

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CONTÁGIO: TESTES DE CORRELAÇÃO E UM ESTUDO DE CASO SOBRE A
CRISE ARGENTINA

Mariano Steinert
Nº de matrícula 9914710-4

Orientador: Afonso Sant'Anna Bevilaqua

Dezembro de 2002

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CONTÁGIO: TESTES DE CORRELAÇÃO E UM ESTUDO DE CASO SOBRE A
CRISE ARGENTINA

Mariano Steinert
Nº de matrícula 9914710-4

Orientador: Afonso Sant'Anna Bevilaqua

Dezembro de 2002

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

Assinatura:

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”.

1. Introdução	4
2. Histórico da Crise	7
3. Duas definições: Contágio e Descolamento	11
4. Arcabouço Teórico	14
4.1. O modelo	14
4.2. Uma medida de interdependência	16
5. Críticas a literatura	19
5.1. Testes sem ajuste do coeficiente de correlação	19
5.2. Testes que assumem uma ligação direta e linear entre os mercados	20
5.3. Testes baseados na normalidade dos retornos	22
6. Evidência empírica	24
6.1. Metodologia	24
6.2 Resultado dos testes clássicos	25
6.3 Valores críticos de λ	31
7. Conclusão	33
8. Bibliografia	35

Índice de Tabelas e Figuras

Figura 1 - Spread do EMBI + para Argentina e para o Brasil	13
Tabela 1 - Tabela 1. Correlação dos Spreads do FRB e do EI	28
Tabela 2 - Correlação dos Spreads do Argentina 27 e do Brasil 27.....	29
Tabela 3 - Correlação dos Spreads do EMBI+ Argentina e EMBI+ Brasil.....	29
Tabela 4 - Correlação dos Retornos em Dólar dos Índices Merval e Ibovespa.....	30
Tabela 5 - Correlação dos Retornos em Moeda Local dos Índices Merval e Ibovespa	30
Tabela 6 - Valores críticos das relações da variâncias.....	32

1. Introdução

Com o agravamento da crise argentina no decorrer de 2001, o temor de que possíveis conseqüências negativas poderiam atingir a economia brasileira foi se tornando cada vez maior. Ao contrário das crises financeiras em países emergentes da década de 90, esta ocorria num país com importantes vínculos comerciais e financeiros com o Brasil, sem mencionar a proximidade geográfica. Assim, é natural que houvesse uma associação direta entre a situação econômica nos dois países e existisse uma maior expectativa que os efeitos negativos fossem ainda mais perversos do que durante as demais crises. Apesar disso percebeu-se a partir do último bimestre de 2001 um descolamento da percepção de risco dos investidores internacionais em relação aos dois países. A crise argentina se agravou cada vez mais, enquanto a situação brasileira passou a apresentar uma melhora progressiva calcada nos fundamentos mais sólidos desta economia. Entretanto a análise mais aprofundada das razões desse comportamento foge ao escopo do nosso trabalho.

Pretendemos neste artigo verificar a hipótese de descolamento e, também, se em algum momento antes disto pode-se perceber a existência de contágio. Para isto vamos primeiro fazer uma análise da literatura de contágio focando nos testes de correlação em que boa parte dos trabalhos a respeito se baseiam. Seguimos nesta análise a visão crítica proposta por Corsetti et al. (2000). Com base em um modelo mais abrangente e realista que os demais, chega-se à conclusão que os testes mais populares contém hipóteses implícitas pouco realistas sobre alguns parâmetros e que este erro de especificação compromete seriamente os resultados. Nossa análise empírica leva em conta esses problemas, mas faltam-nos meios para melhor tratá-los.

Esta monografia está organizada da seguinte forma: no próximo capítulo faremos um breve histórico da crise argentina, focando em seus aspectos econômicos mais importantes. No terceiro capítulo discutiremos o conceito e a definição de contágio e algumas controvérsias a seu respeito, além de propormos uma definição para descolamento. No capítulo seguinte, descreveremos o modelo de Corsetti et al. (2000), derivando a estatística de teste utilizada ao longo do trabalho. O quinto capítulo resume as críticas à literatura de testes de contágio baseados em coeficientes de correlação, mostrando as conseqüências das

hipóteses implícitas pouco críveis contidas neles. No sexto capítulo mostraremos a evidência empírica para a crise argentina, conduzindo os testes clássicos, atentando para o risco de viés. Além disso fazemos uma análise a luz do modelo adotado sobre os valores críticos dos parâmetros desconhecidos. Por fim, apresentaremos nossas conclusões.

2. Histórico da Crise

Resumir a crise argentina não é uma tarefa fácil. Primeiro, porque ela se estende por um longo período de tempo, dado a recessão teve início em 1998. Segundo, por causa da instabilidade política interna que se instaurou principalmente a partir do ano de 2000. Terceiro, porque não podemos resumi-la apenas a uma crise financeira, como podemos fazer com a crise brasileira em janeiro de 1999. O problema argentino é muito mais sério do que isso, como demonstra a estagnação e recessão econômica que já dura mais cinco anos. A linha seguida neste capítulo se baseia no histórico feito em Edwards (2002), com um breve resumo das principais causas político econômicas da crise, tentando não se ater a uma cronologia muito detalhista.

A Argentina no início da década de 90 implementou um programa de estabilização nos moldes do consenso de Washington, implementando um “currency board” com a paridade de um peso para um dólar, um programa de desestatização e a abertura da economia. Este programa foi extremamente bem sucedido conseguindo acabar com a hiperinflação, estabilizando a economia e montando as bases para um crescimento consistente durante parte da década de 90. Como Mussa (2002) explica, apesar do ceticismo inicial do FMI, a Argentina tornou-se um exemplo de economia bem sucedida com políticas econômicas com a orientação do fundo entre 1991 e 1997. Isto era reforçado por ser o único grande país que mantinha um regime de paridade completamente fixa.

Entretanto, a partir de 1998 a economia argentina entrou em recessão e o quadro começou a se agravar. O câmbio real estava muito sobrevalorizado, fruto de uma inflação persistentemente acima dos níveis mundiais e americanos. As finanças públicas estavam combalidas em decorrência da falta de disciplina fiscal do governo que gerava sucessivos déficits. Isto criava uma trajetória ascendente na relação dívida/PIB, que junto com as crises financeiras internacionais da segunda metade da década criava condições de financiamento externo cada vez menos favoráveis. Mesmo com os pacotes do FMI, a situação não melhorou, sendo agravada pelas instabilidades políticas internas, culminando com o default e a desvalorização cambial no final de 2001 e começo de 2002.

Durante sua experiência de “currency board” a Argentina passou a ter uma economia altamente dolarizada. O público era encorajado a manter depósitos e dívidas denominados em dólar pela política de “um peso, um dólar”. Desta forma, uma percentagem extremamente alta dos portfólios dos bancos era denominada em dólar, e no final de 2001, 80% da dívida pública era em moeda estrangeira.

Esse alto nível de dolarização da economia e das finanças públicas criava fortes dúvidas quanto à viabilidade e conseqüências de uma possível desvalorização. Mesmo analistas que criticavam o regime de paridade com o dólar e acreditavam que o peso estava sobrevalorizado não tinham certeza quanto aos benefícios de uma desvalorização. O argumento para justificar essa posição se baseava no fato de que em uma economia altamente dolarizada, uma desvalorização iria aumentar significativamente o passivo de todos agentes (indivíduos, firmas e bancos), sem necessariamente aumentar seus ativos e receitas. Isto acontecia porque salários e preços eram denominados em pesos o que comprometia o pagamento das dívidas denominadas em dólar, podendo criar uma onda de falências generalizada.

A dinâmica perversa da dívida pública, decorrente da falta de disciplina fiscal e da alta taxas de juros, estava em meados de 2001 pressionando o governo. Foi feita uma troca de dívida no valor de 29,277 bilhões de dólares, valor muito acima do esperado. Entretanto, o efeito desta troca de títulos foi limitado, com o risco-país permanecendo nos mesmos níveis anteriores a troca e voltando a subir drasticamente poucos meses depois. Junto com essa pressão sobre o financiamento da dívida pública o governo participava de uma discussão intensa e acirrada sobre as transferências federais para as províncias e o controle do déficit público das mesmas.

Com as condições econômicas se deteriorando o debate sobre meios de acabar com a lei de conversibilidade da melhor forma possível foi tomando vulto. Existiam três grupos principais entre os analistas. O primeiro defendia um default parcial, mantendo a conversibilidade e o “currency board”. O segundo defendia a dolarização oficial da economia a uma taxa mais alta do que a existente de um peso por dólar. Por último, existiam aqueles que defendiam a desvalorização junto com uma pesificação da economia.

Entretanto, nenhuma dessas correntes foi a escolhida, com o Ministro da Economia Domingo Cavallo decidindo implementar seu próprio programa. Este consistia basicamente em uma reestruturação da dívida pública, em dar incentivos para o setor produtivo e em negociações com as províncias. Esse programa não surtiu efeitos forçando o governo a implementar o congelamento dos depósitos, conhecido como *corralito*, e controles no mercado de câmbio para impedir uma corrida bancária. O congelamento dos depósitos gerou uma pressão social insustentável tendo como consequência uma onda de saques e revoltas sociais violentas. Em 19 de dezembro, após mais uma onda de protestos violentos, o governo parecia ter perdido o controle sobre os eventos. No dia seguinte o Presidente De la Rúa e todo seu gabinete, incluindo o Ministro Cavallo, renunciaram.

O final de dezembro de 2001 foi marcado pela instabilidade política e pela troca de presidentes de curta duração, no total três. Finalmente em 2 de janeiro de 2002 o Presidente Eduardo Duhalde tomou posse.

O novo governo prometeu por fim ao regime econômico vigente, incluindo a lei de conversibilidade, que na sua opinião era ineficiente e a principal causa da recessão. Entretanto, as políticas adotadas não seguiram nenhuma das principais idéias debatidas para solucionar o problema econômico argentino. Na verdade foram usadas, na opinião de Edwards (2002), os piores pontos de cada uma delas. O peso foi desvalorizado, foi decretado o default da dívida pública e as dívidas denominadas em dólar foram transformadas em pesos a taxas arbitrariamente diferentes. Além disso, o congelamento dos depósitos bancários foi reforçado e generalizado, proibindo-se a movimentação entre contas de diferentes bancos.

Para piorar o cenário da crise, a desvalorização do peso foi muito maior do que se imaginava *a priori*. A moeda argentina rapidamente chegou ao patamar de 3 pesos por dólar, uma desvalorização de 60%, enquanto que as estimativas da sobrevalorização do peso ficavam entorno de 30-45 por cento. Isto era aliado a uma queda prevista do PIB em torno de 15 a 20 por cento para 2002, e uma contração adicional de 5% em 2003.

Estes fatos foram a comprovação que uma desvalorização em uma economia altamente dolarizada pode ser bastante traumática. Os balanços das empresas e dos bancos

foram arruinados e a população como um todo reivindicava seus depósitos. Meses após a desvalorização a economia ainda está paralisada e os depósitos permanecem congelados. A instabilidade política é gritante e a governabilidade muito reduzida.

3. Duas definições: Contágio e Descolamento

Com a quebra da bolsa de Nova Iorque em 87 e as crises dos países emergentes na década de 90, o termo contágio se tornou amplamente disseminado. Entretanto, não existe uma definição para contágio que seja um consenso na literatura.

A desvalorização do rublo russo em 98 gerou uma série de acontecimentos que culminaram com a desvalorização do Real em janeiro de 99. A maioria das pessoas concordaria que ocorreu contágio da crise russa para o Brasil, mesmo sem uma definição precisa. Isso se dá, pelo fato das economias russa e brasileira terem estruturas bastante diferentes, estarem geograficamente distantes e não terem ligações econômicas diretas importantes. Já no caso da crise asiática, a associação entre os países é mais direta, devido a proximidade geográfica, similaridade de sistemas econômicos e fortes ligações financeiras¹. Essas economias são altamente correlacionadas em qualquer estado da natureza, e assim esperaríamos uma forte reação nas demais economias a um grande choque negativo em uma delas, como ocorreu na ocasião da desvalorização do Bath tailandês. Neste caso as divergências sobre a existência de contágio são muito maiores e uma resposta conclusiva depende da definição utilizada.

Pericoli e Sbracia (2001) listam cinco definições largamente adotadas:

- Contágio é um aumento significativo na probabilidade de crise em um país condicionada a uma crise em um outro país;
- Contágio ocorre quando existe transferência de volatilidade do país em crise para mercados financeiros de outros países;
- Contágio é um aumento significativo nos co-movimentos de preços e quantidades entre mercados, condicionados a uma crise ocorrendo em um mercado ou grupo de mercados;
- Contágio ocorre quando os canais de transmissão são diferentes depois de um choque em um mercado;

¹ Baig e Goldfajn (1999) afirmam que vínculos comerciais não são relevantes para explicar os mecanismos de transmissão da crise asiática.

- Contágio ocorre quando co-movimentos não podem ser explicados por fundamentos.

A definição utilizada neste artigo se aproxima da quarta descrita acima. Definimos contágio da mesma forma que Forbes e Rigobon (2001). Assim, contágio é o aumento significativo nas interligações entre mercados em função de um choque em um país ou grupo de países², onde as interligações entre os mercados podem ser medidas de diversas maneiras, tais como: correlação entre retornos de ativos, probabilidade de ataque especulativo e transmissão de choques e volatilidade. Uma vantagem desta definição é que ela é útil empiricamente, pois se transforma em um simples teste, avaliando se as interligações entre os mercados se alteram significativamente depois de um choque.

Forbes e Rigobon (1999) apresentam três razões para uso desta definição. Primeiro, o objetivo principal da diversificação internacional é reduzir o risco de portfólio. Se durante crises a correlação entre os mercados em diferentes países aumenta, reduz-se bastante a racionalidade da diversificação internacional, justamente quando ela seria mais necessária.

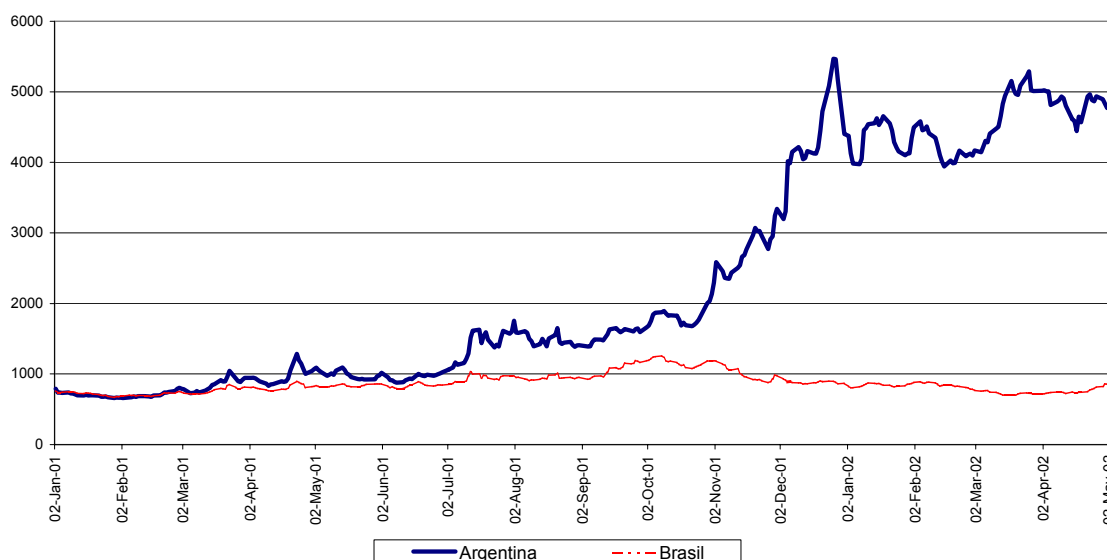
Uma segunda vantagem na utilização desta definição seria para analisar o papel de instituições multilaterais no resgate de países afetados por crises em outros países. Se um choque negativo em um país gerar efeitos maiores do que os normais, isto poderia levar o outro país a uma crise, apesar de seus fundamentos serem sólidos e existirem poucas interligações reais entre as duas economias. Neste cenário, uma intervenção de instituições internacionais seria justificável para evitar uma crise no segundo país.

Por fim, a definição utilizada neste artigo permite diferenciar entre duas correntes da literatura sobre como os choques são transmitidos. Alguns modelos assumem que os investidores reagem de forma diferente a choques negativos de larga escala. Enquanto outros afirmam que os mecanismos de transmissão nos períodos de crise não se modificam. Desta forma, descobrir se esse tipo de contágio existe pode gerar evidências contra ou a favor de determinadas teorias de transmissão de choques.

Outro conceito que iremos trabalhar ao longo do artigo é o de descolamento. Como já foi exposto na introdução, no último trimestre de 2001, com o agravamento da crise argentina, a percepção de risco dos investidores em relação ao Brasil e à Argentina, que sempre foi altamente correlacionada, passou a divergir. Os riscos-país dos dois, medidos pelo índice de *spread* do EMBI+ do JP Morgan, passaram a se mover em direções opostas, como se pode ver na Figura 1. Enquanto o risco-país argentino explodia para níveis extraordinariamente altos, o brasileiro passou a apresentar uma tendência de queda. A este fenômeno chamamos de descolamento.

Propomos, então, uma definição de forma oposta a de contágio, testando ambos de forma simétrica. Assim, descolamento é a redução significativa nas interligações entre mercados em função de um choque em um país ou grupo de países.

Figura 1. Spread do EMBI+ para Argentina e Brasil
(01/01/2001 - 03/05/2002)



² Para diferenciar esta definição das demais Forbes e Rigobon (1999) propõem o termo “*shift-contagion*”, mas por simplicidade vamos utilizar neste trabalho apenas contágio, sempre se referindo a definição aqui adotada.

4. Arcabouço Teórico

4.1. O modelo

Nesta seção, apresentaremos um modelo de fatores para melhor abordarmos o problema de quebra estrutural nos mecanismos internacionais de transmissão e da existência ou não de contágio. Seguindo grande parte da literatura, trabalharemos com um modelo de um único fator. Isso nos permite usarmos uma análise baseada em correlações entre os ativos, o que não seria apropriado num modelo de múltiplos fatores. O modelo segue os moldes do apresentado em Corsetti et al. (2000).

Assuma que os retornos dos ativos financeiros do país i e do país j são gerados pelo seguinte processo:

$$\begin{aligned} r_i &= \alpha_i + \gamma_i \cdot f + \varepsilon_i \\ r_j &= \alpha_j + \gamma_j \cdot f + \varepsilon_j \end{aligned} \tag{1}$$

onde α_i e α_j são constantes, γ_i e γ_j são os coeficientes de como o fator afeta cada mercado específico, f é o fator global, ε_i e ε_j são riscos característicos dos mercados, e onde f , ε_i e ε_j são variáveis aleatórias mutuamente independentes com variâncias finitas e estritamente positivas.

Especifiquemos agora as mudanças nas variâncias dos f e ε 's entre o período tranquilo e o de crise. Sendo j o país de origem da crise financeira internacional; por exemplo, Brasil em janeiro de 1999 e, no nosso caso, Argentina no final de 2001. De acordo com a evidência de alta volatilidade em períodos de instabilidade, a crise no país j é definida como um aumento na variância nos retornos. Representando $r_j \in C$ como o evento “crise no país j ” e sendo δ a variação proporcional na variância do retorno r_j em relação ao período anterior ao da crise, temos:

$$Var(r_j | r_j \in C) = (1 + \delta) \cdot Var(r_j), \delta > 0.$$

Essa alteração na variância pode ser fruto de mudanças no fator global, f , ou no risco idiossincrático, ε_j .

A independência de f , ε_i e ε_j implica que:

$$Var(\varepsilon_i | r_j \in C) = Var(\varepsilon_i)$$

Isso é importante pois estamos analisando a propagação de uma crise do país j para o país i , onde a lógica do nosso modelo sugere que as mudanças na variância de r_j dependam apenas do fator global, f , e das interligações dos mercados entre os dois países.

A partir do modelo acima descrito, o coeficiente de correlação entre r_i e r_j pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} \rho \equiv Corr(r_i, r_j) &= \frac{Cov(r_i, r_j)}{\sqrt{Var(r_i) \cdot Var(r_j)}} \\ &= \frac{1}{\left[1 + \frac{Var(\varepsilon_i)}{\gamma_i^2 Var(f)}\right]^{1/2} \cdot \left[1 + \frac{Var(\varepsilon_j)}{\gamma_j^2 Var(f)}\right]^{1/2}} \end{aligned}$$

no período tranqüilo, e

$$\rho^C = \frac{1}{\left[1 + \frac{Var(\varepsilon_i)}{\gamma_i^2 Var(f|C)}\right]^{1/2} \cdot \left[1 + \frac{Var(\varepsilon_j|C)}{\gamma_j^2 Var(f|C)}\right]^{1/2}}$$

no período de crise.

Tendo em vistas essas expressões, chegamos a conclusão que, mantendo todos os parâmetros do modelo constantes, o aumento do coeficiente de correlação durante um período de crise é devido a um aumento da variância do fator global relativamente ao fator específico do país j , ε_j . Neste caso o aumento do coeficiente de correlação se dá de acordo com o processo gerador (1) e portanto não existe uma quebra estrutural nos mecanismos internacionais de transmissão.

Por outro lado, se o aumento do coeficiente de correlação for fruto de variações nos parâmetros do modelo, tais como um aumento dos coeficientes γ_i e γ_j , ou da violação da hipótese de independência dos riscos idiossincráticos, sendo seu coeficiente de correlação positivo, existe uma quebra nos mecanismos de transmissão. Isso caracteriza a existência de contágio em contraposição ao caso anterior, que chamamos de interdependência, tal como em Forbes e Rigobon (2001) e Corsetti et al. (2000). Neste caso percebemos que o

aumento da correlação entre os mercados devido a uma crise no país j foi forte demais para ser consistente com o processo gerador (1).

Uma análise semelhante da existência de contágio usada em Dungey et al. (2002) é expandindo o nosso modelo de um fator para que ele permita que o risco específico do país gerador da crise internacional, ε_j , influencie o processo gerador do retorno do país i . Isto é, permitimos que os choques em determinado país se tornem mundiais ou regionais. Mostramos isso pelo seguinte processo:

$$r_i = \alpha_i + \gamma_i \cdot f + \varepsilon_i + \beta_i \cdot \varepsilon_j$$

$$r_j = \alpha_j + \gamma_j \cdot f + \varepsilon_j$$

Assim durante uma crise originada no país j a existência de contágio ou interdependência se limita a uma análise do coeficiente β_i . Se este for igual a zero, assim como no período tranqüilo, o processo gerador permanece o mesmo e rejeitamos a hipótese de contágio em favor da de interdependência. Caso $\beta_i \neq 0$, então choques característicos do país j passam a afetar o país i durante a crise e portanto consideramos que existe contágio. O problema com essa abordagem é que sua análise empírica é muito complexa pois o tratamento com coeficientes de correlação não se aplica mais por se tratar de um modelo com dois fatores. Dungey et al. aborda esse problema a partir de métodos de inferência indireta o que foge ao escopo deste trabalho.

4.2. Uma medida de interdependência

Como já foi ressaltado anteriormente, a definição de contágio utilizada neste artigo torna o seu teste bastante intuitivo. Basta analisarmos se as interligações entre os mercados aumentaram significativamente após o choque, medindo isso através da verificação se ocorreu um aumento “forte demais” no coeficiente correlação entre os retornos dos ativos.

Mas como verificar se esse aumento foi ou não consistente com o processo gerador (1)? Para isso temos que criar uma medida para analisar a hipótese de interdependência, ou seja, até que ponto o aumento do coeficiente de correlação corresponde a um aumento dentro do processo gerador (1).

Partindo da hipótese de não ocorrência de quebra estrutural no processo gerador (1), consideramos que γ_i , γ_j , $Var(\varepsilon_i)$ e $Corr(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ não variam com a crise no país j . Chamamos de ϕ o coeficiente de correlação entre r_i e r_j durante o período de crise com essas hipóteses, que implicam interdependência. Este pode ser escrito como uma função de ρ , o coeficiente de correlação no período tranqüilo, δ , a taxa de aumento da variância do retorno do ativo do país j , e λ_j e λ_j^C que são as razões entre as variâncias do risco idiossincrático ε_j e da variância do fator global f multiplicada por γ_j^2 , no período tranqüilo e no de crise, respectivamente. Esta função é dada a seguir:

$$(2) \quad \phi(\lambda_j, \lambda_j^C, \delta, \rho) \equiv \rho \left[\frac{\left(\frac{1 + \lambda_j}{1 + \lambda_j^C} \right)^2 \frac{1 + \delta}{1 + \rho^2 \left[(1 + \delta) \frac{1 + \lambda_j}{1 + \lambda_j^C} - 1 \right] (1 + \lambda_j)}} \right]^{1/2}, \quad (2)$$

onde

$$\lambda_j = \frac{Var(\varepsilon_j)}{\gamma_j^2 \cdot Var(f)} \text{ e } \lambda_j^C = \frac{Var(\varepsilon_j|C)}{\gamma_j^2 \cdot Var(f|C)}.$$

Chamaremos ao longo do trabalho ϕ de medida teórica de interdependência e λ_j e λ_j^C de razões das variâncias.

Depois de termos desenvolvido essa medida de interdependência, a nossa análise empírica fica bastante simples. Comparamos se o coeficiente de correlação durante a crise, ρ^C , é estatisticamente diferente da medida teórica de interdependência chegamos à conclusão de existência ou não de contágio. Aceitamos a hipótese de interdependência, onde o coeficientes γ_i , γ_j e a variância do choque idiossincrático do país i , $Var(\varepsilon_i)$, não variam e a correlação entre o riscos específicos de cada país é nula, $Corr(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$, quando ϕ é igual a ρ^C . Caso algum desses parâmetros se alterem, teremos ϕ diferente de ρ^C , e uma quebra estrutural no processo gerador, caracterizando contágio. A hipótese nula, de interdependência, e a alternativa, de contágio, portanto, são:

$$H_0 : \rho^C \leq \phi$$

$$H_1 : \rho^C > \phi$$

Um ponto interessante dessa abordagem é que ela é simétrica, podendo ser utilizada tanto para analisar um aumento extraordinário da correlação entre os retornos dos ativos (contágio), quanto para analisar uma redução abrupta (descolamento). Esta redução pode ocorrer mesmo que a variância do fator global aumente durante a crise, pois o retorno do país da qual esta se originou também sofre com um aumento da variância dos seus choques idiossincráticos. Se esta última aumentar mais do que proporcionalmente em relação à variância do fator global, a correlação entre os dois países deve cair mesmo que não ocorra uma quebra estrutural. Assim, a análise se o coeficiente de correlação caiu demais durante a crise caracterizando descolamento, deve ser feita de forma análoga e simétrica à apresentada acima. Temos, nesse caso, as seguintes hipóteses nula de interdependência e alternativa de descolamento:

$$H_0 : \rho^C \geq \phi$$

$$H_1 : \rho^C < \phi$$

5. Críticas a literatura

Testes de correlação são muito utilizados para avaliar a existência ou não de contágio durante crises financeiras mundiais e a literatura a seu respeito é bastante ampla. Entretanto, a sua grande maioria faz algum tipo de suposição sobre os valores das razões das variâncias, λ_j e λ_j^C , mesmo que seja apenas implicitamente.

Nesta seção vamos analisar os testes mais disseminados na literatura, fazendo uso do modelo apresentado como ferramenta para identificar os seus problemas.

5.1. Testes sem ajuste do coeficiente de correlação

Os primeiros trabalhos sobre contágio baseavam sua análise empírica em testes que comparavam se os coeficientes de correlação nos períodos tranquilo e de crise eram estatisticamente diferentes, sem efetuar nenhum ajuste para o aumento da volatilidade. Esses trabalhos, como por exemplo King e Wadhvani (1990), reconheciam que o aumento das variâncias dos retornos dos ativos gerava um viés no coeficiente de correlação entre eles. Entretanto, não efetuavam nenhum tipo de correção. Assim o teste se resumia a:

$$H_0 : \rho^C \leq \rho$$

$$H_1 : \rho^C > \rho$$

Comparando com o teste o teste aqui desenvolvido, esses testes assumiam implicitamente que $\rho = \phi$, ou seja, que a medida teórica de interdependência é igual ao coeficiente de correlação no período tranquilo. Para isto ocorrer é necessário que se faça a seguinte hipótese sobre as razões das variâncias na equação (2):

$$\lambda_j^C = \lambda_j = \frac{1}{\rho^2} - 1.$$

Desta forma, na ocasião da ocorrência de uma crise no país j , interdependência implica que o coeficiente de correlação entre os dois países não deve se alterar.

É necessário analisar agora quão forte é essa hipótese e qual a sua perda de generalidade. Considera-se ao fazer-se uso dela, que as razões das variâncias tem uma relação negativa com o coeficiente de correlação no período tranquilo. Isto implica que quanto maior for a correlação entre os retornos, menor serão os λ 's e, conseqüentemente, maior será a importância do fator global. Este é um raciocínio bastante razoável, mas está longe de ser evidente que a razão das variâncias têm que ser igual ao inverso do quadrado do coeficiente de correlação no período tranquilo menos um. Caso isto não ocorra este teste será viesado comprometendo a sua eficácia para a análise da existência de contágio.

5.2. Testes que assumem uma ligação direta e linear entre os mercados

Percebendo a importância de tratar o viés gerado no coeficiente de correlação entre os retornos durante um período de crise devido a um aumento da volatilidade, Forbes e Rigobon (2001), introduziram um mecanismo de ajuste desse coeficiente controlando para o aumento da variância do retorno do ativo do país onde está a origem da crise. Para chegar a sua fórmula de ajuste, eles partem de um modelo considerando que o retorno do país i é gerado de forma linear pelo retorno do país j , onde a crise se originou, mais um choque característico a esse país, v_i :

$$r_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot r_j + v_i. \quad (3)$$

Dentro deste arcabouço eles assumem que:

$$\text{Corr}(r_j, v_i | C) = \text{Corr}(r_j, v_i) = 0,$$

$$\text{Var}(v_i | C) = \text{Var}(v_i).$$

Isto os leva a um teste muito semelhante ao proposto por Corsetti et al. (2000) e onde a medida de interdependência é:

$$\xi = \rho \left[\frac{1 + \delta}{1 + \delta \rho^2} \right]^{1/2},$$

e as hipóteses nula e alternativa são:

$$H_0 : \rho^C \leq \xi$$

$$H_1 : \rho^C > \xi$$

Apesar de o modelo proposto por Forbes e Rigobon (2001) ser aparentemente diferente do aqui utilizado, pode-se mostrar que usando algumas hipóteses simplificadoras no processo gerador (1) chega-se a representação (3). A partir de (1), considere que o choque idiossincrático do país j tem variância nula. Desta forma r_j é gerado apenas pelo fator global, f . Com isso, o processo gerador torna-se:

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

$$r_j = \alpha_j + \gamma_j \cdot f$$

Colocando em evidência f na segunda equação e substituindo na primeira, temos:

$$r_i = \left(\alpha_i - \frac{\alpha_j}{\gamma_j} \right) + \frac{\gamma_i}{\gamma_j} \cdot r_j + \varepsilon_i,$$

que é análogo ao processo gerador (3). Temos que avaliar, entretanto, quais as conseqüências para a estatística de teste de Forbes e Rigobon (2001) quando a hipótese que $Var(\varepsilon_j)$ é nula for violada.

Considerando que o processo gerador (1) é o verdadeiro, pondo em evidência f na equação dos retornos do país j e substituindo na equação dos retornos do país i , chegamos a:

$$r_i = \left(\alpha_i - \frac{\alpha_j}{\gamma_j} \right) + \frac{\gamma_i}{\gamma_j} \cdot r_j + \left(\varepsilon_i - \frac{\gamma_i}{\gamma_j} \varepsilon_j \right).$$

A partir da expressão acima, percebe-se que podem existir duas formas de erro de especificação no modelo subjacente a estatística de teste de Forbes e Rigobon (2001). Primeiro, se a variância de ε_j aumentar durante o período de crise, a variância de v_i também aumentará, violando a hipótese de que $Var(v_i|C) = Var(v_i)$. Segundo, se o retorno do país j for afetado por um risco idiossincrático, violando a hipótese de $Var(\varepsilon_j) = 0$, o risco v_i será correlatado com r_j violando a hipótese de $Corr(r_j, v_i|C) = Corr(r_j, v_i) = 0$. Tem-se então que a existência de um risco idiossincrático no país j com variância não nula e a possível heterocedasticidade desse risco tornam a estatística de teste ξ viesada.

Dentro do arcabouço teórico usado neste trabalho, Forbes e Rigobon (2001) estão assumindo implicitamente que $\lambda_j = \lambda_j^C = 0$. Outra forma de ver isso é comparando ξ com ϕ , onde percebe-se que as duas estatísticas são idênticas quando as razões das variâncias são iguais a zero. Desta forma seu teste só seria corretamente aplicado quando tal hipótese for verdadeira o que é muito pouco realista.

Mas quais seriam as conseqüências deste viés para a análise empírica? Pode-se provar que se $Var(\varepsilon_j)$ for positiva e aumentar durante o período de crise o teste será viesado em favor da aceitação da hipótese nula de interdependência. Isto explica porque a vasta literatura sobre testes de contágio que usa tal estatística tende a apoiar a hipótese de interdependência, inclusive Forbes e Rigobon (2001).

5.3. Testes baseados na normalidade dos retornos

O outro teste importante na literatura é o proposto por Boyer et al. (1999) e Loretan e English (2000), que assumem que os retornos (r_i, r_j) são uma variável aleatória normal bivariada. Este teste é muito semelhante com o apresentado por Forbes e Rigobon, pois podemos escrever a normal bivariada da seguinte forma:

$$r_i = \alpha_i + \gamma_i \cdot r_j + \nu_i$$

$$r_j = \alpha_j + \gamma_j \cdot \nu_j$$

onde ν_i e ν_j são variáveis aleatórias normais e ortogonais. A semelhança entre os dois modelos é evidente, tanto que a estatística de teste derivada por Boyer et al. (1999) e Loretan e English (2000) é igual a adotada por Forbes e Rigobon (2001):

$$\rho \left[\frac{1 + \delta}{1 + \delta \rho^2} \right]^{1/2}$$

Esta estatística é derivada através do teorema da “correlação normal”, representando o coeficiente de correlação entre duas normais como função do aumento da variância de uma delas. Assim como ξ ela pode ser obtida através da medida mais geral ϕ , fazendo λ_j e λ_j^C iguais a zero.

As hipóteses nula e alternativa são idênticas às apresentadas por Forbes e Rigobon (2001) e o teste procede da mesma forma. Devido a semelhança com o teste anterior, este sofre dos mesmos problemas. A menos que a $Var(\varepsilon_j)$ seja nula e não varie durante o período de crise, uma hipótese pouco realista, o teste será viesado em favor da hipótese nula de interdependência. Por causa disso, os estudos que utilizam este teste dificilmente acham evidência de contágio.

6. Evidência empírica

A análise empírica será dividida da seguinte forma: primeiro apresentaremos a metodologia necessária para efetuar um teste analisando se dois coeficientes de correlação são estatisticamente diferentes; depois apresentaremos os resultados dos testes clássicos da literatura; por último faremos uma análise com base no modelo apresentado neste trabalho, procurando os valores críticos das razões da variâncias para os períodos tranquilo e de crise para se aceitar a hipótese alternativa de contágio.

Fazendo uso dos testes apresentados serem simétricos, testamos para possibilidade de existência não só de contágio como também de descolamento, que acreditamos ser o fenômeno ocorrido durante a crise Argentina em relação ao Brasil.

Para estes fins usaremos séries de títulos argentinos e brasileiros denominados em moeda estrangeira negociados nos mercados mundiais. Além disso serão usados os retornos dos mercados de ações dos dois países em moeda local e em dólar. Os dados foram todos obtidos na *Bloomberg*.

6.1. Metodologia

Para efetuarmos um teste de correlações, devemos transformar os coeficientes de correlação através da transformação de Fisher para que estes fiquem com uma distribuição aproximadamente normal. A média $z(\rho_t)$ e a variância σ_z^2 conseguidas através dessa transformação são:

$$z(\rho_t) = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \hat{\rho}}{1 - \hat{\rho}} \right)$$

e

$$\sigma_z^2 = \frac{1}{n_t - 3}.$$

A estatística de teste é dada pela seguinte equação:

$$U = \frac{z(\hat{\rho}^C) - z(\hat{\rho})}{\sqrt{\sigma_T^2 + \sigma_C^2}}$$

A estatística de teste segue uma distribuição t com os graus de liberdade dados por:

$$\frac{(\sigma_T^2/n_T + \sigma_C^2/n_C)^2}{\frac{(\sigma_T^2/n_0)^2}{n_T - 1} + \frac{(\sigma_C^2/n_C)^2}{n_C - 1}}$$

Quando usamos a correção proposta por Forbes e Rigobon (2001) para o aumento da volatilidade, fazemos primeiro uma transformação do coeficiente ξ para:

$$\xi' = \frac{\rho^C}{\sqrt{1 + \delta[1 - (\rho^C)^2]}}$$

Desta forma efetuamos o teste exatamente como o exposto pelos autores, onde a hipótese nula de interdependência passa a ser $\xi' = \rho$ ao invés de $\xi = \rho^C$.

6.2 Resultado dos testes clássicos

Apresentaremos agora os resultados conseguidos a partir dos testes de correlação mais difundidos na literatura: o teste de correlação sem ajuste; e os testes com os ajustes propostos por Forbes e Rigobon, Boyer et al. (1999) e Loretan e English (2000) que na prática são idênticos. Usamos a metodologia proposta na seção anterior para correlações entre *spreads* de títulos soberanos e *bradies* argentinos e brasileiros durante a crise argentina. Resolvemos focar a análise em *spreads* de títulos denominados em moeda estrangeira e negociados no mercado internacional porque acreditamos que este é um dos principais canais de contágio, como relataram Baig e Goldfajn (1999 e 2000) para as crises russa e asiática. Além disso, estas estão entre as melhores medidas de risco-país, facilitando a análise da hipótese de que ocorreu um descolamento na percepção de risco entre os dois países.

Testamos também se houve contágio entre o mercado de ações argentino e brasileiro para seguir grande parte da literatura que foca seus estudos neste tipo de mercado. Uma ressalva a ser feita é que a mudança de regime cambial ocorrida durante o período de crise pode afetar nossos resultados. Para tentar controlar para isto fazemos os testes tanto nos

retornos em dólar quanto em moeda local dos índices de ações, comparando os resultados. Consideramos que a melhor medida seria o retorno em dólar, pois este reflete o retorno recebido pelo investidor estrangeiro, e é diretamente comparável com o recebido no mercado brasileiro. Porém este foi diretamente afetado pela desvalorização do peso o que pode distorcer o teste, enquanto que o retorno em moeda local só sofre efeitos indiretos.

Foram utilizados quatro pares de ativos: FRB e EI, que são dois *bradies*; Argentina 27 e Brasil 27, que são dois títulos soberanos; os EMBI+ argentino e brasileiro que são índices de cestas de títulos calculados pelo JP Morgan; e por fim os índices de ações Merval e Ibovespa.

Definimos o período de crise entre a renúncia do ministro da Economia argentino José Luis Machinea em 2 de março de 2001 e 3 de maio de 2002. A escolha desta data foi arbitrária para prevenir que os efeitos da incerteza eleitoral que afetaram o Brasil a partir de meados de 2002 não afetassem a amostra. Para a correlação entre FRB e EI, o período de crise dura apenas até 4 de fevereiro de 2002, pois a partir de março o spread do FRB é fortemente influenciado pela data prevista para o pagamento de cupom. Além de testarmos para o período inteiro de crise, definimos janelas de 3 meses dentro deste com o intuito de controlar para variações no comportamento de transmissão da volatilidade durante este período que é bastante longo

Para a definição do período tranquilo foram encontrados alguns problemas devido a limitações dos dados. O período tranquilo ideal, utilizado em Baig e Goldfajn (2000), compreendia dados entre 1º de janeiro de 1997 e 30 de maio de 1997. Esses dados porém só são disponíveis para o FRB e o EI, e para os índices de ações, pois o Argentina 27 e o Brasil 27 foram emitidos após essa data em 12/09/97 e 04/06/97, respectivamente, e o spread do EMBI+ só começou a ser calculado a partir de 10/12/98. Definimos, então, o período tranquilo para a correlação entre o Argentina 27 e o Brasil 27 entre 01/12/1997 e 29/05/1998, pois os efeitos da crise asiática já tinham diminuído de intensidade e a crise russa ainda não tinha eclodido. Para o EMBI+, o período escolhido foi entre 03/01/2000 e 8/04/2000, depois da situação brasileira melhorar e antes da crise argentina se agravar.

Primeiro analisaremos as correlações entre títulos da dívida externa. Em todos os pares de *spreads*, a correlação estimada durante o período tranquilo foi bastante alta (ver Tabelas 1, 2 e 3). Isto contribuiu para que não fossem encontradas evidências de contágio ao nível de significância de 10% em nenhum dos casos, mesmo quando efetuamos o teste sem ajustar para heterocedasticidade.

Encontramos fortes evidências a favor da hipótese de descolamento. Para todos os pares quando testamos para o período de crise inteiro, estas correlações, com ou sem o ajuste, foram significativamente menores do que nos períodos tranquilos (ver Tabelas 1, 2 e 3). Todas as sub-amostras em todos os pares quando efetuamos a correção apresentaram coeficientes de correlação significativamente menores. Isto pode ser justificado em parte devido ao grande aumento da variância dos *spreads* argentinos no período de crise, principalmente após a decretação de *default*. Entretanto, mesmo efetuando-se o teste com os coeficientes não ajustados, encontramos resultados que dão suporte à hipótese de descolamento. A correlação entre FRB e EI só não é significativamente menor ao nível de 1% em 2 das 9 sub-amostras (ver Tabela 1). Já as correlações entre Argentina 27 e Brasil 27 e entre os *spreads* do EMBI+ não são significativamente menores ao nível de 1% em apenas 2 e 3 sub-amostras para cada par, respectivamente (ver Tabelas 2 e 3). Em todos os casos, a aceitação da hipótese nula de não existência de descolamento acontece no começo do período de crise, o que favorece a nossa hipótese de que conforme a crise foi se agravando percebeu-se um descolamento entre a percepção de risco dos dois países.

O resultados das correlações entre os retornos dos mercados de ações são menos fortes. Como se pode ver na Tabela 4 e 5, que apresentam resultados muito semelhantes, as evidências de descolamento tornam-se mais claras apenas a partir de novembro de 2001, onde ambos os testes, com ou sem ajuste, rejeitam a hipótese nula para as janelas subsequentes. Mesmo o teste com ajuste, que tende a favorecer a hipótese alternativa de existência de descolamento, não apresenta fortes resultados desde o início do período como ocorreu nos testes anteriores, onde em todos sub-períodos rejeitamos a hipótese nula. Chegamos inclusive a encontrar evidências de contágio na primeira janela (05/03/2001 – 04/06/2001), onde rejeitamos a hipótese nula de não existência de contágio ao nível de 1% para os dois tipos de retorno com o teste sem ajuste.

Devemos ter uma certa cautela quanto aos resultados que incluam os meses posteriores a dezembro, devido à desvalorização do peso e aos inúmeros feriados bancários decretados na Argentina que podem ser percebidos pelo número reduzido de observações nestas janelas. Principalmente a desvalorização do peso pode ter afetado nossos resultados em ambos os tipos de retornos.

Apesar das evidências de descolamento serem bastante fortes, temos que ter sempre em mente as hipóteses implícitas nestes testes e ponderarmos se elas são críveis ou não para cada situação. Caso não sejam, os testes serão viesados. Na próxima seção será feita uma análise mais detalhada da existência destes problemas na nossa análise empírica.

Tabela 1. Correlação dos Spreads do FRB e do EI

		Número de Observações	Correlação sem ajuste	Correlação com ajuste	Estatística t sem ajuste	Estatística t com ajuste
Período Tranquilo	01/01/1997 - 30/05/1997	101	0,867			
Período de Crise						
Amostra toda	05/03/2001 - 04/02/2002	212	0,121*	0,001*	-9,82	-10,81
Janelas de 3 meses						
	05/03/2001 - 04/06/2001	62	0,663*	0,173*	-3,19	-6,97
	05/04/2001 - 03/07/2001	60	0,501*	0,120*	-4,63	-7,22
	07/05/2001 - 03/08/2001	60	0,863	0,097*	-0,10	-7,36
	05/06/2001 - 04/09/2001	61	0,883	0,117*	0,40	-7,28
	05/07/2001 - 04/10/2001	60	0,358*	0,044*	-5,69	-7,68
	06/08/2001 - 31/10/2001	56	0,644*	0,072*	-3,28	-7,34
	05/09/2001 - 04/12/2001	52	-0,589*	-0,020*	-11,43	-7,68
	05/10/2001 - 04/01/2002	50	-0,694*	-0,012*	-12,28	-7,53
	05/11/2001 - 04/02/2002	54	-0,597*	-0,008*	-11,66	-7,72

Fonte: Valor Econômico, Gazeta Mercantil e estimativas do autor

1/ Colocação de * denota rejeição da hipótese nula de não existência de descolamento ao nível de 1%

Tabela 2. Correlação dos Spreads do Argentina 27 e do Brasil 27

		Número de Observações	Correlação sem ajuste	Correlação ajustada	Estatística t sem ajuste	Estatística t com ajuste
Período Tranquilo	01/12/1997 - 29/05/1998	130	0,957			
Período de Crise						
Amostra toda	05/03/2001 - 03/05/2002	299	-0,160*	-0,004*	-19,53	-18,05
Janelas de 3 meses						
	05/03/2001 - 04/06/2001	65	0,841*	0,588*	-4,41	-7,96
	05/04/2001 - 04/07/2001	64	0,884*	0,717*	-3,28	-6,47
	07/05/2001 - 03/08/2001	65	0,962	0,499*	0,44	-8,78
	05/06/2001 - 04/09/2001	66	0,954	0,437*	-0,16	-9,35
	05/07/2001 - 04/10/2001	65	0,425*	0,150*	-9,39	-11,34
	06/08/2001 - 02/11/2001	64	0,533*	0,167*	-8,44	-11,17
	05/09/2001 - 04/12/2001	64	-0,656*	-0,060*	-17,30	-12,65
	05/10/2001 - 04/01/2002	64	-0,860*	-0,088*	-20,58	-12,83
	05/11/2001 - 04/02/2002	63	-0,716*	-0,065*	-17,94	-12,60
	05/12/2001 - 04/03/2002	61	-0,292*	-0,023*	-13,95	-12,20
	07/01/2002 - 03/04/2002	61	-0,215*	-0,025*	-13,43	-12,21
	05/02/2002 - 03/05/2002	63	-0,122*	-0,022*	-12,97	-12,33

Fonte: Bloomberg e estimativas do autor

1/ Colocação de * denota rejeição da hipótese nula de não existência de descolamento ao nível de 1%

Tabela 3. Correlação dos Spreads do EMBI+ Argentina e EMBI+ Brasil

		Número de Observações	Correlação sem ajuste	Correlação ajustada	Estatística t sem ajuste	Estatística t com ajuste
Período Tranquilo	03/01/2000 - 8/04/2000	83	0,933			
Período de Crise						
Amostra toda	05/03/2001 - 03/05/2002	298	-0,284*	-0,004*	-15,68	-13,40
Janelas de 3 meses						
	05/03/2001 - 04/06/2001	64	0,902	0,421*	-1,18	-7,26
	05/04/2001 - 04/07/2001	63	0,731*	0,296*	-4,41	-8,07
	07/05/2001 - 03/08/2001	64	0,944	0,262*	0,55	-8,33
	05/06/2001 - 04/09/2001	65	0,93	0,230*	-0,13	-8,57
	05/07/2001 - 04/10/2001	64	0,728*	0,182*	-4,46	-8,82
	06/08/2001 - 02/11/2001	63	0,765*	0,126*	-3,96	-9,12
	05/09/2001 - 04/12/2001	64	-0,574*	-0,029*	-13,76	-10,08
	05/10/2001 - 04/01/2002	64	-0,842*	-0,034*	-17,13	-10,11
	05/11/2001 - 04/02/2002	64	-0,745*	-0,032*	-15,57	-10,10
	05/12/2001 - 04/03/2002	62	0,451*	0,037*	-6,98	-9,60
	07/01/2002 - 04/04/2002	63	-0,594*	-0,048*	-13,87	-10,15
	05/02/2002 - 03/05/2002	63	-0,516*	-0,038*	-13,21	-10,09

Fonte: Bloomberg e estimativas do autor

1/ Colocação de * denota rejeição da hipótese nula de não existência de descolamento ao nível de 1%

Tabela 4. Correlação dos Retornos em Dólar dos Índices Merval e Ibovespa

		Número de Observações	Correlação sem ajuste	Correlação ajustada	Estatística t sem ajuste	Estatística t com ajuste
Período Tranquilo	01/01/1997 - 30/05/1997	96	0,44			
Período de Crise						
Amostra toda	05/03/2001 - 04/02/2002	193	0,25	0,07	-1,74*	-3,22*
Janelas de 3 meses						
	05/03/2001 - 04/06/2001	59	0,72	0,46	2,52 ^{###}	0,11
	05/04/2001 - 03/07/2001	57	0,62	0,42	1,47	-0,12
	07/05/2001 - 03/08/2001	58	0,52	0,30	0,57	-0,95
	05/06/2001 - 04/09/2001	59	0,43	0,21	-0,09	-1,56
	05/07/2001 - 04/10/2001	59	0,51	0,23	0,49	-1,45
	06/08/2001 - 31/10/2001	55	0,46	0,20	0,17	-1,56
	05/09/2001 - 04/12/2001	51	0,61	0,28	1,31	-1,05
	05/10/2001 - 04/01/2002	46	0,17	0,05	-1,63	-2,3*
	05/11/2001 - 04/02/2002	40	-0,01	0,00	-2,47**	-2,44**
	05/12/2001 - 04/03/2002	32	-0,32	-0,05	-3,8**	-2,44*
	07/01/2002 - 03/04/2002	37	-0,24	-0,03	-3,58**	-2,53**
	05/02/2002 - 03/05/2002	43	-0,26	-0,04	-3,93**	-2,7**

Fonte: Bloomberg e estimativas do autor

1/ Colocação de *(**) denota rejeição da hipótese nula de não existência de **descolamento** ao nível de 5%(1%)

2/ Colocação de #(**) denota rejeição da hipótese nula de não existência de **contágio** ao nível de 5%(1%)

Tabela 5. Correlação dos Retornos em Moeda Local dos Índices Merval e Ibovespa

		Número de Observações	Correlação sem ajuste	Correlação ajustada	Estatística t sem ajuste	Estatística t com ajuste
Período Tranquilo	01/01/1997 - 30/05/1997	96	0,45			
Período de Crise						
Amostra toda	05/03/2001 - 04/02/2002	193	0,37	0,14	-0,79	-2,72**
Janelas de 3 meses						
	05/03/2001 - 04/06/2001	59	0,70	0,44	2,29 ^{###}	-0,07
	05/04/2001 - 03/07/2001	57	0,62	0,43	1,43	-0,17
	07/05/2001 - 03/08/2001	58	0,43	0,25	-0,12	-1,38
	05/06/2001 - 04/09/2001	59	0,35	0,17	-0,69	-1,88*
	05/07/2001 - 04/10/2001	59	0,43	0,19	-0,14	-1,76*
	06/08/2001 - 31/10/2001	55	0,44	0,19	-0,11	-1,72*
	05/09/2001 - 04/12/2001	51	0,57	0,25	0,88	-1,28
	05/10/2001 - 04/01/2002	46	0,19	0,06	-1,59	-2,34*
	05/11/2001 - 04/02/2002	40	0,07	0,02	-2,14**	-2,41*
	05/12/2001 - 04/03/2002	32	-0,30	-0,08	-3,73**	-2,65**
	07/01/2002 - 03/04/2002	37	-0,20	-0,05	-3,43**	-2,67**
	05/02/2002 - 03/05/2002	43	-0,30	-0,07	-4,19**	-2,93**

Fonte: Bloomberg e estimativas do autor

1/ Colocação de *(**) denota rejeição da hipótese nula de não existência de **descolamento** ao nível de 5%(1%)

2/ Colocação de #(**) denota rejeição da hipótese nula de não existência de **contágio** ao nível de 5%(1%)

6.3 Valores críticos de λ

Nesta seção identificaremos valores críticos para λ_j e λ_j^C para os quais a hipótese nula de nula é rejeitada ao nível especificado. Para simplificar considere que $\lambda_j = \lambda_j^C$. Examinando a equação da medida teórica de interdependência ϕ , quando fazemos $\lambda_j = \lambda_j^C$, percebe-se que ϕ decresce monotonicamente em λ_j , dados ρ e δ . Se encontrarmos um ρ^C significativamente maior do que ϕ para um dado $\lambda_j = \lambda^*$, implica que ρ^C significativamente maior do que ϕ para $\lambda_j = \lambda''$, onde $\lambda'' > \lambda^*$. Desta forma podemos procurar por um valor mínimo para λ_j , chamado de $\bar{\lambda}_j$, onde a hipótese nula de interdependência é rejeitada para qualquer valor de λ_j superior.

O valor crítico com esta hipótese simplificadora para o nível de 5% de significância é:

$$\bar{\lambda} = \begin{cases} \left\{ \left[\frac{\hat{\rho} \hat{\omega} + 1}{\hat{\omega} - 1} \right]^2 (1 + \hat{\delta}) - 1 \right\} \frac{1}{\hat{\delta} \hat{\rho}^2} - 1 & \text{se } \hat{\omega} > 1 \\ +\infty & \text{se } \hat{\omega} \leq 1 \end{cases}$$

onde $\hat{\omega} = \exp[2(z(\hat{\rho}^C) - 1,645\sigma_z)]$. De acordo com a lógica do nosso teste, para uma amostra, se acreditarmos que a razão das variâncias for constante e menor que $\bar{\lambda}$ dada pela equação acima, devemos aceitar a hipótese nula de interdependência.

Na tabela 6, mostramos para os quatro pares de ativos analisados na seção anterior os resultados obtidos dos valores críticos da razão das variâncias. Na primeira e segunda coluna apresentamos as correlações no período tranquilo e durante o período de crise. Na terceira, apresentamos o valor calculado para $\bar{\lambda}$. Percebe-se claramente, apesar das poucas observações, que quanto maior a queda (ou menor o aumento) no coeficiente de correlação maior o $\bar{\lambda}$ necessário para rejeitarmos a hipótese de interdependência. Sendo que no nos casos dos pares de títulos de dívida, a queda no coeficiente é tão expressiva que é impossível rejeitar a hipótese nula. Outro ponto importante é o comportamento distinto entre os pares de retorno de índices de ação e os de *spreads*. Como já havíamos ressaltado na seção anterior, a evidência contra o contágio é muito mais evidente no segundo grupo.

Apresentamos também na quinta coluna da tabela, os valores da razão das variâncias implícitos nos cálculos do teste sem ajuste. Como se pode ver, esses valores são bem menores que os valores críticos, comprovando os nossos resultados de aceitação da hipótese nula de interdependência. Outro comentário é que o teste com ajuste proposto por Forbes e Rigobon (2001), que assume as razões das variâncias iguais a zero, obviamente não rejeita a hipótese nula, como em geral acontece nos testes empíricos.

Tabela 6: Valores críticos das relações da variâncias

Par de ativos	$\hat{\rho}$	$\hat{\rho}^c$	$\bar{\lambda}$	$\frac{1}{\rho^2} - 1$
FRB - EI	0,87	0,12	$+\infty$	0,15
Arg 27 - Bra 27	0,96	-0,16	$+\infty$	0,04
Spread do EMBI+	0,93	-0,28	$+\infty$	0,07
Merval - Ibovespa em dólar	0,44	0,25	515,07	1,27
Merval - Ibovespa em moeda local	0,45	0,37	35,17	1,22

A análise feita nesta seção não é simétrica. Não pudemos, portanto, efetuar-la para o caso oposto de descolamento devido a não existência na literatura de nada semelhante. Mas cabe ressaltar que as fortes evidências de não contágio apresentadas aqui são por si só um ponto a favor da hipótese de descolamento.

7. Conclusão

Os resultados encontrados corroboram nossa hipótese de que ocorreu descolamento entre as percepções de risco relativas a Argentina e Brasil no final de 2001 e começo de 2002. Encontramos uma redução significativa dos coeficientes de correlação no período de crise em relação aos períodos tranquilos para todos os pares de *spreads* analisados, principalmente a partir do final de 2001. A evidência relativa ao mercado de ações dos dois países não é tão forte, mas também apresenta sinais de descolamento a partir do final de 2001.

Apesar da forte evidência em favor da nossa hipótese, devemos ressaltar alguns fatos que podem enviesar nossos resultados. Dois dos nossos períodos tranquilos foram definidos, devido à deficiência de dados, em épocas nas quais os mercados internacionais ainda sofriam turbulências de outras crises. Assim, as suas correlações poderiam não representar as verdadeiras interligações entre os mercados devido à influência de uma variância maior do que a normal, favorecendo a aceitação da hipótese de descolamento. Entretanto, achamos que este ponto não põe em risco nossas conclusões, devido à força dos resultados. Outro ponto é que o outro par de títulos *bradies*, FRB e EI, perde muita liquidez no decorrer da crise, principalmente depois do swap de títulos efetuado pela Argentina. Assim seus *spreads* passam a não ser uma boa medida, comprometendo nossos resultados. Quanto aos retornos dos mercados de ações, a desvalorização do peso afetou significativamente os retornos tanto em dólar quanto em moeda local, como já foi dito. Isto tende a distorcer nossos resultados.

Entretanto os fatores que mais comprometem nossos resultados empíricos são as hipóteses implícitas nos testes utilizados. Como foi mostrado ao longo do texto, Corsetti et al (2000) analisa com desconfiança os testes de correlação mais utilizados na literatura e que foram utilizados na nossa parte empírica. Eles mostram que hipóteses irrealistas são feitas para derivar esses testes e que este erro de especificação torna-los viesados. Mais especificamente, os testes propostos por Forbes e Rigobon (2001), Boyer et al. (1999) e Loretan e English (2000) tendem a aceitar a hipótese nula de interdependência, enquanto que o teste simples de correlação pode ser viesados para ambos os lados dependendo da

correlação no período tranqüilo, quanto maior esta correlação menor será a probabilidade rejeitar hipótese nula.

Quanto à análise de existência de contágio em algum momento da crise, encontramos apenas um pequeno indício a favor dessa hipótese na primeira janela dos retornos dos mercados de ações. Isto não está de acordo com os resultados de Baig e Goldfajn (1999 e 2000) para as crises asiática e russa, onde as correlações aumentam durante as crises, principalmente no mercado de títulos denominados em moeda estrangeira e negociados em mercados internacionais, que na visão desses autores, é o canal mais propício para a transmissão de contágio. O contraste com o resultado encontrado para as crises russa e asiática reforça ainda mais a evidência que não existiu contágio durante a crise Argentina.

8. Bibliografia

- Bae, K., Karlyi, G. e Stulz, R. (2000) “A New Approach to Measuring Financial Contagion”, *Mimeo*
- Baig, T. e Goldfajn, I. (1999) “Financial Markets Contagion in the Asian Crisis,” *Texto para Discussão PUC-Rio*, No 400
- Baig, T. e Goldfajn, I. (2000) “The Russian Default and the Contagion to Brazil” *Texto para Discussão PUC-Rio*, No 420
- Boyer, B.H., Gibson, M.S., Loretan, M. (1999) “Pitfalls in Tests For Changes in Correlations”, *International Finance Discussion Paper*, No 597R, Federal Reserve Board.
- Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M.(2001) “Correlation Analysis of Financial Contagion: What one Should Know before Running a Test”, *Economic Growth Center Discussion Paper*, No 822
- Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M.(2000) “A perspective on Empirical Studies of Contagion and Interdependence” *Mimeo*
- Dungey, M. e Zhumabekova, D. (2001), “Testing for Contagion Using Correlations: Some Words of Caution”, *Pacific Basin Working Paper*, No PB01-09
- Edwards, S. (2002) “The Argentine Debt Crisis of 2001-2002: A Chronology and some Key Policy Issues”, *Draft*
- Edwards, S. (2002) “The Great Exchange Rate Debate After Argentina” *NBER Working Paper*, No 9257
- Forbes, K. e Rigobon, R. (1999), “Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues,” *Mimeograph, Massachusetts Institute of Technology*, Dezembro.
- Forbes, K e Rigobon, R. (2001) “No Contagion, only Interdependence: Measuring Stock Markets Co-Movements” *Forthcoming Journal of Finance*
- Loretan, M., English, W.B. (2000) “Evaluating ‘Correlation Breakdowns’ During Crises Periods of Markets Volatility” in *International Financial Markets and the Implications for Monetary and Financial Stability*, Bank for International Settlements, Basel, Switzerland, pp.214-31
- Mussa, M. (2002) “Argentina and the Fund: From Triumph to Tragedy”, *Mimeo*
- Pericoli, M. e Sbracia, M. (2001) “A Primer on Financial Contagion”, *Temi di discussione*, No 407
- Rigobon, R. (2001) “Contagion: How to Measure It?”, *NBER Working Paper*, No W8118