôs um modelo não-linear alternativo, o EGARCH, mais sensível a choques na volatilidade do GARCH. Ele é representado na equação 3.2:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ \log(h_t) &= \omega + \beta \log(h_{t-1}) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3.2) \\ \varepsilon_t &= R_t - x_t b \end{aligned}$$

Ao incluir o choque padrão ε_{t-1} e o seu valor absoluto no modelo, há um ganho de flexibilidade na equação da variância, podendo assim capturar assimetria na relação entre retornos de mercado e volatilidade condicional. A equação 3.2 permite captar a assimetria

através da variável γ , a variável β captura a persistência e a aglomeração da volatilidade é capturado por $\alpha > 0$.

3.2 VOLATILIDADE DETERMINÍSTICA MULTIVARIADA

O modelo VECH proposto por Bollerslev et al. (1988) é uma extensão natural do modelo GARCH(p,q). O operador VECH extrai os coeficientes da parte inferior de uma matriz simétrica $N \times N$ transformando-os em um vetor $[N(N + 1)/2]$. O modelo VECH é representado por:

$$\text{vech}(h_t) = \Omega + \sum_{i=1}^q A_i \text{vech}(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + \sum_{i=1}^p B_i \text{vech}(h_{t-1}) \quad (3.3)$$

Onde Ω é um vetor $[N(N + 1)/2]$, A_i e B_i são matrizes de coeficientes $[N(N + 1)/2] \times [N(N + 1)/2]$.

Outro modelo multivariado BEKK proposto por Engle e Kroner (1995) é especificado a partir de 3.4:

$$\text{bekk}(h_t) = \Omega \Omega' + \sum_{i=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ki} (\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) A'_{ki} + \sum_{i=1}^K \sum_{i=1}^p B_{ki} (\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) B'_{ki} \quad (3.4)$$

Onde Ω é uma matriz triangular $N \times N$, A_{ki} e B_{ki} são matrizes $N \times N$ genéricas e o valor K determina a generalização do processo.

O terceiro modelo multivariado aqui utilizado é o proposto por Bollerslev (1990), que sugere que todas as correlações condicionais são constantes, e pode ser assim representado:

$$\text{ccc}(h_t) = \Omega + A_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + B_i h_{ii,t-1} \quad i = 1, \dots, n \quad (3.5)$$

Onde R é a matriz de correlação condicional constante, Δ_t é uma matriz diagonal com o vetor $(\sigma_{1t}, \dots, \sigma_{kt})$ na diagonal, e σ_{it} seguindo um processo GARCH univariado para $i=1, \dots, k$. Uma das vantagens destes modelos é que há uma redução nos parâmetros.

Outro modelo utilizado na literatura da área é o proposto em Koutmos (1996). Nesse caso o autor propõe o uso de um modelo VAR-EGARCH dado pelo conjunto de equações:

$$r_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} r_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.6)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^n \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\} \quad (3.7)$$

$$f_j(z_{j,t-1}) = (|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|) + \delta_j z_{j,t-1}) \quad (3.8)$$

Onde $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}$ é a matriz de correlação e covariância. Note que os retornos são dados por um modelo VAR com efeitos defasados do retorno de outros mercados. A seguir é encontrada a volatilidade para cada mercado a partir de um modelo EGARCH. A inovação aqui é a função assimétrica $f_j(z_{j,t-1})$ que capta essa característica para cada um dos

mercados e permite inferir sobre o efeito *leverage* a partir de $\frac{|-1+\delta_j|}{(1+\delta_j)}$, onde $\frac{|-1+\delta_j|}{(1+\delta_j)} > 1$ significa maior impacto na volatilidade dos mercados quando há ocorrência de informações negativas. Já o parâmetro $\alpha_{i,j}$ irá medir o efeito da volatilidade entre os mercados. Valores positivos e significativos de $\alpha_{i,j}$ é um sinal de que existe uma relação positiva de volatilidade entre os mercados i e j . Se, juntamente com esse, tivermos valores negativos de δ_j então podemos inferir que choques negativos no mercado j causam mais impactos no mercado i do que choques positivos – um sinal de existência de assimetria de choques. Já o parâmetro γ_i irá captar a persistência na volatilidade. Por fim, para simplificar o processo de estimação, note que é assumido que a correlação dos retornos entre os mercados é constante a partir de $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j}\sigma_{i,t}\sigma_{j,t}$.

3.3 VOLATILIDADE ESTOCÁSTICA UNIVARIADA

Um modelo univariado, como apresentado em Harvey (1996), pode ser formulado como na equação (3.6):

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Onde ε_t tem média zero e variância σ_ε^2 , e os componentes não observáveis são dados pelo nível (μ_t), a sazonalidade (γ_t) e o componente cíclico (ψ_t). Considere agora que o retorno de um ativo (R_t) seja dado por:

$$R_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad \varepsilon_t \sim NID(0,1) \quad (3.10)$$

A volatilidade de R_t (h_t) pode ser determinada como um componente não observável, que evolui no tempo apresentando determinada característica. Sendo assim, elevando os retornos ao quadrado e extraíndo o log é obtido:

$$\log(R_t^2) = h_t + \log(\varepsilon_t^2) \quad \text{onde } h_t = \log(\sigma_t^2) \quad (3.11)$$

Note que $\log(\varepsilon_t^2)$ tem distribuição $\log(X_{(1)}^2)$ e que $E[\log(\varepsilon_t^2)] = -1,27$ e $E[(\log \varepsilon_t^2)^2] = \pi^2/2$.

Suponhamos, agora, a ocorrência de um processo de inovação ξ_t dado por $\xi_t = \log(\varepsilon_t^2) - E[\log(\varepsilon_t^2)]$, de forma que $E(\xi_t) = 0$ e $Var(\xi_t) = \pi^2/2$. Portanto:

$$\log(R_t^2) = h_t + \xi_t + E[\log(\varepsilon_t^2)]$$

Como $E[\log(\varepsilon_t^2)] = -1,27$, temos:

$$\text{Vol} = \log(R_t^2) = -1,27 + h_t + \xi_t \quad (3.12)$$

Com h_t sendo o componente não observável, sua evolução no tempo pode seguir um processo autorregressivo de ordem um, do tipo:

Sendo $\sigma_\eta^2 = \exp(\phi_3)$, temos:

$$h_t = \phi_1 + \phi_2 h_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (3.13)$$

Assim, o modelo de volatilidade estocástica no formato espaço de estados é formado pelas equações (3.9) e (3.10), onde h_t é o componente não observável, ou seja, a variância estocástica. Se $\phi_2=1$, então h_t é um *random walk* e o melhor previsor linear dos valores correntes de h_t é um EWMA (Exponentially Weighted Moving Average) de valores passados de $\log(R_t^2)$.

Além disso, é empregado o filtro de Kalman para a estimação dos hiperparâmetros $\phi_2, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2$ supondo uma distribuição normal e utilizando o método de quase máxima verossimilhança, temos:

$$\log L_Q(R/\theta) = -\frac{n}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \log F_t - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \log \frac{v_t^2}{F_t} \quad (3.14)$$

Onde $R = (R_1, \dots, R_n)$ são os retornos, v_t é o erro de previsão um passo a frente para o melhor estimador linear de $\log R_t^2$, enquanto que F_t é o erro quadrado médio e θ o vetor de parâmetros desconhecidos. Neste caso, como $\log \varepsilon_t^2$ não tem distribuição normal, o estimador de quasi-verossimilhança é um estimador subótimo.

3.4 VOLATILIDADE ESTOCÁSTICA MULTIVARIADA

Pelo fato de revelar relações em comum entre as séries através da correlação dos erros de seus componentes não observáveis, os modelos de série de tempo multivariados se tornam interessantes. Além do mais, os modelos multivariados mostram flexibilidade, uma vez que permitem aplicar determinadas restrições a fim de obter uma tendência, um ciclo ou uma inclinação comum, ou ainda tornar as matrizes de covariância dos erros proporcionais (modelo denominado de sistema homogêneo). Nestas matrizes, na diagonal principal estão as variâncias dos correspondentes distúrbios, acima da diagonal as correlações e abaixo as covariâncias.

Desta forma, o modelo estrutural multivariado com componentes correlacionados temporalmente é similar ao Seemingly Unrelated Time Series Equations (SUTSE). Contudo, como pode existir uma correlação entre os erros das séries, no modelo SUTSE cada série pode ser modelada como no caso univariado. Se as matrizes de covariância dos erros são

proporcionais, significando que as séries têm as mesmas propriedades dinâmicas, então o modelo SUTSE é homogêneo.

A generalização da volatilidade estocástica univariada para o caso multivariado é simples. Suponha N séries de retornos, de forma que R_t é um vetor $N \times 1$. Assim, existirá um vetor ε_t $N \times 1$ de componentes irregulares que produzirá uma matriz de covariância Σ_ε para os componentes do vetor ε_t . Considere que este vetor R_t de retornos obedeça à seguinte relação:

$$R_{it} = \sigma_{it}\varepsilon_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad (3.15)$$

No qual R é a observação da série de retorno no tempo, ε_{it} é o componente irregular no tempo de um vetor $N \times 1$ de componentes irregulares com média zero e matriz de covariância Σ_ε , com os elementos da diagonal, sendo 1 e os fora da diagonal representados por ρ . Note que a equação (3.12) é o caso multivariado de (3.7).

Procedendo como no modelo univariado, e generalizando o processo AR(1) do componente variância para as N séries, e a variância estocástica da série no tempo t , pode ser obtida a formulação em espaço de estado do caso multivariado:

$$\begin{aligned} \log R_t^2 &= h_{it} + \xi_{it} - 1,27\lambda \\ h_{it} &= \phi_1 + \phi_2 h_{it-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (3.16)$$

Onde $\log(R_t^2)$ e ξ_{it} são vetores $N \times 1$ com $\xi_{it} = \log(\varepsilon_{it}^2) + 1,27$ e λ é um vetor $N \times 1$ de números 1. Aqui, o conjunto de equações (3.13) é similar ao conjunto (3.9) e (3.10) e, da mesma forma, não tem distribuição gaussiana. Sendo assim, pode ser utilizado o estimador de quase máxima verossimilhança para obter os hiperparâmetros do modelo, onde a quantidade destes dependerá da imposição ou não de restrições.

Neste trabalho, para cada série de retornos é formulada uma equação do tipo:

$$R_{it} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^T \alpha_p R_{it-p} + \sum_{q=0}^T \beta_q D_q + \omega_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad (3.17)$$

Onde R_{it} é o retorno, D_q são variáveis *dummies* (intervenção) e ω_{it} são os distúrbios aleatórios. Obtido o vetor de distúrbios $\omega_t = (\omega_{it}, \dots, \omega_{NT})$ e assumindo que estes sejam dados por:

$$\omega_{it} = \sigma_{it}\varepsilon_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad (3.18)$$

O modelo multivariado de variância estocástica pode então ser formulado de forma similar ao conjunto de equações (3.13) e (3.14).

Como em (3.15) podem ser encontrados valores para ω_{it} iguais à zero, o que impossibilitaria a aplicação do operador log, é necessário que seja feita alguma transformação

de forma a eliminar esses valores. Uma das alternativas é subtrair de ω_{it} a média, como em Harvey (1994). Outra seria utilizar a equação:

$$\log(\omega_{it}) \cong \log(\omega_{it}^2 + cS_{\omega_t}^2) - \frac{cS_{\omega_t}^2}{(\omega_{it}^2 + cS_{\omega_t}^2)} \quad (3.19)$$

Que segue uma transformação baseada na série de Taylor, onde $S_{\omega_t}^2$ é a variância amostral de ω_{it} e c um parâmetro de valor pequeno. Uma das vantagens da aplicação do Filtro de Kalman para encontrar a volatilidade estocástica é que este permite que sejam obtidas estimativas tanto filtradas quanto suavizadas.

Como a volatilidade suavizada é encontrada considerando toda a informação disponível e o propósito deste trabalho não é a previsão pontual e sim detectar a existência de características comuns entre as séries, a consideração da volatilidade estocástica suavizada permitirá obter ganhos de inferência. Com a utilização de $\log \omega_{it}$, a variância dos resíduos da equação (3.14) pode ser obtida a partir da aplicação de (3.17):

$$Vol_{it,p} = \exp(N_{it} + 1,27 + h_{it,p}) \quad (3.20)$$

Onde p é suavizado ou filtrado, N_{it} é o nível da série i e $h_{it,p}$ é a estimativa da volatilidade.

4 ANÁLISE DOS DADOS

Foram analisados dados de fechamento diário das bolsas de valores de 11 países⁵. Coletados de diversas fontes em sua maioria nos sites das próprias bolsas de valores e no site do YAHOO! Finance com início em 07/01/2002 e término em 31/05/2013, perfizeram um total de 2082 observações. Como cada índice adota diferentes metodologias para a sua composição, mais informações estão dispostas no Quadro 1, no apêndice B.

O primeiro passo foi determinar o retorno diário com base na diferença logarítmica dos preços das ações. A tabela 6, no apêndice A, mostra as correlações e as covariâncias dos retornos das séries estudadas. A avaliação preliminar apontou a não normalidade das séries dos retornos e, pelo teste BDS, foi indicado que os resíduos de todas as séries não são independentes.

Além disso, os resíduos de um modelo AR(1), para todas as séries, se mostraram não normais, com presença de autocorrelação e heterocedasticidade. O resultado é esperado para esse tipo de série financeira, que demanda a formulação de um modelo que capte a evolução da volatilidade no tempo.

O primeiro plano foi estimar a volatilidade determinística univariada comparando especificações tipo GARCH e EGARCH. A seleção do melhor modelo foi feita com base no critério de Akaike. Destaca-se que, além da Gaussiana, também foram testadas distribuições GED e *t-student*. Os resultados apontaram que a formulação EGARCH *t-student* foi a melhor em 10 dos 11 índices, ou seja, apenas para o índice SAX, selecionou-se o modelo GARCH GED. A tabela 7, no apêndice A, mostra os modelos selecionados para cada índice.

A seguir, o teste de normalidade de Jarque-Bera apontou ausência de normalidade nos resíduos e o teste de Heterocedasticidade ARCH com um, dois e três *lags*, não indicou presença de heterocedasticidade nas séries. Nesse caso, apenas o índice do Brasil (IBOV) apresentou heterocedasticidade. Os valores dos testes podem ser conferidos na tabela 8, no apêndice A.

Uma informação interessante nessas estimativas está relacionada aos fatos estilizados dos modelos de volatilidade, apresentados na tabela 9, no apêndice A. A formulação EGARCH indica, em todos os índices, aglomeração de volatilidade com $\alpha > 0$, sendo a maior no Merval, da Argentina. Isto nos remete à expectativa de que a presença de volatilidade é seguida por mais volatilidade. Pelo coeficiente β , todos os países indicam assimetria a

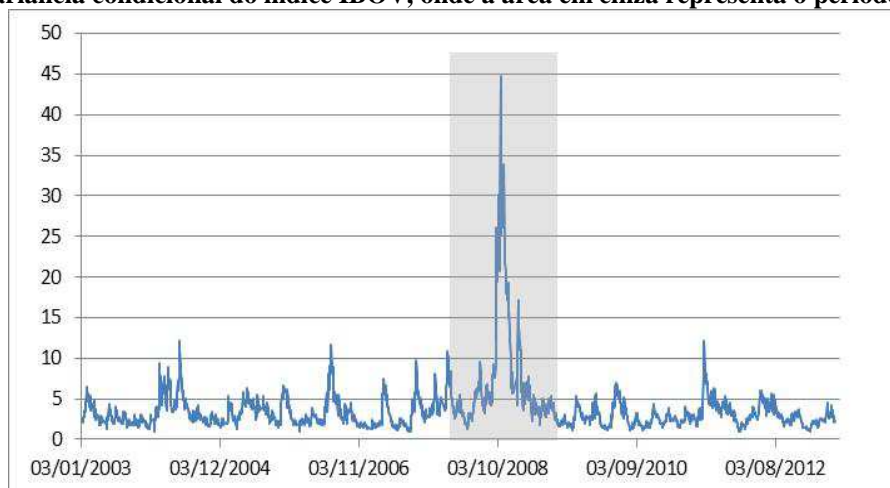
⁵ Eslováquia, República Tcheca, Estônia, Hungria, Polônia e Romênia que pertencem ao bloco CEE (*Central and Eastern Europe*), Rússia, Argentina, Brasil, Chile e México.

choques, algo já esperado nesse tipo de investigação, como apontado por Brant e Jones (2006) e Walid et al. (2011).

Como forma de ilustrar o comportamento da volatilidade, foi escolhida a evolução dessa no caso do Brasil, conforme demonstrado no gráfico 1. Note que a volatilidade é elevada no período de crise de 2007-2008, em que não só atingiu valores extremos como teve forte persistência. Tal efeito da crise também pode ser constatado na avaliação da volatilidade dos demais países.

Porém, comparativamente à volatilidade encontrada em outros mercados, é possível ver que há momentos em que essa tem elevados valores, com destaque para o período da crise. Nesse caso, é possível que se tenha um comportamento comum na volatilidade dos diferentes mercados, o que pode ser investigado via modelos multivariados.

Gráfico 1. Variância condicional do índice IBOV, onde a área em cinza representa o período da crise.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Outro fato estilizado interessante é a medida de persistência, captada no modelo EGARCH pelo coeficiente γ e na formulação GARCH pela soma dos coeficientes α e β , nota-se que o valor da persistência encontrada esteve sempre acima de 0,88 para todos os países, apenas os índices de Eslováquia e Argentina mostram persistência com valores de 0,881 e 0,916, respectivamente. Por outro lado, os maiores valores foram verificados para Estônia e Romênia, 0,994 e 0,992, respectivamente. O valor de persistência encontrado para o índice da bolsa do Brasil, de 0,967, é muito próximo do valor encontrado por Lahrech e Sylwester (2011) em seu estudo.

A partir do valor da persistência podemos calcular o valor da meia vida. Nesse caso, os maiores valores foram encontrados para os países Estônia e Romênia, 115 e 86 dias,

respectivamente, apontando que esses países possuem maior resiliência a choques que os outros estudados.

A despeito da boa aderência das estimativas de volatilidade, a crise financeira internacional de 2007-2009 foi determinante para produzir mudanças no comportamento do preço de vários ativos e também na volatilidade dos mercados.

Com o objetivo de avaliar como se comportaram a volatilidade e os fatos estilizados para cada país em diferentes momentos da economia foram arbitrados três subperíodos. O primeiro contempla o período pré-crise de 07/01/2003 até 31/01/2007, o segundo apenas o período durante a crise do *subprime* de 01/02/2007 a 30/01/2009, e o último, o pós-crise de 03/02/2009 a 31/05/2013.

Destaca-se que, para cada um dos países, foram utilizados os mesmos modelos de antes nos três subperíodos. Assim, ao observarmos os fatos estilizados, por exemplo, do índice Ibovespa, temos uma persistência no período pré-crise de 0,867, valor 11% menor que o observado anteriormente para a série que contempla todo o período. Durante a crise, o valor foi de 0,931, e no pós-crise, de 0,97. Na tabela 1 é possível verificar os valores dos fatos estilizados divididos por período encontrados para todos os índices.

É possível notar também que a aglomeração da volatilidade aumentou, no período de crise, em seis dos onze países, e que a assimetria se intensificou neste período.

Tabela 1. Fatos estilizados divididos nos três subperíodos selecionados, modelo determinístico univariado.

País	Índice	Pré-crise			Durante a crise			Pós-crise		
		Aglo	Assim	Persis	Aglo	Assim	Persis	Aglo	Assim	Persis
Argentina	MERVAL	0.320	-0.192	0.810	0.219	-0.132	0.946	0.294	-0.083	0.909
Brasil	IBOV	0.046	-0.153	0.867	0.189	-0.232	0.931	0.145	-0.087	0.970
Chile	IPSA	0.197	-0.124	0.886	0.216	-0.169	0.931	0.200	-0.114	0.964
Eslováquia¹	SAX	-	-	0.992	-	-	0.759	-	-	0.775
Estônia	OMX	0.196	0.015	0.972	0.105	-0.052	0.985	0.176	-0.037	0.989
Hungria	BUX	0.146	-0.054	0.943	0.252	-0.093	0.959	0.111	-0.046	0.996
México	IPC	0.176	-0.166	0.910	0.099	-0.315	0.949	0.158	-0.098	0.985
Polônia	WIG	0.076	0.022	0.988	0.037	-0.194	0.915	0.141	-0.076	0.988
Rep. Tcheca	PX	0.289	-0.137	0.866	0.301	-0.244	0.938	0.172	-0.045	0.990
Romênia	BET	0.064	0.021	0.995	0.206	-0.088	0.891	0.184	-0.051	0.992
Rússia	RTS	0.420	-0.148	0.851	0.102	-0.171	0.973	0.221	-0.083	0.983

¹ O modelo GARCH não capta o efeito de aglomeração da volatilidade e de assimetria.

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.1 MODELO GARCH MULTIVARIADO

Além da investigação do comportamento da volatilidade univariada foi possível identificar mais de um movimento comum nessa volatilidade nos diferentes mercados. Como forma de identificar a presença dessa correlação, foram estimados modelos multivariados de volatilidade determinística, tal como proposto na literatura⁶ do tipo VEC, CCC e BEKK, seja com distribuição normal ou *t-student*.

Para evitar um número excessivo de parâmetros, o que poderia dificultar a convergência dos modelos, os índices foram divididos em três grupos: (i) América Latina, composta por Argentina (MERVAL), Brasil (IBOV), Chile (IPSA) e México (IPC); (ii) Zona do Euro, composta por Eslováquia (SAX) e Estônia (OMX); e (iii) Leste Europeu, composto por República Tcheca (PX), Hungria (BUX), Polônia (WIG), Romênia (BET) e Rússia (RTS).

A partir das estimativas é possível encontrar as matrizes com os valores das correlações das volatilidades condicionais médias para os três grupos. Além do nível de significância dos parâmetros, o critério para a escolha da melhor formulação se deu pela estatística de Akaike. A tabela 10, no apêndice A, mostra esses resultados para todos os modelos. Contudo, os menores valores do Akaike foram todos encontrados quando utilizada a distribuição *t-student*.

Os resultados das correlações nas volatilidades estão nas tabelas 11, 12 e 13, no apêndice A, para a Zona do Euro, América Latina e Leste Europeu, respectivamente. No caso da Zona do Euro, o modelo CCC aponta correlação baixa, da ordem de 0,021. Na América Latina, o maior valor de correlação obtido foi entre Brasil e México, utilizando modelo de correlação condicional constante CCC (1,1), com valor de 0,667; e o menor foi entre Argentina e Chile, utilizando diagonal VEC (1,1) com um valor de 0,359. Por fim, no Leste Europeu, o maior valor de correlação média foi entre os países Polônia e Hungria utilizando o modelo de correlação constante CCC (2,1), obtendo 0,59, seguido logo pela correlação de Polônia e República Tcheca, de 0,589. Segundo Gjika e Horváth (2013), valores de correlação entre 0,5 e 0,8 são considerados muito altos em uma perspectiva internacional.

Se entendermos que essa correlação é um sinal da existência de maior integração entre esses mercados, então há evidência de que a América Latina está mais integrada que os demais mercados emergentes aqui estudados, como os da Zona do Euro e do Leste Europeu. Uma justificativa para o resultado de baixa correlação desses mercados pode ser o valor do capital total das empresas que compõem os índices. Na América Latina, o valor é de US\$

⁶ Ver Bollerslev (1988, 1990) e Engle e Kroner (1995).

1.121,47 bilhões, enquanto Zona do Euro e Leste Europeu contabilizam US\$ 6,904 e US\$ 259,167 bilhões, respectivamente, ou seja, um mercado maior e mais líquido pode oferecer correlação maior que mercados menores.

Como pode ser visto, o modelo CCC teve boa adaptação nas formulações multivariadas. Como forma de comprovar esses resultados, foi realizado o teste de correlação constante proposto por Tse (2000), que compara o modelo CCC com uma especificação alternativa. Esse foi feito tanto para a amostra total quanto para os subperíodos e seus resultados, mostrados na tabela 2, que apontam para a não rejeição da hipótese de um modelo de correlação constante na Zona do Euro para todos os períodos, para o Leste Europeu na amostra total e no pós crise e, no caso da América Latina, apenas para o período de crise.

Tabela 2. Teste de Correlação Constante – Tse(2000)

	América Latina	Zona Euro	Leste Europeu
Total da Amostra	$\chi^2_{(10)} = 20,52[0,00]$	$\chi^2_{(10)} = 0,71[0,40]$	$\chi^2_{(10)} = 15,54[0,11]$
Pré-Crise	$\chi^2_{(10)} = 16,27[0,01]$	$\chi^2_{(10)} = 2,36[0,12]$	$\chi^2_{(10)} = 60,14[0,00]$
Crise	$\chi^2_{(10)} = 7,04[0,32]$	$\chi^2_{(10)} = 2,15[0,14]$	$\chi^2_{(10)} = 59,54[0,00]$
Pós-Crise	$\chi^2_{(10)} = 14,82[0,02]$	$\chi^2_{(10)} = 0,32[0,57]$	$\chi^2_{(10)} = 14,78[0,14]$

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados da América Latina, em especial, e também para os países do Leste Europeu dão suporte à existência de uma correlação variante no tempo, assim como em Gjika e Horváth (2013). No caso da Zona do Euro, foi identificada uma baixa correlação, o que não estaria em linha com um processo de integração maior entre os mercados dessa região. Por outro lado, a correlação entre os mercados se mostra constante ao longo do tempo.

As estimativas multivariadas apontaram para a formulação VEC(1,1) para o grupo da América Latina. Essa relação, para o período completo, é mostrada na equação (4.1) a seguir.

$$\begin{aligned}
 & vech(H_t) = \\
 & \begin{bmatrix} 0,010 & & & \\ & 0,06 & & \\ & & 0,016 & \\ & & & 0,012 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,032 & 0,034 & 0,041 & 0,029 \\ & 0,035 & 0,43 & 0,030 \\ & & 0,053 & 0,037 \\ & & & 0,026 \end{bmatrix} vech(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \\
 & \begin{bmatrix} 0,965 & 0,963 & 0,949 & 0,967 \\ & 0,961 & 0,947 & 0,965 \\ & & 0,932 & 0,950 \\ & & & 0,969 \end{bmatrix} vech(h_{t-1}) \quad (4.2)
 \end{aligned}$$

Um ponto que pode ser observado é que, para a amostra diária completa, não foi encontrada em nenhuma estimativa a existência de correlação negativa, um sinal de que existe um comportamento similar nas diferentes regiões. Ou seja, choques adversos que resultam em maiores incertezas no mercado acionário da América Latina, por exemplo, têm o poder de afetar tanto Brasil quanto México, Chile e Argentina, fazendo-os se mover para a mesma direção. Porém, em maior magnitude no caso do Brasil e do México, este resultado segue a mesma linha de Pereira (2009), que encontrou evidências de assimetria em seu estudo sobre par bonds.

A estimativa do modelo VAR-EGARCH para a América Latina permite inferir que existe uma interdependência temporal de choques na volatilidade entre os mercados. O coeficiente δ_j , que mede a assimetria, foi significativo em todos os mercados da América Latina e do Leste Europeu e, no caso da Zona do Euro, não foi significativo para a Estônia. Esse resultado suporta a percepção de que tanto o tamanho quanto o sinal dos choques de volatilidade são importantes para se medir o efeito contágio entre esses mercados.

A tabela 3 mostra os resultados para o coeficiente que mede a assimetria, útil para encontrar o efeito *leverage* e o efeito de volatilidade entre os mercados, dado por α_j . Note que, no caso da América Latina, os valores negativos de δ_j combinados com valores positivos de α_j revelam que choques negativos em um mercado têm maior impacto na volatilidade em outro mercado do que quando ocorrem choques positivos, um sinal claro da existência de assimetria no processo de transmissão desses choques na região.

Tabela 3. Valores estimados pela máxima verossimilhança entre os mercados – amostra completa.

Grupo	País	δ_j	α_j	$\frac{ -1 + \delta_j }{(1 + \delta_j)}$
Zona do Euro	Eslovênia	0,01	0,24	0.98
	Eslováquia	-0.24	0,15	1.63
América Latina	Brasil	-0,61	0,10	4.13
	México	-0,36	0,05	2.13
	Chile	-0,42	0,14	2.45
	Argentina	-0,01	0,12	1.02
Leste Europeu	Romênia	-0,06	0,31	1.13
	Hungria	-0,53	0,07	3.26
	Rep. Tcheca	-0,32	0,08	1.94
	Rússia	-0,35	0,14	2.08
	Polônia	-0,15	0,10	1.35

Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir de $\frac{|-1+\delta_j|}{(1+\delta_j)}$, podemos captar o efeito *leverage* nos países, mais acentuado no Brasil (4,13). Os países que sofrem menos impacto deste efeito segundo o modelo VAR-EGARCH são a Argentina (1,02) e Eslovênia (0,98), a última se destacando por ter sido o único país que apresentou valor de δ_j positivo, porém de pequena expressão, indicando que choques positivos no mercado têm maior impacto na volatilidade do que impactos negativos em outro. Pode ser visto também que o efeito da volatilidade α_j é maior na Romênia e na Eslováquia, 0,31 e 0,24 respectivamente, indicando que esses dois países são os que mais são impactados pelos retornos passados dos mercados de seu grupo.

Para testar a eficiência do modelo completo que capta efeitos entre os mercados no primeiro e no segundo momento é realizado o teste de razão de verossimilhança⁷ entre o modelo restrito (Θ_2) e completo (Θ_1), com distribuição qui-quadrado e os graus de liberdade dados pelo número de restrições⁸. Ao rejeitar a hipótese nula de igualdade entre os dois modelos, podemos inferir que existe interdependência entre os mercados, e que notícias em um mercado têm o efeito de carregar volatilidade para outros mercados.

O resultado para o período completo e para os subperíodos pode ser visto na tabela 4. Podemos ver que para todos os casos é rejeitada a hipótese nula, assim inferindo a existência de interdependência entre os mercados.

Tabela 4. Teste LR para o modelo VAR-EGARCH⁹

Grupo		Período Total	Pré-crise	Crise	Pós-crise
Zona do Euro	LR	25.65	11.66	50.15	46.66
	$\chi^2_{(k)}$	0,00	0.02	0,00	0,00
América Latina	LR	124.51	110.53	251.06	106.97
	$\chi^2_{(k)}$	0,00	0,00	0,00	0,00
Leste Europeu	LR	135.42	262.55	312.46	161.68
	$\chi^2_{(k)}$	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaborado pelo autor.

Apesar das estimativas sinalizarem a existência de correlação entre os diferentes mercados, destaca-se que é bem provável que essa não seja constante ao longo do tempo, assim como apontado pelo teste de Tse. Partindo dessa premissa e do fato de que a crise de

⁷ Teste de verossimilhança é dado por: $LR = 2 * (\log(\Theta_1) - \log(\Theta_2))$

⁸ Grupo América Latina k=24, Zonado Euro K=4 e Leste Europeu k=40

⁹ Teste que compara o modelo AR-EGARCH com o VAR-EGARCH

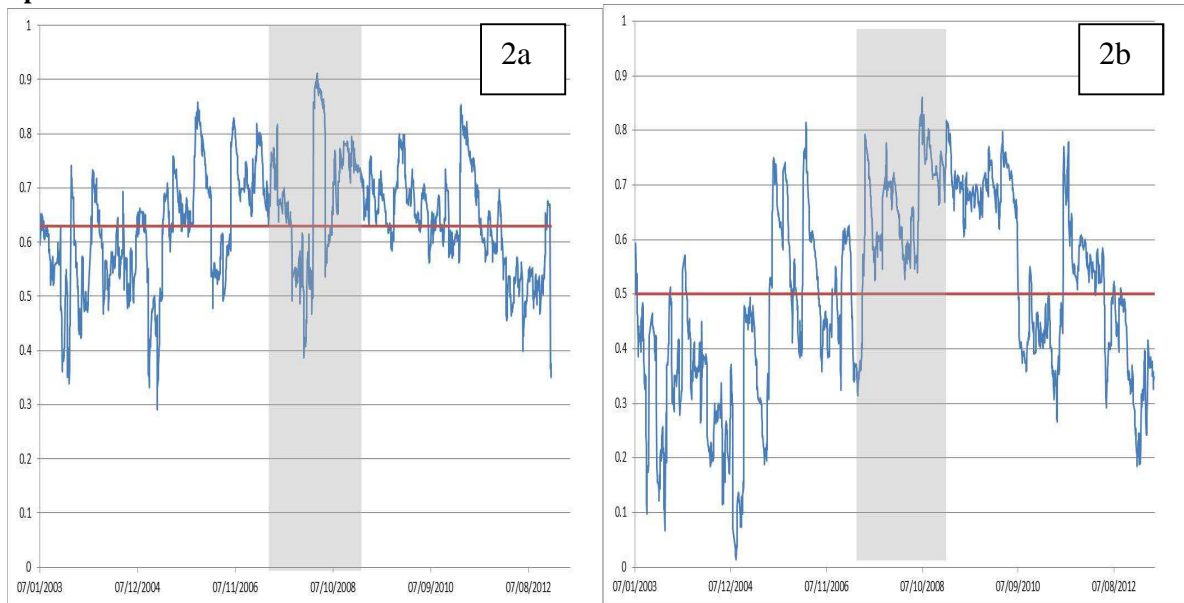
2007-2008 pode ter modificado esses resultados, é feita uma avaliação em três diferentes subperíodos, a exemplo do aplicado nos modelos univariados.

Nesse caso, foram estimados os mesmos modelos multivariados para os três grupos em três diferentes momentos. Para os índices do Brasil e do México, a correlação via modelo diagonal BEKK (2,2) no período pré-crise foi de 0,59; durante a crise foi de 0,69; e após varia para 0,65. Ao comparar com a estimativa para todo o período, onde a correlação foi de 0,63, podemos ver que, durante a crise, em 71,8% dos dias a correlação dos dois mercados ficou acima dessa média – uma sinalização de que a crise contribuiu para aumentar o efeito contágio entre os mercados da América Latina. Os valores de correlação para todos os países podem ser visualizados nas tabelas 14, 15 e 16, no apêndice A.

Assim, fazendo a mesma análise com as correlações de Polônia e República Tcheca, a partir do modelo diagonal VECH (2,1), pode-se notar que a correlação média no período anterior à crise foi de 0,40, durante a crise foi de 0,62 e, após, de 0,55. Entretanto, ao fazer a comparação da correlação média do modelo com as correlações encontradas no período da crise, tem-se que 86,3% das observações ficaram acima da média. No gráfico 2, é possível ver o comportamento das correlações entre Brasil e México e também entre Polônia e República Tcheca. Além disso, podem-se notar as mesmas características de aumento da correlação entre todos os países no período de crise.

Todavia, Estônia e Eslováquia, pertencentes à Zona do Euro, durante o período pré-crise apresentaram uma correlação negativa, porém baixa (-0,005), Rússia e Romênia também apresentaram correlação negativa neste período (-0,001). Entretanto, a Romênia mostrou-se um país com baixa correlação com os países do Leste Europeu pré-crise, mas essa correlação teve forte intensificação na crise e continuou aumentando no período pós-crise devido a entrada do país em 2007 na União Europeia.

Gráfico 2a. Correlação da volatilidade Brasil x México. Gráfico 2b. Correlação da volatilidade Polônia x República Tcheca¹⁰.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Esses resultados confirmam o que foi evidenciado por Forbes e Rigobon (2002), ao afirmarem que a relação entre os países tende a se intensificar quando um deles passa por um período conturbado e há existência de uma pré-integração com outro país.

4.2 MODELO ESTOCÁSTICO UNIVARIADO

Como forma de complementar o estudo anterior, foram feitas estimativas de volatilidade estocástica univariada e multivariada. O primeiro passo é obter o valor de $\log(R_t^2)$, e, a seguir, através do modelo espaço de estado, especificar as equações 3.9 e 3.10.

Na tabela 5, são apresentados os resultados do modelo estocástico univariado com os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ), o log da verossimilhança e os hiperparâmetros ϕ_1 , ϕ_2 e σ_1^2 . Os valores iniciais para ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3 nas equações da volatilidade estocástica foram definidos como 0,01, 0,90 e 3, respectivamente.

¹⁰ A linha horizontal do gráfico representa a correlação média e o espaço em cinza representa o período da crise.

Tabela 5. Resultados do modelo estocástico univariado.

País	Índice	ϕ_1	ϕ_2	σ_η^2	Log Verss	AIC	SBC	HQ
Argentina	MERVAL**	0.039	0.959	0.037	-4824.227	4.644	4.652	4.647
Brasil	IBOV*	0.018	0.982	0.010	-4650.421	4.483	4.491	4.486
Chile	IPSA	-0.014	0.947	0.086	-4671.808	4.649	4.658	4.652
Eslováquia	SAX	-0.202	0.565	1.552	-4328.317	4.829	4.838	4.832
Estônia	OMX	-0.004	0.979	0.049	-4693.895	4.521	4.529	4.524
Hungria	BUX	0.022	0.972	0.023	-4660.318	4.484	4.492	4.487
México	IPC	0.005	0.974	0.038	-4714.711	4.541	4.549	4.544
Polônia	WIG	0.002	0.992	0.008	-4746.271	4.567	4.575	4.570
Rep. Tcheca	PX	0.008	0.979	0.027	-4578.704	4.422	4.431	4.425
Romênia	BET	0.015	0.974	0.055	-4709.275	4.531	4.539	4.534
Rússia	RTS	0.018	0.984	0.026	-4705.240	4.571	4.579	4.574

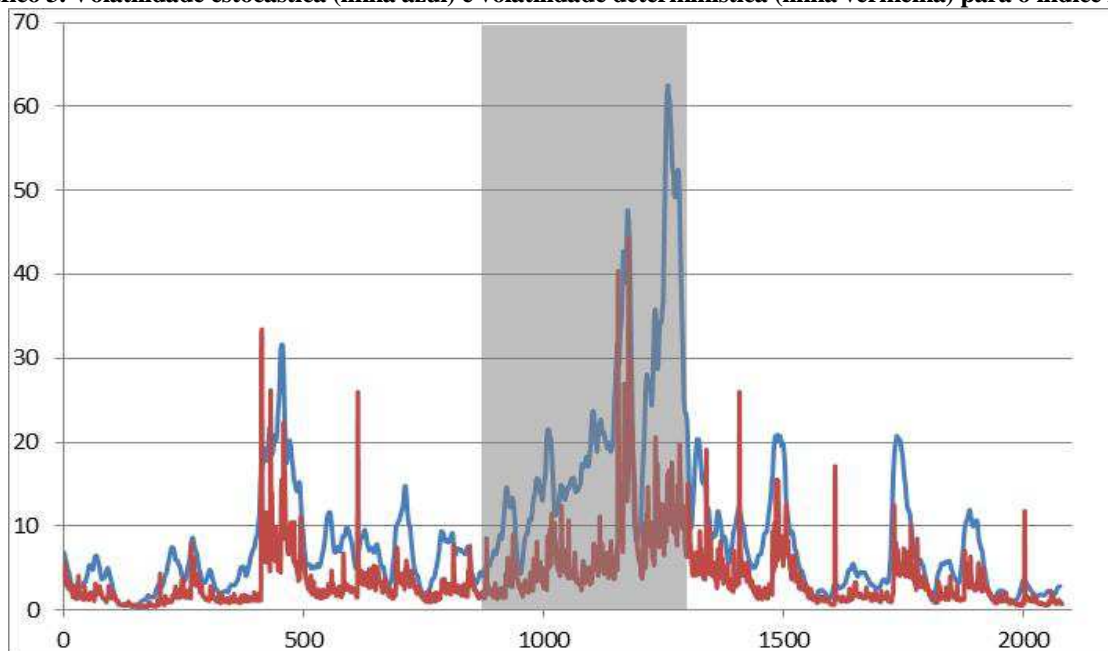
* valor inicial $C(3) = -3$ e ** $C(3) = 1$, onde $\sigma_\eta^2 = \exp(\phi_3)$

Fonte: Elaborado pelo autor.

A fim de encontrar a volatilidade, utiliza-se a seguinte expressão (4.1). Foram comparadas as volatilidades dos modelos estocásticos e determinísticos. Como pode ser observado no gráfico 3, a volatilidade estocástica encontrada se mostrou mais sensível a choques, característica que pode ser notada em todas as séries.

$$Vol = \exp(\sigma_\eta^2 + 1,27 + h_t) \quad (4.1)$$

Gráfico 3. Volatilidade estocástica (linha azul) e volatilidade determinística (linha vermelha) para o índice BET.



Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir dos dados das volatilidades dos dois modelos (estocástico e determinístico), pode-se estimar a correlação entre elas. O país que apresentou maior correlação entre a volatilidade do modelo determinístico e estocástico foi o México, com valor de 0,905, e o menor foi a Eslováquia, com 0,185, enquanto os demais permaneceram com valores entre 0,68 e 0,84. Esses valores podem ser conferidos na tabela 17, no apêndice A.

O teste de Wald foi aplicado para testar se o hiperparâmetro ϕ_2 é diferente de 1, os resultados podem ser conferidos na tabela 18, no apêndice A. Como esperado, o coeficiente autorregressivo é estatisticamente diferente de um (1), portanto a dinâmica de h_t não é dada por um *random walk*. Utilizando o mesmo teste, agora é testada se a soma de ϕ_1 e ϕ_2 é diferente de um (1). Podemos ver, na tabela 19, que com um nível de significância de 10% para Argentina, Brasil, e Rússia, a soma dos coeficientes é estatisticamente igual a um (1).

Com o objetivo de verificar se há mudança significativa dos hiperparâmetros do modelo, assim como nos modelos determinísticos, os dados foram divididos nos mesmos três períodos pré-crise, durante crise e pós-crise, com resultados a conferir nas tabelas 20, 21 e 22. Pode-se notar, então, que os hiperparâmetros que mais se modificaram, levando em consideração o período dividido em três momentos, foram Hungria, Rússia, Eslováquia e Polônia.

4.3 MODELO ESTOCÁSTICO MULTIVARIADO

Uma forma alternativa de determinar a correlação da volatilidade entre os diferentes mercados é via modelos de volatilidade estocástica multivariada, tal como proposto em Harvey, Ruiz e Shephard (1994) e aplicado por Dao e Wolters (2008) e Morais e Portugal (2001).

Tal como nos modelos multivariados determinísticos, os países foram divididos nos mesmos três grupos. A equação (4.2) mostra o resultado do teste para o grupo do Leste Europeu.

$$\begin{aligned}
 \log R^2 &= -1,27 + h_{BET} \\
 \log R^2 &= -1,27 + 0,004h_{BET} + h_{BUX} \\
 \log R^2 &= -1,27 + 0,002h_{BET} + 0,013h_{BUX} + h_{PX} \\
 \log R^2 &= -1,27 + 0,029h_{BET} + 0,002h_{BUX} + 0,002h_{PX} + h_{RTS} \\
 \log R^2 &= -1,27 + 0,002h_{BET} + 0,001h_{BUX} + 0,001h_{PX} + 0,001 h_{RTS} + h_{wig} \quad (4.2)
 \end{aligned}$$

A partir destas equações, é possível montar o gráfico 4, no apêndice A, da volatilidade estocástica suavizada.

As tabelas 23, 24 e 25, no apêndice A, apresentam os resultados das correlações das volatilidades encontradas. Por elas, pode ser visto que no grupo da América Latina a correlação mais alta se deu entre Brasil e Argentina, com 0,954, seguida por Brasil e México, com 0,941. Ao mesmo tempo, os países que mostraram ter correlação mais baixa entre o grupo foram Argentina e Chile, com 0,735.

Um das maiores correlações encontradas no grupo do Leste Europeu foi entre República Tcheca e Hungria, com 0,97, e a menor foi de 0,93 entre Polônia e Rússia. Este fato nos revela que este grupo é o mais correlacionado entre os três em estudo, talvez em razão do fato de muitos dos países possuírem diversos acordos comerciais e fazerem parte da União Europeia.

Contudo, foi possível observar que os modelos estocásticos multivariados apresentaram maiores correlações entre os países, o que pode ser explicado pelo fato dos modelos estocásticos absorverem melhor as mudanças de regime nas séries, ocasionando uma melhor análise dos efeitos da volatilidade nos mercados.

5 CONCLUSÃO

É evidente que o maior fluxo de informações e a liberalização dos mercados tem ajudado o investidor a diversificar seus investimentos, assim procurando maiores retornos e proteção contra possíveis instabilidades financeiras.

Os modelos estudados neste trabalho podem nos ajudar a identificar algumas características dos índices analisados e assim entender melhor as relações entre os mercados.

Dentre estas características, alguns fatos estilizados foram evidenciados nas séries estudadas, como persistência da volatilidade, que foi evidenciada em todas as séries e inclusive apresentando em alguns países ser alta com valores próximos a um. Nota-se que essa persistência, quando analisada em subperíodos, se acentuou durante a crise.

Assim como a persistência, a aglomeração da volatilidade e o efeito *leverage* foram fatos que estiveram presentes em todos os índices de ações. A partir do valor da persistência, pôde-se estimar a meia-vida dos efeitos de um choque nas séries, Estônia e Romênia apresentaram os maiores valores indicando que esses dois países possuem maior resiliência a choques que os outros estudados.

Outro fato que foi encontrado foi a assimetria, a qual foi confirmada existente por todos os modelos utilizados. A assimetria nos sugere a concluir que notícias positivas e negativas nos mercados têm diferentes impactos. Através dos modelos EGARCH e VAR-EGARCH pode-se afirmar que choques negativos têm maior impacto sobre a volatilidade do que choques positivos.

Quanto à estimativa de volatilidade, os modelos determinísticos univariados se mostraram menos sensíveis a choques na volatilidade do que os modelos estocásticos. Entretanto ao fazermos a comparação das estimativas de volatilidade encontradas por meio dos dois modelos o índice de relação mostrou que nove dos onze países ficou entre 0,68 e 0,84, onde se pode destacar o México que teve os dois modelos gerando estimativas bem próximas

A partir disso, com a divisão dos países em três grupos através dos modelos multivariados procurou-se analisar as correlações dentre os índices de cada grupo. Houve então, a constatação de existência de transmissão de volatilidade de um mercado para outro. Os três grupos tiveram, na média, um valor de transmissão bem próximo, porém o que apresentou maior valor foi o grupo da Zona do Euro.

Os modelos determinísticos e estocásticos multivariados indicaram um nível diferente de correlação entre os mercados estudados, mas pode ser observado que, para a

amostra diária completa, não foi encontrada em nenhuma estimativa a existência de correlação negativa, um claro sinal de comportamento similar dos mercados dos diferentes países.

Os modelos determinísticos indicaram que o grupo com maior nível de integração foi o da América Latina podemos salientar que o tamanho dos mercados e o volume do capital transacionado nestes índices, assim como a existência do bloco do Mercosul pode ser a justificativa.

Ao mesmo tempo, o modelo estocástico nos remete a uma correlação em um nível mais elevado da volatilidade em todos os grupos e, por sua vez, indicam que o grupo com maior correlação é o do Leste Europeu, o que pode ser explicado não só pela proximidade geográfica dos países, mas também por acordos bilaterais e por a maioria dos países deste grupo pertencerem a União Europeia.

Por fim, é clara a evidência de integração nos mercados estudados e ao considerarmos os subperíodos nas amostras analisadas é possível notar a preexistência de correlação entre os mercados de ações de seus respectivos grupos. Porém, no período da crise do *sub prime* viu-se essa correlação se intensificar e se manter em níveis superiores aos vistos anteriormente à crise após o fim dessa instabilidade.

REFERÊNCIAS

- AGGARWAL, R.; INCLAN, C.; LEAL, R. Volatility in emerging stock markets. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, [S.l.], n. 34, p. 33–55, 1999.
- AHMAD, W.; SEHGAL, S.; BHANUMURTHY, N. Eurozone crisis and BRIICKS stock markets: Contagion or market interdependence? **Economic Modelling**, [S.l.], n. 33, p. 209-225, 2013.
- ALBA, P. et al. Volatility and contagion in a financially integrated world: lessons from East Asia`s recent experience. **Policy Research, Working Paper**, n. 2008, 3 Dec.1998.
- ASAI, M. Autoregressive stochastic volatility models with heavy-tailed distributions: A comparison with multifactor volatility models. **Journal of Empirical Finance**, [S.l.], n. 15, p. 332-341, 2008.
- AWARTANI, B.; CORRADI, V. Predicting the volatility of the S&P-500 stock index via GARCH models: The role of asymmetries. **International Journal of Forecasting**, [S.l.], n. 21, p. 167–183, 2005.
- BAROSSO-FILHO, M.; ACHCAR, J.; SOUZA, R. Modelos de volatilidade estocástica em séries financeiras: uma aplicação para o Ibovespa. **Economia Aplicada**, São Paulo, n. 14, p. 25-40, 2010.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. Time-Varying World Market Integration. **Journal of Finance**, [S.l.], n. 50, p. 403- 444, 1995.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. Emerging equity market volatility. **Journal of Financial Economics**, [S.l.], n. 43, p. 29–78, 1997.
- BEKAERT, G.; WU, G. Asymmetric volatility and risk in equity markets. National Bureau of Economic Research. **Working Paper**, n. 6022, 1997.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. Emerging markets finance. **Journal of Empirical Finance**, [S.l.], n. 10, p. 3-55, 2003.
- BEKAERT, G.; HOEROVA, M. The VIX, the variance premium and stock market volatility. Columbia Business School Research, **Paper**, Columbia, n. 13-32, 2013.
- BEKKERS, N.; DOESWIJK, R, E.; LAM, T. strategic asset allocation: determining the optimal portfolio with ten asset classes. **SSRN Working Paper**, n. 1368689, 2009.
- BIANCONI, M.; YOSHINO, J.; SOUSA, M. BRIC and the U.S. financial crisis: An empirical investigation of stock and bond markets. **Emerging Markets Review**, [S.l.], n. 14, p. 76-109, 2013
- BOLLERSLEV, T. **Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity**. *Journal of Econometrics*, [S.l.], n. 31, p. 307-327, 1986.

- BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rate: A multivariate generalized ARCH model. **Review of Economics and Statistics**, [S.l.], n. 72, p. 498-505, 1990.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.; WOOLDRIDGE, J. A capital asset pricing model with time-varying covariance. **Journal of Political Economy**, [S.l.], 96, 116-131, 1988.
- BRANDT, M.; JONES C. Volatility forecasting with range-based EGARCH models. **Journal of Business & Economic Statistics**, [S.l.], n. 28, p. 470-486, 2006.
- BUTTNER, D.; HAYO, B. Determinants of European stock market integration. **Economic Systems**, [S.l.], n. 35, p. 574-585, 2011.
- CAMPBELL, J. et al. Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. **Journal of Finance**, [S.l.], n. 56, p. 1- 43, 2001.
- CAMPELLO, M.; GRAHAM, J.; HARVEY, C. The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. **Journal of Financial Economics**, [S.l.], n. 97, p. 470-487, 2010.
- CHAMBET, A.; GIBSON, R. Financial integration, economic instability and trade structure in emerging markets. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], n. 27, p. 654-675, 2008.
- CHRISTOFI, A.; PERICLI A. Correlation in price changes and volatility of major Latin American stock markets. **Journal of Multinational Financial Management**, [S.l.], n. 9, p. 79-99, 1999.
- CUÑADO, J.; GÓMEZ BISCARRI, J.; PÉREZ DE GRACIA, F. Changes in the dynamic behavior of emerging market volatility: Revisiting the effects of financial liberalization. **Emerging Markets Review**, [S.l.], n. 7, p. 261-278, 2006.
- DAO, C.; WOLTERS, J. Common stochastic volatility trends in international stock returns. **International Review of Financial Analysis**, [S.l.], v. 17, n. 3, p. 431-445, 2008.
- DIAMANDIS, P. Financial liberalization and changes in the dynamic behaviour of emerging market volatility: **Evidence from four Latin American equity markets. International Business and Finance**. [S.l.], n. 22, p. 362-377, 2008.
- DE ROON, F.; NIJMAN, T.; WERKER, B. Testing for mean-variance spanning with short sales constraints and transaction costs: the case of emerging markets. **Journal of Finance**, [S.l.], n. 56, p. 721-742, 2001.
- DOOLEY, M.; HUTCHISON, M. Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling–recoupling hypothesis. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], n. 28, p. 1331-1349, 2009.
- DUFRENOT, G.; MIGNON, V.; PÉGUIN-FEISSOLLE, A. The effects of the subprime crisis on the Latin American financial markets: An empirical assessment. **Economic Modelling**, [S.l.], n. 28, p. 2342-2357, 2011.

- EDWARDS, S.; GÓMEZ BISCARRI, J.; PÉREZ DE GRACIA, F. Stock market cycles, financial liberalization and volatility. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], n. 22, p. 925-955, 2003.
- ENGLE, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variances of U.K. **Inflation. Econométrica**, [S.l.], n. 50, p. 987 -1008, 1982.
- ENGLE, R.; KRONER, K. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric Theory**, [S.l.], n. 11, p. 122-150, 1995.
- ERRUNZA, V.; HOGAN, K.; HUNG, M. Can the gains from international diversification be achieved without trading abroad? **Journal of Finance**, [S.l.], n. 54, p. 2075-2107, 1999.
- ERRUNZA, V.; LOSQ, E.; PADMANABHAN, P. Tests of integration, mild segmentation and segmentation hypotheses. **Journal of Banking and Finance**, [S.l.], n. 16, p. 949-972, 1992.
- ERRUNZA V.; MILLER, D. Market segmentation and the cost of the capital in international equity markets. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, [S.l.], n. 35, p. 577-600, 2000.
- FALKENSTEIN, E. Risk and return in general: theory and evidence. **SSRN Working Paper**. [S.l.], n.1420356, 2009.
- FAMA, E. The behavior of stock-markets prices. **The Journal of Business**, [S.l.], v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965.
- FORBES, K.; RIGOBON, R. No Contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements. **Journal Of Finance**. [S.l.], n. 57, p. 2223-2261, 2002.
- GALAGEDERA, D. Recent trends in relative in global equity markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, [S.l.], n. 22, p. 834-854, 2012.
- GARNIER, C.; MERTENS, E.; NELSON, E. Trend inflation in advanced economies. **FEDS Working Paper**, n. 2013-74, 2013.
- GJIKA, D.; HORVÁTH, R. Stock market comovements in Central Europe: evidence from the asymmetric DCC model. **Economic Modelling**, [S.l.], n. 33, p. 55-64, 2013.
- HARVEY, C.; RUIZ, E.; SHEPHARD, N. Multivariate stochastic variance models. **Review of Economic Studies**, [S.l.], n. 61, p. 247-264, 1994.
- HARVEY, C. Predictable risk and returns in emerging markets. **Review of Financial Studies**, [S.l.], n. 8, p. 773-816, 1995.
- HARVEY, C.; SHEPHARD N. Estimation of an asymmetric stochastic volatility model for asset returns. **Journal of Business and Economic Statistics**, [S.l.], n. 14, p. 429-434, 1996.
- HERENCIA, M. **Volatilidade nos modelos ARCH e variância estocástica**: um estudo comparativo. 1997. Dissertação (Mestrado em Estatística) – UNICAMP, Campinas, 1997.

- HUANG, B.; YANG, C. The impact of financial liberalization on stock price volatility in emerging markets. **Journal of Comparative Economics**, [S.l.], n. 28, p. 321–339, 1999.
- JACQUIER, E.; POLSON, N.; ROSSI, P. Stochastic volatility: univariate and multivariate extensions. **CIRANO Working Paper**, [S.l.], n. 99s-26, 1999.
- KAMINSKY, G.; SCHMUKLER, S. Short-run pain, long-run gain: the effects of financial liberalization. **NBER Working Paper**, [S.l.], n. 9787, 2003.
- KOUTMOS, G. Modeling the dynamic interdependence of major european stock markets. **Journal of Business Finance and Accounting**, [S.l.], v. 23, n.7, p. 306-686, 1996.
- LAHRECH, A.; SYLWESTER, K. U.S. and Latin American stock market linkages. *Journal of International Money and Finance*, [S.l.], n. 30, p. 1341-1357, 2011.
- LEE, S.; KIM, M.; KIM S. Interest rates factor model. **Physical A**, [S.l.], n. 390, p. 2531-2548, 2011.
- LI, K.; SARKAR, A.; WANG, Z. Diversification benefits of emerging markets subject to portfolio constraints. **Journal of Empirical Finance**, [S.l.], n.10, p. 57-80, 2003.
- LI, Z. How Foreign direct investment promotes development: the case of the people's republic of China's inward and outward FDI. **ADB Economics Working Paper Series**, [S.l.], n. 304, 2013.
- LIU, H.; CHIANG, S.; CHENG, N. Forecasting the volatility of S&P depositary receipts using GARCH-type models under intraday range-based and return-based proxy measures. **International Review of Economics and Finance**, [S.l.], n. 22, p. 78-91, 2012.
- MCLEAN, R.; PONTIFF, J.; ZHAO, M. Equity market liberalization, fundamental volatility and external finance. **SSRN Working Paper**, [S.l.], n. 1962851, 2011.
- MORAIS, I.; PORTUGAL, M. Uma investigação sobre os co-movimentos na volatilidade dos par bonds Latino Americanos. **Revista Brasileira de Economia**, São Paulo, n. 55, p. 183-204, 2001.
- MORELLI, D. Joint conditionality in testing the beta-return relationship: Evidence based on the UK stock market. **Journal of International Financial Markets, Institutions e Money**, [S.l.], n. 21, p. 1-13, 2011.
- MUN, M.; BROOKS, R. The roles of news and volatility in stock market correlations during the global financial crisis. **Emerging Markets Review**, [S.l.], n. 13, p. 1-7, 2012.
- NELSON, D. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. **Econométrica**, [S.l.], n. 59, p. 347-70, 1991.
- ORTIZ, E.; ARJONA, E. Heterokedastic behavior of the Latin American emerging stock markets. **Internacional Review of Financial Analysis**, [S.l.], n. 10, p. 287-305, 2001.
- PÀSTOR, L.; STAMBAUGH, R. Comparing asset pricing models: an investment perspective. **Journal of Financial Economics**, [S.l.], n. 56, p. 335, 2000.

- PEREIRA, P. **Testing the hypothesis of contagion using multivariate volatility models.** São Paulo: Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP, 2009. (Texto para discussão 174).
- PEROBELLI, F.; VIDAL, T.; SECURATO, J. Avaliando o efeito contágio entre economias durante crises financeiras. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 3, p. 557-594, 2013.
- PROKOPCZUK, M.; WESE SIMEN, C. the importance of the volatility risk premium for volatility forecasting. **SSRN Working Paper**, [S.I.], No. 2236370, 2013.
- SALEEM, K. International linkage of the Russian market and the Russian financial crisis: A multivariate GARCH analysis. **Research in Internacional Business and Finance**, [S.I.], n. 23, p. 243-256, 2009.
- SAVVA, C. International stock markets interactions and conditional correlations. **Journal of International Financial Markets, Institutions e Money**, [S.I.], n. 19, p. 645-661, 2009.
- SHEPHARD, N. **Statistical aspects of ARCH and stochastic volatility**: D.R. 39 Cox, D.V. Hinkley and O.E. Barndorff-Nielsen. London: Chapman & Hall, p. 1-67, 1996.](Time Series Models in Econometrics, Finance and Other Fields).
- STATMAN, M.; SCHEID, J. Global diversification. **Journal of Investment Management**, [S.I.], n. 3, p. 53-63, 2005.
- TAYLOR, S. **Financial returns modelled by the product of two stochastic processes: a study of the daily sugar prices 1961-75.** North-Holland: O.D. Anderson (ed.), 1982. p. 203-226, (Time Series Analysis: Theory and Practice, v. 1).
- TAYLOR, S. **Modelling financial.** Wiley, Chichester, 1986. (Time Series).
- TSE, Y. A test for constant correlations in a multivariate GARCH model. **Journal of Econometrics**, [S.I.], n. 98, p. 107-127, 2000.
- VO, M. Oil and stock market volatility: A multivariate stochastic volatility perspective. **Energy Economics**, [S.I.], n. 33, p. 956-965, 2011.
- WALID, C. et al. Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. **Emerging Markets Review**, [S.I.], n. 12, p. 272-292, 2011.
- WANG, P.; MOORE, T. Sudden changes in volatility: the case of five central european central markets. **International Financial Markets, Institutions and Money**, [S.I.], n. 19, p. 33-46, 2009.
- WARNOCK, C.; WARNOCK, F. The declining volatility of US employment: was Arthur burns right? **International Finance Discussion Paper**, [S.I.], No 667, 2000.

DOCUMENTOS ELETRÔNICOS CONSULTADOS

BOLSA COMERCIO SANTIAGO. **Índices Bursátil**. Disponível em: <www.bolsadesantiago.com/>. Acessado em: junho de 2013.

BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO. **Índices**. Disponível em <www.bmfbovespa.com.br>. Acessado em: julho 2013.

BOLSA MEXICANA DE VALORES. **Mercado de Capitales**. Disponível em: <www.bmv.com.mx>. Acessado em: junho de 2013.

BUCHAREST STOCK EXCHANGE. **Indices and Indicators**. Disponível em: <www.bvb.ro>. Acessado em: julho de 2013.

BUDAPESTE STOCK EXCHANGE. **Indices**. Disponível em: <www.bse.hu>. Acessado em: junho de 2013.

MERCADO DE VALORES DE BUENOS AIRES Merval. **Cotaciones**. Disponível em: <www.merval.sba.com.ar/default.aspx>. Acessado em: julho de 2013.

MOSCOW EXCHANGE. **Indices**. Disponível em: <www.rts.ru/en/>. Acessado em: junho de 2013.

NASDAQ OMX BALTIC. **Indexes**. Disponível em: <www.nasdaqomxbaltic.com/en>. Acessado em: julho de 2013.

PRAGUE STOCK EXCHANGE. **Indices**. Disponível em: <www.pse.cz/>. Acessado em: junho de 2013.

QUANDL. **Global Stock Market**. Disponível em: <www.quandl.com/BUCHARESTSE-Bucharest-Stock-Exchange/INDICES-Bucharest-Stock-Exchange-Indices>. Acessado em: junho de 2013.

QUOTENET.COM. **Indices**. Disponível em: <en.finanzen.net/index/historical-prices/OMXT/1.1.2002_5.6.2013>. Acessado em: julho de 2013.

THE BRATISLAVA STOCK EXCHANGE. **Trading**. Disponível em: <www.bsse.sk>. Acessado em: julho 2013.

WARSAW STOCK EXCHANGE. **Prices**. Disponível em: <www.gpw.pl/>. Acessado em: junho de 2013.

WIENER BORSE.AT. **Indices**. Disponível em: <en.indices.cc>. Acessado em: junho de 2013.

WSE INFO SPACE. **Quotations**. Disponível em: <www.gpwinfostrefa.pl/GPWIS2/en/quotes/archive/2>. Acessado em: junho de 2013.

YAHOO FINANCE. **Market Data**. Disponível em: <www.yahoo.com/finance>. Acessado em julho de 2013.

APÊNDICE A – TABELAS E FIGURAS

Tabela 6. Matriz das correlações e covariâncias das séries.

Covariância Correlação	BET	BUX	IBOV	IPC	IPSA	MERV	OMX	PX	RTS	SAX	WIG
BET	3.626 1.000										
BUX	1.192 0.340	3.393 1.000									
IBOV	0.874 0.232	1.529 0.419	3.929 1.000								
IPC	0.782 0.279	1.171 0.432	2.074 0.711	2.167 1.000							
IPSA	0.620 0.262	0.927 0.405	1.449 0.589	1.086 0.594	1.541 1.000						
MERV	1.058 0.255	1.570 0.391	2.800 0.649	1.839 0.574	1.385 0.513	4.740 1.000					
OMX	0.983 0.359	0.754 0.285	0.631 0.221	0.390 0.184	0.451 0.252	0.927 0.296	2.066 1.000				
PX	1.466 0.472	1.753 0.583	1.414 0.437	1.086 0.452	0.850 0.419	1.576 0.443	0.883 0.376	2.663 1.000			
RTS	1.915 0.396	2.368 0.506	2.239 0.445	1.691 0.452	1.161 0.368	2.306 0.417	1.150 0.315	2.623 0.633	6.444 1.000		
SAX	-0.030 -0.012	-0.125 -0.054	-0.083 -0.033	-0.077 -0.041	-0.084 -0.054	-0.039 -0.014	0.042 0.023	-0.077 -0.037	-0.203 -0.063	1.607 1.000	
WIG	1.037 0.366	1.647 0.601	1.374 0.466	1.049 0.479	0.788 0.427	1.375 0.425	0.698 0.327	1.584 0.653	2.197 0.582	-0.072 -0.038	2.212 1.000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 7. Modelos selecionados para cada índice seguindo critério Akaike.

País	Índice	Modelo Garch	Distribuição	Akaike
Argentina	MERVAL	EGARCH (2,2)	t-student	4.07929
Brasil	IBOV	EGARCH (2,1)	t-student	3.963851
Chile	IPSA	EGARCH (1,1)	t-student	2.818089
Eslováquia	SAX	GARCH (2,1)	Generalized Error	2.475539
Estônia	OMX	EGARCH (2,2)	t-student	2.927003
Hungria	BUX	EGARCH (1,1)	t-student	3.752354
México	IPC	EGARCH (2,1)	t-student	3.236791
Polônia	WIG	EGARCH (2,1)	t-student	3.33966
Rep. Tcheca	PX	EGARCH (1,2)	t-student	3.389639
Romênia	BET	EGARCH (2,2)	t-student	3.633135
Rússia	RTS	EGARCH (2,2)	t-student	4.178341

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 8. Teste nas séries estimadas de cada modelo.

País	Índice	Jarque-Bera		ARCH LM(1)		ARCH LM(2)		ARCH LM(3)	
		JQ	Prob	F-stat	Prob	F-stat	Prob	F-stat	Prob
Argentina	MERVAL	2464.19	0	0.134	0.714	0.181	0.835	0.240	0.869
Brasil	IBOV	302.13	0	7.777	0.005	4.349	0.013	3.114	0.025
Chile	IPSA	5210.71	0	0.165	0.684	0.378	0.685	0.370	0.774
Eslováquia	SAX	26160.96	0	0.387	0.534	0.764	0.466	0.733	0.532
Estônia	OMX	15232.79	0	0.257	0.612	0.179	0.836	0.124	0.946
Hungria	BUX	403.77	0	0.479	0.489	0.266	0.767	0.236	0.871
México	IPC	1210.59	0	2.084	0.149	1.383	0.251	1.190	0.312
Polônia	WIG	458.48	0	0.030	0.863	0.977	0.377	1.061	0.365
Rep. Tcheca	PX	2226.84	0	0.470	0.493	0.326	0.722	0.214	0.887
Romênia	BET	97376.35	0	0.130	0.719	0.086	0.917	0.068	0.977
Rússia	RTS	732.32	0	0.606	0.437	0.460	0.631	0.312	0.817

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 9. Resultados do Modelo EGARCH: fatos estilizados.

País	Índice	Aglo	Assim	Persis	Meia-vida
Argentina	MERVAL	0.346	-0.119	0.916	7.900
Brasil	IBOV	0.157	-0.099	0.967	20.656
Chile	IPSA	0.231	-0.115	0.949	13.242
Eslováquia	SAX	-	-	0.881	5.479
Estônia	OMX	0.108	-0.013	0.994	115.178
Hungria	BUX	0.161	-0.046	0.976	28.533
México	IPC	0.178	-0.123	0.970	22.757
Polônia	WIG	0.151	-0.053	0.981	36.134
Rep. Tcheca	PX	0.284	-0.086	0.958	16.154
Romênia	BET	0.105	-0.014	0.992	86.296
Rússia	RTS	0.301	-0.097	0.957	2.146

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 10. Valores dos coeficientes de Akaike para os modelos multivariados.

Grupo	Distribuição Normal				Distribuição t-student			
	(1,1)	(1,2)	(2,1)	(2,2)	(1,1)	(1,2)	(2,1)	(2,2)
América Latina								
VECH	13.438	13.035	13.043	12.971	12.557	12.563	12.560	12.551
CCC	13.031	13.034	13.033	13.016	12.591	12.594	12.594	12.583
BEKK	13.045	13.049	13.043	12.962	12.560	12.561	12.560	12.525
Zona do Euro								
VECH	6.462	6.456	6.455	6.482	5.744	5.752	5.741	5.793
CCC	6.465	6.459	6.456	6.427	5.745	5.745	5.742	5.739
BEKK	6.491	6.460	6.466	6.482	5.777	5.755	5.747	-
Leste Europeu								
VECH	17.380	17.287	17.219	17.347	16.620	16.584	16.579	16.630
CCC	17.269	17.261	17.256	17.256	16.590	16.585	16.575	16.576
BEKK	17.380	17.409	17.365	17.292	16.621	16.649	16.606	16.650

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 11. Correlações entre os países do grupo da Zona do Euro.

Diagonal VECH(2,1)		
País	Estônia	Eslováquia
Estônia	1	
Eslováquia	0.002	1
Cor. Condicional Constante CCC(2,2)		
Estônia	1	
Eslováquia	0.021	1
Diagonal BEKK(2,1)		
Estônia	1	
Eslováquia	0.003	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 12. Correlações entre os países do grupo da América Latina.

Diagonal VECH(1,1)				
País	Brasil	México	Chile	Argentina
Brasil	1			
México	0.592	1		
Chile	0.414	0.418	1	
Argentina	0.550	0.467	0.359	1
Cor. Condicional Constante CCC(1,1)				
Brasil	1			
México	0.667	1		
Chile	0.523	0.518	1	
Argentina	0.606	0.524	0.460	1
Diagonal BEKK(2,2)				
Brasil	1			
México	0.634	1		
Chile	0.479	0.470	1	
Argentina	0.587	0.495	0.423	1

Tabela 13. Correlações entre os países do grupo do Leste Europeu.

Diagonal VECH(2,1)					
País	Romênia	Hungria	Rep. Tcheca	Rússia	Polônia
Romênia	1				
Hungria	0.186	1			
Rep. Tcheca	0.257	0.452	1		
Rússia	0.206	0.373	0.441	1	
Polônia	0.197	0.497	0.501	0.461	1
Cor. Condicional Constante CCC(2,1)					
Romênia	1				
Hungria	0.282	1			
Rep. Tcheca	0.357	0.540	1		
Rússia	0.295	0.464	0.539	1	
Polônia	0.316	0.590	0.589	0.541	1
Diagonal BEKK(2,1)					
Romênia	1				
Hungria	0.186	1			
Rep. Tcheca	0.257	0.452	1		
Rússia	0.206	0.373	0.441	1	
Polônia	0.197	0.497	0.501	0.461	1

Tabela 14. Correlações entre os países do grupo da Zona do Euro, dividida em períodos.**Zona do Euro Diagonal VECH(2,1) ***

Pré-crise		
País	Estônia	Eslováquia
Estônia	1	0.002
Eslováquia	-0.005	1
Crise		
Estônia	1	0.002
Eslováquia	0.010	1
Pós-crise		
Estônia	1	0.002
Eslováquia	0.002	1

*acima da diagonal os valores encontrados com a amostra total.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 15. Correlações entre os países do grupo da América Latina, dividida em períodos.**América Latina Diagonal BEKK(2,2)**

Pré-crise				
País	Brasil	México	Chile	Argentina
Brasil	1	0.634	0.479	0.587
México	0.554	1	0.470	0.495
Chile	0.402	0.379	1	0.423
Argentina	0.457	0.349	0.331	1
Crise				
Brasil	1	0.634	0.479	0.587
México	0.734	1	0.470	0.495
Chile	0.613	0.600	1	0.423
Argentina	0.724	0.612	0.558	1
Pós-crise				
Brasil	1	0.634	0.479	0.587
México	0.655	1	0.470	0.495
Chile	0.497	0.496	1	0.423
Argentina	0.631	0.565	0.459	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 16. Correlações entre os países do grupo do Leste Europeu, dividida em períodos. Leste Europeu Diagonal VECH(2,1)

Pré-crise					
País	Romênia	Hungria	Rep. Tcheca	Rússia	Polônia
Romênia	1	0.186	0.257	0.206	0.197
Hungria	0.000	1	0.452	0.373	0.497
Rep. Tcheca	0.008	0.348	1	0.441	0.501
Rússia	-0.001	0.207	0.21718	1	0.461
Polônia	0.021	0.439	0.351	0.235	1
Crise					
Romênia	1	0.186	0.257	0.206	0.197
Hungria	0.206	1	0.452	0.373	0.497
Rep. Tcheca	0.361	0.452	1	0.441	0.501
Rússia	0.287	0.320	0.569	1	0.461
Polônia	0.302	0.520	0.590	0.467	1
Pós-crise					
Romênia	1	0.186	0.257	0.206	0.197
Hungria	0.317	1	0.452	0.373	0.497
Rep. Tcheca	0.364	0.488	1	0.441	0.501
Rússia	0.377	0.491	0.545	1	0.461
Polônia	0.320	0.482	0.537	0.596	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 17. Correlação entre a volatilidade estocástica e determinística.

País	Índice	Correl
Argentina	MERVAL	0.813
Brasil	IBOV	0.788
Chile	IPSA	0.768
Eslováquia	SAX	0.185
Estônia	OMX	0.711
Hungria	BUX	0.805
México	IPC	0.905
Polônia	WIG	0.837
Rep. Tcheca	PX	0.773
Romênia	BET	0.730
Rússia	RTS	0.684

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 18. Teste de Wald $\phi_2 = 1$

País	Índice	$X^2_{(1)}$
Argentina	MERVAL	8.43642 [0.004]
Brasil	IBOV	24.49709 [0.000]
Chile	IPSA	13.50478 [0.000]
Eslováquia	SAX	72.75326 [0.000]
Estônia	OMX	11.63192 [0.000]
Hungria	BUX	7.203117 [0.007]
México	IPC	8.447288 [0.004]
Polônia	WIG	4.043836 [0.044]
Rep. Tcheca	PX	6.100065 [0.014]
Romênia	BET	11.39368 [0.001]
Rússia	RTS	6.569525 [0.010]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 19. Teste de Wald $\phi_1 + \phi_2 = 1$

País	Índice	$X^2_{(1)}$
Argentina	MERVAL	0.199 [0.656]
Brasil	IBOV	0.001 [0.970]
Chile	IPSA	13.343 [0.000]
Eslováquia	SAX	60.552 [0.000]
Estônia	OMX	9.036 [0.003]
Hungria	BUX	3.013 [0.083]
México	IPC	6.522 [0.011]
Polônia	WIG	2.919 [0.088]
Rep. Tcheca	PX	3.938 [0.047]
Romênia	BET	3.573 [0.059]
Rússia	RTS	0.266 [0.606]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 20. Resultados estatísticos modelo estocástico univariado, período pré-crise.

País	Índice	ϕ_1	ϕ_2	σ_η^2	Log Verss	AIC	SBC	HQ
Argentina	MERVAL	0.061	0.939	0.038	-1853.406	4.511	4.528	4.518
Brasil	IBOV*	0.022	0.982	0.003	-1814.824	4.418	4.435	4.424
Chile	IPSA*	-0.031	0.936	0.046	-1749.635	4.649	4.667	4.656
Eslováquia	SAX	-0.007	0.959	0.070	-1910.508	4.650	4.667	4.657
Estônia	OMX	-0.030	0.962	0.094	-1857.548	4.521	4.539	4.528
Hungria	BUX	0.615	-0.151	0.604	-1873.461	4.560	4.577	4.567
México	IPC	0.006	0.955	0.031	-1857.773	4.522	4.539	4.529
Polônia	WIG	0.027	-0.153	1.595	-1940.919	4.724	4.741	4.731
Rep. Tcheca	PX	0.002	0.947	0.038	-1806.273	4.397	4.414	4.403
Romênia	BET	0.010	0.970	0.051	-1864.127	4.537	4.555	4.544
Rússia	RTS	0.365	0.549	0.864	-1929.043	4.695	4.712	4.702

* valor inicial C(3) = -3

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 21. Resultados estatísticos modelo estocástico univariado, durante a crise.

País	Índice	ϕ_1	ϕ_2	σ_η^2	Log Verss	AIC	SBC	HQ
Argentina	MERVAL	0.081	0.931	0.053	-902.359	4.527	4.557	4.539
Brasil	IBOV*	1.646	-0.465	0.223	-890.579	4.468	4.498	4.480
Chile	IPSA**	-0.018	0.946	0.068	-771.835	4.682	4.716	4.696
Eslováquia	SAX	0.001	0.937	0.075	-905.674	4.543	4.573	4.555
Estônia	OMX*	-0.020	0.934	0.118	-894.295	4.486	4.516	4.498
Hungria	BUX	0.400	-0.662	0.146	-890.922	4.470	4.500	4.481
México	IPC**	-0.020	0.850	0.069	-904.035	4.535	4.565	4.547
Polônia	WIG	0.227	-0.604	0.158	-891.626	4.473	4.503	4.485
Rep. Tcheca	PX	0.000	0.944	0.022	-878.375	4.407	4.437	4.419
Romênia	BET	-0.012	0.935	0.105	-905.894	4.544	4.574	4.556
Rússia	RTS**	0.057	0.940	0.049	-923.504	4.633	4.662	4.644

* valor inicial C(3) = 1 e ** C(3) = -1

Fonte: Elaborado pelo autor.

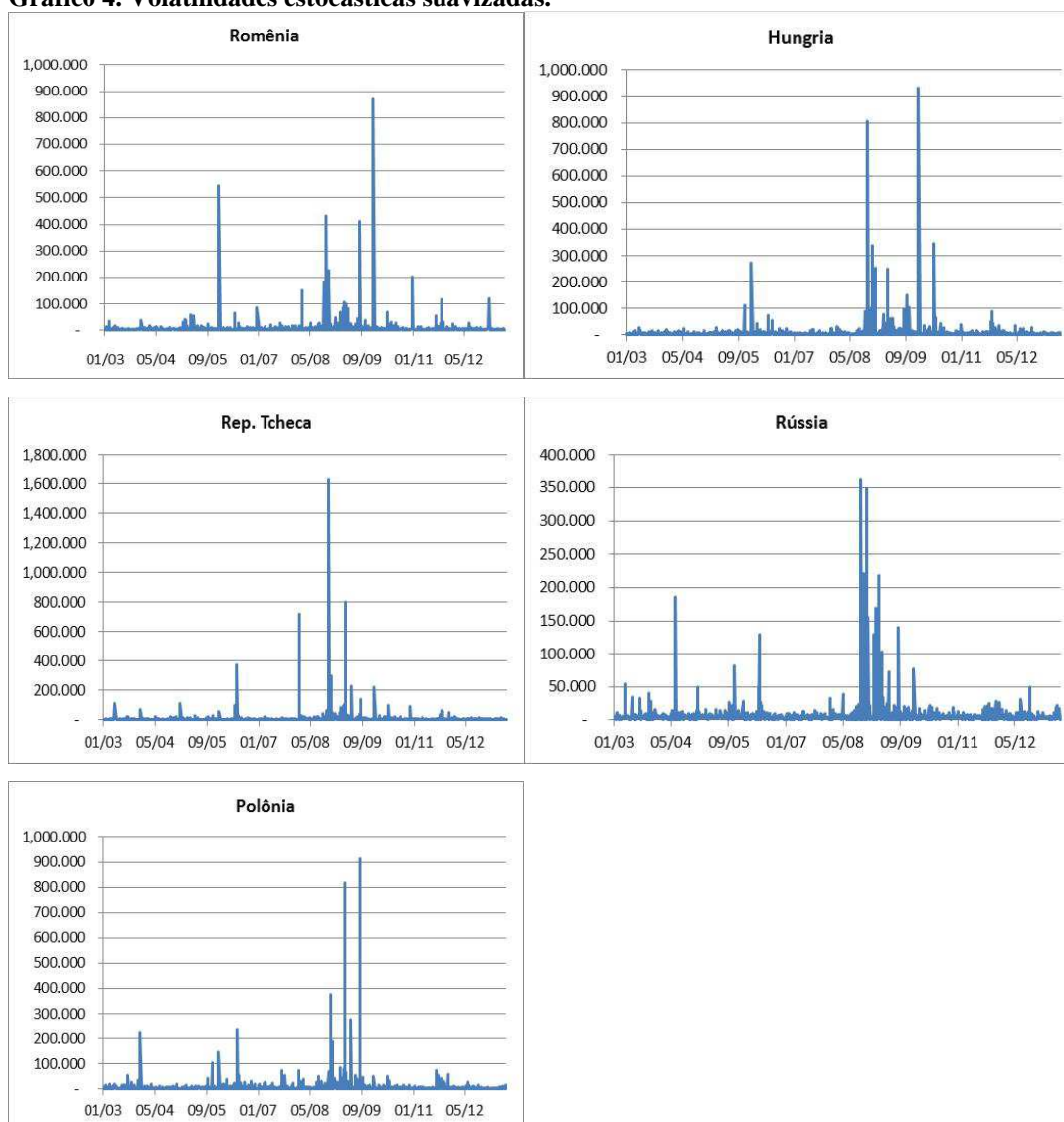
Tabela 22. Resultados estatísticos modelo estocástico univariado, período pós-crise.

País	Índice	ϕ_1	ϕ_2	σ_η^2	Log Verss	AIC	SBC	HQ
Argentina	MERVAL	0.070	0.929	0.056	-1944.514	4.534	4.551	4.541
Brasil	IBOV*	0.031	0.974	0.004	-1890.337	4.408	4.425	4.415
Chile	IPSA*	-0.022	0.947	0.046	-1830.865	4.643	4.660	4.650
Eslováquia	SAX	-0.012	0.949	0.089	-1988.198	4.636	4.653	4.642
Estônia	OMX	-0.024	0.965	0.099	-1943.057	4.531	4.548	4.537
Hungria	BUX	0.610	-0.175	0.546	-1951.154	4.550	4.566	4.556
México	IPC	0.007	0.949	0.034	-1946.224	4.538	4.555	4.545
Polônia	WIG	0.063	-0.149	1.515	-2020.436	4.711	4.728	4.718
Rep. Tcheca	PX	0.004	0.947	0.037	-1883.153	4.392	4.408	4.398
Romênia	BET	0.010	0.971	0.048	-1945.527	4.537	4.553	4.543
Rússia	RTS	0.364	0.550	0.801	-2007.828	4.682	4.698	4.688

* valor inicial C(3) = -3

Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 4. Volatilidades estocásticas suavizadas.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 23. Correlações das volatilidades para o grupo da Zona do Euro.

País	Estônia	Eslováquia
Estônia	1	
Eslováquia	0.631	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 24. Correlações das volatilidades para o grupo da América Latina.

País	Brasil	México	Chile	Argentina
Brasil	1			
México	0.941	1		
Chile	0.884	0.864	1	
Argentina	0.954	0.927	0.735	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 25. Correlações das volatilidades para o grupo do Leste Europeu.

País	Romênia	Hungria	Rep. Tcheca	Rússia	Polônia
Romênia	1				
Hungria	0.96	1			
Rep. Tcheca	0.97	0.97	1		
Rússia	0.95	0.94	0.95	1	
Polônia	0.95	0.96	0.97	0.93	1

APÊNDICE B - QUADRO

Quadro 1. Características de cada índice dos países analisados.

País	Índice	Capitalização (US\$ milhões)	Atualização	Metodologia
Argentina	Índice Merval	127 050 (03/07/2013)	Trimestral	Empresas selecionadas a partir da participação no volume de negociações e quantidades de operações nos últimos seis meses.
Brasil	Índice Bovespa (IBOV)	754 667 (02/07/2013)	Quadrienal	Empresa que seja incluída nas ações que representam 80% do valor acumulado de todos os índices individuais, apresentar participação de volume, superior a 0,1% do total, ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período.
Chile	Índice de Precios Selectivo de Acciones (ISPA)	218 483 (28/12/2012)	Anual	Empresas com valor maior que 200 milhões de dólares, mais de 5% das ações em <i>free float</i> * e que estiver entre as 40 empresas com maior volume de transações.
Eslováquia	Slovak Share Index (SAX)	4 614 (31/12/2012)	Semestral	Ações com peso máximo de 20% no índice.
Estônia	OMX Tallinn (OMXTGI)	2 290 (03/06/2013)	Semestral	Empresas que têm seu volume dos últimos doze meses avaliados, <i>free float</i> * maior que 15%. Capital da empresa não pode passar de 10% do índice.
Hungria	Budapest Stock Exchange (BUX)	9 157 (13/06/2013)	Semestral	Empresas transacionadas em 95% dos pregões nos últimos seis meses, pelo menos 0,5% dos ativos líquidos representados pelas ações listadas na bolsa, <i>free float</i> * de mínimo de HUF 5 bi ou 0,5% da capitalização de mercado, mínimo de 5000 negócios e volume de HUF 5 bi nos últimos seis meses.

México	Índice de Precios e Cotaciones (IPC)	21 270 (02/07/2013)	Anual	As 35 empresas negociadas todos os dias durante três meses antes da revisão da amostra do índice, <i>free float</i> * maior que 12% ou volume negociado maior que dez bilhões de pesos, volume negociado igual ou superior a 0,1% do volume negociado da amostra do IPC.
Polônia	Warsaw Stock Exchange Index (WIG)	17 557 (em 07/06/2013)	Trimestral	Empresas com ações em <i>free float</i> * maior que 10% e valor das ações em <i>free float</i> * maior que um milhão de euros.
República Tcheca	Prague Stock Exchange Index (PX)	44 037 (em 07/07/2013)	Quadrienal	Empresas com valor maior 0,5 bilhões CZK ou volume médio diário maior de 2 milhões de CZK**.
Romênia	Bucharest Exchange Trading (BET)	29 805 (em 06/06/2013)	Quadrienal	10 companhias mais líquidas.
Rússia	RTS Index (RTSI)	137 341 (03/06/2013)	Trimestral	Empresas com ações em <i>free float</i> * maior que 5%, devem ter 50 ações.

Free Float* são ações que se encontram disponíveis para transação no mercado, ou seja, as quais não pertencem aos acionistas controladores.Coroa da República Tcheca.

Fonte: Elaborado pelo autor.