

**INTERDEPENDÊNCIA  
ECONÔMICA OU CONTÁGIO NOS  
MERCADOS FINANCEIROS EM  
PERÍODOS DE CRISE: UM TESTE  
DE HIPÓTESE COM ANÁLISE  
FATORIAL**

Durval Tavares Souza

Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

*TD. 004/2010*

*Programa de Pós-Graduação em  
Economia Aplicada - FE/UFJF*

Juiz de Fora

2010

# INTERDEPENDÊNCIA ECONÔMICA OU CONTÁGIO NOS MERCADOS FINANCEIROS EM PERÍODOS DE CRISE: UM TESTE DE HIPÓTESE COM ANÁLISE FATORIAL

*Durval Tavares Souza*

*Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli*

## Introdução

As sociedades humanas mantêm relações comerciais umas com as outras desde os tempos mais remotos. Processos históricos relativamente recentes, reconhecidamente associados ao conceito de globalização, intensificaram estas relações. De acordo com Gonçalves (2005, p. 29), a globalização econômica pode ser compreendida como a “ocorrência simultânea de três processos, a saber, a expansão extraordinária dos fluxos internacionais de bens, serviços e capitais; o acirramento da concorrência nos mercados mundiais; e a maior integração entre os sistemas econômicos nacionais”. Esses três fatores, em associação, fazem com que setores produtivos estejam mais suscetíveis a eventos internacionais. A interdependência caracteriza um cenário onde estão presentes mecanismos de transmissão de efeitos desses eventos.

Segundo Pericoli e Sbracia (2003), nos anos recentes, crises em certos países têm gerado impactos significativos em outros países, mesmo que com estruturas econômicas diferentes e sem relacionamento econômico relevante com o país gerador da crise em questão. De acordo com esses autores, crises com tais características geraram três conjuntos de questões relevantes.

A primeira delas, busca identificar quais são os canais regulares de transmissão internacional de choques específicos de certo país. Algumas possibilidades são o mercado de bens e serviços (canal comercial); o mercado financeiro (canal financeiro, afetado pela existência de credores comuns e pelas mudanças nos preços relativos dos ativos); os investidores (atuam ao modificar suas estratégias de investimento pela mudança na correlações e nos retornos esperados dos ativos presentes em seus portfólios).

A segunda questão investiga se existem descontinuidades na intensidade do mecanismo de transmissão internacional. Ou seja, se existem canais de transmissão ativos apenas durante as crises (não esperados). Essa é uma questão importante quando se discute os conceitos de interdependência e contágio e as políticas a eles relacionadas. Contágio seria uma descontinuidade (efeito não esperado) na estrutura de transmissão/interdependência observada entre os mercados (comercial e financeiro) capaz de invalidar políticas previamente adotadas (as quais possuíam, como cenário, a estrutura de transmissão/interdependência esperada, rompida pelo contágio).

Segundo Pericoli e Sbracia (2003) e Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005), como mercados internacionalmente integrados (por vias comerciais e/ou financeiras) exibem co-movimentos entre ativos financeiros passíveis de serem medidos (esperados), é importante fazer uma diferenciação entre interdependência/transmissão de choques (correlação esperada) e contágio, sendo esse medido por quebras estruturais no processo

de geração de dados das séries ou em algumas estatísticas das séries (tal como a correlação entre duas séries).

Por fim, há também tentativas de se averiguar se investidores internacionais e *policymakers* deveriam se preocupar com a elevação na correlação entre os ativos durante períodos de instabilidade. Caso a correlação entre os ativos aumente, de maneira não prevista, durante os períodos de crise, isso pode invalidar os benefícios da diversificação justamente quando mais se precisa deles (portfólios terão risco aumentado e modelos de prevenção de riscos não estarão aptos a pedir garantias suficientes para fazer face à crise).

No mercado financeiro, a precificação de ativos possui uma racionalidade teórica que incorpora metodologicamente os mecanismos de transmissão internacional, o que resulta em certo equilíbrio nas possibilidades de retorno e compensação de riscos. Porém, esta racionalidade, já complexa em fases de tranquilidade, é posta à prova em conjunturas de crise financeira. Devido à maior incerteza observada nesses períodos, os equívocos são frequentes, e também as tentativas de correção e ajustamento, o que amplia a variabilidade da precificação e, conseqüentemente, dos retornos obtidos no mercado financeiro. Uma vez que os mercados são interligados pela presença de investidores comuns, os mecanismos de transmissão encarregam-se de propagar o aumento de variabilidade de retornos do país onde a crise é originada para outros países, nem sempre de maneira justa.

Estudos empíricos visam relacionar o contágio a alterações nos co-movimentos nos retornos dos ativos em momentos de crise que não podem ser explicadas por fatores comuns/sistêmicos relativos ao conjunto de países analisados. Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005) propõem a utilização de um modelo baseado em análise de fatores para diferenciar os fatores comuns/sistêmicos subjacentes aos retornos de dois países, dos fatores intrínsecos a cada economia, possibilitando o cálculo de uma medida de correlação teórica baseada na interdependência econômica e projetada para momentos de crise. Esta correlação teórica para momentos de crise representa estatisticamente o limiar crítico, em determinado nível de significância, a partir do qual os incrementos na correlação dos retornos só podem ser devidos a extrapolações da estrutura de risco próprio do país originador da crise para os demais, sendo um indício de irracionalidade ou contágio financeiro.

O propósito deste trabalho é analisar crises financeiras recentes e avaliar as hipóteses de interdependência e contágio a partir das contribuições de Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005). Para tanto, no capítulo 2 são apresentadas algumas definições teóricas relacionadas à interdependência econômica e ao contágio financeiro; no capítulo 3, são apresentados os procedimentos metodológicos usuais para se identificar o contágio, com ênfase nos modelos *logit* e *probit*, modelos de previsão de variância uni e multivariados (família GARCH) e em procedimentos de análise fatorial; no capítulo 4, o experimento usado na presente pesquisa é apresentado; no capítulo 5, os principais resultados do experimento são apresentados.

## **2. Definições Teóricas de Interdependência e Contágio**

Em Pericoli e Sbracia (2003), algumas definições de contágio podem ser observadas.

A primeira relaciona contágio ao aumento da probabilidade de ocorrência de uma crise em um país *i* condicionada a uma crise prévia ocorrida em um país *j*.

Entretanto, é sabido que, em períodos de crise, é comum a ocorrência de eventos sistêmicos, tais como mudanças nas taxas de câmbio entre duas moedas, nas taxas de juros e nos preços locais. Como, em economias comercial e financeiramente integradas, taxas de câmbio, de juros e preços são resultantes de atuações de agentes em diversos países, modificações nas mesmas em outros países, resultante de uma crise num país  $j$ , não podem ser consideradas indícios de contágio, por tratar-se de interdependência/transmissão prevista. Tal transmissão é prevista normalmente via modelos *probit* e *logit*, onde o choque inicial é um valor extremo de um indicador de pressões especulativas. Eichengreen *et alli* (1996) testaram tal modelo e demonstraram que os canais comerciais e financeiros desempenham papel fundamental na identificação de transmissão de crises de moedas.

Um segunda definição relaciona contágio ao *spillover* da volatilidade observada em um país em crise para os mercados financeiros de outros países. Entretanto, novamente, tal *spillover* pode ser previsto pelos mecanismos de transmissão internacional, sendo previsto por modelos GARCH (Hamao *et alli*, 1990) em um cenário de interdependência.

Uma terceira definição conceitua contágio como um aumento anormal nos co-movimentos de preços e quantidades entre os mercados, condicional a uma crise que esteja ocorrendo em outro mercado. Tal definição, ao acessar a questão de aumento anormal, pressupõe que exista um aumento normal nos co-movimentos durante uma crise (interdependência esperada em períodos de crise), o que poderia caracterizar contágio.

Definição similar é aquela que caracteriza contágio como um co-movimento não explicado pelos fundamentos (ou seja, superior ao co-movimento esperado) ou por uma quebra estrutural no processo gerador de correlações. Tal quebra pode ser testada por testes de quebras estruturais da correlação entre dois ativos (King e Wadhvani, 1990; Engle *et alli*, 1990).

Recentemente, autores como Forbes e Rigobon (2002) e Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005) desafiaram tal medida afirmando que a mesma levaria a evidências enviesadas. Para tais autores, sempre que duas variáveis forem positivamente correlacionadas, seu coeficiente de correlação pode ser uma função crescente da variância de cada uma delas. Em particular, esse é sempre o caso quando as variáveis são normalmente distribuídas ou se uma das variáveis é função da outra.

Dessa maneira, o aparente aumento da correlação entre duas séries em momentos de crise pode não evidenciar contágio se a relação entre elas não mudar. Um exemplo, retirado de Forbes e Rigobon (2002), mostra  $r_i$  e  $r_j$  como sendo os retornos dos mercados acionários de dois países  $i$  e  $j$  (sendo  $j$  o país originador de uma crise),  $v_i$  como risco próprio do país  $i$  e  $\beta_1$  como uma medida da relação entre os retornos dos dois países:

$$r_i = \beta_0 + \beta_1 r_j + v_i$$

$$\text{Var}(r_i) = \beta_1^2 \text{Var}(r_j) + \text{Var}(v_i)$$

$$\beta = \frac{\text{Cov}(r_i, r_j)}{\text{Var}(r_j)}$$

$$\text{Cov}(r_i, r_j) = \beta_1 \text{Var}(r_j)$$

$$\text{Corr}(r_i, r_j) = \left[ 1 + \frac{\text{Var}(v_i)}{\beta_1^2 \text{Var}(r_j)} \right]^{-1/2}$$

A partir dessas fórmulas, é possível verificar que a variância de  $r_i$ , a covariância e a correlação entre  $r_i$  e  $r_j$  aumentam com  $\text{Var}(r_j)$ , mesmo que a intensidade da relação entre as duas séries ( $\beta_1$ ) não mude, evidenciando erroneamente a existência do contágio via aumento da correlação. Pelo contrário, a correlação deve mesmo aumentar para que não haja quebra da relação entre as duas séries em períodos de crise.

A questão que surge então é como corrigir tal problema nos testes de contágio? Em outras palavras, como medir o aumento “normal” da correlação em períodos de crise, para compará-lo com o aumento observado e verificar se há descontinuidade no padrão? Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005) oferecem um teste adequado:

Considerando  $\rho(C)$  como a correlação entre  $i$  e  $j$  em períodos de crise e  $\rho(T)$  como a correlação entre  $i$  e  $j$  em períodos de tranquilidade e que  $\rho(C) > \rho(T)$  dado que a variância aumenta em períodos de crise, torna-se necessário estimar qual seria a correlação esperada, em períodos de crise, entre  $i$  e  $j$ .

Tal correlação ( $\phi$ ) é função de  $\rho(T)$ ,  $\delta$  (aumento observado na variância dos retornos em períodos de crise),  $\lambda_j^T$  e  $\lambda_j^C$ , onde  $\lambda$  é um quociente entre a variância do choque específico do país  $j$  e a variância de um fator comum  $f$  (risco sistêmico), sendo definida como a medida de interdependência teórica entre dois países em períodos de crise.

O teste de contágio proposto é como se segue:

Se  $\rho(C) = \phi$ , não há evidência de contágio

Se  $\rho(C) > \phi$ , há evidência de contágio

Portanto, conforme exposto, segundo Pericoli e Sbracia (2003) e Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005), contágio seria medido pela diferença entre a correlação observada entre duas séries em períodos de crise e a correlação esperada entre as duas, também em períodos de crise.

### 3. Procedimentos Econométricos utilizados na Identificação de Contágio

Segundo Pericoli e Sbracia (2003), a literatura empírica sobre transmissão de choques entre países pode ser classificada em alguns grupos.

Um primeiro grupo, buscando verificar o efeito de um choque ocorrido em certo país  $j$  para outros países  $i$ , fazia uso de modelos *probit* e *logit*, onde o choque inicial é um valor extremo de um indicador de pressões especulativas (Eichengreen *et alli*, 1996;

Kumar *et alli*, 1998; Caramazza *et alli*, 2000); de modelos de indicadores antecedentes (*leading indicators*), construídos sobre modelos *probit* e *logit* numa tentativa de selecionar um conjunto de indicadores de vulnerabilidade a choques externos e internos (Kaminsky *et alli*, 1998; Kaminsky, 1999; Bussièr and Mulder, 1999; Borensztein *et alli*, 1999; Hardy and Pazarbasioglu, 1998; Berg and Pattillo, 1999; Sbracia e Zaghini, 2001b); de modelos da família GARCH, que buscavam mensurar a transmissão de choques de volatilidade (Hamao *et alli*, 1990; Engle *et alli*, 1990; Edwards, 1998; Fleming *et alli*, 1998).

Um segundo grupo de estudos considerava contágio em termos de descontinuidades no processo gerador de dados, mensurando-o a partir de testes de quebras estruturais na correlação entre retornos dos ativos dos países (King e Wadhvani, 1990; Baig e Goldfajn, 1998).

A partir da década de 1980, “uma vasta literatura para modelagem de processo de volatilidade condicional se seguiu ao trabalho original de Engle (1982) e Bollerslev (1986)”, dando origem aos modelos GARCH Multivariados, empregados nos testes de contágio com o objetivo de verificar se houve aumento da correlação entre os retornos dos ativos de dois países superior ao previsto por tais modelos. No Brasil, Marçal e Pereira (2005) buscaram verificar rupturas nos padrões normais de volatilidade (e correlação) em períodos de crise empregando testes de variância bivariada, generalização dos modelos de variância univariados da família GARCH, desenvolvidos por Engle e Kroner, (1995) e denominados BEKK (Baba, Engle, Kraft e Kroner). Com base na covariância estimada por tais modelos e na covariância observada durante os períodos de crise, buscaram averiguar se havia excesso de covariância presente nos resíduos (diferença entre a covariância observada e a estimada pelo BEKK) em períodos de crise.

Entretanto, de acordo com Pericoli e Sbracia (2003), os testes tradicionais de quebras estruturais em coeficientes de correlação, que tipicamente encontram evidências de excesso de transmissão de choques e de descontinuidades no processo gerador dos dados, têm sido desafiados recentemente. Alguns trabalhos (em particular, Forbes e Rigobon, 1999; Rigobon, 1999; Boyer *et alli*, 1999; Loretan e English, 2000; Corsetti *et alli*, 2001) mostraram que as análises tradicionais não consideram o problema viés de seleção, que ocorre quando testes são conduzidos em subamostras que incluem os períodos de crise. Isso porque, quando duas variáveis aleatórias são positivamente correlacionadas, o coeficiente de correlação entre elas pode ser uma função crescente da variância de uma delas. Em particular, esse é sempre o caso se ambas forem normalmente distribuídas (Loretan e English, 2000) ou se uma delas for uma função linear da outra variável (Forbes e Rigobon, 1999).

Uma alternativa à autorregressão temporal, base dos modelos supracitados, é proposta por Forbes e Rigobon (2001) e admite uma relação linear entre os vetores de retornos para dois ativos financeiros.

Neste caso, o país passível de sofrer os efeitos de uma crise originada em outro país tem retornos dados por  $r_i$ , função de um escalar constante, um fator de sensibilidade aos rendimentos do país originário da crise, dados por  $r_j$ , e um termo de erro, que representa os retornos advindos de riscos intrínsecos/próprios ao país, como abaixo:

$$r_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot r_j + v_i \quad (1)$$

Desta relação, decorrem as seguintes definições de variância e covariância para os rendimentos  $r_i$  e  $r_j$ , dadas por:

$$Var(r_i) = \beta_1^2 \cdot Var(r_j) + Var(\epsilon_i) \quad (2)$$

$$Cov(r_i, r_j) = \beta_1 \cdot Var(r_j) \quad (3)$$

É possível então, a partir dessas definições de variância e covariância e da fórmula básica da correlação, encontrar a correlação específica do modelo para esses rendimentos da seguinte maneira:

$$\text{como } Corr(r_i, r_j) = \frac{Cov(r_i, r_j)}{\sqrt{Var(r_i)} \cdot \sqrt{Var(r_j)}} \quad (4)$$

então, fazendo as substituições de (2) e (3) em (4),

$$Corr(r_i, r_j) = \left[ 1 + \frac{Var(\epsilon_i)}{\beta_1^2 \cdot Var(r_j)} \right]^{-\frac{1}{2}} \quad (5)$$

É possível perceber, a partir dessas equações, que a covariância e a correlação entre os dois países aumentam quando aumenta a variância dos retornos do país que origina a crise. Isso se dá independentemente de alterações no fator de sensibilidade entre os dois mercados, representado por  $\beta_1$ .

Considerando que no período de crise haja um aumento de variância em relação ao período de tranquilidade, ou um aumento da volatilidade, tem-se que:

$$Var(r_j | C) = (+\delta) \cdot Var(r_j | T), \delta > 0 \quad (6)$$

Uma vez que, por definição, os mecanismos de transmissão internacional são inerentes aos fatores sistêmicos ou comuns aos países, é possível assumir que haja independência entre os riscos intrínsecos ou próprios das respectivas economias. Dessa independência decorrem duas premissas: (a) não há correlação entre os retornos advindos de riscos intrínsecos da economia que sofre com a crise,  $v_i$ , e os retornos do país que a origina,  $r_j$ , e (b) a variância dos retornos advindos de riscos intrínsecos do país que sofre com a crise,  $v_i$ , não se altera entre os períodos de tranquilidade e crise. Isso pode ser definido como segue:

$$Corr(r_j, v_i | C) = Corr(r_j, v_i | T) = 0 \quad (7)$$

$$Var(\epsilon_i | C) = Var(\epsilon_i | T) = Var(\epsilon_i) \quad (8)$$

Conclui-se que, se a relação entre os retornos de ambos os países, dada por  $\beta_1$ , não se alterar, a covariância e a correlação entre eles irá aumentar em decorrência do aumento isolado na variância dos retornos no país em que se origina a crise, após ter sido deflagrada.

Ainda, os retornos observados no país que sofre com a crise terão um aumento de volatilidade. Isso pode ser constatado pelo que segue:

$$Var(r_i | C) = \beta_1^2 \cdot (+\delta) \cdot Var(r_j | T) + Var(\epsilon_i) > Var(r_i | T) \quad (9)$$

$$Cov(r_i, r_j | C) = \beta_1 \cdot (+\delta) \cdot Var(r_j | T) > Cov(r_i, r_j | T) \quad (10)$$

$$Corr(r_i, r_j | C) = \left[ 1 + \frac{Var(\epsilon_i | C)}{\beta_1^2 \cdot (\delta_1 + \delta_2) Var(\epsilon_j | T)} \right]^{-\frac{1}{2}} > Corr(r_i, r_j | T) \quad (11)$$

Destarte, Forbes e Rigobon (2001) almejam mostrar que o aumento da volatilidade no país que sofre com a crise, bem como o da covariância e o da correlação entre os retornos de ambos os mercados, não indica descontinuidade dos mecanismos internacionais de transmissão, quando  $\beta_1$  permanecer inalterado.

No intuito de oferecer um instrumental para verificar efetivamente se há consistência de  $\beta_1$  no decurso de uma crise financeira, Corsetti *et alli* (2005) propõem um modelo de medição de contágio baseado em fatores sistêmicos e próprios dos países sob análise.

De acordo com esta proposta, os retornos de cada país analisado (o que sofre com a crise,  $i$ , e o originador,  $j$ ) são decompostos em: rendimento escalar constante ( $\alpha_i$  e  $\alpha_j$ ); vetor de rendimentos relacionados ao risco sistêmico ( $f$ ) potencializado por um fator escalar de carga ou sensibilidade ( $\gamma_i$  e  $\gamma_j$ ) a tal risco e vetor de rendimentos de risco intrínseco à economia ( $\epsilon_i$  e  $\epsilon_j$ ), como segue:

$$r_i = \alpha_i + \gamma_i \cdot f + \epsilon_i \quad (12)$$

$$r_j = \alpha_j + \gamma_j \cdot f + \epsilon_j \quad (13)$$

Tomando os vetores  $r_i$  e  $r_j$  por rendimentos observados, respectivamente, no país que sofre os efeitos da crise e no país em que ela se origina, é possível utilizar a Análise Fatorial para determinar o vetor de rendimentos relacionados ao risco sistêmico, dado por  $f$ , e os fatores de carga de cada país em relação a tal vetor, dados pelos escalares  $\gamma_i$  e  $\gamma_j$  (HAIR *et alli*, 1998; HO, 2006; JOHNSON e WICHERN, 1992).

Por premissa,  $f$ ,  $\epsilon_i$  e  $\epsilon_j$  são variáveis randômicas mutuamente independentes com variância finita, resultando em que não possuem covariância estatística entre si. Isso proporciona o isolamento necessário entre os fatores de risco intrínsecos de cada país e destes com o fator sistêmico. Também a variância de  $\epsilon_i$  é constante nos períodos de tranquilidade e crise, sugerindo que os fatores intrínsecos do país que sofre os efeitos da crise permanecem inalterados. Por outro lado, as variâncias de  $f$  e  $\epsilon_j$  são acrescidas nos períodos de crise em  $\delta_1$  e  $\delta_2$ , respectivamente.

Dessas premissas, decorre que:

$$Var(\epsilon_j | C) = (\delta_1 + \delta_2) Var(\epsilon_j | T), \delta_2 > 0 \quad (14)$$

$$Var(\epsilon_i | C) = (\delta_1) Var(\epsilon_i | T) \quad (15)$$

$$Var(\epsilon_j | C) = (\delta_2) Var(\epsilon_j | T) \quad (16)$$

$$Var(\epsilon_i | C) = Var(\epsilon_i | T) = Var(\epsilon_i) \quad (17)$$

$$Cov(\epsilon_i, \epsilon_j | C) = Cov(\epsilon_i, \epsilon_j | T) = 0 \quad (18)$$

O incremento na variância observada de  $r_j$  não requer que ambos  $\delta_1$  e  $\delta_2$  sejam positivos, sendo a intenção analisar se a crise é transmitida do país  $j$  para o país  $i$  exclusivamente através do incremento na variância do fator comum,  $\delta_1$ , em detrimento da participação de  $\delta_2$  no aumento da variância de  $r_i$ , o que caracterizaria o contágio



exercido pelos fatores intrínsecos  $\epsilon_j$ , ou seja, do país em que se origina a crise, sobre o fator sistêmico ou, ainda, sobre os fatores intrínsecos ao país contagiado.

Sendo assim, define-se uma relação entre os fatores intrínsecos do país em que a crise se origina e o fator sistêmico, para períodos de tranquilidade e crise, dada por  $\lambda$ .

$$\lambda_j^T = \frac{\text{Var}(\epsilon_j | T)}{\gamma_j^2 \cdot \text{Var}(f | T)} \quad (19)$$

$$\lambda_j^C = \frac{\text{Var}(\epsilon_j | C)}{\gamma_j^2 \cdot \text{Var}(f | C)} \quad (20)$$

e, portanto, de (19) e (20):

$$\frac{\lambda_j^T}{\lambda_j^C} = \frac{1 + \delta_1}{1 + \delta_2} \quad (21)$$

Como, numa crise, é de esperar que o aumento na variância do fator próprio do país originador da crise ( $\delta_2$ ) seja superior ao aumento da variância do fator comum ( $\delta_1$ ), espera-se que o resultado da equação (21) seja menor que zero.

Dessa maneira, os coeficientes de correlação dos retornos  $r_i$  e  $r_j$ , nos períodos de tranquilidade e crise, podem ser obtidos respectivamente por  $\rho^T$  e  $\rho^C$ , redefinidos a partir de (11) como segue:

$$\rho^T \equiv \text{Corr}(\epsilon_i, r_j | T) = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{\text{Var}(\epsilon_i)}{\gamma_i^2 \cdot \text{Var}(f | T)}} \cdot \sqrt{1 + \lambda_j^T}} \quad (26)$$

$$\rho^C \equiv \text{Corr}(\epsilon_i, r_j | C) = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{\text{Var}(\epsilon_i)}{\gamma_i^2 \cdot \text{Var}(f | C)}} \cdot \sqrt{1 + \lambda_j^C}} \quad (27)$$

As razões de variância  $\lambda_j^T$  e  $\lambda_j^C$  estão estreitamente relacionadas com os incrementos de variância  $\delta_1$  e  $\delta_2$ , a partir das definições anteriores. Elas indicam como é alterada a relação entre a variância dos fatores intrínsecos do país  $j$  e o fator comum nos períodos de tranquilidade e de crise. Ou seja, quanto maior o aumento relativo da variância de  $f$  em relação à variância de  $\epsilon_j$ , menor será  $\lambda_j^C$ . Disso resulta uma maior correlação esperada entre os rendimentos de ambos os países na crise, visto que  $\rho^C$  é inversamente proporcional a  $\lambda_j^C$ .

Portanto, um aumento na correlação entre os retornos de ambos os países durante a crise, em que  $\rho^C > \rho^T$ , pode advir das seguintes situações:

(1) de um aumento da variância do fator comum  $f$  no período de crise relativamente maior que o aumento da variância do fator intrínseco  $\epsilon_j$ , com  $\gamma_i$  e  $\gamma_j$  mantidos constantes, resultando em  $\lambda_j^T > \lambda_j^C$ , o que caracteriza uma alteração consistente com a estrutura internacional definida no período de tranquilidade; ou

(2) de um aumento nos fatores de carga  $\gamma_i$  e  $\gamma_j$ , o que caracterizaria uma alteração inconsistente com a estrutura definida, visto que estes fatores representam justamente a sensibilidade que pode ser atribuída a cada país isoladamente em relação ao fator comum ou, em outras palavras, à vulnerabilidade de seu mercado financeiro doméstico ao mercado financeiro internacional.

Para avaliar se as alterações são consistentes com a estrutura internacional, Corsetti et alli (2005) propõem calcular uma medida de correlação teórica de interdependência, em função das relações de variâncias anteriormente definidas para os períodos de tranquilidade e crise, da correlação no período de tranquilidade e do aumento bruto na variância dos retornos na crise.

Esta medida, dada por  $\phi$ , representa o limiar a partir do qual aumentos na correlação  $\rho^C$  observada são devidos a alterações nos fatores de carga  $\gamma_i$  e  $\gamma_j$ , caracterizando o contágio.

(28)

$$\phi(\lambda_j^T, \lambda_j^C, \delta, \rho^T) = \rho^T \sqrt{\left(\frac{1+\lambda_j^T}{1+\lambda_j^C}\right)^2 \cdot \frac{1+\delta}{1+\rho^T} \left[\left(\frac{1+\lambda_j^T}{1+\lambda_j^C}\right) - 1\right] \cdot \left(\frac{1+\lambda_j^T}{1+\lambda_j^C}\right)}$$

Após o cálculo da correlação teórica ( $\phi$ ) e a observada na crise ( $\rho^C$ ), é necessário proceder a uma comparação estatística entre ambas. O teste proposto por Corsetti *et alli* (2005) baseia-se em diferenças entre transformações  $z$  de Fisher para cada uma delas, que resulta em uma distribuição convergente para uma distribuição normal com média zero e variância  $\sigma_z^2$  definida conforme o tamanho da amostra, tal como segue:

$$z(\rho) = \frac{1}{2} \cdot \ln \frac{1+\rho}{1-\rho} \quad (29)$$

$$z(\rho^C) - z(\rho) \approx N(0, \sigma_z^2) \quad (30)$$

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{1}{n^T - 3} + \frac{1}{n^C - 3}} \quad (31)$$

Neste caso, a verificação de relevância estatística pode ser realizada utilizando a estatística  $t$  de Student, para avaliar se a diferença entre os coeficientes de correlação observada e teórica são significativas em relação ao intervalo de confiança.

Vale notar que os tamanhos da amostra para o período de tranquilidade e de crise são considerados na definição da estatística. A verificação se dá como segue:

$$\ell = \frac{z(\rho^C) - z(\rho)}{\sigma_z} \quad (32) \text{ ou}$$

$$z(\rho^C) - z(\rho) = \ell \cdot \sigma_z \quad (33) \text{ com}$$

$\ell = 2,326$ , para 1% de significância;

$\ell = 1,645$ , para 5% de significância;

$\ell = 1,282$ , para 10% de significância.

Da verificação estatística acima para a diferença entre as correlações observada e teórica, Corsetti *et alli* (2005) propõem derivar por inversão uma função para encontrar um valor crítico de  $\lambda_j^C$ , de forma implícita, correspondente à medida teórica de interdependência.

A função inversa da transformação  $z$  de Fisher é a tangente hiperbólica, definida tal como segue:

$$z = \tanh^{-1}(\rho) \Rightarrow \rho = \tanh(z) = \frac{e^{2z} - 1}{e^{2z} + 1} \quad (34), \text{então:}$$

$$\rho^C - \varphi = \left( \frac{e^{2\ell\sigma_z} - 1}{e^{2\ell\sigma_z} + 1} \right) \quad (35)$$

Em desdobramento, utilizando as definições de  $\rho^C$  e  $\varphi$ , Corsetti *et alli* (2005) sugerem o seguinte cálculo em função implícita para obter um valor crítico  $\Lambda_j^C$ :

$$\omega = e^{2\ell\sigma_z} \quad (36)$$

$$(37)$$

$$\left[ 1 + \frac{\delta(1 + \lambda_j^T) + \Lambda_j^C - \Lambda_j^C}{1 + \Lambda_j^C} \right] \cdot \left( \frac{1 + \Lambda_j^C}{1 + \lambda_j^T} \right)^2 - \left( \rho^T \cdot \frac{\omega + 1}{\omega - 1} \right)^2 \cdot \delta = 0$$

$$\Lambda_j^C = \begin{cases} \Lambda_j^C(\lambda_j^T, \delta, \rho^T, \omega) & \omega > 1 \\ +\infty, \omega \leq 1 \end{cases} \quad (38)$$

A relação crítica de variâncias (dada por  $\Lambda_j^C$ ) será definida como uma função de  $\lambda_j^T$ , representando o valor mínimo possível para  $\lambda_j^C$  que seja capaz de preservar a estrutura dos mecanismos de transmissão internacional.

Finalmente, calcula-se o valor máximo crítico para  $\varphi$  (definido como  $\Phi$ ), utilizando, ao invés de  $\lambda_j^C$ , a relação crítica definida por  $\Lambda_j^C$ :

$$\Phi = \varphi(\lambda_j^T, \Lambda_j^C, \delta, \rho^T) \quad (39)$$

Desta forma, definindo  $H_0$  como a hipótese de interdependência econômica e  $H_1$  como a hipótese de contágio financeiro, tem-se que, para valores de  $\rho^C$  que sejam menores ou iguais a  $\Phi$ , admite-se a hipótese  $H_0$ . E, para valores de  $\rho^C$  que sejam maiores que  $\Phi$ , refuta-se a hipótese  $H_0$  e admite-se  $H_1$ , de contágio financeiro, devido a alterações nos fatores de sensibilidade internacional  $\gamma_i$  e  $\gamma_j$ , de forma estatisticamente significativa a um nível de confiança dado por  $\ell$ .

$$H_0 : \rho^C - \Phi \leq 0 \quad \text{interdependência}$$

$$H_1 : \rho^C - \Phi > 0 \quad \text{contágio}$$

Na próxima seção, serão demonstrados os resultados da aplicação dessa metodologia em uma base de dados multidimensional, com amostra de cotações diárias de bolsas de valores para 20 países, na análise de crises recentes, com o intuito de avaliar a hipótese de contágio financeiro.

## 4. Metodologia

Neste exercício, foi utilizada uma base de dados composta pelos retornos obtidos em índices de bolsas de valores de 20 países, quais sejam: Alemanha (DAX), Argentina (Merval), Austrália (All Ordinaries Index), Áustria (ATX), Bélgica (BEL20), Brasil (IBOV), Coreia do Sul (KOSPI), EUA (Dow Jones Industrial Average), França (CAC40), Holanda (AEX), Hong Kong (Hang Seng Index), Índia (Sensex), Inglaterra

(FSTE 100), Japão (Nikkei 225), Malásia (KLCI), México (IPC), Rússia (RTS), Singapura (STI), Suíça (SMI) e Taiwan (TSEC WII).

As cotações diárias para o período compreendido entre julho de 1997 e dezembro de 2008, obtidas no site Yahoo! Finance (2009), com exceção para as cotações da Rússia, que foram obtidas no site da respectiva bolsa, foram convertidas para o USD (dólar americano) e deflacionadas pelo CPI-U (Consumer Price - Urban All Items) do Bureau of Labour Statistics, disponibilizado mensalmente. A partir de valores reais de 01/02/2009, foram calculados os retornos diários para os ativos que, agrupados em períodos de tranquilidade e crise, possibilitaram a aplicação da proposta de Corsetti *et alli* (2005).

Do período de análise foram enumeradas crises financeiras de alcance internacional, sendo que, para cada uma, foram definidos o período de tranquilidade, que antecede o irromper da crise, e o período de crise, que sucede imediatamente o período de tranquilidade, a partir do irromper da crise, até uma data limite. A determinação destas datas, porém, envolve certa subjetividade, porquanto as crises por vezes dão-se não a partir de eventos pontuais, mas sim de processos cujos efeitos se fazem sentir gradativamente através do tempo. Entretanto, quando estes eventos mostram-se explicitamente, são tomados por referência. As datas foram estipuladas concomitantemente através de fatores exógenos e endógenos, respectivamente, de informações obtidas em fontes institucionais e das variâncias dos retornos dos indicadores dos países onde as crises foram originadas, tomadas como o risco inerente ao investimento nos ativos.

Foram estudadas as seguintes crises financeiras internacionais para aplicação do modelo: russa (1997), bolha de Internet (2000), 11 de setembro (2001), argentina (2001-2002), escândalos corporativos (2002), subprime (2007), além de duas configurações para a quebra do banco de investimentos Lehman Brothers (2008). Em cada configuração, foram definidos os períodos de tranquilidade e crise utilizados na análise a partir de observação dos gráficos de retorno, tomando-se o cuidado para delimitar o período de tranquilidade vigente até o início de uma nova crise, conforme apresentado no Apêndice I.

Utilizando gráficos traçados a partir dos retornos e de suas variâncias móveis de 5 dias para os países originários das crises recentes acima configuradas durante o período especificado, foi possível constatar visualmente o significativo aumento das variâncias nas crises em relação aos períodos de tranquilidade, além de concomitante queda nos rendimentos. Um resumo das variâncias dos retornos nos países originários das crises está disponível na Tabela 1, onde é possível observar significativo incremento de variância em todas elas. Para cada uma das crises configuradas, os rendimentos dos países selecionados foram submetidos a uma Análise Fatorial, com o intuito de destacar os fatores sistêmicos de rendimento dos fatores intrínsecos dos países da amostra, para calcular suas variâncias, necessárias à aplicação do modelo, como segue:

$$r_i = \gamma_i \cdot f + \varepsilon_i$$

$$Var(r_i) = (\gamma_i)^2 \cdot Var(f) + Var(\varepsilon_i)$$

$$Var(\varepsilon_i) = Var(r_i) - (\gamma_i)^2 \cdot Var(f)$$

A análise fatorial é útil aos propósitos deste trabalho, pois possibilita a extração do fator de risco sistêmico (f) e a sensibilidade de cada país a este fator ( $\gamma$ ), presume

correlação nula entre os fatores intrínsecos de cada país da amostra, e destes fatores com o fator comum (HÄRDLE e SIMAR, 2007; JOHNSON e WICHERN, 1992).

Estas características são fundamentais para a aplicação dos testes estatísticos propostos por Corsetti *et alli* (2005) para capturar a influência da alteração nas variâncias entre os períodos de tranquilidade e crise sobre a sensibilidade dos países ao fator comum internacional.

Utilizando as variâncias assim calculadas para os fatores comuns  $f$  ponderados pela sensibilidade  $\gamma_i$  e para os fatores intrínsecos  $\varepsilon_i$  junto ao modelo proposto por Corsetti *et alli* (2005), foi possível constatar que, em numerosos casos, a hipótese nula de interdependência é passível de ser rejeitada, sugerindo a hipótese alternativa de contágio, sob diversos níveis de significância.

## 5. Resultados

Os resultados obtidos apontam para interdependência econômica na propagação internacional dos efeitos das crises russa e argentina. Ou seja, as oscilações dos retornos obtidos nos países no período de crise financeira podem ser explicadas pela estrutura dos mecanismos de transmissão observada no período pré-crise, de tranquilidade, para todos os países da amostra.

Entretanto, para as outras crises analisadas, há evidências de contágio. Nesses casos, as oscilações dos retornos não podem ser explicadas pela estrutura dos mecanismos de transmissão observada antes da crise. A matriz de correlações, que expressa os fundamentos econômicos nas relações internacionais, é extrapolada e substituída, configurando uma ruptura com os laços de interdependência atribuída ao contágio.

Na crise da Bolha de Internet, originada nos EUA, constatou-se que a Argentina foi o único país a sofrer contágio financeiro. A correlação entre os retornos de ambos os países antes da crise, no período de tranquilidade, era de 0,36. A considerar a estrutura dos mecanismos de transmissão neste período, a correlação teórica máxima esperada no decorrer da crise foi estimada em 0,15, significativamente menor que a observada, de 0,45. A diferença entre as correlações teórica máxima e observada é atribuída ao fenômeno de contágio financeiro.

As demais crises evidenciaram o contágio em um número maior de países, como se pode constatar na Tabela 1. Além do número de contágios, evidenciados a um nível de significância de 1%, estão relacionados nesta tabela: o tamanho da amostra para cada período de tranquilidade e crise; as respectivas variâncias observadas; e o poder de explicação dessas variâncias a partir do método de Análise Fatorial, empregado neste estudo.

**Tabela 1 – Panorama geral das crises analisadas**

Crise	n <sup>T</sup>	n <sup>C</sup>	Var(r T) <sup>1</sup>	Var(r C) <sup>1</sup>	Explicação <sup>2</sup>	Contágios <sup>3</sup>
Rússia	155	61	16,73%	151,88%	38,91%	0
Bolha de Internet	313	62	1,03%	2,97%	29,79%	1
11 de setembro	323	36	1,33%	3,97%	30,88%	6
Argentina	375	79	5,54%	50,10%	30,52%	0
Escândalos corporativos	163	178	1,31%	3,24%	35,37%	10
Subprime	1.061	180	0,46%	1,58%	37,24%	11
Lehman Brothers A	95	72	1,48%	15,34%	54,33%	13
Lehman Brothers B	1.335	72	0,68%	15,34%	44,56%	13

Fonte: Elaboração própria.

<sup>1</sup> Variâncias dos retornos nos períodos de tranquilidade e crise do país originário.

<sup>2</sup> Poder de explicação das variâncias pela análise fatorial.

<sup>3</sup> Número de países da amostra que sofreram contágio financeiro, de 0 (nenhum) a 19 (todos), a um nível de significância de 1%.

A crise financeira observada após o atentado de 11 de setembro de 2001, nos EUA, resultou em contágio para 6 dos 19 países avaliados: Austrália, Bélgica, Hong Kong, Índia, México e Singapura. O aumento da correlação dos retornos individuais destes países para com os EUA, no período da crise em questão, extrapolou o poder sistêmico de explicação dos mecanismos de transmissão observados para os 20 países antes do início da crise.

As evidências de contágio financeiro foram maiores nas crises subsequentes originadas nos EUA. No caso dos escândalos corporativos, por exemplo, 10 países sofreram de contágio: Alemanha, Argentina, Áustria, Bélgica, Brasil, França, Holanda, Inglaterra, México e Suíça. Estes mesmos países também foram atingidos pela crise do subprime, na qual juntamente com a Rússia totalizaram 11 ocorrências de contágio.

De todas as situações analisadas, a crise em que mais países foram afetados pelo contágio, de acordo com os resultados obtidos, é a que sucedeu à quebra do Lehman Brothers, totalizando 13 ocorrências: Alemanha, Argentina, Áustria, Bélgica, Brasil, França, Holanda, Hong Kong, Índia, Inglaterra, México, Singapura e Suíça.

O Apêndice II apresenta os índices de correlação observados nos períodos de tranquilidade e crise, bem como o limiar teórico máximo estimado a partir da estrutura dos mecanismos de transmissão vigente antes das crises.

## Apêndice I – Configurações das crises

As crises financeiras tiveram suas configurações definidas neste estudo como se segue:

1. Russa: originada na Rússia, com tranquilidade entre 25/11/1997 e 27/07/1998 e crise entre 28/07/1998 e 20/10/1998. Surge em decorrência de problemas estruturais da economia russa, advindos de seu processo histórico-político de Perestroika e Glasnost, na década de 80, que resultaram em ineficiência econômica privada e déficit governamental, confrontada com a conjuntura de crises asiáticas de meados da década de 90 (LUÍS, 1998).

2. Bolha de Internet: originada nos EUA, com tranquilidade entre 20/10/1998 e 01/02/2000 e crise entre 02/02/2000 e 04/05/2000. A partir da recuperação dos países asiáticos das crises de meados da década de 90, e de uma crescente participação da China no mercado internacional, houve forte pressão sobre os preços de ativos do setor tecnológico, inspirada pela ideologia de uma nova economia do conhecimento como fator de expectativa; como resultado, houve forte movimento de ajustamento de preços destes ativos (MEDEIROS, 2001).
3. 11 de setembro: originada nos EUA, com tranquilidade entre 04/05/2000 e 10/09/2001 e crise entre 11/09/2001 e 02/11/2001. Após um período de revisões para baixo dos crescimentos nos mercados desenvolvidos, o atentado terrorista de 11/09/2001 culminou em forte descrédito da estabilidade social e da manutenção do poder de compra dos americanos, em um cenário mais imprevisível que o normal. Além disso, as economias européias não se apresentaram como alternativa à demanda americana, de tal forma que foram necessárias intervenções do Federal Reserve e ajustes nas políticas econômicas americanas (CANUTO, 2001; CHUNG e DESPEIGNES, 2001).
4. Argentina: originada na Argentina, com tranquilidade entre 04/05/2000 e 26/11/2001 e crise entre 27/11/2001 e 08/04/2002. Depois de manter câmbio artificialmente em paridade frente ao dólar, a Argentina viu-se: com significativa desarticulação do setor produtivo privado, decorrente de excesso de importações; sem empresas estatais, porquanto tenham sido privatizadas para tentar conter pesados déficits fiscais; com dívidas junto ao FMI; com atrasos em aplicar reformas trabalhistas; diante da conjuntura de pós-atentado terrorista. Neste ínterim, governo e sociedade reconheceram a grave situação existente e conduziram a economia a mudanças significativas, dentre elas o fim da paridade no câmbio (PRESSER, 2005; ENGARDIO, 2002).
5. Escândalos corporativos: originada nos EUA, com tranquilidade entre 02/11/2001 e 16/07/2002 e crise entre 17/07/2002 e 03/04/2003. Notícias de irregularidades contábeis e acordos entre atores do sistema financeiro e corporações minaram a credibilidade do investidor, o que aprofundou os debates sobre governança corporativa (PETROS, 2003; VALOR ONLINE, 2002).
6. Subprime: originada nos EUA, com tranquilidade entre 03/04/2003 e 22/07/2007 e crise entre 23/07/2007 e 18/04/2008. Como resultado de frouxas políticas monetárias após o atentado de 11 de setembro, visando ao reaquecimento da economia, a queda na taxa de juros suscitou um aumento significativo do nível de endividamento das famílias americanas, sobretudo amparadas por hipotecas imobiliárias submetidas a risco moral na análise de crédito. As evidentes falhas de mercado na precificação de crédito e outros ativos desencadearam numa das maiores crises financeiras internacionais vividas pelo capitalismo, cujas consequências ainda não são completamente conhecidas (EWING, 2009; GUTTMANN e PLIHON, 2008).
7. Lehman Brothers A: originada nos EUA, com tranquilidade entre 18/04/2008 e 03/09/2008 e crise entre 04/09/2008 e 15/12/2008. A

quebra do Lehman Brothers é um evento de relevância na torrente de acontecimentos advindos da crise do subprime, conduzindo-a a um patamar superior, emergencial a ponto de culminar com o socorro de entes governamentais ao sistema financeiro e produtivo (EWING, 2009; GUTTMANN e PLIHON, 2008; NAKANO, 2008; FOLHA ONLINE, 2008).

8. Lehman Brothers B: originada nos EUA, com tranquilidade entre 03/04/2003 e 03/09/2008 e crise entre 04/09/2008 e 15/12/2008. Trata-se da mesma crise anterior, porém em outra configuração, na qual o período de tranquilidade abriga todo o intervalo de tempo de tranquilidade da crise subprime. Esta configuração foi adotada para testar a relevância da quebra do Lehman Brothers em um cenário de tranquilidade que não estivesse completamente inserido em uma crise anterior.

## Apêndice II – Correlações dos contágios

Abaixo estão apresentadas as correlações dos países que sofreram contágio financeiro em cada crise estudada. Estão enumerados somente os casos de contágio, evidenciados a um nível de significância de 1%. Os demais países foram omitidos da listagem. Também foi excluída a configuração da crise Lehman Brothers A, uma vez que seus resultados são similares aos da configuração Lehman Brothers B.

Todas as crises abaixo foram originadas nos EUA. Em alguns casos, a correlação teórica máxima do país contagiado com os EUA foi maior que a correlação observada no período de tranquilidade. Noutros casos, menor. Porém, em todas as situações, a correlação observada no período de crise é maior que a teórica máxima, justamente por ser esta a condição de contágio financeiro definida pela metodologia.

**Tabela 2 - Correlações sob contágio em 1% de significância**

País	$\rho^T$	$\rho^C$	$\Phi$
<b>Crise bolha de Internet, originada nos EUA</b>			
ARGENTINA	0,36	0,45	0,15
<b>Crise 11 de setembro, originada nos EUA</b>			
AUSTRALIA	0,05	0,63	0,31
BELGICA	0,27	0,45	0,06
HONGKONG	0,05	0,48	0,09
INDIA	0,05	0,46	0,07
MEXICO	0,48	0,71	0,43
SINGAPURA	0,14	0,45	0,06
<b>Crise escândalos corporativos, originada nos EUA</b>			
ALEMANHA	0,54	0,73	0,59
ARGENTINA	0,00	0,31	-0,07
AUSTRIA	0,27	0,37	0,14
BELGICA	0,42	0,61	0,43
BRASIL	0,41	0,35	0,11
FRANCA	0,48	0,61	0,42
HOLANDA	0,46	0,59	0,40



<b>País</b>	<b><math>\rho^T</math></b>	<b><math>\rho^C</math></b>	<b><math>\Phi</math></b>
INGLATERRA	0,36	0,46	0,24
MEXICO	0,48	0,72	0,58
SUICA	0,24	0,49	0,28
<b>Crise subprime, originada nos EUA</b>			
ALEMANHA	0,45	0,43	0,26
ARGENTINA	0,28	0,49	0,33
AUSTRIA	0,25	0,33	0,15
BELGICA	0,35	0,48	0,32
BRASIL	0,48	0,62	0,49
FRANCA	0,40	0,49	0,33
HOLANDA	0,39	0,46	0,30
INGLATERRA	0,36	0,46	0,30
MEXICO	0,53	0,71	0,60
RUSSIA	0,14	0,23	0,04
SUICA	0,28	0,41	0,24
<b>Crise Lehman Brothers B, originada nos EUA</b>			
ALEMANHA	0,45	0,69	0,51
ARGENTINA	0,31	0,56	0,33
AUSTRIA	0,30	0,48	0,24
BELGICA	0,42	0,58	0,35
BRASIL	0,50	0,66	0,47
FRANCA	0,44	0,57	0,34
HOLANDA	0,42	0,60	0,38
HONGKONG	0,07	0,43	0,17
INDIA	0,10	0,53	0,30
INGLATERRA	0,40	0,52	0,28
MEXICO	0,58	0,67	0,48
SINGAPURA	0,10	0,38	0,12
SUICA	0,31	0,51	0,26

Fonte: Elaboração própria.

## Referências

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327, 1986.

CORSETTI, G.; PERICOLI, M.; SBRACIA, M. Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24 (8), pp. 1177-1199, 2005.

ENGLE, Robert F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50: 987-1008, 1982.

FORBES, K.; RIGOBON, R. Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues. In: Claessens, S., Forbes, K.J. (eds.), *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers, Boston, 2001.

GONÇALVES, R. *Economia política internacional: Fundamentos teóricos e as relações internacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

HAIR, J.; ANDERSON, R.; TATHAM, R.; BLACK, W. *Multivariate data analysis*. New Jersey: Prentice-Hall, 1998.

HO, R. *Handbook of univariate and multivariate data analysis and interpretation with SPSS*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2006.

JOHNSON, R.; WICHERN, D. *Applied multivariate statistical analysis*. New Jersey: Prentice-Hall, 1992.

PERICOLI, M.; SBRACIA, M. A Primer on Financial Contagion”, *Journal of Economic Surveys*, forthcoming, 2003.