IBMEC SÃO PAULO
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Causalidade e Cointegração do Risco de Crédito Soberano na América Latina

Fernando Posch

Orientador: Antonio Zoratto Sanvicente

São Paulo

2007

Causalidade e Cointegração do Risco de Crédito Soberano na América Latina

Fernando Posch
Ibmec São Paulo

Abril de 2007

Resumo

O objetivo dessa dissertação é estudar as relações entre os riscos de crédito soberano dos diversos países da América Latina. Tendo o Brasil como pivô, esse estudo é realizado com base no mercado de Credit Default Swaps. Os resultados mostram que o Brasil é cointegrado com o México e o Panamá, mas não apresenta relações de longo prazo com a Colômbia, a Venezuela e o Peru. Os testes de impulso e causalidade sugerem que o Brasil é o mercado mais influente na região, pois variações no risco soberano brasileiro afetam México, Panamá, Venezuela, Colômbia e Peru de forma significativa. Em troca, choques no risco de crédito desses países afetam o Brasil de forma insignificante.

Palavras-chave: Credit default swap; América Latina; Cointegração; Causalidade; Funções impulso-resposta.

Causality and Cointegration in the Latin America Sovereign Debt Risk Market

Fernando Posch
Ibmec São Paulo

2007 April

Abstract

The objective of this dissertation is to analyze the relationship between the sovereign debt spread markets in Latin America, using Brazil as a focal point. The analyses are done using data from the CDS market. Results show that Brazil cointegrates with Panama and México, but does not have a long-term relationship with Venezuela, Peru and Colombia. Impulse response function and causality tests suggest that Brazil is the most influential market in the region, since shifts in Brazil's sovereign debt risk spreads affect México, Panama, Colombia, Peru and Venezuela in a considerable way. However, shifts in other countries debt spreads do not affect Brazil in a significant way.

Keywords: Credit default swap; Latin America; Cointegration; Causality; Impulse-response function.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que me ajudaram, direta ou indiretamente, na elaboração dessa dissertação. Agradeço especialmente ao meu orientador, professor Sanvicente, cuja ajuda foi essencial na conclusão desse trabalho. Agradeço a Guilherme Tavares, querido colega de faculdade e mestre em economia, que me ajudou no desenvolvimento do tema e na elaboração dos testes econométricos. Agradeço também a Fabíola Panegassi, jornalista e querida namorada, que me ajudou na revisão do texto.

ÍNDICE

I Introdução.....6
II Revisão bibliográfica.....7
III Credit Default Swaps.....9
IV Metodologia.....13
IV.a Testes de raiz unitária.....13
IV.b Testes de cointegração.....15
IV.c Testes de causalidade.....16
IV.d Funções impulso.....18
V Dados.....19
VI Resultados empíricos.....21
VI.a Resultados do teste Dickey-Fuller.....21
VI.b Resultados do teste de cointegração.....22
VIc. Resultados do teste de causalidade.....25
VId. Resultados do teste de função impulso-resposta..... 27
VII Considerações finais.....28
VIII Bibliografia.....32

Figura I - Mecanismo dos contratos de CDS.....10
Figura II - CDS Spreads.....30
Figura III (Funções impulso-resposta).....31

Deleted: 8

Deleted: 2

Deleted: 4

I - Introdução

O mercado de derivativos de crédito[1] é relativamente novo. Até o ano 2000, o mercado global de CDS era menor que USD 1 trilhão. Mas, o mercado vem crescendo rapidamente; em 2002 o nocional já era maior que USD 2 trilhões, superando USD 4,5 trilhões em 2004. O mercado de CDS amadureceu bastante na última década, passando pela crise do México em 1994, pelo *default* da Rússia em 1998 e pelos escândalos contábeis norte-americanos em 2001. Todos esses eventos e a necessidade natural de *hedge* contra *default* tornaram o mercado de CDS bastante líquido, negociando volumes consideráveis. O mercado de CDS está mais concentrado nos EUA, em seguida vêm a Europa, o Japão, a Ásia e só então a América Latina. Uma análise micro do mercado mostra que os derivativos mais negociados representam dívidas de empresas privadas, de bancos e, por último, a dívida soberana dos países.

O objetivo dessa dissertação é estudar as relações de longo e curto prazo entre o risco de crédito soberano dos países latino-americanos: Brasil, Colômbia, Venezuela, México, Panamá e Peru. Outros países, como Argentina e Chile, foram excluídos devido a pequena base de preços de CDS disponível. Como nessa dissertação são utilizados testes econométricos que estudam o longo prazo, a falta de dados foi um fator determinante da exclusão desses países.

Para se aferir as relações entre esses mercados são utilizadas ferramentas econométricas, bastante conhecidas no meio acadêmico, como: testes de cointegração, causalidade de Granger e funções impulso-resposta. O teste de cointegração determina se existe alguma relação de longo prazo entre dois ou mais mercados. Já o teste de causalidade indica qual é

[1] Os derivativos de crédito são conhecidos como *credit default swaps* ou CDS.

o mercado mais influente na região. A função impulso mede o impacto que o choque em um mercado causa nos demais e estima a intensidade desse impacto e como ele se dissipa no tempo.

Uma boa parte dos trabalhos acadêmicos que utilizam as ferramentas citadas na determinação das relações de longo e curto prazo trabalha com dados do mercado de ações. Além disso, as regiões mais estudadas são os mercados europeu, norte-americano e asiático. Nesse trabalho, é analisado o mercado latino-americano, muito menor que o americano, mas com grande potencial de crescimento. O estudo da relação de longo prazo e da causalidade entre diferentes mercados fornece uma base teórica robusta para a tomada de decisões em relação a estratégias de *hedge,* alocação de capital e arbitragem de fundos de investimento e tesourarias. Portanto, a determinação das relações de longo e curto prazo entre os mercados de CDS latino-americanos permite inferir se existem ganhos potenciais de redução de risco, derivados da diversificação de posições em derivativos de créditos dos países estudados.

Após essa breve introdução, é feita uma revisão bibliográfica de artigos que utilizam abordagens quantitativas na determinação das relações de longo e curto prazo nos mercados de ações. Na seqüência, é realizada uma breve descrição do mecanismo dos derivativos de crédito. Em seguida, é apresentada a metodologia quantitativa empregada e são descritos os dados utilizados nos testes. Por fim, são relatados os resultados empíricos, além das considerações finais.

II – Revisão bibliográfica

Na literatura acadêmica, estudos de cointegração, causalidade e função impulso, aplicados ao mercado de derivativos de crédito, são relativamente novos. Contudo, existe uma farta literatura na qual esses estudos são aplicados aos mercados de ações e derivativos de ações.

Utilizando testes de cointegração e causalidade, Kanas (1998) estuda a relação entre o mercado americano e os seis maiores mercados de ações na Europa: Alemanha, Suíça, Grã-

Bretanha, França, Itália e Holanda. Segundo Kanas, os resultados sugerem que o mercado americano não apresenta relações de longo prazo com os mercados europeus. Portanto, existem ganhos potenciais no longo prazo, que estão diretamente relacionados à redução de risco, derivada da diversificação entre posições nos mercados americano e europeu.

Riley (1999) realiza um estudo semelhante para o mercado australiano de ações, utilizando testes de cointegração, causalidade e testes de estacionaridade ele tenta provar a hipótese de mercado eficiente. Riley realiza dois testes principais, primeiro é testado se o mercado australiano de ações é estacionário e se existe autocorrelação entre os retornos. Em seguida testes de cointegração são realizados em pares, entre o mercado australiano e os mercados de Hong Kong, Japão, Cingapura, Taiwan, Estados Unidos, Alemanha, Itália e Suíça. Segundo Riley, os resultados sugerem que o mercado australiano de ações não apresenta autocorrelação entre os retornos, não é estacionário e não tem relações de cointegração com os demais mercados. Portanto, Riley conclui que o mercado australiano de ações é eficiente.

Tabak e Lima (2002) estudam a relação de longo prazo entre os mercados da América Latina (Chile, Venezuela, Colômbia, Peru e Brasil) e o mercado de ações dos Estados Unidos. Tabak e Lima também analisam a relação entre o Brasil e os demais mercados da América Latina, utilizando causalidade de Granger e funções impulso. Tabak e Lima sugerem que não existem relações de cointegração entre os países estudados, contudo a causalidade de curto prazo não pode ser rejeitada. Segundo os autores, esses resultados implicam que existem ganhos potenciais de diversificação entre os mercados de ações americano e latino-americano.

Finalmente, Liberato, Tavares e Dana (2006) estudam a hipótese de não arbitragem entre o mercado de CDS e os mercados de *bonds* e *swaps* da dívida soberana brasileira. Os resultados obtidos sugerem que o mercado de *swaps* e *bonds* são cointegrados com o mercado de CDS e, portanto, não existem oportunidades de arbitragem. Contudo, o mercado onde ocorre primeiro o movimento dos preços, ou seja, o processo de *price-discovery*, é o mercado de CDS devido à sua maior liquidez e dinâmica.

III – Credit Default Swaps

A maioria dos trabalhos citados na revisão bibliográfica faz referência ao mercado de ações, que possui características bastante distintas do mercado de derivativos de crédito. O objetivo desse capítulo é descrever, de forma geral, como funciona o mecanismo dos contratos de Credit Default Swaps (CDS). Primeiro, será explicado o que estes contratos negociam; em seguida, será dado um exemplo que mostra como os contratos são precificados no mercado.

Os CDS negociam o risco de crédito de uma empresa ou um país. Os contratos são negociados em função do prêmio, expresso em *basis points*[2]. O titular de um contrato de CDS tem o direito de receber um valor financeiro, caso ocorra *default* do emissor da dívida referenciada no contrato. Já os emissores de CDS recebem um prêmio financeiro em troca da proteção oferecida contra uma possível situação de *default*. Formalmente, na ocorrência de um evento de *default*, os compradores de proteção têm o direito de receber o LGD[3] do ativo de referência. Em troca, pagam um prêmio, geralmente trimestral, com base no nocional do contrato. O LGD é calculado como 100% do valor do nocional menos a taxa de recuperação definida no contrato. Em geral, a taxa de recuperação é de 40%, com exceção dos países emergentes, cuja taxa é de 25%. Por exemplo, se o nocional referenciado no contrato de CDS é $100 e a taxa de recuperação é 25%, o LGD será $75.

O mecanismo de preço de um contrato de CDS é relativamente simples. Uma posição comprada ou vendida em contratos de CDS pode ser replicada por um conjunto de três operações financeiras:

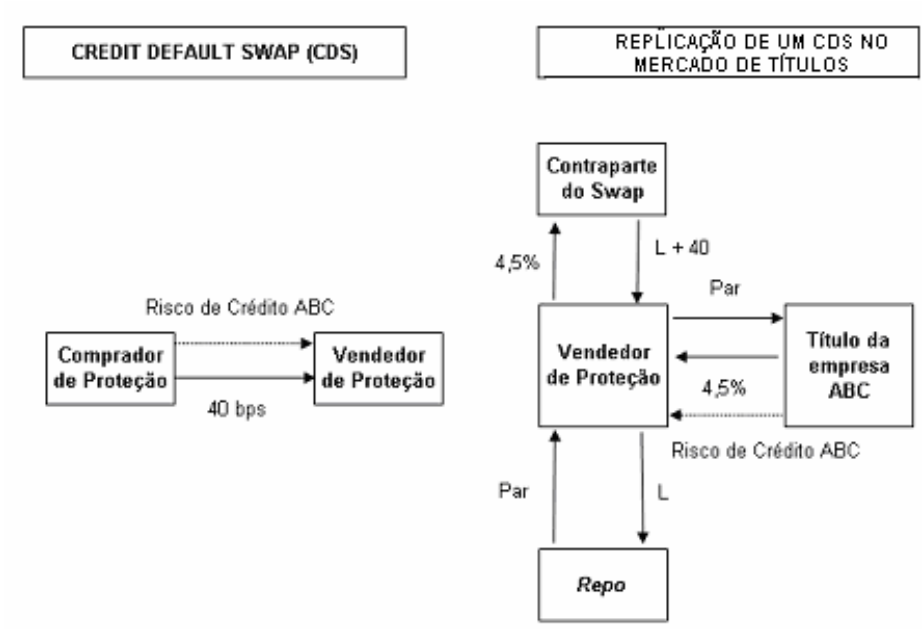
Posição vendida em CDS:

[2] Pontos base; 100 pontos base, bps ou basis points equivalem a 1%.
[3] Loss Given Default: é a fração do nocional que não será recuperada.

1- Agente toma um montante $ Par emprestado no mercado de *Repo*[4] e paga L% de juros flutuantes.
2- Agente compra $ Par em títulos da empresa ABC e recebe 4,5% de juros.
3- Agente entra em um contrato de *swap,* em que paga 4,5% de juros fixos e recebe L% + spread, por exemplo, 40 *bps*.

A figura I ilustra as três operações definidas acima e como elas replicam uma posição vendida em CDS.

Figura I – Mecanismo dos contratos de CDS



A taxa livre de risco é representada por L%. O spread de 40 bps é o prêmio pago pelos contratos de CDS. O spread mostrado na figura I é o menor valor possível do prêmio pago

[4] Repo Market ou Repurchase Market: mercado no qual os agentes financeiros tomam e emprestam dinheiro por prazos curtos, entre 1 e 30 dias. A taxa de juros nesse mercado é geralmente a taxa de juros básica da economia, definida pelo Banco Central.

ao vendedor de CDS. Se o CDS for negociado abaixo desse valor, ocorre possibilidade de arbitragem, na qual o agente:

1- Compra os contratos de CDS, pagando 40 – ***x*** bps.
2- Toma um montante $ Par emprestado no mercado de Repo à taxa de L%.
3- Compra $ Par em títulos da empresa ABC e recebe 4,5% de juros.
4- Entra em um contrato de *swap,* em que paga 4,5% de juros fixos e recebe L% + spread, por exemplo, 40 *bps*.

No exemplo acima, o risco de crédito dos títulos da empresa ABC está sendo negociado abaixo do seu valor mínimo. Portanto, existe possibilidade de arbitragem que resulta em um ganho de ***x*** bps para o agente sem que ele incorra em risco algum.

A operação de arbitragem descrita no parágrafo anterior garante apenas um valor mínimo para o spread dos CDS, ou seja, para o risco de crédito da empresa ABC. No entanto, é possível que o risco de crédito da empresa ABC esteja sendo negociado acima dos 40 bps do exemplo anterior. A diferença entre o valor negociado e o valor mínimo do spread do CDS, ou do risco da empresa ABC, é conhecida no mercado como CDS *basis*. Para arbitrar o mercado, quando o spread do CDS é maior que o spread definido no exemplo da figura I, o agente deve:

1- Vender os contratos de CDS, recebendo 40 + ***y*** *bps*.
2- Vender o título que paga 4,5% e aplicar $ Par a L% no mercado de Repo.
3- Entrar em um contrato de *swap,* no qual o agente recebe 4,5% fixos e paga L% + 40 bps.

Dado que o agente realizou as 3 operações acima, existem dois cenários possíveis que resultam no mesmo *payoff*, pode ocorrer default ou não ocorrer default do emissor do título. Se ocorrer default:

1- O agente resgata o valor $ Par aplicado a L% mais os juros e paga o principal ao comprador do CDS.
2- Recompra o título no mercado a um valor residual, geralmente próximo a zero, e encerra o contrato de aluguel do título ou recompõe o portfolio.

Os juros pagos pelo agente no swap, L% + 40 bps, menos os juros recebidos no Repo, L%, e no prêmio do CDS, 40 + y bps, correspondem ao ganho de arbitragem

Se não ocorrer default:

1- O agente resgata o valor $ Par aplicado a L% mais os juros e não paga nada ao comprador do CDS.
2- Recompra o título no mercado pelo valor de vencimento e encerra o contrato de aluguel ou recompõe o portfolio.

Novamente, os juros pagos pelo agente no swap, L% + 40 bps, menos os juros recebidos no Repo, L%, e no prêmio do CDS, 40 + y bps, correspondem ao ganho de arbitragem.

O CDS basis, ou a situação na qual o risco de crédito de uma empresa é negociado no mercado a um valor acima daquele determinado pela operação descrita na figura I, pode ser explicada pelas limitações de se realizar a operação de arbitragem descrita acima. A operação acima envolve o *short selling* do título. Logo, deve-se considerar o valor do aluguel dos títulos e a liquidez no mercado em que eles são negociados. Esses fatores limitam a viabilidade da operação de arbitragem. Outros fatores que explicam a existência do CDS basis são: o fato do contrato de CDS e o título disponível para *short selling* apresentarem prazos médios diferentes, ou mesmo o fato do derivativo não estar referenciado no título disponível para *short selling*.

IV – Metodologia

Neste capítulo, será descrito cada um dos métodos econométricos utilizados nessa dissertação. Na primeira parte, será apresentado o teste de raiz unitária, que determina se as variáveis são estacionárias e qual o grau de integração das mesmas. Na segunda parte, será apresentada a metodologia de Johansen e Juselius (1990), aplicada nos testes de cointegração, que analisam a existência de relações de longo prazo entre as variáveis financeiras. A terceira parte, apresenta a metodologia de Granger (1969), empregada nos testes de causalidade. Os testes de causalidade determinam em que mercado ocorre o processo de *price-discovery*. Enfim, na última parte, são descritas as funções impulso; elas são úteis na análise da disseminação e absorção de choques nos mercados de CDS. Cada uma dessas ferramentas será formalmente explicada nas quatro partes desse capítulo.

IV. a Testes de Raiz Unitária

Um dos objetivos dessa dissertação é determinar a existência de ganhos potenciais de redução de risco, derivados da diversificação de posições em CDS. Logo, devemos estudar as características das relações de longo prazo, entre o mercado de CDS brasileiro e os demais mercados da América Latina. Existem algumas formas de se determinar as características dessas relações; uma delas é utilizar uma regressão por mínimos quadrados, outra forma é utilizar testes de cointegração.

No entanto, o método dos mínimos quadrados não pode ser utilizado em variáveis não estacionárias, porque a variância dessas séries é infinita. Se utilizado em séries não estacionárias, o estimador de mínimos quadrados é não consistente. Portanto, nos casos em que as variáveis não são estacionárias, uma alternativa é utilizar a análise de cointegração.
Uma das hipóteses dos testes de cointegração é a não estacionaridade das variáveis estudadas. Logo, um dos primeiros testes econométricos a ser realizado é o teste de passeio aleatório.

Os testes de raiz unitária também são aplicados no estudo da hipótese de mercado eficiente. Segundo a hipótese de mercado eficiente, apenas o preço atual de um ativo é relevante na determinação do preço futuro, os preços passados assim como o comportamento dos preços no passado são irrelevantes. Uma variável financeira que segue um passeio aleatório, portanto tem raiz unitária, comporta-se de acordo com a hipótese de mercado eficiente. Logo, o teste de raiz unitária pode ser utilizado para se testar a hipótese de mercado eficiente. Variáveis financeiras que apresentam raiz unitária, séries não-estacionárias, corroboram a hipótese, ao passo que variáveis financeiras estacionárias contradizem a hipótese. Nessa dissertação é utilizado o teste de raiz unitária introduzido por Dickey e Fuller (1979).

O teste trabalha com o cálculo da razão F padrão, baseada em duas equações, uma restrita e outra irrestrita. A equação irrestrita considera que a série tem tendência, intercepto e raiz não unitária, ou seja:

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \textbf{(1)}$$

onde

Y_t = spread dos contratos de CDS

ε_t = termo estocástico

t= tempo, em dias

A equação restrita impõe $\beta = 0$ e $\rho = 1$, ou seja, um passeio aleatório clássico:

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \varepsilon_t \qquad \textbf{(2)}$$

O teste F, calculado pelo quociente entre as somas dos quadrados dos erros de cada uma das equações, é então utilizado com base na tabela gerada por Dickey e Fuller para se rejeitar ou não a hipótese nula (existência de raiz unitária), ou seja, a hipótese de processo não estacionário.

IV. b Testes de Cointegração

Os testes de cointegração são utilizados para determinar se existe alguma relação de longo prazo, entre os spreads negociados nos mercados de CDS. Se dois mercados de CDS são cointegrados, espera-se que o movimento deles no longo prazo seja semelhante.

Segundo a *Modern Portfolio Theory*[5], a diversificação de um portfolio permite a obtenção de um dado retorno para um nível menor de risco. De acordo com a teoria, através da diversificação é possível obter um portfolio eficiente. A eficiência da diversificação é função da correlação entre os ativos do portfolio. Se os mercados de CDS não são cointegrados, ou seja, têm baixa correlação no longo prazo, os investidores podem obter ganhos potenciais diversificando seus portfolios de CDS em América Latina com posições em CDS de México, Venezuela, Peru, Panamá, Colômbia e Brasil.

A cointegração implica que, para um dado vetor de séries de tempo, as variáveis serão integradas se combinações lineares das variáveis forem estacionárias sem que seja necessária a diferenciação das séries, mesmo se os elementos do vetor forem I(1). Um exemplo clássico da teoria econômica é o estudo da relação entre renda e consumo. Renda e consumo são, em geral, variáveis não estacionárias. Contudo, elas tendem a se mover juntas no longo prazo: quanto maior a renda, maior é o nível de consumo.

As relações de cointegração entre os mercados são testadas através do método de Johansen e Juselius (1990), que será brevemente descrito. Considere-se um vetor autoregressivo[6] de ordem p, onde X_t é um *p*-vetor de variáveis I(1) e ε_t é um vetor de inovações, como mostrado na equação abaixo:

$$X_t = A_t X_t + ... + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \qquad \textbf{(3)}$$

[5] Teoria criada por Harry Markowitz (1952) nos anos 50. Segundo a teoria, a diversificação de portfolios permite a redução do risco para um mesmo nível de retorno. Através da diversificação, obtém-se um portfolio ótimo, que pertence a fronteira eficiente,

[6] Os vetores autoregressivos são conhecidos em econometria como VAR.

Reorganizando a equação, obtemos:

$$\Delta X_t = \prod X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad \textbf{(4)}$$

onde

$$\prod = \sum_{j=1}^{p} A_j - I \text{ e } \Gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} A_t \qquad \textbf{(5)}$$

Se a matriz $\prod$ tem posto reduzido, $r < p$, então existem $p \times r$ matrizes e α e β, tal que $\prod = \alpha\beta$ e $\beta' X_t$ é estacionário. A hipótese de cointegração é formulada como sendo uma restrição na matriz $\prod$, onde o número de relações de cointegração é dado por r. O método de Johansen e Juselius consiste em estimar a matriz $\prod$ em sua forma irrestrita e então testar se as restrições referentes ao posto reduzido de $\prod$ podem ser rejeitadas. O teste para r é feito através da estatística de teste λ_{trace}.

O número de defasagens na estimação do vetor auto regressivo foi determinado através do teste *Lag Length Criteria* em Eviews, com 20 lags como parâmetro. O número ótimo de defasagens foi escolhido com base nos critérios de Schwarz e Akaike.

IV. c Testes de Causalidade

Os testes de cointegração são importantes na análise das relações de longo prazo entre os mercados de CDS. No entanto, eles não fornecem nenhuma explicação quanto às relações de curto prazo. Entretanto, como nos mercados de ações, os mercados de CDS sofrem influências de curto prazo uns dos outros. O objetivo dos testes de causalidade é determinar qual dos mercados de CDS tem mais influência na América Latina.

Os testes de causalidade são muito utilizados em estudos de *price discovery*. Segundo a hipótese de mercado eficiente, em mercados com liquidez e sem restrições de oferta e demanda, o preço corrente do ativo deve refletir toda a informação disponível aos participantes do mercado, ou seja, a melhor previsão que se tem do preço futuro é o preço corrente do ativo. Com o desenvolvimento do mercado financeiro, a liquidez nos contratos de derivativos se tornou muito maior do que no mercado do ativo subjacente. Por exemplo, no mercado de câmbio, os contratos futuros apresentam uma liquidez muito maior do que os contratos com entrega física. O estudo do processo de *price discovery* visa determinar em qual mercado ocorre primeiramente a incorporação das informações, e qual se segue.

No entanto, diferentes mercados de CDS não apresentam uma relação semelhante aos mercados à vista e futuro de câmbio. Afinal, a determinação do spread de risco soberano em cada país é função das particularidades econômicas e políticas de cada região. Contudo, a idéia é semelhante à do estudo do *price discovery* em mercados à vista e futuro.

Os testes são realizados par a par, cada país é testado contra o mercado brasileiro de CDS.
Os testes podem apresentar três resultados possíveis: causalidade unilateral do tipo I (Brasil influência o outro mercado); causalidade unilateral do tipo II (Brasil é influenciado pelo outro mercado); também pode ocorrer causalidade bilateral, ambos os mercados sofrendo influência um do outro.

Os testes de causalidade são brevemente descritos abaixo. A metodologia de Granger (1969) foi empregada a fim de testar se existe causalidade de curto prazo no mercado de CDS. Para isso foi utilizado o vetor auto-regressivo descrito abaixo:

$$\Delta x_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} \Delta x_{2t-i} + \xi_{1t} \qquad \textbf{(6)}$$

$$\Delta x_{2t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} \Delta x_{2t-i} + \xi_{2t} \qquad \textbf{(7)}$$

O símbolo Δ é o operador de primeira diferença; supõe-se que X_1 e X_2 não são cointegrados. Se os α_{2i} são estatisticamente não nulos para defasagens diferentes, então podemos rejeitar a não existência de causalidade de Granger, sugerindo que X_2 causa X_1. Se os β_{1i} são estatisticamente significantes, a direção da causalidade é de X_1 para X_2. Se ambos, α_{2i} e β_{1i}, são significativamente diferentes de zero, pode-se afirmar que existe bicausalidade.

Se supusermos que X_1 e X_2 são cointegrados, as equações (6) e (7) precisam de um termo adicional de correção de erro. Logo, o teste correto seria dado por:

$$\Delta x_{1t} = \alpha_0 + \delta_1\left(x_{1t-1} - \gamma x_{2t-1}\right) + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i}\Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i}\Delta x_{2t-i} + \xi_{1t} \qquad \textbf{(8)}$$

$$\Delta x_{2t} = \beta_0 + \delta_2\left(x_{1t-1} - \gamma x_{2t-1}\right) + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i}\Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i}\Delta x_{2t-i} + \xi_{2t} \qquad \textbf{(9)}$$

O termo de correção $\left(x_{1t-1} - \gamma x_{2t-1}\right)$ é determinado através do nível estimado da relação de longo prazo entre X_1 e X_2.

IV. d Funções Impulso-Resposta

Os testes de causalidade são uma ferramenta importante no que diz respeito ao estudo das relações de curto prazo entre os mercados de CDS. Porém, os testes de causalidade não fornecem nenhuma informação a respeito dos efeitos que um choque em um mercado causa nos demais.

Crises financeiras, como a dos Tigres Asiáticos em 1997, e da Rússia em 1998, demonstram que o mercado financeiro é extremamente globalizado: choques em uma região afetam o resto do mundo. O objetivo desse capítulo é estudar o efeito que choques pontuais em um mercado podem causar nos demais. Qual a magnitude de um choque e em quanto tempo ele se dissipa? São perguntas que as funções impulso-resposta ajudam a responder. A metodologia dos testes de função impulso é brevemente descrita a seguir.

Os testes são realizados par a par, entre o mercado brasileiro de CDS e os demais mercados da América Latina. Mais especificamente, são formados pares de países: Brasil-México, Brasil-Venezuela, Brasil-Colômbia, Brasil-Peru, e Brasil-Panamá. Em cada par é testado, através das funções impulso, qual o efeito que um choque em um dos países causa no outro. Cada função impulso deriva de um choque de um desvio padrão em uma variável, mantendo a outra constante. As funções possuem um intervalo de confiança de 95%, obtido através de uma simulação de Monte Carlo com 1000[7] repetições. Assim como ocorre nos testes de cointegração, a defasagem no VAR é determinada pelo critério de informação de Schwarz. Na literatura acadêmica, as funções impulso são conhecidas como (IRF[8]). Um VAR pode ser escrito na forma de um vetor de médias móveis MA(∞):

$$y_t = u + \xi_t + \psi_{\xi_{t-1}} + \psi_{\xi_{t-2}} + ... \qquad \textbf{(10)}$$

Portanto, a matriz ψ tem a seguinte interpretação:

$$\psi_S = \frac{\partial Y_{T+S}}{\partial \varepsilon_T} \qquad \textbf{(11)}$$

A linha *i* e coluna *j* da matriz ψ_S representam as conseqüências de um aumento de uma unidade na inovação da *j*-ésima variável na data t, mantendo todas as demais inovações constantes. A função descrita acima é a IRF, função de resposta a impulsos.

V – Dados

Os dados utilizados nessa dissertação compreendem os preços diários de fechamento de derivativos de crédito soberano com prazo de 5 anos. Foram utilizados os preços de CDS do Brasil, Peru, México, Venezuela, Colômbia e Panamá. Cada série tem 768 dados,

[7] O número de repetições foi escolhido de acordo com indicações do software utilizado e da capacidade computacional.
[8] Impulse Response Function.

compreendendo o período de 20 de outubro de 2003 até 01 de novembro de 2006. Os dados foram extraídos da Bloomberg, que apura diariamente o preço de fechamento de cada CDS, através de uma média aritmética das cotações fornecidas por *market makers*. As cotações são enviadas por 16 bancos: ABN AMRO, Bank of America, Barclays, Bear Stearns, BNP, Citigroup, CSFB, Deustche Bank, Goldman Sachs, HSBC, J.P. Morgan, Lehman Brothers, Merril Lynch, Morgan Stanley, UBS e Wachovia.

Os CDS soberanos com prazo de 5 anos foram escolhidos pelo fato de apresentarem maior liquidez. Os CDS são negociados em pontos base, geralmente na base ACT/360[9]. O pagamento do principal, implícito nos contratos de CDS, está condicionado à ocorrência de um evento de crédito, que pode ser moratória, reestruturação da dívida ou falha de pagamento.

Na tabela I, podemos observar as estatísticas descritivas das séries de CDS de cada país. A hipótese de normalidade é rejeitada para todas as séries, pois as estatísticas Jarque-Bera (JB) são bastante altas. Os desvios padrões de Colômbia, México e Peru são menores que o do Brasil. O México apresenta média e mediana inferiores às dos demais países, provavelmente pelo fato de ser o único país com grau de investimento na base de dados.

Tabela I - Estatísticas descritivas

	Brasil	Colômbia	México	Peru	Venezuela	Panamá
Média	359	304	91	247	365	202
Mediana	337	310	88	217	328	203
Máximo	903	643	201	606	846	359
Mínimo	109	93	44	103	118	93
Desv. Padrão	186.0	132.5	29.1	106.3	199.8	69.9
Assimetria	0.62	0.10	0.58	1.12	0.61	0.26
Curtose	2.7	1.8	2.9	3.8	2.1	1.9
Jarque-Bera	53	47	43	182	72	45
P-Valor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Observações	768	768	768	768	768	768

[9] ACT/360 é uma convenção de contagem de dias bastante utilizada no mercado financeiro. Supõe-se que o ano tem 360 dias corridos e que cada mês tem o número observado de dias corridos.

VI – Resultados Empíricos

Neste capítulo, são apresentados resultados empíricos derivados dos testes econométricos propostos no capítulo anterior. Cada teste é baseado nos dados de Brasil, Colômbia, México, Peru, Venezuela e Panamá. Este capítulo está subdividido em 4 partes: VI.a, VI.b, VI.c e VI.d e referem-se respectivamente, aos resultados do teste DF, testes de cointegração, testes de causalidade de Granger e, por fim, aos resultados das funções de resposta a impulsos.

VI.a – Resultados do Teste Dickey-Fuller

O teste DF foi utilizado para se determinar se as séries de spread de CDS são estacionárias. Os resultados estão descritos na tabela II. Observe que não podemos rejeitar a hipótese nula, de não estacionaridade, para nenhuma das variáveis testadas. Contudo, para as primeiras diferenças das séries, rejeitamos a hipótese nula para todas as variáveis. Podemos concluir que, a 5% de significância, todas as séries de CDS são não estacionárias e integradas de ordem 1, I(1).

Tabela II – Testes de raiz unitária

Variável	Especificação da Equação de Teste			Estatística de Teste ADF	Valores Críticos		Rejeita Ho (não estacionariadade)	
	Defasagem	Intercepto	Tendência		5%	10%	5%	10%
BRZ_CDS	1	Não	Não	-1.6551	-1.94	-1.62	Não	Sim
D(BRZ_CDS)	0	Não	Não	-21.3651	-1.94	-1.62	Sim	Sim
COL_CDS	1	Não	Não	-1.3297	-1.94	-1.62	Não	Não
D(COL_CDS)	0	Não	Não	-30.5218	-1.94	-1.62	Sim	Sim
MEX_CDS	1	Não	Não	-1.6171	-1.94	-1.62	Não	Não
D(MEX_CDS)	0	Não	Não	-22.4457	-1.94	-1.62	Sim	Sim
PER_CDS	2	Não	Não	-1.1575	-1.94	-1.62	Não	Não
D(PER_CDS)	1	Não	Não	-16.5188	-1.94	-1.62	Sim	Sim
VEN_CDS*	1	Não	Não	-2.2022	-1.94	-1.62	Sim	Sim
D(VEN_CDS)	0	Sim	Sim	-22.9900	-1.94	-1.62	Sim	Sim
PAN_CDS	2	Não	Não	-1.6775	-1.94	-1.62	Não	Sim
D(PAN_CDS)	1	Não	Não	-16.4735	-1.94	-1.62	Sim	Sim

** O teste de DF realizado para a série da Venezuela, utilizando uma equação de teste sem intercepto e sem tendência, apresentou estatística de teste igual a -2.20, portanto rejeitamos a hipótese de que a série é não estacionária. Testando para uma equação apenas com intercepto, não rejeitamos Ho, sendo que a estatística de teste é igual a -1.54. Testando para uma equação com intercepto e tendência também não rejeitamos Ho, obtendo uma estatística de teste de -2.51.*

O resultado sugere que os mercados de CDS em cada um dos países estudados seguem a hipótese de mercado eficiente. O preço corrente dos contratos de CDS reflete toda a informação disponível aos participantes do mercado, a melhor previsão que se tem do preço futuro é o preço corrente dos contratos.

VI.b – Resultados do Teste de Cointegração

Dado que todas as séries são não estacionárias, integradas de ordem 1, podemos realizar testes de cointegração, para determinar se cada uma das séries apresenta relações de longo-prazo com a série de CDS Brasil. Os testes utilizam a metodologia de Johansen e Juselius (1990) e foram aplicados ao log[10] das séries originais. Os resultados estão expostos na tabela III.

Os únicos países para os quais rejeitamos a hipótese de não cointegração com o Brasil, a 5% de significância, foram o México e o Panamá. Os demais países não apresentaram nenhuma relação de cointegração com o Brasil. Em relação aos países que apresentam relações de cointegração com o Brasil, o fato da série utilizada ser relativamente curta, três anos, provavelmente foi um fator determinante.

Já para os países que não apresentaram relações de cointegração com o Brasil, os resultados podem ser explicados pelo fato de muitas variáveis, entre elas políticas e econômicas, serem determinantes dos spreads de risco soberano, algumas dessas variáveis são controláveis outras não.

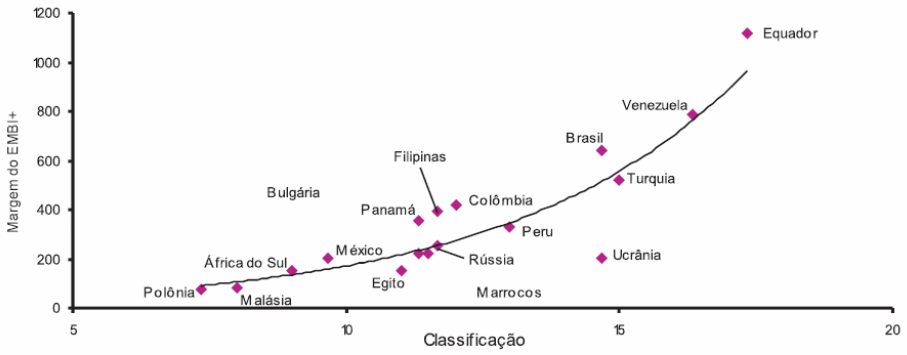
Moreira, Rocha e Magalhães (2002) estudam quais as variáveis macroeconômicas fundamentais na determinação do *spread* da dívida externa brasileira, no caso os C-bonds. Os autores sugerem que o nível de endividamento externo, as reservas e a dívida interna são fundamentais na determinação do spread da dívida externa brasileira. Contudo, a análise do spread de risco não se limita apenas a variáveis controláveis, os autores chamam a atenção

[10] Os logs foram calculados da seguinte forma: log(CDS_BRZ) = log(1+CDS_BRZ/10000). CDS_BRZ é expresso em ***basis points***.

para o fato do prêmio de risco ser função também de condicionantes institucionais, particulares de cada economia e do histórico das moratórias de cada país. Ou seja, temos mais um fator que não é controlável, a percepção de risco.

Canuto e Fonseca (2003) realizam um estudo semelhante, englobando diversos emergentes. Segundo os autores, o spread de risco soberano tem diversos determinantes: renda per capita, inflação, crédito ao setor privado, grau de abertura comercial, relação entre dívida externa líquida total e receitas em conta corrente, a relação entre o resultado nominal do governo e o PIB e a relação entre a dívida bruta do governo e as receitas totais. Os autores mostram também que essas são as variáveis levadas em conta na classificação feita pelas agências de risco, contudo o risco de crédito implícito nos preços negociados no mercado, EMBI +, em geral, é diferente do prêmio definido pelas agências de risco, observe o gráfico abaixo:

Gráfico I – Relação entre spread de risco e classificação das agências



Fontes: J.P.Morgan, Moody's, S&P e Fitch.

Notas

1. Média das classificações segundo a escala numérica descrita na tabela I.
2. Classificação acima de 10, grau de especulação; abaixo, grau de investimento.
3. O Marrocos não era classificado pela Fitch até a data de elaboração deste gráfico.

Segundo os autores, uma das razões para essas diferenças na percepção de risco é que os preços negociados no mercado estão sujeitos a forças de oferta e demanda, que são influenciadas por diversos fatores: alterações de humor quanto à confiança dos aplicadores

e estimativas dos riscos, situações de aversão a riscos, política econômica de países desenvolvidos e outros fatores de curto prazo.

Portanto, em termos gerais, são basicamente dois os fatores que explicam o fato do Brasil não apresentar relações de cointegração com a maioria dos países estudados:

1- Dado o curto prazo da base de dados utilizada nos testes de cointegração e a relação dos prêmios de risco com variáveis não controláveis e de curto prazo, como a percepção de risco, busca por liquidez e outras definidas acima.

2- O fato das variáveis macroeconômicas que afetam o prêmio de risco mudarem de forma diferente ao longo do tempo em cada um dos países estudados.

Nos resultados apresentados na tabela III, foi utilizada a estatística λ_{trace}, contudo os resultados obtidos utilizando $\lambda_{\max}$ são qualitativamente iguais.

Tabela III – Testes de cointegração de Johansen e Juselius – Brasil

			Schwarz				
País	Ho*	Ha	Eigenvalues	λ_{trace}	Valor Crítico, 5%	Defasagem	Rejeita Ho
Colombia	r = 0	r = 1	0.0118	10.53	15.5	1	Não
	r ≤ 1	r = 2	0.0018	1.41	3.84	1	Não
México	r = 0	r = 1	0.01847	15.53**	15.5	1	Sim
	r ≤ 1	r = 2	0.00163	1.25	3.84	1	Não
Peru	r = 0	r = 1	0.011701	10.02	15.5	1	Não
	r ≤ 1	r = 2	0.001306	1.00	3.84	1	Não
Venezuela	r = 0	r = 1	0.008336	9.44	15.5	1	Não
	r ≤ 1	r = 2	0.003951	3.03	3.84	1	Não
Panamá	r = 0	r = 1	0.022338	20.48**	20.26	1	Sim
	r ≤ 1	r = 2	0.004142	3.18	9.16	1	Não

* Todos os testes foram realizados considerando que as séries possuem tendências estocásticas (teste 3 do Eviews).
** O México e o Panamá foram as únicas séries que apresentaram relação de longo prazo com o Brasil.

Os resultados sugerem que é possível obter ganhos potenciais através da diversificação de *portfolios* de CDS em Brasil, Colômbia, Peru e Venezuela. Contudo, a liquidez dos mercados é um fator importante no que se refere aos ganhos potencias de redução de risco. Se os mercados forem ilíquidos, os ganhos de diversificação podem ser inexistentes. Em relação ao México e ao Panamá os resultados sugerem que existem relações de longo prazo entre os preços de CDS de Brasil e desses países. Portanto, existe a possibilidade de obter-se ganhos através de operações de arbitragem entre Brasil e México e Brasil e Panamá.

VI.c – Resultados do Teste de causalidade

Segundo Granger e Enders (1998), a cointegração entre duas variáveis é condição suficiente, mas não necessária, para a presença de causalidade em pelo menos uma direção. Portanto, podemos realizar os testes de causalidade entre Brasil e todos os demais países, inclusive aqueles que não apresentaram relações de longo prazo com o Brasil.

Os resultados dos testes de causalidade estão presentes na tabela IV. A hipótese nula deve ser lida da seguinte forma: X<-|->Y, significa que X não causa Y, segundo a metodologia de Granger. Foi utilizada a estatística de teste F, as defasagem foram calculadas através dos critérios Schwarz e Akaike.

Tabela IV– Testes de causalidade

	Schwarz		Akaike	
Hipótese Nula	Estatística F	Defasagem	Estatística F	Defasagem
Brasil<-|->Mexico	33.8414***	2	21.361***	4
Mexico<-|->Brasil	1.1502	2	1.05604	4
Brasil<-|->Colombia	31.8204	2	3.65833***	23
Colombia<-|->Brasil	0.00123	2	1.6748**	23
Brasil<-|->Peru	4.55126**	2	1.95001***	19
Peru<-|->Brasil	5.45403***	2	2.73518***	19
Brasil<-|->Venezuela	1.51725	2	3.0377***	20
Venezuela<-|->Brasil	2.00092	2	1.76241**	20
Brasil<-|->Panamá	20.4321***	2	10.1291***	4
Panamá<-|->Brasil	3.68912**	2	3.5017***	4

Hipótese Nula: X não causa Y, segundo a metodologia de Granger.
* Rejeita a hipótese nula a 99%.
** Rejeita a hipótese nula a 95%.
*** Rejeita a nula a 99%.

Os resultados sugerem que o mercado Brasileiro de CDS afeta todos os demais mercados: México, Colômbia, Venezuela, Peru e Panamá. Ou seja, a hipótese nula de que o Brasil não causa efeitos em outros mercados, segundo a metodologia de Granger, é rejeitada em todos os pares. Por outro lado, o único país que parece não afetar o Brasil é o mercado mexicano de CDS; todos os demais afetam o mercado Brasileiro.

Percebemos que as variações no mercado Brasileiro de CDS ajudam a explicar movimentos nos demais países, contudo o inverso também é verdade, com exceção do México. Os resultados sugerem que o Brasil tem uma certa influência em relação aos demais mercados. O mercado Brasileiro é um dos mais líquidos, os agentes de mercado consideram variações bruscas em mercados líquidos muito mais importantes do que variações em mercados sem liquidez.

No entanto, a bicausalidade está presente em 4 dos 5 pares de países analisados; devido à alta presença de bicausalidade uma análise mais elaborada, através do uso de funções impulso, se faz necessária.

VI.d – Resultados do Teste de Função Impulso-Resposta

Os resultados dos testes de causalidade não podem ser considerados totalmente objetivos na determinação da influência do Brasil sobre os demais mercados e vice-versa. De forma a analisarmos melhor as relações entre esses mercados, principalmente entre aqueles pares onde ocorre bicausalidade, realizamos diversos testes de função impulso, um para cada um dos quatro pares de países. Os resultados são descritos abaixo e podem ser observados nos 8 gráficos reunidos na figura III, o eixo horizontal dos gráficos representa o horizonte de tempo em dias, o eixo vertical representa o efeito de um choque de 1 desvio padrão na serie. Como os testes foram realizados utilizando séries baseadas nos logs dos prêmios de CDS, log(CDS) = log(1+CDS/10000), os resultados do eixo vertical devem ser lidos como a variação do log do prêmio do CDS de cada país.

O efeito de um choque no Brasil sobre o México alcança seu pico no dia 3 e atinge a magnitude de 0.0003, sendo que o choque é persistente e demora mais de 10 dias para se dissipar. Já o efeito de um choque no México sobre o Brasil é insignificante. Esse resultado corrobora o resultado do teste de Granger.

O efeito de um choque no Brasil sobre a Colômbia tem seu pico no dia 3 e magnitude 0.0008. O choque é persistente e demora mais de 10 dias para se dissipar. Já o efeito de um choque na Colômbia sobre o Brasil é nulo. Portanto, parece que o mercado de CDS brasileiro influencia muito mais o mercado colombiano, do que o contrário. Esse resultado adiciona poder explicativo ao resultado de bicausalidade obtido no teste de Granger, sugerindo que a causalidade é unilateral, direcionada do Brasil para a Colômbia.

O efeito de um choque no Brasil sobre o Peru tem seu pico no dia 3 e magnitude de 0.0004. O choque é persistente e não se dissipa antes de 10 dias. Já o mercado brasileiro sofre um impacto de 0.0002, derivado de um choque no Peru; o impacto tem seu pico no dia 5. Logo, parece que o Peru é muito mais sensível a choques no Brasil do que o contrário. Esse resultado melhora nosso entendimento quanto à bicausalidade apontada nesse par pelo teste de Granger.

O impacto de um choque no Brasil sobre a Venezuela alcança seu pico no dia 3 e tem magnitude de 0.0009, o choque se dissipa mais rapidamente do que nos outros países, mas não antes de 10 dias. Já o efeito de um choque na Venezuela sobre o Brasil é muito menor, da ordem de 0.0001. Ou seja, novamente a causalidade parecer ser unilateral, do Brasil para a Venezuela.

O efeito de um choque no Brasil sobre o Panamá se acelera rapidamente nos três primeiros dias, atingindo a magnitude de 0.0003, sem se dissipar. O efeito no Brasil de um choque no Panamá é insignificante. O resultado sugere que a causalidade é unilateral e ocorre do Brasil para o Panamá.

Os testes de função impulso e causalidade analisam as relações de curto prazo entre os mercados de CDS. Os resultados dos testes de função impulso complementam a análise dos testes de causalidade e sugerem que no mercado de CDS soberano o processo de *price discovery* ocorre no Brasil. Choques nos preços de CDS negociados no Brasil afetam significativamente todos os demais mercados, ao passo que, choques nos demais mercados afetam o Brasil de forma bastante reduzida ou em alguns casos insignificante.

VII – Considerações finais

Os resultados analisados no capítulo anterior desta dissertação fornecem algum embasamento para a tese de que o Brasil tem um papel muito importante no mercado de derivativos de crédito da América Latina. Estudos anteriores, como Tabak e Lima (2002), já haviam percebido essa importância no mercado de ações. Mostramos aqui que o mesmo ocorre no mercado de CDS.

Os riscos de crédito soberano de México, Peru, Venezuela, Colômbia e Panamá estão intimamente relacionados ao risco de crédito soberano do Brasil. Crises políticas e econômicas no Brasil têm um poder significativo de afetar as demais economias aqui analisadas.

Essa dissertação sugere que fundos de *hedge*, fundos de pensão e tesourarias que operam no mercado de dívida e derivativos de crédito, podem obter ganhos potenciais derivados da diversificação de *portfolios* de CDS dentro da América Latina, uma vez que nenhum dos países, com exceção do México e do Panamá, parecem ser cointegrados com o mercado brasileiro. Portanto, posições em CDS soberano brasileiro de 5 anos podem ser efetivamente *hedgeadas* com posições em CDS de Peru, Venezuela e Colômbia. Muito provavelmente, esse ganho potencial também existe para os pares Brasil e México e Brasil e Panamá. Utilizando uma base maior de dados e metodologias diferentes de testes de cointegração, como o método não-paramétrico proposto por Bierens (1997), é possível que os resultados indiquem que o Brasil não é cointegrado com México e Panamá.

O estudo realizado nessa dissertação, tem como ponto fraco o pequeno número de dados disponíveis, pouco mais que dois anos. Testes de cointegração, causalidade e função impulso geralmente utilizam séries muito maiores. Kanas (1998) utilizou dados de doze anos, Tabak e Lima (2002) utilizaram seis anos enquanto Liberato, Tavares e Dana (2006) utilizaram uma série mais curta, de dois anos. No entanto, esse estudo é pioneiro, se considerarmos que o mercado de CDS é muito mais jovem que o mercado de ações analisado por Kanas e Tabak e Lima.

Para futuros trabalhos relacionados ao tema, minha sugestão é utilizar uma série maior de dados, testes adicionais de cointegração e talvez tentar colocar outros mercados emergentes no estudo, como Turquia e África do Sul.

Figura II – CDS spreads

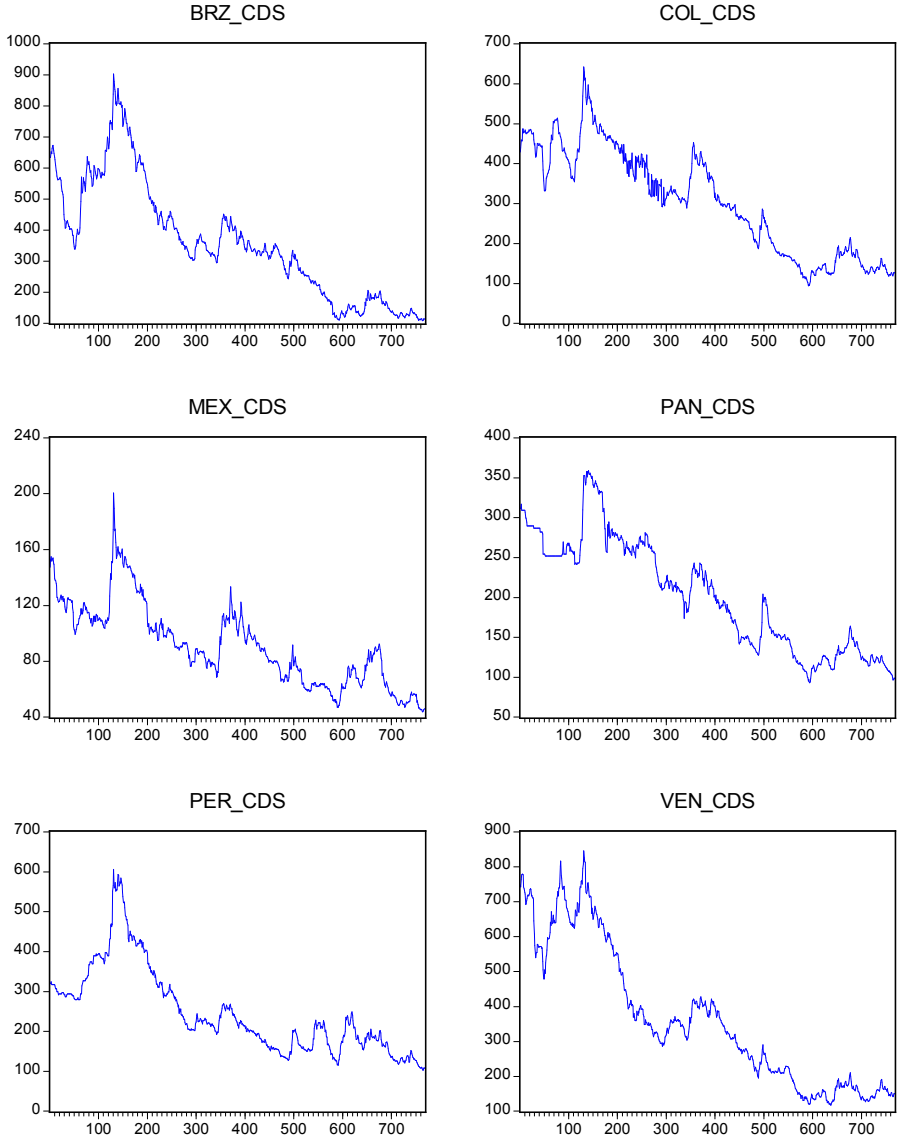
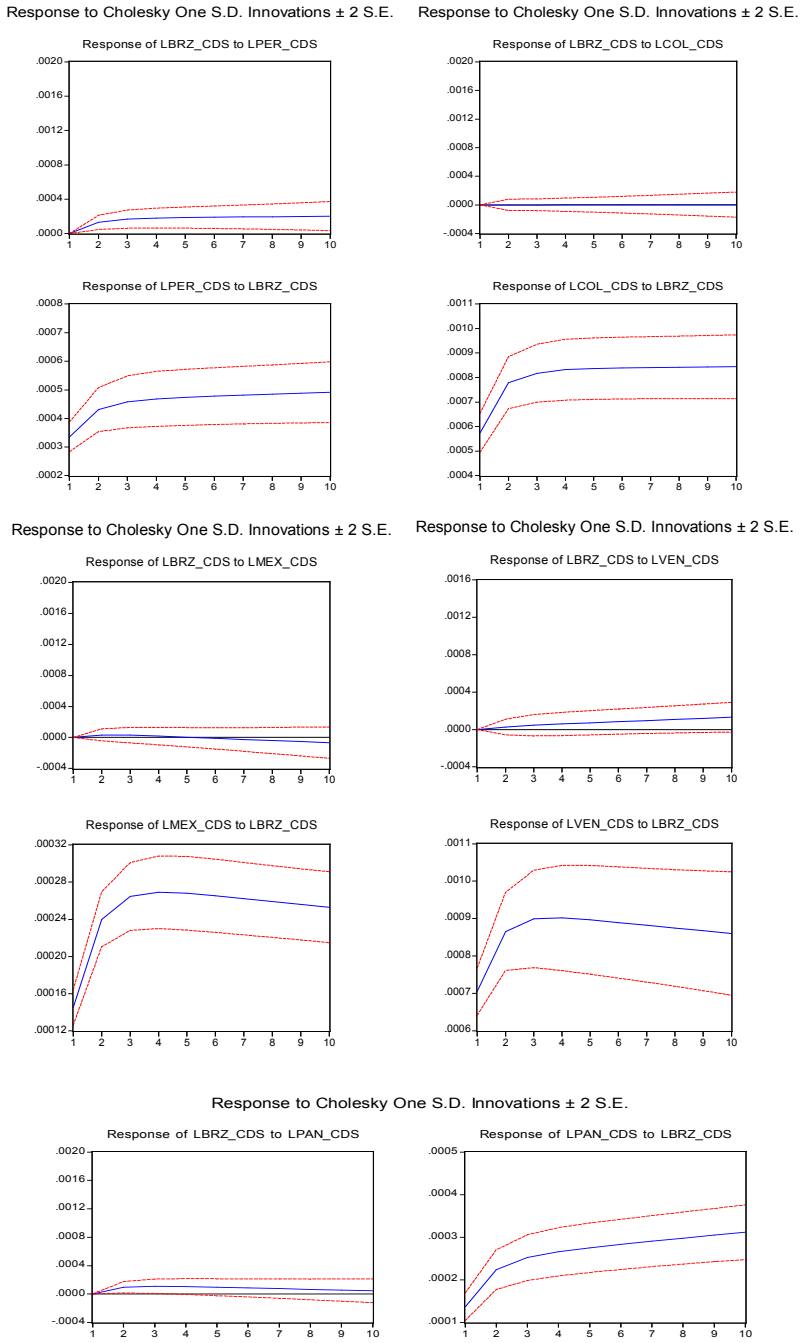


Figura III – Funções impulso-resposta



VIII – Bibliografia

Bierens, H. J., 1997, Nonparametric cointegration analysis. Journal of Econometrics, 11, 379-404.

Canuto, O., Fonseca, P., 2003, Risco Soberano e prêmios de risco em economias emergentes. Ministério da Fazenda, Secretaria de Assuntos Internacionais, http://www.fazenda.gov.br/portugues/temas_economia_1.pdf

Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1979, Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association 84, 4277431.

Enders, W., Granger, C, 1998, Unit root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. Journal of Business and Economic Statistics **16**, pp. 304–31.

Granger, C.W.J., 1969, Investigating causal relation by econometric and cross-sectional methods. Econometrica 37: 424–438.

Johansen, S., Juselius, K., 1990, Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand of money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169-210.

Kanas, A., 1998, Linkages between the US and European equity markets: further evidence from cointegration tests. Applied Financial Economics, v.8, pp. 607 – 614.

Liberato, D., Tavares, G., Dana, S., 2006, Cointegração e Price Discovery do Risco Soberano. VI Encontro Brasileiro de Finanças, www.maps.com.br/br/publicacoes/.

Markowitz, H., 1952, Portfolio Selection. Journal of Finance 7,77-91.

Moreira, A.R.B., Rocha, K. , Magalhães, R., 2002, Determinantes do spread brasileiro: uma abordagem estrutural. Resenha BMF, www.riskcontrol.com.br/arquivos/Seminarios/.

Riley, J., 1999, Australian Stock Market: Efficiency and International Linkages. Queensland University of Technology Press, working paper series n º 45.

Tabak, B. M., Lima, E. J. A., 2002, Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America. Banco Central do Brasil, Working Paper Series.