



Munich Personal RePEc Archive

## **Testing the contagion hypotheses using multivariate volatility models**

Marçal, Emerson F. and Valls Pereira, Pedro L.

Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas

8 September 2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/10356/>

MPRA Paper No. 10356, posted 09 Sep 2008 08:36 UTC

# TESTANDO A HIPÓTESE DE CONTÁGIO A PARTIR DE MODELOS MULTIVARIADOS DE VOLATILIDADE.<sup>1</sup>

Emerson Fernandes Marçal

CCSA-Universidade Presbiteriana Mackenzie e IE-UNICAMP

Pedro L. Valls Pereira<sup>2</sup>

EESP-FGV

## RESUMO:

Neste artigo é testada a hipótese de existência de contágio entre as diversas crises financeiras que atingiram uma série de países nos anos noventa. Analisa-se a volatilidade de títulos de dívida soberana de quatro países emergentes: Brasil, México, Rússia e Argentina. A hipótese de existência de contágio é testada a partir da estimação de modelos multivariados de volatilidade. Se houver evidência da existência de quebra estrutural na estrutura de volatilidade e tal quebra puder ser associada às crises financeiras, isto é uma evidência de contágio. Os resultados obtidos neste artigo fornecem evidência favorável à hipótese de contágio.

Palavras-Chave: Contágio, Modelos Multivariados de Volatilidade

## ABSTRACT:

This aim of this paper is to test whether or not there was evidence of financial crises 'contagion'. The sovereignty debt bonds data for Brazil, Mexico, Russia and Argentine were used to implement such test. The 'contagion' hypothesis is tested using multivariate volatility models. It's considered evidence in favor of 'contagion' hypothesis if there is indication of structural instability that can be linked in any sense to one financial crisis. The result suggests that there is evidence in favor of 'contagion' hypothesis.

Keywords: Contagion, Multivariate Volatility Models

JEL Codes: G15, C32

---

<sup>1</sup> Os autores agradecem os comentários de dois pareceristas desta revista. O segundo autor agradece o financiamento parcial do CNPq e do Projeto Temático FAPESP número 2008/51097-6.

<sup>2</sup> Autor para correspondência: Pedro L. Valls Pereira, EESP-FGV, Rua Itapeva 474, 12 andar, 01332-000 São Paulo, S.P. Tel: (011) 3281-3726, Fax: (011) 3281-3357, email: [pedro.valls@fgv.br](mailto:pedro.valls@fgv.br).

## I. INTRODUÇÃO:

Na década de noventa ocorreram uma série de crises financeiras em diversos países que tiveram fortes repercussões sobre outros países muitos dos quais com poucos laços comerciais e ou financeiros. Por exemplo, a crise financeira do México em 1995 teve repercussões sobre mercados dos mais distintos. Tanto países mais próximos como Brasil e Argentina como países asiáticos sem grandes vínculos comerciais ou financeiros foram afetados.

Uma questão então que se seguiu foi tentar medir e testar a existência de 'contágio'. O passo inicial obrigatório consistiu em definir exatamente o que se entende por 'contágio'. Naturalmente, os ativos de países com grandes laços comerciais e econômicos tendem a apresentar movimentos conjuntos. Uma crise num país deve se propagar com mais facilidade para um país cujos laços econômicos são grandes do que para outro país cujos laços econômicos são pequenos. Este fato está relacionado com o conceito de 'interdependência' e não com 'contágio'. Uma crise financeira de grandes proporções deve ir além dos mecanismos usuais de transmissão e atingir rapidamente países que em outros contextos estariam 'isolados' de tais eventos. A noção de crise financeira em si leva a idéia da existência de algum tipo de 'ruptura' com o padrão prevalecente anteriormente tornando mais provável que uma ampla gama de ativos de diversos países sejam afetados por uma crise em determinado país<sup>3</sup>.

Neste artigo procura-se testar a hipótese de contágio a partir da estimação de modelos multivariados de volatilidade. A hipótese de contágio será testada tentando-se averiguar em que medida há evidência de quebras estruturais nos padrões de volatilidade. O artigo é organizado nas seguintes seções. Na seção II são discutidas as definições de contágio e interdependência. Na seção III são apresentados os modelos multivariados a serem estimados. Na seção IV é feita a descrição da base de dados. Na seção V são apresentados os resultados dos modelos estimados. Na seção VI são apresentados os resultados dos testes de quebra na estrutura da

---

<sup>3</sup> Um resultado obtido em Bazdresch & Werner (2000) evidencia um aspecto da transmissão de uma crise que seria o fato desta não impactar igualmente mercados distintos dentro de um mesmo país.

variância. Na seção VI é feita uma comparação com a literatura e na seção VII são apresentadas as conclusões.

## II. INTERDEPENDÊNCIA VERSUS CONTÁGIO: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA.

Na década de noventa ocorreram uma série de crises financeiras em diversos países que tiveram fortes repercussões sobre outros países muitos dos quais com poucos laços comerciais e ou financeiros fortes. Por exemplo, a crise financeira do México em 1995 teve repercussões sobre mercados dos mais distintos. Tanto países mais próximos como Brasil e Argentina como países Asiáticos sem grandes vínculos comerciais ou financeiros foram afetados.

Uma questão então que se seguiu foi de tentar medir e testar a existência de ‘contágio’. O passo inicial obrigatório consistiu em definir exatamente o que se entende por ‘contágio’. Há uma ampla literatura que discute as definições alternativas de contágio. São exemplos de autores: Masson (1998 e 1999), Masson e Mussa (1995), Calvo e Reinhart (1996), Forbes e Rigobon (2002), Pesaran e Pick (2003), Dornbush, Park e Claessens (2000), Pritsker (2001) e Pericoli e Sbracia (2001)

Corsetti, Pericoli e Sbracia (2003) afirmam que muitos estudos associam a idéia de correlação em crescimento ou alto nível de volatilidade à presença de contágio. Tal idéia pode levar avaliações erradas em determinadas circunstâncias. A existência de interdependência é também consistente com correlação ou volatilidade em alta. Dessa forma, os autores propõem que a noção de contágio seja associada a aumento de correlação além da esperada por algum padrão de interdependência, ou seja, contágio estaria associado à ‘aumento excessivo’ de correlações entre o país gerador da crise e os demais. Suponha que valha a seguinte relação linear entre os retornos dos ativos de dois países em momentos de ‘tranquilidade’:

$$r_i = \beta_1 r_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

na qual  $r_i$  ( $r_j$ ) representa o retorno do país  $i$  ( $j$ ) e  $\varepsilon_i$  é um termo aleatório.

O grau de correlação entre os retornos do país  $i$  e  $j$  é dado por:

$$\text{corr}(r_i, r_j) = \left( 1 + \frac{\text{var}(\varepsilon_i)}{\beta_1^2 \text{var}(r_j)} \right)^{0,5} \quad (2)$$

O grau de correlação dos retornos dos ativos  $i$  e  $j$  estão positivamente relacionados com a variância do ativo  $j$ . Note que tal resultado foi obtido postulando

uma estrutura fixa para a propagação da volatilidade. Desta forma o aumento da correlação em momentos de crise pode estar associado apenas a algum mecanismo tradicional de propagação e não a contágio.

Dungey, Fry, González-Hermosillio e Martin (2004) partem do seguinte modelo inicial na hipótese de ausência de contágio para os retornos dos ativos em análise:

$$\begin{aligned} r_{1t} &= \lambda_1 w_t + \delta_1 u_{1t} \\ r_{2t} &= \lambda_2 w_t + \delta_2 u_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

onde  $w_t$  representa um termo comum aos dois ativos;  $u_{it}$  são choques idiossincráticos. Os termos  $w_t$  e  $u_{it}$  são independentes bem como  $u_{it}$  e  $u_{jt}$  para qualquer  $i \neq j$ .

É possível demonstrar que:

$$\begin{aligned} E(r_{1t} r_{2t}) &= \lambda_1 \lambda_2 \sigma_{w_t}^2 \\ E(r_{it}^2) &= \lambda_i^2 \sigma_{w_t}^2 + \delta_i^2 \sigma_{u_{it}}^2 \end{aligned} \quad (4)$$

Dado que o país 1 está em crise e que há contágio, isto faz com que a equação (3) seja alterada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} r_{1t} &= \lambda_1 w_t + \delta_1 u_{1t} \\ r_{2t} &= \lambda_2 w_t + \delta_2 u_{2t} + \gamma u_{1t} \end{aligned} \quad (5)$$

É possível demonstrar que:

$$\begin{aligned} E(r_{1t} r_{2t}) &= \lambda_1 \lambda_2 \sigma_{w_t}^2 + \delta_1 \gamma \sigma_{u_{1t}}^2 \\ E(r_{1t}^2) &= \lambda_1^2 \sigma_{w_t}^2 + \delta_1^2 \sigma_{u_{1t}}^2 \\ E(r_{2t}^2) &= \lambda_2^2 \sigma_{w_t}^2 + \delta_2^2 \sigma_{u_{2t}}^2 + \gamma^2 \sigma_{u_{1t}}^2 \end{aligned} \quad (6)$$

Desta forma, caso o analista tenha a informação *a priori* do momento de ocorrência das crises é possível testar a hipótese de contágio comparando a estrutura de correlações entre os momentos. “*In particular, contagion has the effect of causing a structural shift during the crisis period in the conditional covariance  $\delta_1 \gamma \sigma_{u_{1t}}^2$  and the in conditional variance  $\gamma^2 \sigma_{u_{1t}}^2$ .*” (Dungey, Fry, González-Hermosillio e Martin, 2004).

### III. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA: TESTANDO A HIPÓTESE DE CONTÁGIO A PARTIR DE MODELOS MULTIVARIADOS DE VOLATILIDADE.

Uma vasta literatura para modelagem de processo de volatilidade condicional se seguiu ao trabalho original de Engle (1982) e Bollerslev (1986). Os modelos originais foram rapidamente generalizados para versões multivariadas.

Sob a hipótese nula de não contágio, uma estrutura GARCH multivariada pode ser vista como uma aproximação do processo gerador dos dados na forma dada pela equação (3). Na existência de contágio uma estrutura GARCH não deve ser capaz, em princípio, de dar conta de um processo como o formulado acima. Deve existir evidência de mudança estrutural particularmente nos momentos de crise. Desta forma o modelo GARCH estimado deverá ter alguns sinais específicos de má-especificação. A existência de contágio implica que a volatilidade (condicional ou não condicional) foi ‘exportada’ do país de origem para o país que sofreu o contágio e também para as correlações (condicionais e não condicionais) quando houve um choque negativo de grandes proporções.<sup>4</sup>

Existe uma literatura de testes de especificação que permite avaliar e testar fontes de possível má-especificação como heteroscedasticidade residual, efeitos de assimétricos na variância, instabilidade nas estruturas condicionais e não-condicionais, entre outras. Estes testes podem ser adaptados para investigar se a fonte de má-especificação são do padrão sugerido no caso de contágio. Os principais testes utilizados na literatura são Wooldbridge (1990, 1991) e aplicados por Engle & Shepard (2001).

#### III.1 Os modelos de volatilidade Multivariados disponíveis na Literatura:

Um grande impulso para a modelagem de séries financeiras<sup>5</sup> foi dado pelos trabalhos de Engle (1982), Bollerslev (1986) e Harvey, Ruiz e Sheppard (1994), entre outros, com a formulação univariada dos modelos da família ARCH, GARCH e

---

<sup>4</sup> A investigação poderia também se concentrar em choques positivos. Neste caso trataria de contágio ‘positivo’, mas não é o objeto do trabalho.

<sup>5</sup> Bollerslev (2001) realiza um balanço dos avanços da literatura de Finanças no passado recente e discute quais são as áreas em seu entender mais promissoras num futuro próximo.

de Volatilidade Estocástica. Estes modelos foram generalizados para o caso multivariado.

O grande problema enfrentado na literatura dos modelos da família GARCH Multivariados consiste no número de parâmetros a serem estimados. Modelos bem simples em termos de generalidade podem rapidamente se mostrar intratáveis quando alguns ativos são adicionados ou uma estrutura temporal um pouco mais sofisticada é proposta.

A especificação do modelo GARCH Multivariado é dada por<sup>6</sup>:

$$y_t = u_t = \varepsilon_t H_t^{1/2} \quad (7)$$

na qual  $\varepsilon_t$  representa um processo de dimensão  $k$  com média zero e matriz de variância e covariância dada por uma matriz identidade de ordem  $k$ . Temos então por construção que a distribuição de  $y_t$  dada a informação passada, denotada por  $I_{t-1}$ , satisfaz as seguintes propriedades:  $E[y_t | I_{t-1}] = 0$  e  $E[y_t y_t' | I_{t-1}] = H_t$ . Como nos modelos GARCH univariados  $H_t$  deve apresentar alguma forma de dependência dos valores defasados de  $H_t$  e de  $u_t$ .

O grande desafio nesta literatura consistiu (e consiste) em criar modelos que compatibilizem generalidade e simplicidade na estimação. Na literatura, uma grande variedade de modelos foi proposta, sendo que os principais são expostos abaixo: a) VEC (Bollerslev, Engle & Wooldridge, 1988) e BEKK (Engle e Kroner, 1995); b) Modelos Fatoriais (Lin 1992), Ortogonais; c) Modelo com Correlação Condicional Constante (Bollerslev (1990)); d) Modelos de Correlação Condicional Dinâmica (Tse (2000), Tse & Tsui (2002), Engle (2002) e Engle & Sheppard (2001)) e; e) Modelo de Covariância Dinâmica Geral (Bauwens, Laurent & Roumbouts (2003)).

### III.2 TESTES DE ESPECIFICAÇÃO:

Em termos de metodologia econométrica há basicamente duas abordagens possíveis para estimação de um determinado modelo. Na primeira abordagem parte-se de um modelo geral e através de uma série de restrições e simplificações

---

<sup>6</sup> Ver por exemplo Franses & van Dijk (2000).

testáveis através de estatística de Wald ou F padrão chegasse a um modelo mais simples que descreve de forma quase equivalente os dados.

Outra abordagem possível consiste em partir de um modelo simples, mais específico, e através de teste de especificação verifica-se a adequação desta especificação. Caso o modelo específico não seja uma boa descrição dos dados a hipótese de que o modelo simples é adequado é rejeitada. Se isto ocorrer um modelo mais geral é proposto. Duas grandes críticas podem ser levantadas a este tipo de abordagem. Ao contrário da primeira abordagem a rejeição de um modelo não aponta necessariamente qual direção a ser seguida. O segundo tipo de crítica é mais forte. Se o modelo restrito não for uma boa descrição dos dados, então há uma boa possibilidade de que os parâmetros estimados sejam inconsistentes e logo os resultados dos testes estariam comprometidos.

No caso dos modelos GARCH Multivariados não há grande espaço para escolha na medida em que o número de parâmetros cresce de forma assustadora e são bem altos para modelos com estrutura relativamente simples em termos de autorregressividade e generalidade. Além disto, a função de verossimilhança em geral é extremamente não linear nos parâmetros e computacionalmente pesada. A combinação destes fatores mostra que estes modelos são de estimação trabalhosa<sup>7</sup>.

Em dois artigos, Wooldridge (1990, 1991) desenvolvem procedimentos robustos que podem ser utilizados para detectar uma série de possíveis fontes de má especificação a partir de procedimentos que envolvem a realização de regressões auxiliares. A grande vantagem deste tipo de abordagem é que exige apenas a estimação do modelo sob a hipótese nula, pois o procedimento pertence à família dos testes de Multiplicadores de Lagrange. Tal procedimento está começando a ser utilizado de forma mais ampla na literatura de modelos multivariados. Engle & Sheppard (2001) e Tse & Tsui (2002) são dois exemplos.

O procedimento consiste em testar em que medida uma determinada variável ou função de uma variável é útil em prever os resíduos estimados de um modelo. O teste pode ser implementado da seguinte forma. Definindo os resíduos

---

<sup>7</sup> Engle & Sheppard (2001) relatam que a estimação de um BEKK com 1 defasagem autoregressiva e 1 componente média móvel na variância com dez séries pode levar cerca de doze horas para convergir num Pentium III – 700 utilizando uma rotina em Matlab.

generalizados por  $\phi_t = \frac{u_t^2}{h_t} - 1$  e;  $\lambda_{g,t}$ , as variáveis indicadoras, como sendo as variáveis ou funções de variáveis candidatas a ter poder preditivo sobre os resíduos;  $\nabla_{\theta} \tilde{v}_t \equiv \frac{\nabla_{\theta} h_t}{h_t}$ , como sendo o valor do gradiente das variâncias estimadas e  $\theta$  uma estimativa dos parâmetros do modelo com taxa de convergência igual a  $T^{0.5}$  e  $\tilde{\lambda}_{g,t} = \frac{\lambda_{g,t}}{h_t}$  a variável indicadora generalizada;

Os seguintes passos devem ser realizados para obter a estatística de teste:

(i) A partir de uma estimativa consistente de  $\theta$ , calcula-se os resíduos da forma sugerida acima, o gradiente e as variáveis indicadores;

(ii) Realiza-se a regressão das variáveis indicadores ( $\tilde{\lambda}_{g,t} = \frac{\lambda_{g,t}}{h_t}$ ) no gradiente ( $\nabla_{\theta} \tilde{v}_t$ ), calculando-se os respectivos resíduos  $\hat{\lambda}_t$ ; <sup>8</sup>

(iii) Realiza-se então a regressão de um vetor de uns no produto do resíduo generalizado pelo resíduo da regressão do item (ii) ( $\hat{\lambda}_t \phi_t$ ), calculando a estatística  $LM = TR^2$ .

Tal estatística possui distribuição assintótica qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de variáveis indicadoras (Q) utilizadas no passo (ii).

Várias fontes de má especificação podem ser testadas a partir deste procedimento. Um primeiro tipo diz respeito à possibilidade de ter permanecido heteroscedasticidade residual nos dados. Desta forma, estrutura mais rica em termo de autocorrelação na variância teria de ser implementada. Outra fonte de má especificação está relacionada com a presença de algum tipo de assimetria nos modelos estimados.

---

<sup>8</sup> Este procedimento é equivalente a fazer uma regressão da variável indicadora sobre o gradiente da função de verossimilhança no primeiro estágio.

#### IV. DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS:

Neste artigo procuramos investigar em que medida existe um padrão comum de heteroscedasticidade nas séries de títulos soberanos de quatro países emergentes: Brasil, Argentina, México e Rússia. As séries foram coletadas na *Bloomberg* e são construídas pelo J.P. Morgan. A frequência dos dados é diária e compreende o período de 01-01-1994 a 31-12-2002.

O índice denominado EMBI (*Emerging Markets Bond Index*) é calculado a partir de uma carteira de títulos soberanos de determinado país. Uma descrição mais detalhada da metodologia de construção destes índices pode ser encontrada em J. P. Morgan (1995). As evoluções do nível do índice e dos retornos podem ser vistos no Gráfico 1.

#### V. APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS:

##### V.1 Pré-filtragem dos Dados:

Tendo em vista que os modelos multivariados a serem estimados são extremamente pesados para serem estimados, optou-se por pré-filtrar os dados de forma a retirar dos retornos toda a estrutura linear existente no primeiro momento das séries. Rodou-se um VAR e o número de defasagens foi determinado a partir de critérios de informação e/ou da significância dos coeficientes das defasagens usando desvios padrões robustos à heteroscedasticidade.

##### V.2 Apresentação dos Resultados Obtidos:

Com base nas rotinas construídas por Sheppard & Engle<sup>9</sup> para Matlab estimou-se as versões mais simples dos modelos descritos acima. Para os modelos BEKK, BEKK diagonal, Correlação Constante, e DCC-Engle utilizaram-se as rotinas desenvolvidas pelos autores citados. Estas rotinas exigem que os dados sejam pré-filtrados e séries de resíduos com média zero são os dados iniciais para estas rotinas. Dessa forma, é possível estimar apenas os parâmetros relativos à variância.

---

<sup>9</sup> As rotinas podem ser encontradas no seguinte endereço eletrônico:  
[http://www.kevinshppard.com/research/ucsd\\_garch/ucsd\\_garch.htm](http://www.kevinshppard.com/research/ucsd_garch/ucsd_garch.htm).

No que tange aos modelos fatoriais a referência principal utilizada é Lin (1992). Como não foram encontradas tais rotinas já prontas, optou-se por construí-las. A dificuldade da estimação reside em impor restrições de não negatividade e de estabilidade. Dois tipos de rotinas foram desenvolvidas. No primeiro supõe-se que os fatores comuns são conhecidos. No segundo tipo, os fatores comuns são estimados após a imposição de uma condição de identificação dos mesmos.

### V.3 Modelos Multivariados Gaussianos e Simétricos:

A Tabela 1 mostra os resultados obtidos na estimação dos modelos multivariados. Os modelos estimados foram BEKK diagonal e completo, fatorial com fatores conhecidos e desconhecidos, DCC-Engle, IDCC-Engle, DCC-TT e CC. Os melhores resultados em termos de critério de informação são obtidos para o modelo DCC-Engle seguido do modelo BEKK. Os modelos com pior desempenho são os modelos fatoriais. A razão básica advém do fato de que a única fonte de volatilidade condicional advém dos fatores comuns, não existindo fatores idiossincráticos para a heteroscedasticidade. Além disto, a correlação temporal é constante também, o que é provavelmente uma hipótese muito restritiva.

<TABELA 1 – AQUI>

A Tabela 2 apresenta os resultados da rejeição da hipótese nula de que as versões restritas dos modelos dados por BEKK diagonal e Correlação Constante, que são encaixados respectivamente aos modelos BEEK completo e DCC-TT, são boas simplificações do modelo geral. Duas conclusões podem ser extraídas: a) modelos que implicam em correlações constantes não são uma boa representação dos dados e; b) existe algum tipo de interdependência das volatilidades dos diversos ativos por conta da rejeição da hipótese de diagonalidade no modelo BEKK.

<TABELA 2 – AQUI>

### V.4 Há sinal de má especificação nos modelos estimados?

Usando os testes descritos na seção III.2

As seguintes variáveis indicadoras foram utilizadas nos testes de especificação realizados nesta seção:

$$\lambda_{1t} = [\varepsilon_{1t-\max(p,q)-1}^2, \dots, \varepsilon_{4t-\max(p,q)-1}^2] \quad (8)$$

$$\lambda_{2t} = [I(\varepsilon_{1t-1} > 0), \dots, I(\varepsilon_{4t-1} > 0)] \quad (9)$$

$$\lambda_{3t} = [\varepsilon_{1t-1}^2 I[\varepsilon_{1t-1} > 0], \dots, \varepsilon_{4t-1}^2 I[\varepsilon_{4t-1} > 0]] \quad (10)$$

O primeiro conjunto visa averiguar se há heteroscedasticidade residual. O segundo e o terceiro conjunto procuram avaliar se há evidência de algum tipo de assimetria. Na Tabela 3 são apresentados os resultados para os modelos BEKK – completo e DCC-E. Em termos gerais, a estrutura dos modelos parece ter sido capaz de evitar heteroscedasticidade residual. Já no que tange a existência de assimetria, há evidência de algum tipo de assimetria não modelada, principalmente para o modelo BEKK.

Dois fatos potencialmente não foram tratados de forma apropriada nos modelos estimados: excesso de curtose e assimetria. Desta forma, estimaremos modelos BEKK-completo com distribuição t-student<sup>10</sup> e DCC com assimetria com modelos univariados do tipo GJR. Os resultados são apresentados na próxima seção.

### <TABELA 3 – AQUI>

#### V.5 Modelos Multivariados: Modelando Assimetria e Excesso de Curtose:

Os modelos multivariados apresentados podem em princípio ser generalizados para permitir que algum tipo de assimetria no comportamento das séries. Além disto, modelos com ‘caudas’ mais ‘pesadas’ que o da Normal podem ser estimados a partir da utilização da distribuição t-student. Em geral, para modelos univariados, este tipo de procedimento permite algum ganho na descrição dados financeiros.

Uma alternativa extremamente interessante devido a aliar um certo grau de generalidade com certa simplicidade na estimação foi proposta por Engle & Sheppard numa série de trabalhos recentes. O modelo DCC pode ser generalizado

---

<sup>10</sup> É possível propor um BEKK com assimetria, contudo o número de parâmetro é excessivamente alto e torna o processo de estimação muito difícil. Desta forma, optou-se por não prosseguir nesta direção na medida em que os modelos DCC são de muito mais fácil implementação e permitem modelar assimetria.

de forma a incorporar componentes assimétricos sem perder a facilidade computacional relativa.

Na tentativa de incorporar assimetria nos modelos, conjugou-se a estrutura DCC com uma estrutura Limiar GARCH da forma proposta por Glosten, Jaganathan, e Runkle (1993) – GJR. Este modelo é um caso particular de um modelo geral como discutido em Bollerslev, Engle & Nelson (1994). O modelo geral é dado por:

$$\sigma_t^\gamma = \omega + \sum_{i=1}^q \left( \alpha_i^+ (u_{t-i}^+)^{\gamma} + \alpha_i^- (u_{t-i}^-)^{\gamma} \right) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\gamma \quad (11)$$

na qual  $u_t^+ = \max\{u_t, 0\}$  e  $u_t^- = \min\{u_t, 0\}$ . No modelo na forma proposta por Glosten, Jaganathan, e Runkle (1993) temos que  $\gamma=2$  e é estimado com uma restrição adicional de um único limiar, isto é,  $\alpha_i^+ = \alpha_i^-$  para todo  $i \neq i_{Limiar} = 1$

De forma geral, os modelos, cujas estimativas são apresentadas na Tabela 4, são melhores por critérios de informação do que os modelos reportados na Tabela 1. Os resultados da Tabela 5 confirmam que os modelos BEKK-t Student e DCC-E-GJR representem melhor os dados. Desta forma, os modelos a serem utilizados na análise que se segue são os modelos BEKK-t Student e DCC-E-GJR. Os resultados da Tabela 6 mostram que o modelo DCC-E-GJR têm bons resultados em termos de especificação com exceção da equação que modela os títulos mexicanos. O modelo BEKK-t Student é capaz de remover a heteroscedasticidade presente nas séries, contudo, não é capaz de tratar a assimetria existente o que de certa forma é esperado. Já a grande restrição ao modelo DCC-E-GJR consiste na estrutura temporal imposta para modelar as correlações. Desta forma os dois modelos serão utilizados na análise que se segue. Os Gráficos das correlações condicionais estimadas são apresentados no anexo (Gráfico 3 a 8).

<TABELA 4 – AQUI>

<TABELA 5 – AQUI>

<TABELA 6 – AQUI>

## VI. TESTANDO A HIPÓTESE DE EXISTÊNCIA DE QUEBRAS ESTRUTURAIS NOS PERÍODOS DE CRISE:

Nesta seção o objetivo é investigar se há alguma evidência de quebra na estrutura estimada que possam ser associadas às crises financeiras pelas quais passaram estes países. Por exemplo, no segundo semestre de 2001, alguns

analistas financeiros apontaram que estava ocorrendo um ‘descolamento’ entre Brasil e Argentina. De um ponto de vista mais técnico, a volatilidade dos ativos argentinos não estava mais causando a volatilidade dos ativos brasileiros. Esta e outras hipóteses similares podem ser testadas a partir do arcabouço aqui exposto.

O procedimento de Wooldridge (1990, 1991) apresentado nas seções anteriores pode ser também utilizado para detectar algum tipo de má especificação na estrutura de correlações das séries. O resíduo generalizado pode ser calculado da seguinte forma:  $u_{ij,t}^* = u_{it}u_{jt} - \rho_{ij,t}$ . O termo  $\rho_{ij,t}$  representa a correlação temporal estimada pelo modelo para os ativos i e j no instante t e o termo  $u_{it}u_{jt}$  representa os produtos dos resíduos padronizados estimados para os ativos i e j no instante t. O termo  $u_{ij,t}^*$  tem valor esperado igual a zero. Feito isto basta seguir procedimento similar ao utilizado acima utilizando  $u_{ij,t}^*$  no lugar de  $\phi_t$ .

Como discutido acima, a distinção entre contágio e interdependência está associado à análise comparativa do comportamento das correlações temporais antes (período de calma) e durante as crises.

As seguintes variáveis indicadoras foram utilizadas nos testes de especificação realizados nesta seção para pesquisar a existência de instabilidade nas estruturas de correlações e se tal instabilidade pode ser associada aos momentos de crises:

$$\lambda_{4t} = [\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1}, \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{3t-1}, \dots, \varepsilon_{3t-1}\varepsilon_{4t-1}] \quad (12)$$

$$\lambda_{5t} = [I(\varepsilon_{1t-1} < 0, \varepsilon_{2t-1} < 0)I(\varepsilon_{1t-1} < 0, \varepsilon_{3t-1} < 0), \dots, I(\varepsilon_{3t-1} < 0, \varepsilon_{4t-1} < 0)] \quad (13)$$

$$[\lambda_{6t}, \dots, \lambda_{11t}] = [D_{Crise\_México}, D_{Crise\_Ásia}, D_{Crise\_Rússia}, D_{Crise\_Brasil99}, D_{Crise\_Argentina}, D_{Crise\_Brasil2002}] \quad (14)$$

As variáveis indicadoras da equação 12 visam avaliar se há alguma estrutura restante nas correlações dos resíduos padronizados. As variáveis da equação 13 se choques negativos simultâneos geram algum efeito nas correlações. Já as variáveis da equação 14 testam se as correlações condicionais se alteraram durante os momentos de crises.

As *dummies* de crises foram definidas de forma arbitrária com base numa informação exógena trazido pelo econometrista. A duração da crise foi definida em dois meses. Procurou-se fazer a distinção entre a eclosão da crise, que pode ser observada associando a informação de história econômica com os picos de volatilidade observado nos modelos estimados na hipótese nula e a gestação da

mesma, na medida em que existe um período antecedente a eclosão em que os agentes sabem da existência de uma alta probabilidade da eclosão de uma crise e começam a tomar decisões e ajustar-se aos efeitos prováveis da mesma. Também de forma arbitrária, fixou-se o mês imediatamente anterior à eclosão da crise como sendo o período de gestação da mesma. Nos modelos estimados não há nenhum ativo de nenhum país asiático, desta forma teve-se que também definir o período de eclosão da crise asiática. Como uma série de países foi sendo afetada seguidamente, optou-se por utilizar como período de crise o mesmo utilizado por Baig & Goldfajn (1999) que vai de julho de 1997 até maio de 1998.

Na Tabela 7 são apresentados os resultados dos testes para as correlações dinâmicas. A evidência não é a mesma para os dois modelos. Nos modelos DCC-E-GJR, quase todas as *dummies* propostas são significativas indicando que os modelos não descrevem bem as correlações nos momentos de crise. Alguns resultados, contudo, não são muito intuitivos. Por exemplo, existe uma percepção geral de que as crises do Brasil em 1999 e particularmente a da Argentina em 2001 tiveram pouco efeitos sobre os demais países que os resultados para o modelo DCC-E-GJR não confirmam.

Na Tabela 7 ainda são apresentados os mesmos testes para os modelos BEKK- t Student. Neste caso os resultados parecem ser mais intuitivos, confirmando em certa medida uma impressão obtida pelo senso comum. As crises do México, Ásia e Russa geraram mais 'contágio' sobre os demais países, sendo que as crises argentina e brasileira em 1999 e 2002 tiveram pouco ou nenhum efeito nos mercados internacionais.

<TABELA 7 – AQUI>

No Gráfico 2 são apresentadas as volatilidades condicionais estimadas para cada um dos países. De forma geral, a Crise Russa parece ter sido a mais intensa dentre todas as crises. O nível de volatilidade é disparado um dos maiores entre as séries. Em termos, de intensidade a Crise da Argentina em 2002 também implicou num aumento do nível de volatilidade. Ao contrário da Crise Russa este aumento de volatilidade não foi acompanhado por aumento de volatilidade nos demais países. As Crises Brasileiras de 1999 e 2002 parecem ter sido, em termos de volatilidade similar à Crise Mexicana. O Gráfico 2 permite ainda inferir um padrão de propagação para as crises. A Crise Mexicana gerou efeitos sobre os demais países sem

exceção. O mesmo parece ser válido para a Crise Russa. Já a Crise Brasileira de 2002 e a Crise Argentina parecem não terem gerado efeitos significativos nos demais países.

Em termos de nível de correlação condicional, os maiores valores foram encontrados entre os países latino-americanos (Brasil, Argentina e México). (Ver Gráficos 3 a 8 no anexo). O nível de correlação entre Rússia e os demais países é bem menor. O padrão de correlação parece ter se alterado ao longo de 2002 para as correlações de Brasil e Argentina com os demais países, indicando que o aumento de volatilidade no primeiro conjunto de títulos não foi acompanhado de um aumento nas covariâncias condicionais e logo das correlações condicionais. Desta forma, houve a possibilidade de construção de uma carteira de títulos soberanos que permitiu a diversificação do risco, fato que não deve ter ocorrido nos demais períodos de crise.

Por fim, na Tabela 8 é testado se há correlação condicional não modelada nos modelos DCC-E-GJR e BEKK – t Student. Ambos os modelos passam no teste de especificação para não haver estrutura nas correlações dos resíduos padronizados. Já para o teste de choques negativos simultâneos, parece existir algum tipo de assimetria não modelada em ambos os modelos, uma vez que as variáveis indicadoras são significativas no que tange as correlações.

#### <TABELA 8 – AQUI>

#### VII. COMPARAÇÃO COM OUTROS TRABALHOS NA LITERATURA <sup>11</sup>

Um dos trabalhos que procura modelar e testar a existência de interdependência é Moraes e Portugal (2001). Estimam um modelo de volatilidade estocástica proposto por Harvey, Ruiz & Sheppard (1994). Os autores encontram evidência de que a volatilidade dos retornos dos *PAR bonds* (títulos estudados) estão relacionados. Uma crítica possível de serem feitas ao trabalho consiste no baixo grau de liquidez que alguns dos títulos têm. Uma extensão natural deste trabalho seria modelar a volatilidade dos ativos usando modelos de volatilidade do tipo GARCH multivariados. A razão dada pelos autores para não seguirem esta linha

---

<sup>11</sup> No caso de modelos univariados pode-se citar Issler (1999), Almeida & Valls Pereira (2000) e Valls Pereira, Hotta, Souza & Almeida (1999).

deve-se a facilidade computacional relativa dos modelos de volatilidade estocástica. Uma outra possibilidade explorada por Lopes & Migon (2002) consiste em modelar o retorno dos índices de ações de diversos países emergentes. Em ambos os trabalhos há evidência de componentes comuns nas séries.

Karolyi (1995) estima alguns dos modelos GARCH Multivariados descritos na seção anterior para avaliar em que medida os mercados de ações dos Estados Unidos e Canadá estão interligados em termos de retorno e volatilidade. Por fim Baig & Goldfjan (1999), procuram avaliar a existência de contágio entre os ativos (taxas câmbio e ações) nos países asiáticos. Os países estudados são Indonésia, Tailândia, Coréia, Malásia e Filipinas. A metodologia para averiguar a existência de contágio é semelhante em um sentido ao proposto neste trabalho. A idéia básica dos autores consiste em comparar as correlações dos diversos ativos no período contra as correlações observadas no período de calma. Um aumento das correlações é vista como evidência de contágio. Os resultados obtidos pelos autores apontam para a existência de algum grau de contágio principalmente nas taxas de câmbio e *spreads* soberanos. Procuram testar se, corrigidas por fundamentos, as correlações ainda assim tendem a subir nos períodos de crise. Tal opção poderia ter sido tentada neste trabalho e exigiria a modelagem também do primeiro momento das séries o que tornaria modelos como BEKK ainda mais pesados e difíceis de serem estimados. Contudo, para os modelos da família DCC-E e DCC-TT oferecem em princípio este tipo de possibilidade ainda pouco explorada.

#### VIII. CONCLUSÃO:

Neste artigo utilizou-se uma ampla gama de modelos multivariados para modelar os retornos dos títulos soberanos de uma série de países. Algumas conclusões podem ser salientadas. Existe evidência de interdependência entre os ativos dos países estudados. Tal resultado é intuitivo na medida em que dos quatro países estudados, Brasil e Argentina e em segundo plano México têm boas ligações comerciais e são vistos pelos analistas econômicos como pertencendo a uma mesma categoria dentro dos países emergentes.

Além disto, parece existir alguma evidência de que as estruturas estimadas de volatilidade não se mantiveram constantes durante as diversas crises financeiras ocorridas no período estudado. Isto seria uma evidência de contágio. Particularmente as Crises Mexicanas, da Ásia e Russas tiveram efeitos importantes.

Já as Crises, Brasileira de 2002 e a Argentina, não tiveram grandes impactos e ficaram confinadas aos respectivos países de origem.

Existe evidência de algum comportamento assimétrico nas volatilidades. Os choques negativos parecem ter efeitos diferentes sobre o nível de volatilidade e de correlações, o que vai corroborar um dos fatos estilizados em Finanças. Tal resultado pode ser avaliado por alguns dos resultados reportados nos testes de especificação e na superioridade obtida pelos modelos em que algum tipo de assimetria foi permitido.

Por fim, existe uma evidência de que notícias ruins que ocorreram simultaneamente nos países, através do efeito das variáveis indicadoras definidas na equação (9), também têm um efeito sobre o aumento da volatilidade e das correlações.

## REFERÊNCIAS:

- Almeida, N. M. C. G. & Valls Pereira, P. L. (2000) "Mudança de Regime em Volatilidade: Os Modelos SWGARCH"; Em: *Texto para Discussão nº 11*; FEA-USP; São Paulo.
- Baig, T. & Goldfajn, I. (1998) "Financial Market Contagion in the Asian Crises". *IMF Staff Papers*; vol 46; nº 3; págs 167-195.
- Bauwens, L.; Laurent, S. & Rombouts, J. V. K. (2003) "Multivariate GARCH Models: A Survey". Core Discussion Paper 31; Université Catholique de Louvain.
- Bazdresch, S. & Werner, A. M. (2000) "Contagion of International Financial Crises: the Case of Mexico", *Dirección General de Investigación Económica*, Banco de México.
- Bollerslev, T. (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*; vol. 31; págs. 307-327.
- Bollerslev, T. (1990) "Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach". *Review of Economics and Statistics*; 72; págs. 498-505.
- Bollerslev, T. (2001) "Past Developments and future changes". *Journal of Econometrics*; vol. 100; págs. 41-52.
- Bollerslev, T.; Engle, R. F. & Wooldridge, J. M. (1988) A capital asset pricing model with time varying covariances, *Journal of Political Economy* 96, 116--131.
- Bollerslev, T.; Engle, R. F. & Nelson, D. B. (1994) "ARCH Models"; Em: *Handbook of Econometrics*; vol. IV, capítulo 49.
- Calvo, S & Reinhart, C. (1996). 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).
- Corsetti, G.; Pericoli, M & Sbracia, M. (2003) "Some contagions, some interdependence – more pitfalls in Tests of Financial Contagion". mimeo.
- Dornbush, R.; Park, Y. C. & Claessens, S. (2000) Contagion: Understanding How it Spreads, *The World Bank Observer* 15, 177-197.
- Dungey, M.; Fry, R.; Gonzalez-Hermozillio, B. & Martin, V. L. (2004) Empirical Modeling Of Contagion: A Review Of Methodologies. *IMF Working Paper*, número 78.
- Engle, R. F. (1982); "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom". *Econometrica*; 50; págs. 987-1007.
- Engle, R. F. (2002); "Dynamic Conditional Correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models". *Journal of Business & Economics Statistics*; vol. 20; nº 3; págs. 339-350.
- Engle, R. F. & Kozicki, S. (1993) "Testing for Common Features". *Journal of Business & Economics Statistics*; vol. 11; nº 4; págs. 369-395 (com comentários).
- Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995) "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". *Econometric Theory*; 11; págs. 122-150.
- Engle, R. F. & Sheppard, K. (2001) "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH". *NBER Working Paper 8554*.

Forbes, K. & Rigobon, R. (2002) No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements. *Journal Of Finance*, 57 (5), 2223-2261.

Franses, P. H. & van Dijk, D. (2000); *Non-linear time series models in empirical finance*; Cambridge University Press.

Glosten, L.R.; R. Jagannathan, & D. Runkle (1993) "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks,". *Journal of Finance*, 48, 1779–1801.

Harvey, A.; Ruiz, E. & Shephard, N. (1994) "Multivariate Stochastic Variance Models". *Review of Economic Studies*; 61; págs. 247-264.

Issler, J. V. (1999) "Estimating and Forecasting the Volatility of Brazilian Finance Series using ARCH Models". *Revista de Econometria*, págs. 5-56; vol. 19 (1).

Karolyi, G. A. (1995) "A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stocks Returns and Volatility: The Case of United States and Canada". *Journal of Business & Economic Statistics*; vol. 13 nº 1; págs. 11-25.

Lin, W. L. (1992) "Alternative Models for factor GARCH models". *Journal of Applied Econometrics*; 7, págs. 259-279.

Lopes, H. F. & Migon, H S. (2002) "Comovements and Contagion in Emergent Market: Stock Indexes Volatilities". ; *Case Studies in Bayesian Statistics*; Volume VI, página 285-300. Springer Verlag.

Masson, P. R. (1998) Contagion: Monsoonal Effects, Spillover and Jumps between Multiple Equilibria. *IMF Working Paper*; número 142.

Masson, P. R. (1999) Multiple Equilibria, Contagion and the Emerging Market Crises. *IMF Working Paper*; número 64.

Masson, P. & Mussa, M. (1995) The Role Of The Fund: Financing And Its Interactions With Adjustments And Surveillance, *IMF Working Paper*; número 50.

Morais, I. A. C. de & Portugal, M. (2001) "Characteristics of Stochastic Volatility for Latin America's Par Bonds"; *Seminário do FinanceLab*; IBMEC Business School; Agosto; São Paulo.

Morgan, J. P. (1995) *Introducing the Emerging Markets Bond Index Plus*; New York.

Pericoli, M. & Sbracia, M. (2001) A Primer On Financial Contagion. *Journal Of Economic Surveys*. 17, 571-608

Pesaran, M. H. & Pick, A. (2003) *Econometric Issues In The Analysis Of Contagion*; Cesifo Working Paper 1176. Cambridge.

Pritsker, M. (2001) The Channels Of Finance Contagion. In: *International Financial Contagion.*, in S. Claessens, and K. Forbes, eds.: (Kluwer Academic Publishers).

Tse, Y. K. (2000) "A test for constant correlations in a multivariate GARCH model". *Journal of Econometrics*; vol. 98; págs. 107-127.

Tse, Y. K. & Tsui, A. K. C. (2002) "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations": *Journal of Business and Economic Statistics*; vol. 2002, número 3.

Valls Pereira, P. L.; Hotta, L. K.; Souza, L. A. R. & Almeida, N. M. C. G. (1999) "Alternative Models to Extract Asset Volatility: A Comparative Study"; *Revista de Econometria*, vol. 19 (1), págs. 57-110.

Wooldridge, J. (1990) "A unified approach to robust, regression based specifications tests". *Econometric Theory*; vol. 6, pp-17-43.

Wooldridge, J. (1991) "On the application of robust, regression based diagnostics to models of conditional means and conditional variances". *Journal of Econometrics*; vol. 47, pp-5-46.

## ANEXO:

Gráfico 1: Índice e Retorno Diários dos Títulos de Mercados Emergentes do J. P. Morgan – 01/01/1994 a 31/12/2002.

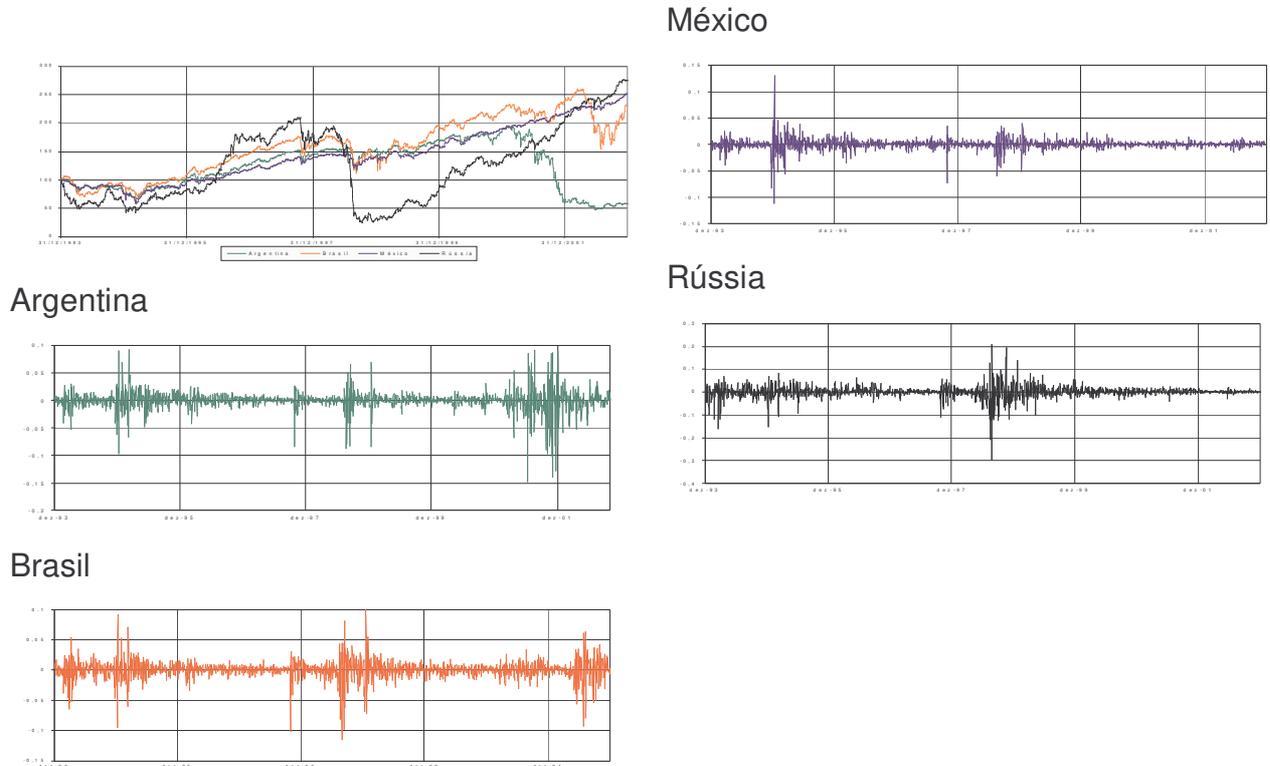


Gráfico 2: Volatilidade Estimadas a partir do modelo T-BEKK-completo (1,2,2).

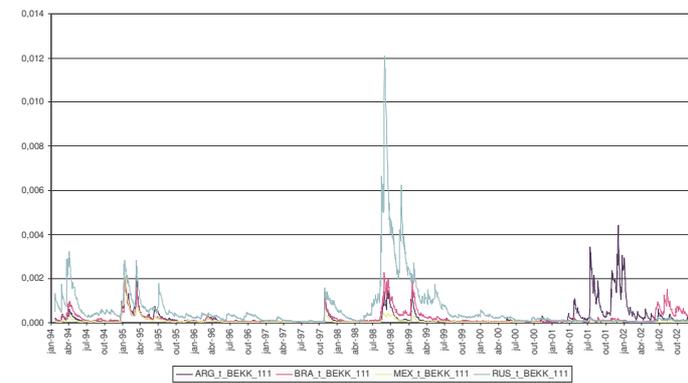


Gráfico 1: Correlação Estimada Argentina e Brasil –T-BEKK-completo (1,2,2).

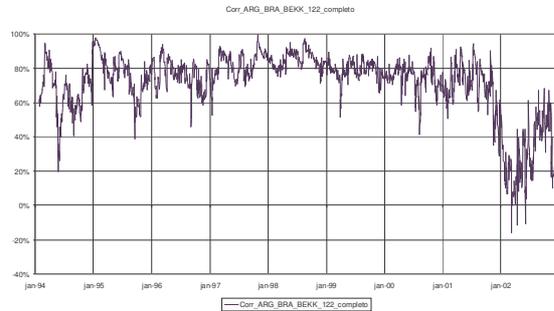


Gráfico 2: Correlação Estimada Brasil e México –T-BEKK-completo (1,2,2).

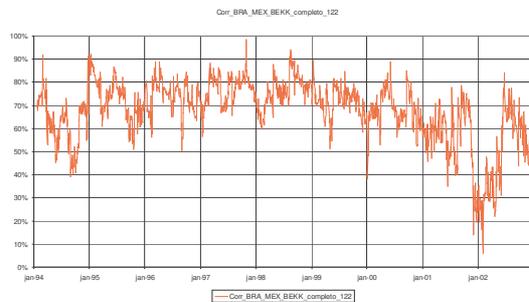


Gráfico 3: Correlação Estimada Brasil e Rússia –T-BEKK-completo (1,2,2).

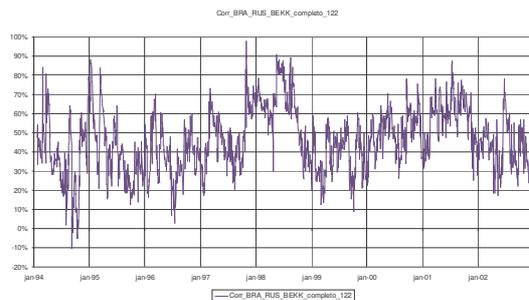


Gráfico 4: Correlação Estimada Argentina e México –T-BEKK-completo (1,2,2).

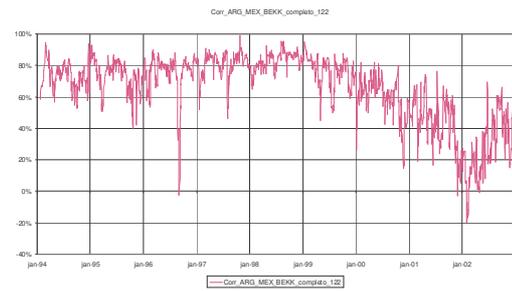


Gráfico 5: Correlação Estimada Argentina e Rússia –T-BEKK-completo (1,2,2).

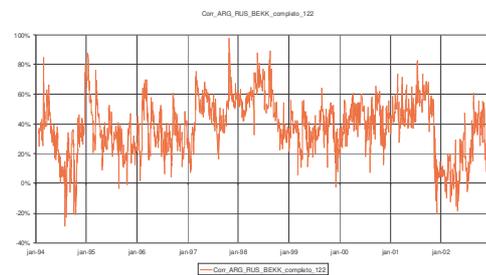
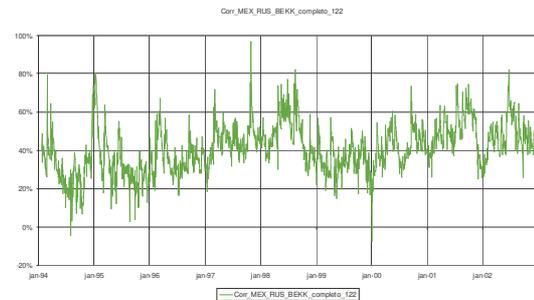


Gráfico 6: Correlação Estimada México e Rússia –T-BEKK-completo (1,2,2).



## TABELAS

Tabela 1: Comparação dos modelos simétricos e erros gaussianos.

Modelo	Estimador Utilizado	lnL( $\theta$ )/T	lnL( $\theta$ )	Número de Parâmetros	Número de Observações	Critérios de Informação		
						SC	HQ	AIC
Modelos simétricos e com normalidade								
BEKK(1,1) - Normal	maximização irrestrita	13,70	30629,87	42	2235	-27,264	-27,333	-27,372
BEKK(2,2) - Normal	maximização irrestrita	13,80	30850,56	74	2235	-27,351	-27,471	-27,541
Fatorial(1,1,1)	maximização irrestrita - fatores desconhecidos	12,37	27637,88	18	2235	-24,670	-24,699	-24,716
Fatorial(2,1,1)	maximização irrestrita - fatores desconhecidos	12,94	28914,66	24	2235	-25,792	-25,831	-25,853
Fatorial(3,1,1)	maximização irrestrita - fatores desconhecidos	13,32	29770,20	28	2235	-26,543	-26,589	-26,615
Fatorial(1,2,2)	maximização irrestrita - fatores desconhecidos	12,37	27646,95	20	2235	-24,671	-24,703	-24,722
Fatorial(2,2,2)	maximização irrestrita - fatores desconhecidos	12,90	28828,74	28	2235	-25,701	-25,746	-25,772
Fatorial(3,2,2)	maximização irrestrita - fatores desconhecidos	13,35	29831,75	34	2235	-26,578	-26,633	-26,665
IDCC(1,1)	2 estágios	13,76	30750,37	13	2235	-27,472	-27,493	-27,505
IDCC(2,2)	2 estágios	13,76	30760,41	21	2235	-27,454	-27,488	-27,507
DCC(1,1)-E	2 estágios	13,79	30810,73	14	2235	<b>-27,523</b>	<b>-27,546</b>	-27,559
DCC(2,2)-E	2 estágios	13,79	30822,55	22	2235	-27,506	-27,541	<b>-27,562</b>
DCC(1,1)-TT	2 estágios	13,72	30656,04	14	2235	-27,384	-27,407	-27,420
DCC(2,2)-TT	2 estágios	13,73	30677,61	22	2235	-27,376	-27,412	-27,432
BEKK diagonal (1,1,1)	maximização irrestrita	13,67	30563,09	18	2235	-27,287	-27,317	-27,333
BEKK diagonal (1,2,2)	maximização irrestrita	13,74	30710,85	26	2235	-27,392	-27,434	-27,458
Correlação Constante (1,1)	maximização irrestrita	13,62	30435,98	12	2235	-27,194	-27,214	-27,225
Correlação Constante (2,2)	maximização irrestrita	13,62	30447,00	20	2235	-27,177	-27,209	-27,228
Valor mínimo obtido entre os modelos						-27,523	-27,546	-27,562

Tabela 2: Comparação dos modelos simétricos e erros gaussianos.

Modelo Irrestrito	Modelo Restrito	Estatística de Teste	Graus de Liberdade	Qui-quadrada	
				p-valor	
BEKK(2,2) - Normal	BEKK(2,2) - Diagonal	279,41	48	0,0000%	
BEKK(1,1) - Normal	BEKK(1,1) - Diagonal	133,57	24	0,0000%	
BEKK(2,2) - Normal	BEKK(1,1) - Diagonal	574,94	56	0,0000%	
DCC-TT(2,2)	CC(2,2)	440,12	2	0,0000%	
DCC-TT(2,2)	CC(2,2)	461,21	2	0,0000%	

Tabela 3: Resultados Testes de Especificação dos modelos estimados.

País	Modelos Momentos	BEKK completo (1,1,1)			BEKK completo (1,2,2)			DCC-E (1,1,1)			DCC-E (2,2,2)		
		Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.
Argentina	$\lambda_1$	6,78	14,81%	4	11,73	1,95%	4 *	3,98	40,90%	4	4,86	30,15%	4
Brasil		16,08	0,29%	4 **	4,93	29,48%	4	1,79	77,41%	4	2,84	58,48%	4
México		13,46	0,92%	4 **	10,11	3,87%	4 *	11,40	2,24%	4 *	4,85	30,29%	4
Rússia		22,17	0,02%	4 **	9,24	5,54%	4	7,65	10,52%	4	5,47	24,23%	4
Argentina	$\lambda_2$	4,51	34,13%	4	8,24	8,33%	4	11,68	1,99%	4 *	9,15	5,74%	4
Brasil		19,44	0,06%	4 **	7,89	9,58%	4	9,85	4,30%	4 *	12,63	1,32%	4
México		18,75	0,09%	4 **	18,32	0,11%	4 **	7,68	10,42%	4	5,37	25,14%	4
Rússia		13,27	1,00%	4 *	2,83	58,67%	4	3,25	51,73%	4	4,44	35,01%	4
Argentina	$\lambda_3$	4,72	31,69%	4	4,82	30,60%	4	10,77	2,93%	4 *	10,40	3,42%	4
Brasil		6,22	18,32%	4	3,63	45,77%	4	10,19	3,74%	4 *	8,71	6,87%	4
México		6,80	14,69%	4	8,88	6,42%	4	9,90	4,21%	4 *	8,86	6,46%	4
Rússia		16,97	0,20%	4 **	6,53	16,27%	4	7,41	11,58%	4	9,25	5,51%	4
Argentina	$\lambda_2, \lambda_3$	10,47	23,36%	8	11,06	19,84%	8	15,67	4,73%	8 *	12,82	11,81%	8
Brasil		30,28	0,02%	8 **	19,96	1,05%	8 *	13,62	9,22%	8	15,51	5,00%	8
México		31,00	0,01%	8 **	26,66	0,08%	8 **	12,84	11,75%	8	11,34	18,34%	8
Rússia		18,73	1,64%	8 *	12,62	12,58%	8	10,17	25,31%	8	10,79	21,42%	8
Argentina	$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$	19,17	8,45%	12	24,06	1,99%	12 **	24,50	1,74%	12 *	21,00	5,04%	12
Brasil		43,69	0,00%	12 **	31,10	0,19%	12 **	25,18	1,40%	12 *	21,54	4,30%	12
México		41,10	0,00%	12 **	42,16	0,00%	12 **	34,31	0,06%	12 **	17,57	12,94%	12
Rússia		27,54	0,65%	12 **	16,04	18,95%	12	18,62	9,81%	12	14,71	25,76%	12

\* indica p-valor entre 1% e 5%; \*\* p-valor menor que 1%.

Tabela 4: Comparação dos modelos com assimetria e erros não gaussianos.

Modelo	Estimador Utilizado	lnL( $\theta$ )/T	lnL( $\theta$ )	Número de Parâmetros	Número de Observações	Critérios de Informação		
						SC	HQ	AIC
Modelos com erros não-gaussianos								
BEKK(1,1,1) - t-student	maximização irrestrita	13,97	31217,42	43	2235	<b>-27,787</b>	-27,856	-27,897
BEKK(1,2,2) - t-student	maximização irrestrita	14,01	31319,49	75	2235	-27,768	<b>-27,889</b>	<b>-27,959</b>
DCC-E-ass-(1,1)	dois estágios	13,83	30909,10	18	2235	-27,597	-27,626	-27,643
DCC-E-ass-(2,2)	dois estágios	13,83	30909,17	26	2235	-27,569	-27,612	-27,636
Valor mínimo obtido entre os modelos						-27,787	-27,889	-27,959

Tabela 5: Testes de Razão de Verossimilhança.

Modelo Irrestrito	Modelo Restrito	Estatística de Teste	Graus de Liberdade	Qui-quadrada p-valor
BEKK(1,1) - t-student	BEKK(1,1) - Normal	1175,10	33	0,0000%
BEKK(2,2) - t-student	BEKK(2,2) - Normal	937,87	1	0,0000%
BEKK(2,2) - t-student	BEKK(1,1) - Normal	1379,24	33	0,0000%
BEKK(2,2) - t-student	BEKK(1,1) - t-student	204,14	32	0,0000%
DCC-E-GJR(1,1)	DCC-E-(1,1)	196,74	4	0,0000%
DCC-E-GJR(2,2)	DCC-E-(2,2)	173,24	4	0,0000%
DCC-E-GJR(2,2)	DCC-E-GJR(1,1)	0,13	8	99,9999%

Tabela 6: Resultados Testes de Especificação dos modelos estimados.

País	Momentos	Modelos DCC-E-GJR (1,1,1)			Modelos DCC-E-GJR (1,2,2)			T-BEKK completo (1,1,1)			T-BEKK completo (1,2,2)		
		Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.
Argentina	$\lambda_1$ - Heterocedasticidade Residual.	9,17	5,69%	4	4,19	38,10%	4	4,18	38,21%	4	4,65	32,57%	4
Brasil		4,08	39,51%	4	4,03	40,24%	4	7,58	10,81%	4	3,47	48,23%	4
México		10,50	3,28%	4 *	15,03	0,46%	4 **	16,88	0,20%	4 **	6,80	14,69%	4
Rússia		5,25	26,27%	4	4,39	35,59%	4	5,90	20,66%	4	3,30	50,86%	4
Argentina	$\lambda_2$ - Assimetria na Volatilidade não condicional	8,72	6,85%	4	5,42	24,70%	4	7,54	11,01%	4	4,38	35,73%	4
Brasil		7,33	11,95%	4	6,13	18,99%	4	10,79	2,91%	4 *	16,21	0,28%	4 **
México		4,94	29,37%	4	5,34	25,43%	4	27,73	0,00%	4 **	3,94	41,43%	4
Rússia		4,16	38,54%	4	2,29	68,27%	4	3,80	43,32%	4	4,32	36,43%	4
Argentina	$\lambda_3$ - Assimetria na volatilidade condicional	5,64	22,77%	4	3,93	41,61%	4	5,00	28,73%	4	5,06	28,15%	4
Brasil		2,25	69,02%	4	3,50	47,75%	4	3,48	48,04%	4	3,23	52,05%	4
México		13,65	0,85%	4 **	18,85	0,08%	4 **	5,76	21,75%	4	3,28	51,19%	4
Rússia		6,76	14,88%	4	5,27	26,07%	4	17,55	0,15%	4 **	7,81	9,89%	4
Argentina	$\lambda_2, \lambda_3$	15,01	5,90%	8	11,01	20,13%	8	17,16	2,85%	8 *	12,62	12,56%	8
Brasil		11,29	18,60%	8	9,74	28,34%	8	24,82	0,17%	8 **	33,87	0,00%	8 **
México		19,44	1,27%	8 *	24,55	0,19%	8 **	49,69	0,00%	8 **	6,79	55,91%	8
Rússia		14,03	8,09%	8	10,60	22,54%	8	18,30	1,91%	8 *	11,80	16,03%	8
Argentina	$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$	17,98	11,63%	12	11,67	47,28%	12	21,19	4,77%	12 *	34,80	0,05%	12 **
Brasil		15,84	19,88%	12	17,32	13,79%	12	28,66	0,44%	12 **	43,07	0,00%	12 **
México		23,89	2,10%	12 *	30,53	0,23%	12 **	51,29	0,00%	12 **	30,39	0,24%	12 **
Rússia		14,73	25,68%	12	11,46	49,00%	12	31,49	0,17%	12 **	24,91	1,53%	12 *

\* indica p-valor entre 1% e 5%; \*\* p-valor menor que 1%.

Tabela 7: Testes de Especificação para as correlações condicionais – Crises Financeiras.

País	Modelos	DCC-E-GJR (1,1,1)			DCC-E-GJR (1,2,2)			T-BEKK completo (1,1,1)			T-BEKK completo (1,2,2)		
		Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummy México	17,41	0,00%	1 **	16,59	0,00%	1 **	12,58	0,04%	1 **	5,12	2,37%	1 *
Argentina-México		15,88	0,01%	1 **	15,54	0,01%	1 **	7,63	0,57%	1 **	5,48	1,93%	1 **
Argentina-Rússia		5,69	1,71%	1 *	6,30	1,21%	1 **	5,47	1,93%	1 *	2,03	15,40%	1 *
Brasil-México		6,90	0,86%	1 **	7,32	0,68%	1 **	5,64	1,75%	1 **	2,66	10,30%	1
Brasil-Rússia		5,42	1,99%	1 *	6,03	1,41%	1 *	2,55	11,04%	1	1,38	24,05%	1
México-Rússia		8,24	0,41%	1 **	8,29	0,40%	1 **	3,84	4,99%	1 *	1,31	25,31%	1
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummy Ásia	60,65	0,00%	1 **	65,14	0,00%	1 **	18,51	0,00%	1 **	15,92	0,01%	1 **
Argentina-México		89,30	0,00%	1 **	86,40	0,00%	1 **	10,70	0,11%	1 **	11,98	0,05%	1 **
Argentina-Rússia		31,56	0,00%	1 **	31,05	0,00%	1 **	9,93	0,16%	1 **	4,92	2,65%	1 *
Brasil-México		62,50	0,00%	1 **	49,14	0,00%	1 **	20,99	0,00%	1 **	7,75	0,54%	1 **
Brasil-Rússia		36,26	0,00%	1 **	33,86	0,00%	1 **	10,83	0,10%	1 **	3,83	5,03%	1
México-Rússia		34,42	0,00%	1 **	27,25	0,00%	1 **	10,60	0,11%	1 **	3,04	8,14%	1
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummy Rússia	18,22	0,00%	1 **	18,46	0,00%	1 **	17,34	0,00%	1 **	8,85	0,29%	1 **
Argentina-México		10,41	0,13%	1 **	10,94	0,09%	1 **	14,94	0,01%	1 **	5,12	2,36%	1 *
Argentina-Rússia		8,91	0,28%	1 **	9,24	0,24%	1 **	5,95	1,47%	1 *	3,01	8,28%	1
Brasil-México		11,62	0,07%	1 **	12,07	0,05%	1 **	9,90	0,17%	1 **	4,18	4,09%	1 *
Brasil-Rússia		6,41	1,13%	1 *	6,49	1,08%	1 *	6,45	1,11%	1 *	2,81	9,38%	1
México-Rússia		8,14	0,43%	1 **	7,05	0,79%	1 **	6,70	0,96%	1 **	1,71	19,15%	1
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummy Brasil-99	5,23	2,22%	1 *	5,72	1,68%	1 **	7,70	0,55%	1 **	3,97	4,63%	1 *
Argentina-México		9,56	0,20%	1 **	8,65	0,33%	1 **	9,48	0,21%	1 **	5,80	1,60%	1 *
Argentina-Rússia		4,36	3,67%	1 *	4,02	4,50%	1 *	1,06	30,26%	1	1,10	29,36%	1
Brasil-México		6,74	0,94%	1 **	6,34	1,18%	1 *	9,75	0,18%	1 **	5,09	2,41%	1 *
Brasil-Rússia		4,99	2,55%	1 *	5,28	2,15%	1 *	1,20	27,29%	1	1,01	31,42%	1
México-Rússia		5,85	1,56%	1 *	5,20	2,26%	1 *	1,46	22,77%	1	1,00	31,73%	1
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummy Argentina	16,59	0,00%	1 **	14,19	0,02%	1 **	13,87	0,02%	1 **	2,01	15,58%	1
Argentina-México		12,85	0,03%	1 **	10,88	0,10%	1 **	1,66	19,80%	1	1,02	31,25%	1
Argentina-Rússia		8,54	0,35%	1 **	7,57	0,59%	1 **	4,65	3,11%	1 *	1,54	21,43%	1
Brasil-México		17,22	0,00%	1 **	16,68	0,00%	1 **	1,07	30,15%	1	1,15	28,44%	1
Brasil-Rússia		12,00	0,05%	1 **	12,34	0,04%	1 **	3,00	8,34%	1	1,61	20,39%	1
México-Rússia		12,39	0,04%	1 **	11,65	0,06%	1 **	1,17	28,02%	1	1,56	21,24%	1
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummy Brasil 2002	7,39	0,66%	1 **	6,41	1,13%	1 *	1,25	26,36%	1	1,47	22,60%	1
Argentina-México		9,46	0,21%	1 **	9,79	0,18%	1 **	1,08	29,85%	1	1,44	23,00%	1
Argentina-Rússia		4,30	3,81%	1 *	5,07	2,44%	1 *	1,40	23,63%	1	1,22	26,92%	1
Brasil-México		14,35	0,02%	1 **	14,09	0,02%	1 **	3,71	5,40%	1	3,56	5,91%	1
Brasil-Rússia		7,52	0,61%	1 **	7,48	0,62%	1 **	1,20	27,35%	1	1,08	29,87%	1
México-Rússia		14,11	0,02%	1 **	14,02	0,02%	1 **	2,76	9,69%	1	2,46	11,70%	1
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummy Todas	119,62	0,00%	6 **	135,28	0,00%	6 **	71,72	0,00%	6	34,54	0,00%	6 **
Argentina-México		152,51	0,00%	6 **	147,17	0,00%	6 **	42,80	0,00%	6	28,90	0,01%	6 **
Argentina-Rússia		56,31	0,00%	6 **	62,05	0,00%	6 **	26,31	0,02%	6	9,42	15,12%	6
Brasil-México		114,60	0,00%	6 **	118,32	0,00%	6 **	53,78	0,00%	6	21,14	0,17%	6 **
Brasil-Rússia		68,59	0,00%	6 **	69,21	0,00%	6 **	20,91	0,19%	6	7,55	27,29%	6
México-Rússia		72,43	0,00%	6 **	61,11	0,00%	6 **	24,06	0,05%	6	7,38	28,73%	6

\* indica p-valor entre 1% e 5%; \*\* p-valor menor que 1%.

Tabela 8: Testes de Especificação para as correlações condicionais – Crises Financeiras.

País	Modelos	DCC-E-GJR (1,1,1)			DCC-E-GJR (1,2,2)			T-BEKK completo (1,1,1)			T-BEKK completo (1,2,2)		
		Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Produtos Cruzados dos Resíduos defasados	7,46	28,08%	6	9,76	13,50%	6	2,57	86,05%	6	2,29	89,15%	6
Argentina-México		10,96	8,95%	6	11,25	8,10%	6	1,95	92,43%	6	2,71	84,47%	6
Argentina-Rússia		4,22	64,74%	6	4,94	55,14%	6	1,90	92,86%	6	1,50	95,94%	6
Brasil-México		9,90	12,91%	6	9,01	17,31%	6	1,61	95,21%	6	2,38	88,16%	6
Brasil-Rússia		2,15	90,54%	6	2,85	82,71%	6	1,65	94,88%	6	1,26	97,37%	6
México-Rússia		6,93	33,65%	6	5,62	46,74%	6	1,56	95,65%	6	1,08	98,24%	6
Argentina-Brasil	$\lambda_1$ - Dummies para Choques negativos simultâneos	216,48	0,00%	6 **	211,12	0,00%	6 **	66,09	0,00%	6 **	36,30	0,00%	6 **
Argentina-México		178,41	0,00%	6 **	163,43	0,00%	6 **	51,03	0,00%	6 **	21,60	0,14%	6 **
Argentina-Rússia		102,00	0,00%	6 **	111,27	0,00%	6 **	16,72	1,04%	6 *	8,94	17,70%	6
Brasil-México		122,74	0,00%	6 **	120,33	0,00%	6 **	43,69	0,00%	6 **	16,99	0,93%	6 **
Brasil-Rússia		83,40	0,00%	6 **	104,75	0,00%	6 **	14,04	2,92%	6 *	5,70	45,71%	6
México-Rússia		77,65	0,00%	6 **	90,89	0,00%	6 **	11,17	8,32%	6	5,93	43,12%	6

\* indica p-valor entre 1% e 5%; \*\* p-valor menor que 1%.