

### 3. Análise empírica da hipótese de *moral hazard*

#### 3.1. Introdução

O objetivo deste capítulo é realizar um teste empírico da hipótese de que existe um problema de *moral hazard* no mercado de empréstimos internacional induzido pela política de intervenção do FMI nas crises nos países emergentes. Como dissemos no primeiro capítulo deste trabalho, a análise empírica dessa hipótese faz-se relevante uma vez que as principais propostas de reorganização do sistema financeiro internacional nela estão fundamentadas. Assim, o principal objetivo dessas propostas é redesenhar a política de empréstimos das instituições financeiras oficiais de maneira a diminuir o *moral hazard*. Especificamente, analisaremos os problemas de “*moral hazard* por parte dos investidores”. A hipótese de que existe *moral hazard* em relação às decisões dos investidores implica que quanto maior for o montante do subsídio implícito nos empréstimos do FMI, menos os credores preocupar-se-ão com os riscos de seus empréstimos a países emergentes. Analisando a reação das taxas de juros dos títulos dos países emergentes a eventos que modificam o subsídio esperado dos empréstimos do FMI, podemos avaliar empiricamente a hipótese de “*moral hazard* por parte dos investidores”. Existem, fundamentalmente, duas abordagens empíricas possíveis para testar a reação dos *spreads* a mudanças na política do FMI: (i) estudo de eventos; e (ii) estimação de uma equação para os *spreads* em função dos “fundamentos” dos países. Os estudos de eventos têm a vantagem de que, pelo fato de analisarem períodos bastante curtos (janelas de alguns dias ao redor do evento considerado), não é necessário que nos preocupemos em controlar a mudança dos *spreads* por outras variáveis. Por outro lado, devido ao fato de que diversos dos eventos considerados ocorrem em períodos de elevada volatilidade dos *spreads* (por exemplo, o “socorro” à Coreia ou o *default* da Rússia), é difícil determinarmos se aquela reação corresponde de fato a uma reação ao evento. Além disso, os estudos de eventos conseguem apenas testar a implicação da

hipótese de *moral hazard* sobre o nível dos *spreads*. Como vimos, existem outras implicações testáveis da hipótese que podem ser analisadas estimando-se uma equação para os *spreads* dos países. Por isso, adotamos a segunda abordagem neste estudo.

Os modelos apresentados no capítulo 2 mostram-nos quais são as implicações de mudanças no subsídio esperado dos empréstimos do FMI sobre as taxas de juros dos títulos dos países devedores. Nos termos do modelo estendido de Spiegel, um aumento do subsídio pode ocorrer por três canais: (i) diminuição da taxa de juros cobrada pelo FMI em seus empréstimos; (ii) aumento da taxa de juros à qual os credores privados concedem novos recursos ao país em crise, ou seja, diminuição do “*burden sharing*”; e (iii) aumento do montante esperado dos empréstimos do FMI como fração da dívida. Assim, a primeira etapa da análise empírica é selecionarmos um evento para o qual possamos argumentar *a priori* que o mesmo representou uma modificação significativa numa dessas variáveis. Observe que devemos, ao realizar o teste empírico sobre a equação para os *spreads*, assumir que esse evento modificou de forma substancial o subsídio esperado do FMI.

Seguiremos a metodologia de teste desenvolvida por Dell’Ariccia et al (2002) para analisar um evento que julgamos ter modificado de maneira substancial o “socorro” esperado do FMI: o *default* da Argentina em dezembro de 2001. Na seção 4.2 discutiremos com maior profundidade a cronologia da crise e por que podemos considerar que a suspensão dos pagamentos da dívida interna e externa da Argentina modificou a perspectiva sobre a política de intervenção a ser seguida pelo FMI nas crises futuras.

Além desse teste, conduzimos outros dois. Se existe *moral hazard*, então os *spreads* dos títulos dos países emergentes dependem do valor esperado do subsídio do FMI numa eventual crise. Assim, o primeiro teste avalia a significância de uma variável *proxy* para o montante dos empréstimos esperado na equação para os *spreads*. No outro teste, realizamos um refinamento da modificação da política do FMI: as mudanças implementadas pelo Fundo a partir do final de 1998 significaram uma distinção entre países ilíquidos, mas solventes, e países insolventes na concessão dos empréstimos. Isso implica que deveríamos observar uma reação diferenciada dos coeficientes das variáveis relacionadas à solvência e à liquidez na equação para os *spreads*.

Cabe ressaltar, mais uma vez, que as implicações testadas da hipótese de *moral hazard* são apenas necessárias, mas não suficientes. Somente sob restrições que não são necessariamente satisfeitas na prática é que tais implicações tornam-se necessárias e suficientes<sup>1</sup>. Portanto, resultados negativos podem ser interpretados com maior confiança como uma evidência contrária à hipótese de *moral hazard*. Caso obtenhamos um resultado favorável à hipótese, estaremos mais sujeitos ao problema de identificação.

Na próxima seção, apresentamos detalhadamente os três testes propostos. Passaremos então à caracterização do evento selecionado para o teste principal, a crise da Argentina em 2001.

### 3.2. Desenho dos testes

Nesta seção, apresentaremos com maior detalhe os testes a serem implementados e retomaremos brevemente as implicações teóricas a partir das quais são construídos. Tomaremos como base os modelos estudados no capítulo 2, especificamente nas implicações da hipótese de *moral hazard* sobre as taxas de juros de equilíbrio, tomando como dados os fundamentos dos países. Assim, não analisaremos a reação da política econômica dos governos dos países devedores a modificações na política de “socorro” do FMI ou a mudança na função que relaciona as taxas de juros aos fundamentos dos países.

#### 3.2.1. Inclusão de variável *proxy* para o “socorro” esperado do FMI na equação para os *spreads*.

Vimos que os *spreads* dos títulos dos países emergentes dependem em parte das condições esperadas dos pacotes de empréstimo do FMI a países em

---

<sup>1</sup> Ver o capítulo 2 a esse respeito, especialmente a seção 2.2.

crise. Dessa maneira, o subsídio esperado do FMI deveria ser uma variável significativa para descrever o comportamento dos *spreads* ao longo do tempo e entre os países. Para os países e nos períodos com uma maior proporção (empréstimos esperados do FMI)/(dívida total) deveríamos observar *spreads* mais baixos quando controlamos pelas demais variáveis que determinam os mesmos. Assim, incluímos uma variável *proxy* para a proporção (empréstimos esperados)/(dívida total) numa equação para os *spreads*. A hipótese de que existe *moral hazard* implica que essa variável deveria ser significativa e possuir sinal negativo.

A questão passa a ser como construir essa variável *proxy*. Em primeiro lugar, cabe observar que o que interessa aos credores é o pacote total de empréstimo do conjunto das instituições financeiras oficiais internacionais. Contudo, os empréstimos do Banco Mundial, governos dos países desenvolvidos e demais instituições financeiras oficiais possuem, geralmente, uma relação linear com os empréstimos do FMI. Portanto, podemos concentrar-nos somente no montante esperado dos empréstimos do FMI.

A variável candidata natural seria o valor da quota no Fundo de cada um dos países. Os regulamentos do FMI fixam limites máximos que um país pode receber em empréstimos em função da sua quota, sendo que excepcionalmente tais limites podem ser ultrapassados<sup>2</sup>. O problema é que a fórmula para o cálculo da quota de cada país depende fundamentalmente do PIB do mesmo. Como o PIB é uma variável relevante na equação para os *spreads*, existem problemas para a identificação do efeito da quota sobre os *spreads*. Além disso, é possível que os limites formais de empréstimos aos países sejam ultrapassados no caso de crises de maior intensidade. Nas crises da década de 90, os países receberam, geralmente, no máximo cerca de 5 vezes a sua quota<sup>3</sup>. Assim, consideramos que os empréstimos potenciais do FMI para cada país são iguais a 5 vezes a sua quota. O fato de que o que interessa aos investidores é a proporção da dívida total “garantida” pelo FMI leva-nos a construir a seguinte variável:

---

<sup>2</sup> Para os programas Stand-by e Extended Arrangements os países podem receber 100% de sua quota anualmente e 300% para os valores acumulados.

<sup>3</sup> A Coreia recebeu 15 vezes a sua quota em 98, mas isso é explicado pelo desajuste de sua quota (bastante inferior à quota de países com indicadores macroeconômicos semelhantes). Em virtude desse problema, ajustamos a quota da Coreia nas estimações abaixo.

(empréstimo potencial do FMI - dívida corrente com o FMI)/dívida total

Essa variável é diferente para cada país e varia ao longo do tempo. Além disso, não é uma função, nem aproximadamente, linear do PIB ou de uma combinação das variáveis dos fundamentos. Com relação a essa variável, sua modificação mais importante ocorre em 98-99, quando a elevação das quotas na 11ª revisão foi ratificada pelo Congresso dos EUA (outubro de 98) e passou a vigorar (janeiro de 99). Dessa forma, nosso primeiro teste será:

**1º Teste:** Se existe *moral hazard*, então os *spreads* dos títulos dos países emergentes dependem do valor esperado dos empréstimos do FMI numa eventual crise. Incluiremos uma variável *proxy* para o valor esperado dos empréstimos do FMI numa equação para os *spreads* dos países emergentes. A hipótese de que existe *moral hazard* implica que, quando controlamos os *spreads* pelas outras variáveis relevantes, deveríamos encontrar um sinal negativo para seu coeficiente.

Devemos fazer uma qualificação importante. Como vimos no capítulo 2, o valor esperado dos empréstimos do FMI não modifica apenas o nível dos *spreads*, mas também os coeficientes das demais variáveis da equação. Assim, interagimos a variável construída acima com as demais variáveis na estimação da equação para averiguar sua significância.

Estimaremos, portanto, a seguinte equação para os *spreads*:

$$s_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \lambda_t + w_i + \alpha(\text{Emp. FMI}|crise) + u_{it}$$

na qual

$s_{it}$  é o *spread* do país  $i$  no período  $t$ ;

$\mathbf{x}_{it}$  é o vetor de variáveis dos “fundamentos” econômicos do país (razão dívida/PIB, inflação, saldo em conta corrente e etc.);

$\lambda_t$  é o efeito específico em cada período, ou seja, a combinação do efeito das variáveis que são iguais para todo  $i$  em cada  $t$  (taxa de juros internacionais, nível de atividade dos países desenvolvidos e etc.);

$w_i$  é o efeito específico para cada país, constante ao longo do tempo para cada país  $i$ ;

$(Emp. FMI|crise)$  é a variável *proxy* para os empréstimos esperados do FMI como proporção da dívida total do país; e

$u_{it}$  é um termo aleatório.

Utilizaremos dados em painel para estimar essa equação. Abaixo detalhamos os dados, o período e os países que compõe a nossa amostra. Como dissemos, também interagimos a variável  $(Emp. FMI|crise)$  com as demais variáveis dos “fundamentos”, uma vez que nosso modelo teórico implica que os coeficientes dessas últimas variáveis devem depender daquela variável. Também utilizamos como variável *proxy* para o “socorro” do FMI o próprio valor da quota como razão do PIB de cada país com o intuito de comparar os resultados obtidos com a variável construída acima.

### 3.2.2. Modificação na equação para os *spreads* em decorrência da crise da Argentina de 2001.

Aplicaremos a metodologia desenvolvida por Dell’Ariccia et al (2002) para testar se a reação dos *spreads* dos títulos dos países emergentes à crise da Argentina em 2001 sustenta ou contraria a hipótese de *moral hazard*. Especificamente, testaremos o “*moral hazard* por parte dos investidores”, uma vez que nosso objetivo é analisar como a função que relaciona os “fundamentos” aos *spreads* é modificada pela mudança no subsídio esperado do FMI.

O teste proposto fundamenta-se nas três implicações da hipótese de *moral hazard* sobre a equação para os *spreads* em função dos fundamentos dos países. O procedimento é o seguinte: estimamos a equação para os *spreads* antes e depois do evento que modifica o grau de *moral hazard*, isto é, que modifica o montante esperado do subsídio do FMI. Testamos se o comportamento do nível dos

*spreads*, coeficientes da equação e variância *cross-section* dos *spreads* contraria ou corrobora a hipótese de *moral hazard*.

Como vimos no capítulo 2, as três implicações (necessárias) da hipótese de que existe *moral hazard* são:

- (1) Dado um conjunto de fundamentos, o aumento (diminuição) da probabilidade de “socorro” em crises reduz (aumenta) os *spreads*. Formalmente, dado  $\mathbf{x}_i$  (os fundamentos), as condições discutidas no capítulo 2 implicam que  $\frac{\partial \lambda}{\partial b} > 0$  (a probabilidade de que os investidores sejam pagos aumenta com a probabilidade de que o país seja “socorrido” pelo FMI) se e somente se  $\frac{\partial s}{\partial b} < 0$ , onde  $s$  é o *spread*. Empiricamente, isto significa que um evento que eleve o *moral hazard* deve resultar numa queda dos *spreads*, controlando por modificações nos fundamentos.
- (2) Assumindo que os fundamentos sejam medidos tal que  $\theta$ , a probabilidade de uma crise, seja crescente em todos os elementos de  $\mathbf{x}_i$ , temos que um aumento (diminuição) da probabilidade de “socorro” em crises reduz (aumenta) a sensibilidade dos *spreads* aos fundamentos. Isso é expresso pelo fato de que, sob as condições vistas,  $\frac{\partial \lambda}{\partial b} > 0$  se e somente se  $\frac{\partial^2 s_i}{\partial x_j \partial b} < 0$  para todo fundamento  $j$ . Empiricamente, essa implicação nos diz que o valor dos coeficientes da regressão para os *spreads* deve cair em resposta a eventos que aumentem o *moral hazard* (e vice-versa);
- (3) Um aumento (diminuição) da probabilidade de “socorro” em crises reduz (aumenta) a diferença entre os *spreads* de quaisquer dois pares de países. Formalmente, seja  $\Delta s = s_1 - s_2$  a diferença entre os *spreads* de dois países, os quais são suficientemente próximos tal que uma aproximação

de Taylor de primeira ordem seja apropriada. Então,  $\frac{\partial \lambda}{\partial b} > 0$  se e somente se  $\frac{\partial \Delta s}{\partial b} < 0$  para quaisquer  $s_1$  e  $s_2$ .

Devemos observar que estamos sempre admitindo que o conjunto de fundamentos dos países é o mesmo nessas proposições. Isto é, queremos analisar a modificação na função que relaciona os fundamentos aos *spreads* e não a modificação dos *spreads* devido à mudança dos fundamentos. Isso significa que ao testarmos tais implicações, deveremos sempre controlar pela alteração dos fundamentos e realizar comparações para um mesmo conjunto de fundamentos.

Estimaremos a equação para os *spreads* para o período anterior e posterior à crise da Argentina de 2001 separadamente:

$$s_{it} = \tilde{\mathbf{x}}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{w}_i \boldsymbol{\delta} + u_{it}$$

$$s_{it} = \tilde{\mathbf{x}}_{it} \boldsymbol{\gamma}^* + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\alpha}^* + \mathbf{w}_i \boldsymbol{\delta}^* + u_{it}$$

na qual as variáveis indexadas com *it* denotam variáveis que variam ao longo do tempo e entre os países, aquelas indexadas por *i* compreendem somente as variáveis que são diferentes entre os países (constantes ao longo do tempo) e as indexadas por *t* indicam as características que mudam ao longo do tempo, mas são iguais para todos os países.

Ou simplesmente,

$$s_{it} = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + u_{it}$$

$$s_{it} = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta}^* + u_{it}$$



na qual os coeficientes com asteriscos indicam as estimativas para o período posterior à crise.

As contrapartidas empíricas das três implicações são as seguintes (consideramos sempre uma diminuição no grau de *moral hazard*, pois esse é o efeito da crise da Argentina de 2001):

**2º Teste:** Metodologia de Dell’Ariccia et al (2002) aplicada à crise da Argentina de 2001.

- (1) Teste do nível dos *spreads*: mantido o mesmo conjunto de fundamentos, o nível dos *spreads* deveria aumentar em relação aos *spreads* do período anterior em resposta ao evento que modifica o grau de *moral hazard*. A hipótese nula é de que não existe *moral hazard*, ou seja, o evento não modifica o nível dos *spreads*. Assim, as hipóteses nula e alternativa deste teste são:

$$H_0 : \mathbf{x}_{it} (\boldsymbol{\beta}^* - \boldsymbol{\beta}) = 0$$

$$H_1 : \mathbf{x}_{it} (\boldsymbol{\beta}^* - \boldsymbol{\beta}) > 0$$

nas quais  $\boldsymbol{\beta}^*$  denota as estimativas dos coeficientes para o período posterior ao evento. Realizaremos um teste de Wald linear para averiguar a igualdade do nível dos *spreads*. Cabe observar que temos diferentes conjuntos de fundamentos,  $\mathbf{x}_{it}$ , para os quais podemos realizar o teste (cada conjunto de fundamentos para cada período). Assim, os resultados podem (e serão) sensíveis à escolha do conjunto de fundamentos. Teremos, portanto, diversos testes para cada um dos países da amostra.

- (2) Teste dos coeficientes: diminuição do *moral hazard* deve elevar os coeficientes das variáveis dos “fundamentos” na equação para os *spreads*. Realizamos, assim, o seguinte teste:

$$H_0 : |\beta_k^* - \beta_k| = 0$$

$$H_1 : |\beta_k^* - \beta_k| > 0$$

A hipótese nula de que não existe *moral hazard* significa que os coeficientes da equação para os *spreads* não deveriam sofrer alteração em resposta ao evento. O teste é conduzido como um teste *t* de Student padrão sobre o coeficiente de uma *dummy* para o período pós-crise da Argentina interagida com cada uma das variáveis da equação.

- (3) Teste da variância *cross-section*: uma queda do grau de *moral hazard* deveria levar a uma elevação da variância *cross-section*, caso seja verdadeira a hipótese de *moral hazard*<sup>4</sup>. Temos:

$$H_0 : \beta^* \text{Var}(\mathbf{x}_t) \beta^* = \beta \text{Var}(\mathbf{x}_t) \beta$$

$$H_1 : \beta^* \text{Var}(\mathbf{x}_t) \beta^* > \beta \text{Var}(\mathbf{x}_t) \beta$$

É importante assinalar a relação entre os três testes. Caso o teste para os coeficientes rejeite a hipótese nula, ou seja, há aumento de todos os coeficientes, então o nível dos *spreads* também terá aumentado, assim como a variância *cross-section* (a não ser que os efeitos específicos e a constante se modifiquem substancialmente). Por outro lado, é possível que o teste do nível rejeite a hipótese nula, mesmo que os coeficientes tenham variado de maneira diversa (alguns aumentando e alguns caindo). Da mesma maneira, é possível que os testes para os coeficientes não rejeitem a hipótese nula, mas que a variância *cross-section* tenha aumentado de maneira significativa. Isso ocorre porque o aumento da variância depende apenas do aumento da diferença entre os *spreads* dos países, ou seja, do aumento da diferença nos coeficientes, independentemente da direção na qual ocorre a mudança.

<sup>4</sup> Como observam Dell'Arccia et al (2002) existe uma importante qualificação para esse teste. A implicação do modelo teórico é que a diferença entre os *spreads* deveria aumentar mantida a ordem dos mesmos (ou seja, a ordem dos países classificados pelos *spreads* deveria permanecer constante). Contudo, o teste da variância não leva em conta a ordenação dos *spreads*. Assim, o teste não corresponde rigorosamente à implicação do modelo teórico, mas aproximadamente.

### 3.2.3. Refinamento do teste de Dell’Ariccia et al (2002): diferenciação entre variáveis de liquidez e de solvência.

Realizaremos um procedimento de teste semelhante ao da seção passada com uma importante modificação. Como argumentaremos adiante, as mudanças introduzidas na política do FMI a partir do final de 1998 podem ser interpretadas como tendo levado a uma maior diferenciação nas condições dos empréstimos em casos de crises de liquidez e em casos de crises de solvência. Assim, os coeficientes das variáveis dos “fundamentos” deveriam ter comportamentos heterogêneos em resposta a essa mudança de política. Para as variáveis relacionadas a problemas de solvência, os coeficientes deveriam sofrer um aumento maior, enquanto que para as variáveis relacionadas a problemas de liquidez os coeficientes deveriam sofrer pouca alteração ou mesmo cair (caso possamos considerar que a modificação da política do Fundo significou que os países ilíquidos, mas solventes, dispõem de condições mais favoráveis de empréstimo). Essa modificação na política do FMI deve-se em grande medida à proposta da Comissão “Meltzer” do Congresso americano de reorientação do papel das instituições financeiras oficiais internacionais. A proposta da comissão é que o Fundo coloque mais rapidamente e um maior valor de recursos à disposição de países com problemas de liquidez, mas somente para aqueles que se pré-qualificassem para receber tais empréstimos. Países que não fossem qualificados, isto é, cuja situação e política econômica fosse considerada inadequada, não receberiam quaisquer recursos<sup>5</sup>.

Dessa forma, classificamos as variáveis em duas categorias: indicadores de liquidez e de solvência e realizamos o teste dos coeficientes para determinar se houve um comportamento diferenciado. Como as modificações na política do Fundo deram-se paulatinamente, com maior ênfase após a crise da Rússia em 98 e até o final de 2001, aplicamos o teste para o período de jan/98-jul/98 e jan/2002-jun/2002. Isso significa que estamos considerando um intervalo grande para

---

<sup>5</sup> Ver a esse respeito o relatório final da Comissão “Meltzer” do Congresso dos EUA, (JEC (2000))

realizar a comparação, no qual acreditamos ter ocorrido claramente uma mudança na política do FMI. Assim, temos nosso terceiro teste:

**3º Teste:** Teste de mudança diferenciada nos coeficientes das variáveis da equação para os *spreads*. Os coeficientes das variáveis indicadoras de solvência devem ser maiores (em valor absoluto) para o período pós-modificações na política do FMI do que no período anterior à crise da Rússia. Por outro lado, os coeficientes das variáveis de liquidez devem sofrer uma redução em seu valor absoluto quando comparamos os dois períodos.

Naturalmente, para realizar este teste teremos que enfrentar um problema significativo: classificar as variáveis naquelas que afetam a liquidez e naquelas relacionadas a problemas de solvência. Uma crise de liquidez traz consigo um problema de solvência. Dado que os investidores não desejam mais realizar empréstimos ao país, a dívida torna-se impagável no curto prazo. Como podemos, então, distinguir estas duas categorias de crises? Numa palavra, identificando se a crise advém ou não de um problema de coordenação. As crises de liquidez neste sentido podem ser interpretadas como uma crise de solvência que decorre exclusivamente de um problema de coordenação dos credores. Por outro lado, uma crise de solvência independe do problema de coordenação: mesmo que houvesse apenas um credor, ele não escolheria voluntariamente renovar os empréstimos ao devedor, preferindo liquidá-los. O contra-argumento tradicional é que não é plausível imaginarmos que um devedor solvente enfrente um problema de liquidez: se ele é solvente, então existe algum credor que gostaria de aproveitar os ganhos resultantes de financiar esse devedor, mesmo que sozinho. Contudo, se isto parece razoável quando pensamos numa empresa ou numa pessoa, o mesmo não ocorre para os países. O tamanho de suas dívidas não permite que um investidor ou um pequeno grupo deles possa financiar o país sozinho (até mesmo porque, nos casos dos bancos ou fundos de investimento, seus depositantes podem achar isso muito arriscado – neste caso é preciso, também, coordenar os depositantes). Existem diversos exemplos na história dos empréstimos a países em desenvolvimento nos quais apenas um credor predominava nos empréstimos ao país. Nesses casos, concentrações ou descasamentos de prazos da dívida e receita do país podiam ser resolvidos. O mesmo não ocorre quando temos um grande número de credores e uma dívida relativamente grande. O próprio esforço e defesa

de que o FMI funcione como um prestador de última instância decorrem desta avaliação de que existe uma dificuldade de coordenação dos credores privados.

Em suma, adotamos como critério essencial para diferenciar variáveis de liquidez e de solvência o fato de que as primeiras podem induzir um problema de coordenação (concentração das dívidas, descasamento dos prazos de receitas e obrigações e custo de liquidação dos ativos), enquanto as últimas estão relacionadas à capacidade de pagamento (fluxo futuro de receitas e obrigações e incentivo para realizar o pagamento). Ao classificarmos as variáveis em liquidez e solvência discutiremos como elas podem ser relacionadas a cada um destes pontos.

#### **3.2.4. Relevância da crise da Argentina e mudanças recentes na política do FMI de concessão de empréstimos a países em crise.**

Nossa metodologia de teste, que segue o procedimento adotado por Dell'Ariccia et al (2002), o qual, por sua vez, estende o método de Zhang (1999) e Lane e Phillips (2000) tem como parte fundamental selecionar um evento que tenha modificado de maneira substancial a expectativa do “socorro” do FMI a países em crises. Nesta seção avaliamos a adequação da crise da Argentina de 2001, mais especificamente a descontinuidade do auxílio do FMI no final daquele ano que culminou com o *default* sobre sua dívida externa.

Podemos apontar quatro condições que um evento deve satisfazer para que seja adequado ao teste:

- (1) O evento deve ter modificado de maneira substancial a expectativa do montante e/ou condições dos empréstimos do FMI a países em crise;
- (2) A “informação” aos agentes contida no evento deve ser nova, ou seja, aquele evento não pode ter sido antecipado;
- (3) Devemos ter um evento “isolado”, isto é, não pode haver eventos concomitantes ou próximos que nos impeçam de identificar qual deveria ser o efeito total sobre o comportamento dos agentes;

- (4) O evento não deve modificar a avaliação dos riscos e retornos dos títulos dos países emergentes, a não ser no que se refere à mudança do “socorro” esperado do FMI.

O que nos interessa na crise da Argentina de 2001 não é a cronologia de eventos ou os motivos que levaram esse país à crise<sup>6</sup>. Nossa preocupação está no envolvimento do FMI com a Argentina, tanto durante a crise como no período que a antecede. Existem duas características essenciais na relação do Fundo com a Argentina: (i) durante quase toda a década de 90, especificamente a partir do plano de estabilização de 91, a Argentina esteve envolvida num programa com o FMI. A Argentina era o caso “exemplar” de sucesso dos programas e medidas preconizadas pelo Fundo e obteve o auxílio dessa instituição na maior parte das políticas econômicas implementadas ao longo da década de 90. Assim, existia um relacionamento de longa data entre a Argentina e o FMI que, diferentemente da maior parte dos países, não se restringia a períodos de crises econômicas; (ii) a crise da Argentina foi o primeiro teste da nova política do FMI, cuja modificação inicia-se após a crise da Ásia em 1997. Essa política tinha como diretrizes limitar o montante dos empréstimos do Fundo a países em crise, conceder empréstimos somente a países com bom histórico em relação às políticas econômicas adotadas e envolver o setor privado na divisão dos custos das crises.

Em virtude do longo histórico de apoio do Fundo às políticas daquele país, a Argentina era um país que os investidores poderiam considerar que sempre seria auxiliado pelo FMI. Inicialmente, essa percepção foi confirmada pelos pacotes concedidos ao longo do ano de 2001 (de fato, um pacote de empréstimos foi definido, mas não aprovado formalmente, em dezembro de 2000). Argumentou-se que um dos motivos que levaram o Fundo, com a aprovação dos EUA, a conceder tais pacotes era o temor de que um *default* da Argentina afetasse os demais mercados emergentes. Contudo, quando ficou claro que o montante dos empréstimos necessários para evitar o *default* deveria ser maior do que o inicialmente projetado e superior ao valor que as instituições financeiras oficiais (e os EUA) estavam dispostas a conceder, o Fundo interrompeu o auxílio à Argentina e o *default* ocorreu. Assim, um país que se poderia julgar como tendo

---

<sup>6</sup> Mussa (2002) faz um excelente estudo da cronologia e dos motivos que levaram à crise da Argentina.

elevada probabilidade de ser “socorrido” pelo Fundo, apesar do apoio inicial, não obteve um “socorro” suficiente para evitar o *default*. Os investidores não foram “socorridos” como se poderia esperar. O FMI (e os EUA) sinalizou que de fato uma nova política de auxílio a países em crise estava sendo implementada. Tais eventos representam uma diminuição do “socorro” esperado do FMI a países em crise daquele momento em diante.

Desde o plano de estabilização argentino de 91 implementado pelo ministro Domingo Cavallo, que tinha como seu pilar o Plano de Conversibilidade, o FMI tem se envolvido nas decisões de política econômica da Argentina. O primeiro programa do FMI no período pós-estabilização foi realizado em setembro de 91. Esse programa foi renovado em março de 92 e ficou em vigor até março de 96. Após a crise do México em 94/95, o Plano de Conversibilidade argentino ficou em sério risco e foi acordado um novo programa com o FMI em abril de 96. Esse programa também foi estendido em fevereiro de 98 até março de 2000. Com a desvalorização do Real em 1999, a deterioração das condições econômicas na Argentina acelerou-se. As exportações caíram significativamente, o déficit fiscal do governo elevou-se e a economia entrou em recessão. O agravamento da situação da Argentina levou a um acordo com o Fundo em março de 2000. A principal condição do programa com o Fundo dizia respeito à reversão dos déficits fiscais do governo, mas as metas correspondentes não foram atingidas período após período. A questão primordial era em relação à sustentabilidade da dívida pública. Caso o governo não conseguisse adotar medidas que indicassem a solvência do setor público, colocava-se em risco o Plano de Conversibilidade e, com isso, toda a economia, que tinha no regime cambial seu pilar de sustentação. O apoio inicial do FMI à Argentina estava dentro do esperado: o Fundo vinha apoiando aquele país por um longo período e existia grande chance de que o novo programa tivesse sucesso. Tendo em vista a continuidade da deterioração da economia, um pacote emergencial foi definido em dezembro de 2000 (aprovado formalmente em janeiro de 2001) que elevava os recursos disponíveis para cerca de US\$ 14 bilhões. Como sabemos, esse novo pacote não foi capaz de reverter a situação: mesmo com o retorno de Domingo Cavallo ao Ministério da Economia, os esforços para reverter o déficit do setor público não tiveram sucesso. A modificação da Lei de Conversibilidade, atrelando o peso a uma cesta de moedas composta pelo dólar e pelo euro, enfraqueceu a confiança no regime cambial e no

setor bancário, uma vez que a estabilidade deste último ficaria comprometida se a conversibilidade fosse abandonada. Apesar da forte elevação das taxas de juros dos títulos argentinos no mercado secundário a partir de julho de 2001 e das metas para o déficit do setor público não terem sido atingidas, o FMI liberou a parcela prevista em agosto daquele ano e aumentou o montante de recursos disponíveis (para um total de US\$ 21,6 bilhões). O *default* em dezembro daquele ano e o abandono da conversibilidade interromperam os programas e terminaram com as tentativas para se evitar o colapso da economia. O FMI, quando tornou-se claro que o *default* somente poderia ser evitado através de um pacote de empréstimos ainda maior e que dificilmente poderia se evitar o colapso do regime cambial, interrompeu seu apoio. O *default* da Argentina em dezembro de 2001 sobre os títulos de sua dívida externa foi o maior *default* sobre títulos da história, envolvendo um total de cerca de US\$ 90 bilhões.

Qual foi a nova informação transmitida aos investidores dos eventos que marcaram o envolvimento do FMI com a Argentina? A primeira observação a ser feita é que essa não foi a primeira vez que um país sob um programa do Fundo declara um *default*: o Equador, a Rússia, a Ucrânia e o Paquistão foram os mais recentes casos de *defaults* sob programas do FMI. Contudo, as peculiaridades da Argentina e o longo histórico de relacionamento e aprovação do Fundo fazem do caso argentino um caso novo. Os títulos da Argentina representavam cerca de 25% dos títulos emitidos no mercado externo por países emergentes; a Argentina era o país emergente com melhor relacionamento com seus investidores; emitia títulos com *spreads* inferiores à média dos demais países emergentes e era considerada um exemplo do sucesso das políticas econômicas defendidas pelo Fundo. A Argentina também foi o primeiro país com elevada importância no mercado de títulos a receber um pacote do FMI sob a nova política que começou a ser implementada após a crise da Ásia de 97 e, com maior ênfase, depois da crise da Rússia em 98. Portanto, a primeira especificidade do caso da Argentina diz respeito à importância desse país no mercado de títulos, ao contrário das recentes experiências de aplicação da nova política com países pequenos: Ucrânia (1999-2000), Equador (1999), Romênia (1999) e Paquistão (1999).

Por outro lado, podemos argumentar que o *default* da Rússia também ocorreu num país com elevada importância. Existem diferenças importantes com o caso da Rússia, entretanto. A Rússia era um país que estava fazendo a transição



de uma economia planificada para uma economia de mercado; uma ex-potência com enorme importância geopolítica e, principalmente, militar. Assim, a Rússia não é um país com características bastante similares à dos demais países emergentes. Ao contrário, a Argentina é um país emergente com estrutura econômica e história parecidas com a dos demais países emergentes. Um exemplo de um país que seguia as diretrizes de política econômica do FMI. Portanto, o fato de que o Fundo tenha, em última instância, colocado um limite superior para o “socorro” que está disposto a conceder a países emergentes, mesmo que bastante importantes no mercado de títulos internacional, significa que os investidores deveriam revisar para baixo sua expectativa de empréstimos a países em crise. Ainda, demonstrou que o FMI (pressionado pelos EUA) estava realmente disposto a levar adiante sua nova política. Com isso respondemos os pontos (1) e (2) acima mencionados. Passemos para o próximo.

É importante observarmos os eventos concomitantes à crise da Argentina e que podem acentuar ou atenuar o efeito do *default* daquele país sobre a expectativa dos investidores em relação ao “socorro” do FMI. Em novembro de 2001, o FMI anuncia pela primeira vez, através da sua “First Deputy Director”, Anne Krueger, que estudava a implementação de uma corte internacional de falências para países<sup>7</sup>. Naturalmente, tal declaração acentua a percepção dos investidores de que uma nova política de concessão de empréstimos continuaria a ser implementada e intensificada. No período anterior à crise da Argentina temos outros três eventos relevantes para a formação da expectativa dos agentes: (i) a vitória de George W. Bush nas eleições presidenciais dos Estados Unidos em 2000; (ii) a crise da Turquia em novembro de 2000 e (iii) as medidas e propostas do FMI para reformular sua política de concessão de empréstimos a países em crise, que recebe maior ênfase a partir de 1999.

O governo de Bush marca uma intensificação da pressão dos EUA por uma reorientação do papel do FMI e pelo fim dos vultosos empréstimos a países emergentes em crise. Os relatórios finais da Comissão “Meltzer” do Congresso dos EUA deixam clara essa intensificação das pressões para reformar a forma de atuação do Fundo. Isso implica dizer que a expectativa dos agentes em relação ao valor e condições dos empréstimos a países em crise deteriorou-se.

---

<sup>7</sup> Veja Krueger (novembro de 2001).

A crise da Turquia ocorreu pouco tempo depois da implementação de um plano de estabilização fundamentado num regime de câmbio de *crawling peg*, apoiado por um programa do FMI. O primeiro programa foi acordado em dezembro de 1999 e as reformas e medidas econômicas previstas no mesmo alcançaram relativo sucesso até meados de 2000. Contudo, uma crise bancária e a posterior crise cambial levaram ao abandono do regime cambial e à deterioração das condições econômicas daquele país em novembro de 2000. Em dezembro de 2000, o FMI elevou os recursos disponíveis para a Turquia em US\$ 7,5 bilhões. Posteriormente, os recursos disponíveis foram aumentados em maio de 2001 e um novo programa para o período 2002-2004 foi acordado em fevereiro de 2002 (no total de US\$ 16 bilhões). Evidentemente, as seguidas elevações dos recursos do FMI para a Turquia ao longo dos anos de 2000 e 2001 têm como efeito aumentar a expectativa dos agentes do provável “socorro” a países emergentes em futuras crises. Portanto, os empréstimos do Fundo à Turquia tenderiam a atenuar a percepção dos investidores de que os empréstimos do FMI seriam menores e em condições mais rígidas. Podemos argumentar, contudo, que essa intervenção está em linha com a intervenção do FMI na crise da Argentina. O Fundo mostrou-se disposto a conceder empréstimos àqueles países desde que houvesse razoável probabilidade de que o país fosse solvente, ou seja, conseguisse recuperar-se da crise e entrar num período de melhora do quadro econômico. Isto reforça a percepção de que o FMI definiu um limite superior para seus empréstimos e condicionou a concessão destes empréstimos ao respeito a condições mínimas de solvência por parte dos países. No caso da Argentina, como dissemos acima, quando tornou-se claro que o governo era insolvente o FMI interrompeu seu auxílio.

Por último, temos a adoção e gradual implementação de uma nova política de empréstimos e auxílio a países em crise pelo Fundo, fundamentalmente por pressão dos países desenvolvidos, particularmente dos EUA e dos demais países do G-7. Essa nova política não se resume numa única e radical mudança dos procedimentos e regras dos empréstimos, mas sim num amplo e gradual conjunto de medidas. Podemos descrever as medidas tomadas subsequentemente à crise asiática em sete pontos mais importantes:

(1) Introdução do *Supplemental Reserve Facility* (SRF) em 1997. Essa modalidade de empréstimos tem por objetivo atender as necessidades de financiamento de curto prazo e elevado montante (espera-se que os países paguem os empréstimos em 1 a 1,5 ano e os empréstimos devem ser pagos no máximo em 2,5 anos). Existe uma taxa de juros “punitiva” nesses empréstimos (entre 3 e 5 pontos percentuais acima da taxa básica, a qual está relacionada à taxa dos títulos de três meses dos governos dos países mais ricos, EUA, Japão, Inglaterra e à taxa interbancária da área do Euro). Por um lado, a introdução dessa nova modalidade de empréstimo ratifica a política de concessão de grandes pacotes de empréstimo a países em crise. Por outro lado, introduz-se uma taxa punitiva que procura desestimular os países a recorrerem a esses empréstimos. Contudo, para a maior parte dos países emergentes, essa taxa punitiva ainda implica uma taxa de juros dos empréstimos do FMI substancialmente inferior às taxas dos empréstimos tomados junto ao setor privado.

(2) Elevação das taxas de juros cobradas nos empréstimos *Stand-by Arrangement* (SBA) e *Extended Fund Facility* (EFF). Para ambas modalidades de empréstimos, que são as mais utilizadas e que são direcionadas para países com problemas de balanço de pagamentos de curto prazo, as taxas de juros correspondem à taxa de juros básica mais 100 p.b. para os empréstimos acima de 100% da quota e 200 p.b. para os empréstimos que ultrapassam 200% da quota.

(3) Introdução do *New Arrangements to Borrow* (NAB), efetivado em novembro de 1998. O NAB, juntamente com o *General Arrangement to Borrow* (GAB), é uma linha de crédito colocada à disposição do FMI por um grupo de países desenvolvidos (os grupos são ligeiramente diferentes para o GAB e NAB e incluem a maior parte dos países avançados). A aprovação do NAB duplicou o montante de recursos à disposição do Fundo através dessas linhas de crédito, elevando o total para cerca de US\$ 44 bilhões. O NAB foi introduzido para contornar o problema de liquidez que o Fundo enfrentava em virtude dos elevados empréstimos realizados entre 95 e 98 e devido à demora da efetivação do aumento das quotas. O efeito da introdução do NAB, portanto, foi um aumento dos recursos à disposição do FMI para realizar empréstimos a países em crise, principalmente empréstimos de curto prazo e grande escala através do SRF.

(4) O FMI realiza uma revisão das quotas a cada cerca de 5 anos, nos quais é definida a necessidade de elevar o montante total das quotas e reavaliada a distribuição das quotas entre os países. Em setembro de 1997 o FMI propôs que quotas fossem elevadas em 45%. Contudo, o Congresso dos EUA somente ratificou o aumento dos recursos daquele país no Fundo em novembro de 98, em parte devido à pressão exercida pelos eventos da crise da Rússia. As quotas são a fonte primária de recursos do FMI e a elevação em 45% (que passou a vigorar em janeiro de 99) significou um aumento dos recursos de US\$ 200 bilhões para US\$ 290 bilhões.

(5) Em abril de 99 o FMI aprovou uma linha de crédito contingente, *Contingent Credit Line* (CCL). Essa linha de crédito tem um caráter preventivo e é direcionada a países com bons fundamentos, mas sujeitos a crises de liquidez resultantes do fenômeno do contágio. Através da CCL o FMI coloca à disposição do país empréstimos que podem ser sacados caso o mesmo enfrente uma crise em seu balanço de pagamentos, desde que o Fundo entenda que a crise não decorre de políticas inadequadas por parte do país. Os países devem atender a uma série de requisitos para se qualificarem para essa linha de crédito, entre os quais estão critérios relativos à qualidade e disseminação de informações econômicas, atendimento aos princípios de Basileia de Supervisão Bancária e atendimento a códigos de transparência do FMI em relação às políticas fiscal e monetária. A CCL tem como objetivo, portanto, aumentar as reservas à disposição do país na eventualidade de uma crise. Essa linha de crédito está, portanto, direcionada a países com bons fundamentos, mas que podem enfrentar crises de liquidez. Ao contratar preventivamente linhas de crédito, o país poderia evitar a deflagração de uma crise deste tipo.

(6) A reorientação da política do Fundo possui como característica essencial a tentativa de desenvolver mecanismos para envolver o setor privado na resolução de crises. Depois dos vultosos empréstimos realizados no final dos anos 90, argumentou-se que os agentes privados estavam sendo “socorridos” pelo FMI e com isso evitando perdas. No início de 99, o FMI começou a elaborar estudos

para criar mecanismos para que os investidores privados compartilhassem os custos da resolução de crises<sup>8</sup>.

Ao longo de 99, o FMI realizou experiências dessa política de envolver o setor privado em quatro programas de empréstimo: Romênia, Ucrânia, Equador e Paquistão. Nos casos da Romênia e da Ucrânia, estes países enfrentavam um problema de liquidez em virtude da concentração de vencimentos de títulos da dívida externa, possuindo uma relação dívida/PIB baixa. A estratégia do FMI para envolver o setor privado nesses dois casos foi colocar a condição de que os países somente receberiam os recursos dos programas caso conseguissem tomar novos empréstimos junto ao setor privado. Equador e Paquistão enfrentavam um problema de insolvência. O Equador foi o primeiro país a realizar um *default* sobre os títulos do plano Brady. A renegociação com os credores mostrou-se bastante difícil, sendo resolvida somente no final de 2000. A confusão nas negociações e as graves conseqüências para a economia daquele país levaram o FMI a assegurar aos investidores que o caso do Equador era um caso excepcional e que uma política semelhante não seria adotada para outros países. O Paquistão enfrentava um problema também de insolvência, mas, ao contrário do Equador, a maior parte de sua dívida era detida por instituições oficiais (particularmente empréstimos bilaterais). No começo de 1999, o país iniciou negociações com o Clube de Paris para renegociar sua dívida. O Clube impôs, contudo, a condição de que somente aceitaria a renegociação caso o Paquistão primeiro efetuasse uma renegociação de sua dívida privada em termos comparáveis àqueles solicitados aos credores bilaterais. Inicialmente, o país recusou-se a realizar uma renegociação de sua dívida comercial, mas após o golpe militar e a conseqüente interrupção do acesso ao mercado de títulos, o Paquistão acabou promovendo a renegociação.

Estes quatro casos representam uma tentativa do FMI de adotar uma política de envolver o setor privado na resolução das crises. Contudo, como argumentam Eichengreen e Rühl (2000), a abordagem do Fundo nesses casos foi pouco sistemática e não criou um precedente relevante para políticas para envolver o setor privado em crises futuras. Por outro lado, deixou claro que o FMI

---

<sup>8</sup> Ver o relatório do FMI a este respeito, FMI (1999), "Involving the Private Sector in the Resolution of Crises".

intensificaria seus esforços para criar mecanismos que levassem os investidores privados a compartilhar parte dos custos da resolução de crises.

(7) O FMI procurou, principalmente a partir de 98, realizar uma análise mais apurada da dinâmica da dívida dos países em crise com o objetivo de separar casos de crises de liquidez de crises de solvência. A esse respeito, a relação do FMI com o Equador e com o Paquistão são exemplos de casos nos quais o diagnóstico de que havia um problema de insolvência condicionou a política de intervenção. Os casos da Romênia e da Ucrânia exemplificam situações de crise de liquidez, como dissemos. A crise da Argentina trouxe como uma das principais lições para o Fundo, como afirma Krueger (2002), que se deve dar maior atenção à análise da sustentabilidade da dívida nos programas do FMI. O *default* da Rússia foi um dos mais importantes eventos neste sentido, indicando que o Fundo tornaria mais rigorosa a concessão de empréstimos a países para os quais houvesse problemas de solvência.

O importante a destacar para o nosso caso, ou seja, para a caracterização da crise da Argentina, particularmente o *default* sobre sua dívida externa, como um evento que modificou de maneira relevante a expectativa de “socorro” do FMI por parte dos investidores privados, é que a decisão do Fundo de interromper o auxílio à Argentina no final de 2001 corrobora e intensifica essa “nova política”. O FMI interrompe os empréstimos à Argentina quando a situação de insolvência impõe-se e pressiona o país para que haja uma renegociação com os credores. Portanto, podemos considerar que o *default* da Argentina modificou de maneira relevante a expectativa de “socorro” do Fundo a países em crise.

Cabe fazer uma breve observação em relação à crise russa de 98, evento considerado por Dell’Ariccia et al (2002) como o evento mais adequado para se realizar um teste da hipótese de *moral hazard*. A crise da Rússia possui em muitos aspectos semelhanças com a crise da Argentina: inicialmente o FMI concede empréstimos ao país, mas interrompe o auxílio quando fica clara a situação de insolvência. Contudo, temos eventos concomitantes ao *default* da Rússia que têm efeitos opostos sobre a expectativa de “socorro” do FMI: (i) aumento das quotas, aprovado pelo Congresso dos EUA em outubro de 98; (ii) “socorro” ao Brasil em outubro de 98; (iii) crise do LTCM em setembro de 98. Os dois primeiros eventos

têm o efeito de elevar o “socorro” esperado do FMI, enquanto a crise do LTCM tem um efeito sobre a avaliação do risco de investir-se em países emergentes. O *default* da Rússia é em parte “contaminado” por esses eventos que possuem efeitos opostos e diferentes sobre as expectativas dos investidores.

Voltando à crise da Argentina, até o momento expusemos argumentos para justificar que o *default* da Argentina foi um evento relevante para a formação da expectativa dos agentes em relação ao “socorro” esperado do FMI. Além disso, argumentamos que os eventos próximos à crise da Argentina têm efeitos no mesmo sentido sobre essa expectativa, ou seja, diminuir o auxílio do Fundo esperado. O longo histórico de suporte do FMI às políticas desse país nos permitiu concluir que o *default* e a interrupção do auxílio do Fundo não eram esperados pelos credores, ou seja, o comportamento do FMI neste caso não era esperado.

Por último, devemos analisar se a crise da Argentina levou a uma reavaliação dos riscos dos países emergentes, além daquela decorrente da mudança da expectativa em relação ao comportamento do Fundo em crises futuras. A crise da Argentina decorreu fundamentalmente de duas causas: insolvência fiscal e insustentabilidade do regime de paridade da taxa de câmbio. Assim, essa crise não mostrou aos investidores novos riscos presentes nos mercados emergentes. A crise do México é um caso oposto: a possibilidade de crises de liquidez (ou de uma corrida contra o país) levou a uma reavaliação geral dos riscos dos títulos dos países emergentes. Por outro lado, a crise da Argentina mostrou que os regimes de *currency board* não são tão rígidos, ou livres de crises, como se costumava pensar. Esse canal para se reavaliar o risco dos países emergentes não é importante o suficiente para invalidar a crise da Argentina como um evento válido, uma vez que a maior parte dos países tem adotado um regime de câmbio flutuante e que desde a crise da Ásia os regimes de câmbio fixo passaram a ser vistos com ceticismo. Cabe observar também, que a necessidade de que não tenha ocorrido uma reavaliação do risco dos países emergentes é essencial quando “aceitamos” a hipótese do *moral hazard*. Contudo, a rejeição da hipótese é reforçada: a possível reavaliação dos riscos tenderia a levar a uma aceitação da hipótese.

Portanto, consideramos que o evento “*default* da Argentina” é um evento adequado para realizarmos o teste proposto para a hipótese de *moral hazard*. O *default* é um evento relevante para a formação da expectativa dos agentes em

relação ao “socorro” futuro do FMI a países em crise; o evento revelou uma informação nova para o comportamento do FMI; os eventos próximos ao *default* tenderam a reforçar o efeito sobre a expectativa dos investidores e a crise não foi de um novo tipo, a não ser pelo fato de que mostrou que os regimes de *currency board* também são frágeis. Cabe salientar que não discutimos se na crise da Argentina houve um *moral hazard play*. Isto pode ter ocorrido, tendo em vista o crescimento espantoso e acelerado da dívida externa daquele país ao longo da década de 90 e do apoio implícito do FMI ao país, como já argumentamos. Contudo, este não é nosso objetivo, mas sim procurar identificar um problema comum a todos os países emergentes<sup>9</sup>.

### 3.3. Modelagem e estimação da equação para os *spreads*

Como dissemos acima, nossos testes da hipótese de *moral hazard* serão baseados na estimação de uma equação que relaciona os *spreads* dos países emergentes a seus fundamentos econômicos. Temos duas etapas distintas para estimarmos esta equação. A primeira é modelar a equação para os *spreads* de maneira a obter uma especificação funcional ou uma classe de formas funcionais. A segunda etapa será escolher e estimar a equação com os métodos alternativos mais adequados.

A taxa interna de retorno (ou *yield*) de um título com um fluxo de pagamentos dado por  $R_t$ , para  $t = 1, \dots, T$  é definida implicitamente pela seguinte equação:

$$P_0 = \sum_{t=0}^T \frac{R_t}{(1+y)^t}$$

---

<sup>9</sup> Um possível desenvolvimento posterior deste trabalho contemplaria um estudo de casos envolvendo a Rússia e a Argentina tendo como objetivo avaliar a extensão deste “*moral hazard play*”.



na qual  $P_0$  é o preço do título e  $y$  é a taxa interna de retorno. O *spread* é igual ao excesso da taxa interna de retorno do título em relação à uma taxa de juros referencial considerada livre de risco. Usualmente, utiliza-se a taxa de retorno dos títulos do governo dos EUA. Rigorosamente, o *spread* é igual a  $\frac{(1+y)}{(1+i^*)}$ ,  $i^*$  denotando a taxa de juros livre de risco. Contudo, como utilizaremos os dados de *spreads* do EMBI Global, que são calculados pela diferença  $y - i^*$ , seguiremos essa definição, ou melhor, essa aproximação para o *spread*.

Seguindo Edwards (1985), consideramos que existem somente duas possibilidades: ou o país realiza integralmente o pagamento prometido pelos títulos ou não paga nada. A probabilidade do país pagar é uma função dos fundamentos econômicos e de outras variáveis exógenas, de forma que  $p = p(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$ , no qual  $\mathbf{X}$  representa o vetor dos fundamentos e  $\boldsymbol{\beta}$  é o vetor de parâmetros (isto é, admite-se que a probabilidade de pagamento seja uma função afim dos fundamentos). Ainda, admitindo investidores neutros ao risco, teríamos a seguinte condição de equilíbrio para a taxa de retorno do título do país:

$$(1+i).p(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) = (1+i^*) \Rightarrow (1+i^*+s).p(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) = (1+i^*)$$

$$s = \frac{1-p(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{p(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}(1+i^*)$$

na qual  $i$  é a taxa de juros do título do país e  $s$  é o *spread*.

Supondo que  $1/p(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$  possa ser representada por uma função logística, temos que:

$$\frac{1}{p(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})} = \frac{e^{X\boldsymbol{\beta}}}{1+e^{X\boldsymbol{\beta}}}, \text{ com } \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \in ]-\infty; +\infty[.$$

(note que  $\mathbf{X}$  é medido de maneira que represente fatores de risco)

Substituindo na condição de equilíbrio, tomando o logaritmo e adicionando um termo aleatório obtemos:

$$\log(s) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon$$

Essa especificação é adotada pela maior parte da literatura que estima uma equação para os *spreads* dos países emergentes<sup>10</sup>. Devemos fazer, contudo, uma observação importante em relação a essa especificação da equação para os *spreads*. A princípio, os *spreads* dos títulos de um país dependem da capacidade de pagamento corrente e futura do país. Assim, o *spread* deveria depender da trajetória dos fundamentos do país, uma vez que as condições econômicas futuras determinarão a capacidade de pagamento nos períodos subseqüentes. Podemos escrever, portanto, o *spread* como uma função não somente dos fundamentos correntes do país, mas também das condições econômicas esperadas para os próximos períodos:

$$spread_t = f(\mathbf{x}_t, E(\mathbf{x}_{t+1}), E(\mathbf{x}_{t+2}), \dots) \quad (4.1)$$

na qual  $\mathbf{x}_j$  denota o conjunto de fundamentos no período  $j$  e  $E(\mathbf{x}_j)$  indica a esperança das variáveis dos fundamentos para o período  $j$ . Note que assumimos que o *spread* depende apenas da esperança dos fundamentos.

Essa diferença em relação à equação para os *spreads* tradicionalmente estimada é, a princípio, bastante importante. Considere o caso de um país que, por exemplo, venha reduzindo sua dívida externa ao longo do tempo. Se isto indica que o país continuará a reduzir sua dívida nos próximos períodos, então, mesmo que esse país possua uma relação dívida/PIB corrente igual à de outro país (para o qual a dívida esteja constante ou crescendo) seu *spread* deveria ser mais baixo, dadas as outras variáveis. Se considerarmos, o que é bastante natural, que os fundamentos futuros sejam previstos com base na trajetória passada dos fundamentos, então essa linha de raciocínio nos diz que a equação para os *spreads* deveria incluir também os fundamentos passados, além dos fundamentos correntes. Pelo mesmo motivo, poderíamos também incluir o *spread* defasado como uma variável explicativa na regressão: o *spread* defasado é uma função da

<sup>10</sup> Ver Kamin e Kleist (1999), Eichengreen e Mody (1998), Min (2000), Zhang (1999) e Dell’Ariccia et al (2002). No final do capítulo apresentamos uma tabela com o resumo desses estudos.

previsão naquele período para os fundamentos futuros; os fundamentos correntes corresponderiam à nova informação. Assim, poderíamos também adotar a seguinte especificação:

$$spread_t = \gamma \cdot spread_{t-1} + \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} \quad (4.2)$$

Vale observar que a especificação (4.1) mostra-nos que isolar o *moral hazard* por parte dos investidores controlando os *spreads* pelos fundamentos correntes é uma solução aproximada para esse problema. Caso a mudança do “socorro” do FMI esperado modifique as escolhas dos fundamentos futuros pelos países, isto é, modifique as decisões sobre a política econômica, então os parâmetros da equação para os *spreads* deveriam mudar, mesmo que não exista *moral hazard* por parte dos investidores, devido à mudança da previsão dos fundamentos futuros com base nos fundamentos correntes e passados. Assim, temos como hipótese implícita que a previsão dos fundamentos futuros não se modifica de maneira substancial e que é suficiente controlarmos os *spreads* pelos fundamentos correntes ou passados. Essa hipótese, portanto, também deve ser adotada para se interpretar os resultados de Dell’Ariccia et al (2002).

Adotaremos como especificação base a tradicionalmente utilizada pela literatura, isto é, aquela que relaciona o *spread* corrente aos fundamentos correntes. Contudo, deixamos claro a hipótese implícita que essa formulação contém.

Quanto ao método econométrico de estimação, empregaremos os métodos para dados em painel. Nossa amostra contém dados para diversos países emergentes ao longo de vários meses (veja descrição dos dados abaixo e no Apêndice II). Podemos utilizar os métodos de dados em painel para estimar uma relação populacional entre os *spreads* dos países e seus fundamentos. Utilizando os métodos para dados em painel conseguimos eliminar alguns dos problemas potenciais de variáveis omitidas e aumentar o tamanho de nossa amostra, ganhando precisão em nossas estimativas.

O painel é desbalanceado, isto é, para alguns países ou períodos as informações não estão disponíveis em nossa base de dados. Em nosso caso, os possíveis problemas relacionados à seleção da amostra não estão presentes, pois a

seleção das observações não está de qualquer maneira relacionada às variáveis explicativas ou às variáveis explicadas. Formalmente, a regra de seleção é independente das demais variáveis. Neste caso, todos os métodos válidos para um painel balanceado podem ser diretamente estendidos para nosso painel desbalanceado.

Empregamos o método mais robusto, efeitos fixos com uma matriz de variância-covariância sem restrições. O modelo de efeitos fixos permite que as variáveis omitidas de efeitos fixos (quer sejam efeitos fixos *cross section* ou ao longo do tempo) sejam arbitrariamente correlacionadas com as variáveis explicativas. O estimador de mínimos quadrados é, neste caso, adequado. A perda com este método de estimação é que as variáveis constantes ao longo do tempo para todos os países (ou constantes para todos os países num determinado período) não são identificáveis. Os estimadores assim obtidos são consistentes. Naturalmente, não será o estimador mais eficiente para diferentes hipóteses sobre a matriz de variância-covariância<sup>11</sup>.

### 3.4. Banco de dados

Os dados para os *spreads* dos títulos de cada um dos países incluídos na amostra provêm do índice EMBI Global do J.P. Morgan. A seleção dos países elegíveis para compor o índice obedece a dois critérios: (i) países classificados como de baixa ou média renda per capita pelo Banco Mundial e (ii) países que reestruturaram sua dívida nos últimos 10 anos. Para que o país componha o índice ele deve possuir títulos que obedeçam a uma série de critérios de liquidez e de relevância no mercado internacional de títulos. Com base na composição do índice do índice no início de 2003, o índice EMBI Global compreende títulos de 33 países<sup>12</sup>. Inicialmente, o índice era composto por 22 países, para os quais

---

<sup>11</sup> Veja Wooldridge (2002) para uma explicação detalhada dos métodos e propriedades dos estimadores para dados em painel.

<sup>12</sup> África do Sul, Argélia, Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, China, Croácia, Colômbia, Coreia do Sul, Cote d'Ivoire, Egito, El Salvador, Equador, Filipinas, Hungria, Líbano, Malásia, Marrocos,

existem dados a partir de janeiro de 1998. O *spread* para cada país é calculado como a média ponderada pelo valor de mercado de cada título do *spread* dos mesmos.

$$s_i = \frac{\sum_{j=1}^N mkt_{ij} \times spread_{ij}}{\sum_{j=1}^N mkt_{ij}}, \text{ onde } i \text{ denota o país e } j \text{ é o índice para os títulos.}$$

Quanto às variáveis explicativas da equação para os *spreads*, ou seja, as variáveis dos fundamentos, temos duas fontes mais importantes: (i) *International Financial Statistics* (IFS) do FMI (versão novembro de 2002), para as variáveis econômicas dos países (conta corrente, inflação, ect.) e (ii) banco de dados BIS-FMI-OCDE-Banco Mundial, para as variáveis relativas às dívidas externas dos países. Além destas fontes, utilizamos outras para construir as variáveis “política” (indicadora das condições políticas e legais dos países), “*arrears*” (países com pagamentos em atraso) e “*ratings*” (critérios de risco construídos pelas principais agências classificadoras de títulos, Moody’s, S&P, Fitch e RII).

Devido ao fato de que alguns países não estão presentes no EMBI Global desde seu início (janeiro de 98) e que algumas variáveis dos fundamentos não estão disponíveis para alguns países em alguns períodos, temos um painel desbalanceado, como dissemos acima.

O Apêndice II – Banco de Dados detalha todas as fontes utilizadas e a definição de cada uma das variáveis incluídas nas regressões.

### 3.4.1. Descrição dos *spreads*

Para termos uma primeira impressão do comportamento dos *spreads* dos países a partir de 98 e ao longo das crises que ocorreram neste período, apresentamos nesta seção estatísticas básicas e gráficos para os *spreads*.

Tabela 1 – Estatísticas básicas para o EMBI Global.

	Trimestre	EMBI Global (stripped spread)	Países sem crise*		Exclui Argentina e Turquia		Todos os países**	
			Média dos spreads	Desvio padrão cross section (média do desvio padrão no trimestre)	Média dos spreads	Desvio padrão cross section (média do desvio padrão no trimestre)	Média dos spreads	Desvio padrão cross section (média do desvio padrão no trimestre)
	1T-1998	491	353	121	418	173	418	165
	2T-1998	497	355	114	426	179	426	170
Crise Rússia	3T-1998	989	663	308	864	603	849	575
Crise Brasil	4T-1998	1.171	669	294	1.020	1.117	994	1.063
	1T-1999	1.144	565	303	950	1.093	929	1.039
	2T-1999	955	481	246	788	862	772	819
	3T-1999	1.007	520	270	867	887	850	844
	4T-1999	870	418	219	788	949	767	903
	1T-2000	746	355	197	679	854	662	812
	2T-2000	711	445	234	770	893	750	849
	3T-2000	646	413	210	660	664	652	631
	4T-2000	728	473	251	649	465	659	443
Início crise Turquia e Argentina	1T-2001	702	433	231	591	409	611	394
	2T-2001	730	409	237	560	383	596	382
	3T-2001	861	406	229	567	394	632	435
Default Argentina	4T-2001	895	409	254	559	388	688	672
	1T-2002	647	349	249	459	327	674	995
	2T-2002	633	320	229	445	344	695	1.148
	3T-2002	845	407	312	650	627	948	1.433

\* Exclui países que passaram por crises no período. Inclui: Bulgária, China, Colômbia, Croácia, Malásia, México, Marrocos, Panama, Peru, Filipinas, Polônia, África do Sul, Coréia, Tailândia e Venezuela.

\*\* Inclui, além dos países mencionados: Argentina, Brasil, Equador, Nigéria, Rússia e Turquia.

Estão incluídos somente os países para os quais estão disponíveis os *spreads* de janeiro de 98 até setembro de 2002.

Fonte: J.P. Morgan

A última coluna da Tabela 1 mostra a média dos *spreads* e a média do desvio padrão dos *spreads* dos países para o período compreendendo o primeiro trimestre de 98 ao terceiro trimestre de 2002. Diferenciamos países que não passaram por crises ao longo deste período de outros que sofreram algum tipo de crise econômica. A segunda coluna traz informações semelhantes, mas consideramos somente os países para os quais estão disponíveis dados a partir de

janeiro de 97 (EMBI Plus). No final do capítulo apresentamos o gráfico dos *spreads* diários para cada um dos países do EMBI Global<sup>13</sup>.

A primeira observação é que a crise russa de 98 leva a um aumento generalizado do nível dos *spreads*. Desprezando o período de crise propriamente dito, no qual podemos considerar que existem outros efeitos que perturbam os mercados e que o distanciam de seu funcionamento normal, a média dos *spreads*, mesmo para os países que não passaram por crises, é mais elevada após a crise da Rússia. Isso pode ser observado comparando-se os dois primeiros trimestres de 98 com os dois primeiros de 99. O mesmo ocorre com a dispersão dos *spreads* entre os países. Contudo, esse padrão não se repete na crise da Argentina. Comparando os *spreads* dos três primeiros trimestres de 2002 com os *spreads* do ano de 2000 dos países que não passaram por crises (ou seja, excluindo os períodos de crise da Turquia e Argentina), observamos que de fato existe uma queda do nível dos *spreads*, enquanto a dispersão dos mesmos mantêm-se em igual patamar.

Essa é uma primeira evidência de que, ao contrário do que esperaríamos com base na hipótese de *moral hazard*, o *default* da Argentina não modificou de maneira relevante o nível ou a dispersão dos *spreads*. A pergunta que procuraremos responder estimando a equação para os *spreads* é se estas modificações do nível e dispersão são explicadas por mudanças nos fundamentos dos países ou se podem ser interpretadas como resultado da diminuição do “socorro” esperado do FMI, através do efeito do *moral hazard* induzido.

### 3.5. Resultados dos testes

Nesta seção apresentamos os resultados dos três testes propostos. Analisamos acima o comportamento dos *spreads* dos títulos dos países emergentes antes e depois do *default* da Argentina. O teste para a inclusão da variável *proxy* do “socorro” esperado do FMI será analisado em primeiro lugar. Com relação ao segundo teste, a estimação da equação para os *spreads* nos

---

<sup>13</sup> Países que compõe desde o princípio o EMBI Global.

mostrará se as mudanças apontadas podem ser explicadas por mudanças nos fundamentos e se, ao controlarmos pelos fundamentos econômicos dos países, a hipótese de *moral hazard* pode ser sustentada. O último teste será o refinamento da análise do comportamento dos coeficientes das variáveis relacionadas à liquidez e à solvência dos países na equação para os *spreads*, comparando-se o período pré-crise da Rússia com o período da “nova política” do FMI.

### 3.5.1. 1º Teste: significância de variáveis *proxy* para o “socorro” esperado do FMI na equação para os *spreads*

Utilizaremos duas variáveis *proxy* para o “socorro” esperado do FMI: (i) os empréstimos potenciais do Fundo ao país como razão da dívida total do mesmo e (ii) o valor da quota em relação à dívida total. Estas variáveis indicam o montante potencial de empréstimos que o FMI poderá conceder ao país numa eventual crise. Com base na interpretação do *moral hazard*, este seria o valor da dívida implicitamente garantido ou “segurado” pelo Fundo. Naturalmente, não é o montante absoluto de empréstimos potenciais que nos interessa, mas sim quanto representam como proporção da dívida total do país.

Os empréstimos potenciais do FMI são calculados para um dado período e país da seguinte maneira, como explicamos acima:

$$[5 \times (\text{quota})_{it} - (\text{dívida corrente com o FMI})_{it}] / (\text{dívida total})_{it}$$

Essa variável indica o montante de recursos ao qual o país potencialmente pode ter acesso na eventualidade de uma crise ou do agravamento de uma crise presente. Note que, em princípio, esta variável é melhor do que somente utilizarmos a quota ou outra medida invariável ao desembolso do FMI ao país. A razão é que quando o FMI realiza um desembolso ao país, os outros indicadores de fundamento do país, como reservas internacionais sobre a dívida total ou de curto prazo, melhoram. Caso não considerássemos a redução nos empréstimos potenciais, estaríamos incorretamente admitindo que os fundamentos do país



melhoraram independentemente do auxílio do Fundo. Portanto, devemos levar em conta que a melhoria dos fundamentos deveu-se aos desembolsos e que o espaço para novas melhorias é menor.

A quota, por outro lado, independe do montante de recursos tomados emprestados do FMI correntemente. Apesar de não julgarmos essa medida a mais adequada, realizamos o teste também para essa variável, com o objetivo de dispor de mais uma evidência e averiguar a robustez dos resultados.

A hipótese de *moral hazard* tem implicações claras sobre a relevância estatística destas variáveis na equação para os *spreads* e sobre seus sinais. Para ambas as variáveis, quanto maior seu valor, maior é o “socorro” que o FMI pode conceder ao país no futuro. Assim, os *spreads* deveriam ter uma relação inversa com estas variáveis: os sinais esperados são negativos.

Especificamente, para realizar o teste utilizamos todo o período da amostra, de janeiro de 1998 a junho de 2002. Devido à insuficiência de dados para alguns países que atualmente compõe o EMBI Global (34 países no total) e às graves crises pelas quais passaram alguns países no período (como o caso da Argentina), retiramos alguns deles da amostra. Os países remanescentes, perfazendo um total de 22, são: África do Sul, Argélia, Brasil, Bulgária, Chile, China, Croácia, Colômbia, Coreia do Sul, Filipinas, Hungria, Malásia, Marrocos, México, Paquistão, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela. O fato de incluirmos a Rússia poderia distorcer os resultados devido à crise pela qual passou aquele país no final de 1998. Contudo, como o efeito da crise russa foi generalizado sobre os *spreads* dos demais países, podemos incluir dummies de tempo para controlar os efeitos agregados dessa crise. Além disso, incluímos dummies específicas para os países Rússia, Brasil e Turquia nos períodos no qual passaram por crises. Incluímos um grande número de variáveis de controle relacionadas aos fundamentos macroeconômicos dos países. O fato de que queremos isolar por completo o efeito das variáveis *proxy* para o “socorro” esperado do FMI leva-nos a estimar a equação pelo método de efeitos fixos. Assim, somente os coeficientes das variáveis que variam ao longo do tempo para cada país podem ser identificados. Por outro lado, como não nos interessam os coeficientes de variáveis externas que são efeitos comuns sobre os *spreads* dos países em um determinado período (isto é, taxas de juros internacionais, preço do petróleo e etc.), incluímos variáveis dummies para todos os períodos de forma a

controlar os fatores comuns temporais. Os resultados são apresentados nas tabelas 2, 3 e 4 no final deste capítulo.

É interessante observar, em primeiro lugar, que as variáveis “conta corrente como proporção do PIB” (CA/PIB) e “inflação” não são estatisticamente significantes no Modelo I e aparecem com o sinal contrário ao esperado nos Modelos II e III. O resultado em relação à conta corrente está em linha com a literatura, que comumente não encontra um coeficiente estatisticamente significativo para a mesma. Além disso, o sinal desta variável não é, a princípio, determinado<sup>14</sup>. A variável “inflação”, por sua vez, é geralmente considerada como um indicador da estabilidade econômica e política do país. Parte de seu efeito pode ser considerado um efeito fixo para o país (ou seja, para a maior parte dos países a variância da inflação é pequena e o que importa é o seu nível). As variáveis “crescimento do PIB” e “dívida total/PIB” possuem os sinais corretos e são estatisticamente significantes em todos os modelos, assim como a variável “reservas/importações”. A variável “câmbio real” teoricamente aparece com o sinal invertido (essa variável é tanto maior quanto mais desvalorizada é a taxa de câmbio). Contudo, o que ocorre é que esse na verdade é um indicador de crise para os países emergentes, as quais estão, geralmente, associadas a crises cambiais. A variável “resíduos *ratings*”<sup>15</sup> também aparece com o sinal correto. Por outro lado, as variáveis mais importantes que aparecem com sinal trocado são “dívida total/exportações” e “dívida de curto prazo/dívida total”. As tabelas apresentam o valor dos demais coeficientes para cada um dos modelos e o nível de significância de cada uma das variáveis, assim como outras estatísticas de interesse.

Nosso interesse, contudo, está nas variáveis “empréstimos potenciais” e “quota”. Ao nível de significância de 5% tanto os empréstimos potenciais do FMI como o valor das quotas de cada um dos países são estatisticamente significantes em cada um dos modelos (I, II e III). Contudo, possuem, também para todos os modelos, sinal contrário ao esperado. Os coeficientes são positivos, enquanto esperaríamos encontrar um sinal negativo, uma vez que quanto maior o “socorro”

---

<sup>14</sup> Teoricamente, o sinal dessa variável é ambíguo: (i) por um lado, quanto maior o saldo em conta corrente isso significa que maior é a capacidade de pagamento do país aos credores internacionais; (ii) por outro, um saldo negativo em conta corrente pode significar que as perspectivas de crescimento do país são favoráveis e que por isso ele recebe investimentos estrangeiros.

<sup>15</sup> Essa variável é obtida eliminando da variável “*ratings*” sua dependência linear das demais variáveis de fundamentos.

esperado do FMI menores deveriam ser os *spreads*, segundo a hipótese de *moral hazard*.

Existe ainda uma outra razão, além da explicação do *moral hazard*, pela qual tenderíamos a encontrar uma relação inversa entre os “empréstimos potenciais” do FMI e os *spreads*. Quando um país entra em crise e recebe apoio do FMI (e esse apoio é bastante freqüente ao longo do período examinado), os empréstimos recebidos do Fundo aumentam, fazendo cair o montante de “empréstimos potenciais” disponíveis. Por outro lado, a crise leva ao aumento dos *spreads*. Dessa forma, existe um viés para que encontremos uma relação negativa entre “empréstimos potenciais” e *spreads*. Entretanto, encontramos um sinal positivo.

Em relação à quota no FMI como proporção da dívida externa, também esperaríamos encontrar um sinal negativo para seu coeficiente com base na hipótese de *moral hazard*. Vale observar, contudo, que não estamos medindo o possível efeito de *too-big-to-fail* (ou seja, que países grandes têm maior probabilidade de serem “socorridos” pelo FMI), pois consideramos a quota em relação ao valor da dívida externa. Como veremos mais tarde, não encontramos suporte para essa hipótese (incluindo uma variável que indica o tamanho da economia do país, como o PIB calculado pela paridade do poder de compra, seu coeficiente não é significativo<sup>16</sup>).

Devemos fazer uma ressalva. Vimos no capítulo 2 que uma das implicações da hipótese de *moral hazard* é que não somente o nível dos *spreads* deveria mudar com a mudança do “socorro” esperado, mas também os coeficientes das demais variáveis deveriam ser afetados. Assim, estimamos uma equação na qual interagimos a variável *proxy* para o “socorro” (empréstimos potenciais ou quota) com as demais variáveis<sup>17</sup>. Os resultados são mostrados na tabela 5. Os resultados são ambíguos: alguns coeficientes das variáveis interagidas são significativos e possuem o sinal esperado (negativo para as variáveis que a princípio deveriam ter um efeito positivo sobre os *spreads* e positivo para variáveis que diminuem os *spreads*), enquanto outros não são significativos. Portanto, não há evidência do efeito sistemático esperado.

<sup>16</sup> No presente caso, o método de efeitos fixos empregado não nos permite identificar o coeficiente de variáveis desse tipo, pois elas são constantes para cada país ao longo do tempo.

<sup>17</sup> Utilizamos a especificação do Modelo III como base.

A conclusão desse primeiro método de teste para averiguar-se a validade da hipótese de *moral hazard* é que os resultados, apesar de não serem absolutamente claros, indicam que o “socorro” esperado pelo FMI, medido pelas variáveis *proxy* construídas, não afeta da maneira esperada os *spreads*. A seguir, passamos para o procedimento de teste que segue a metodologia utilizada por Dell’Ariccia et al (2002) aplicada à crise da Argentina de 2001.

### 3.5.2. 2º Teste: modificação da equação para os *spreads* em decorrência do *default* da Argentina em dezembro de 2001

Obtemos resultados bastante claros em relação ao conjunto de testes descritos na seção 4.2 que seguem a metodologia de Dell’Ariccia et al (2002). Todos nos levam a rejeitar a hipótese de *moral hazard*. Vamos lembrar cada um dos testes brevemente.

**2º Teste:** Metodologia de Dell’Ariccia et al (2002) aplicada à crise da Argentina de 2001.

(1) Teste dos coeficientes:

$$H_0 : |\beta_k^* - \beta_k| = 0$$

$$H_1 : |\beta_k^* - \beta_k| > 0$$

A hipótese nula de que não existe *moral hazard* significa que os coeficientes da equação para os *spreads* não deveriam sofrer alteração em resposta ao evento. Para testar para a modificação dos coeficientes podemos interagir uma *dummy* para o período pós-crise da Argentina com as demais variáveis e aplicar um teste *t* de Student para cada uma destas interações. Estimamos seis especificações diferentes para a equação com o objetivo de avaliar a robustez das

estimativas. A Tabela 6 apresenta os resultados dos testes para a mudança dos coeficientes para cada um dos modelos.

(2) Teste do nível dos *spreads*:

$$H_0 : \mathbf{x}_{it}(\boldsymbol{\beta}^* - \boldsymbol{\beta}) = 0$$

$$H_1 : \mathbf{x}_{it}(\boldsymbol{\beta}^* - \boldsymbol{\beta}) > 0$$

nas quais  $\boldsymbol{\beta}^*$  denota as estimativas dos coeficientes para o período posterior ao evento “crise da Argentina”. Realizaremos um teste de Wald linear para averiguar a igualdade do nível dos *spreads*. Cabe observar que temos diferentes conjuntos de fundamentos,  $\mathbf{x}_{it}$ , para os quais podemos realizar o teste (cada conjunto de fundamentos de cada país e de cada período). Assim, os resultados podem (e serão) sensíveis à escolha do conjunto de fundamentos. Teremos, portanto, diversos testes para cada um dos países da amostra. A Tabela 7 exhibe os resultados deste teste, com os resultados agregados por país. O teste também é conduzido para cada uma das diferentes especificações da equação.

(3) Teste da variância *cross-section*: uma queda do grau de *moral hazard* deveria levar a uma elevação da variância *cross-section*, caso seja verdadeira a hipótese de *moral hazard*. Temos:

$$H_0 : \boldsymbol{\beta}^* \text{Var}(\mathbf{x}_t) \boldsymbol{\beta}^* = \boldsymbol{\beta} \text{Var}(\mathbf{x}_t) \boldsymbol{\beta}$$

$$H_1 : \boldsymbol{\beta}^* \text{Var}(\mathbf{x}_t) \boldsymbol{\beta}^* > \boldsymbol{\beta} \text{Var}(\mathbf{x}_t) \boldsymbol{\beta}$$

A Tabela 8 traz os resultados deste teste. Cabe salientar que o teste é conduzido para cada período da amostra. Assim, temos ao total 18 períodos a serem testados para cada modelo.

Utilizamos dados em painel e estimamos os diversos modelos propostos para a equação para os *spreads* pelo método de mínimos quadrados *pooled* com a

estimação robusta da matriz de variância e covariância dos resíduos. Isto é, não realizamos qualquer hipótese acerca da estrutura populacional da matriz de variância e covariância do termo de erro da equação. Assim, contemplamos o caso de que existe heterocedasticidade ou autocorrelação do termo de erro<sup>18</sup>.

Realizamos cada um dos testes para seis modelos distintos. O primeiro modelo é uma variante próxima daquele empregado por Min (2000) e o segundo segue Eichengreen e Mody (1998). Também estimamos os dois modelos propostos no trabalho de Dell’Ariccia et al (2002) (denotados por A e B) e um outro no qual realizamos uma pequena modificação do modelo B, denotando-o por B2<sup>19</sup>. A última especificação da equação é um modelo alternativo que busca realizar uma síntese dos demais modelos e incluir um grande número de variáveis que compõe nosso banco de dados<sup>20</sup>.

A amostra compreende 22 países, após excluirmos países que passaram por graves crises no período (por exemplo, a própria Argentina) e, principalmente, aqueles para os quais não havia dados suficientes para realizarmos os testes propostos. Os seguintes países foram incluídos na amostra: Bulgária, Brasil, Chile, China, Colômbia, Argélia, Croácia, Hungria, Coreia do Sul, Marrocos, México, Malásia, Paquistão, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia, Venezuela e África do Sul.

Nosso objetivo é testar se a crise da Argentina levou a mudanças nos coeficientes da equação para os *spreads* e se isso representou uma modificação no nível dos *spreads* e/ou na variância *cross section* dos mesmos. Assim, devemos especificar um período “base” anterior à crise da Argentina e compará-lo às estimativas obtidas para o período posterior à crise. Devido ao fato de que a crise da Argentina começa a agravar-se a partir de 2001, que a Turquia passa por uma grave crise em maio de 2001 (mudança do regime cambial), que a sinalização de maiores mudanças na política de empréstimos do Fundo ocorre no final daquele ano (proposta de corte de falências, por exemplo) e à intensificação da posição dos EUA contrária aos *bail-out* do FMI após a eleição de George W. Bush, adotamos como período “base” o ano de 2000. Assim, potencialmente os efeitos

---

<sup>18</sup> Todos os resultados foram obtidos utilizando-se o pacote econométrico *Stata* versão 7. Os testes descritos foram programados também neste mesmo pacote. As rotinas para cada um dos testes podem ser obtidas junto ao autor.

<sup>19</sup> Incluímos a variável inflação ao invés da variação do crédito doméstico.

<sup>20</sup> Os modelos não seguem exatamente os modelos originais dos trabalhos referidos. Realizamos pequenas adaptações com base nas informações disponíveis em nosso banco de dados.

do *default* da Argentina podem estar sendo combinados com outros efeitos de eventos que ocorreram neste interregno. Contudo, como argumentamos na seção 4.2 tais eventos tendem a reforçar os efeitos do *default* da Argentina (com a importante exceção dos empréstimos à Turquia que representam um programa ao estilo dos *bail-out*). Como os efeitos reforçam-se, uma rejeição da hipótese tem maior significância que uma aceitação das previsões da hipótese de *moral hazard*. O período “base” é, portanto, o ano de 2001, enquanto o período pós-crise compreende os meses de janeiro a junho de 2002.

A Tabela 6 apresenta os resultados do teste de modificação dos coeficientes da equação. Nosso interesse está nos coeficientes pós-Argentina em comparação com os coeficientes estimados para o período “base”. A maior parte dos modelos exibe poucas mudanças significativas dos coeficientes<sup>21</sup>. Mesmo nesses casos, muitas das mudanças são na direção contrária ao esperado. Deveríamos observar um aumento (em valor absoluto) dos coeficientes, mas para muitas das mudanças significativas observamos uma diminuição dos coeficientes<sup>22</sup>. Assim, os resultados conferem pouco suporte à hipótese de *moral hazard*.

Quanto ao teste do nível, temos resultados mais claros no sentido de que não é possível rejeitar a hipótese de igualdade do nível dos *spreads* (ou seja, não existe evidência da hipótese de *moral hazard*) para os modelos Alternativo, Min, Eichengreen e Mody e Dell’Ariccia et al. A. As rejeições da hipótese nula de que não existe *moral hazard* não ultrapassam 35% dos períodos e países testados, com base nas estimativas de cada um desses modelos<sup>23</sup>.

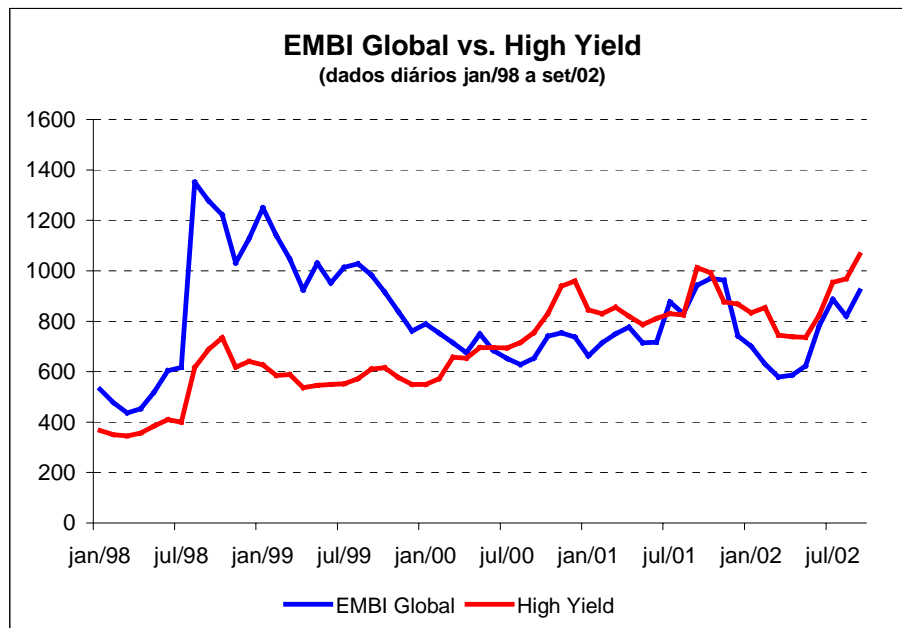
É interessante notar que uma conclusão oposta é obtida utilizando os modelos B e B2 de Dell’Ariccia et al. As rejeições atingem cerca de 92% dos períodos e países. O motivo é a exclusão nestes modelos da variável “*high-yield*” (taxa de retorno dos títulos de alto risco e alto retorno de empresas dos EUA). Isto deve-se ao fato que, no período considerado, a variável “*high-yield*” explica em grande medida o comportamento dos *spreads* dos países emergentes (o gráfico abaixo ilustra este ponto). Assim, sua omissão cria um viés na estimação dos

<sup>21</sup> O teste é bicaudal ao nível de confiança de 95%.

<sup>22</sup> Existe um problema colocado por mudanças nos sinais de algumas variáveis em alguns dos modelos estimados.

<sup>23</sup> Utilizamos um teste de Wald linear. A estatística do teste possui distribuição  $\chi^2$  com um grau de liberdade. Adotamos o nível de significância de 95% (teste *one-sided*).

demais coeficientes. Devido a este problema, somos levados a não considerar confiáveis os resultados dos testes para tais modelos.



O teste para a variância *cross-section* dos *spreads* também não sustenta a hipótese de *moral hazard*. Para os modelos Alternativo, Min e Eichengreen e Mody existem somente 5, 6 e zero rejeições, respectivamente, num total de 18 períodos. O modelo Dell’Ariccia et al A, por outro lado, leva a um número maior de rejeições da hipótese de igualdade das variâncias entre os países.<sup>24</sup> Cabe salientar que o teste da variância é capaz de detectar evidência da hipótese de *moral hazard* mesmo quando os demais testes não encontram suporte para esta hipótese (veja o capítulo 2 para uma explicação mais detalhada deste ponto). Assim, mesmo neste teste, mais propenso a detectar evidência de *moral hazard*, os resultados são contrários à hipótese.

A conclusão, portanto, é que os resultados do conjunto dos testes propostos não sustentam a hipótese de que existe um problema significativo de *moral hazard* no mercado de empréstimos internacional.

<sup>24</sup> Empregamos um teste de Wald não linear. O nível de significância adotado também é de 95%.



### 3.5.3. 3º Teste: Teste de mudança diferenciada nos coeficientes das variáveis da equação para os *spreads*

O trabalho de Dell’Ariccia et al.. (2002) obtém resultados empíricos que têm implicações sobre a interpretação recente do comportamento dos preços dos ativos dos países emergentes e da reorganização por que passa o sistema financeiro internacional. Os autores encontram uma reação heterogênea dos coeficientes da equação para os *spreads* aos eventos de 98 (crise russa, aprovação do aumento das quotas do FMI e mudança na política de intervenção do Fundo). Os estudos tanto teóricos como empíricos, a nosso ver, não têm explorado a possibilidade de separarmos, em alguns eventos, as mudanças no papel de “prevenção de crises” do FMI das mudanças nos incentivos que provocam o *moral hazard*. A interpretação sugerida aqui é que a história recente de reorganização do sistema financeiro internacional, como discutimos acima, traduz-se numa política que discrimina mais entre crises de liquidez e crises de solvência. Nessa última seção nosso objetivo é verificar se há evidência empírica para essa interpretação sugerida. O teste, em suma, explora as mudanças na política de empréstimos do Fundo após a crise asiática e, principalmente, depois da crise da Rússia, as quais levam-nos à conjectura de que isso significou uma maior capacidade e disposição de emprestar a países que sofrem crises de liquidez e a uma menor disponibilidade de recursos para países que enfrentam problemas de insolvência.

Empiricamente, isso deveria manifestar-se numa mudança diferenciada dos coeficientes das variáveis relacionadas a problemas de liquidez e de insolvência. Nosso teste consiste em se comparar as estimativas da equação para os *spreads* para o período anterior à crise da Rússia (jan/98 a jul/98) com as estimativas para o período no qual consideramos vigorar uma “nova política do Fundo” (jan/2002 a jun/2002). Classificamos as variáveis em quatro categorias: variáveis de liquidez, solvência, internacionais e indicativas das condições domésticas. Nosso interesse está em analisar o comportamento das duas primeiras categorias de variáveis. Para tanto deveremos enfrentar a questão controversa de como classificar as variáveis nestas diferentes categorias.

Vamos voltar um pouco à discussão teórica dos incentivos existentes para o país pagar suas dívidas e dos problemas existentes na contratação com os investidores. Quanto ao primeiro ponto, temos que não apenas interessa a capacidade de pagamento do país, como sua disposição de pagar. As variáveis que podem ser relacionadas mais estreitamente a uma dessas categorias, capacidade de pagamento e disposição de pagar, podem ser classificadas como variáveis relacionadas à solvência do país. Quanto aos problemas na contratação com os investidores vimos que uma questão fundamental são as dificuldades de coordenação. Definiremos as variáveis ligadas à possibilidade de crises de liquidez como aquelas que podem levar ou impedir que a falta de coordenação dos investidores cause uma “corrida” contra o país, que em último caso também leva a um problema de liquidez. Portanto, a “linha de corte” que adotamos para distinguir variáveis de solvência e liquidez é como elas estão relacionadas à possibilidade de gerar ou evitar uma crise de solvência causada exclusivamente por problemas de coordenação dos credores. Isto é, controlando pelas variáveis que estão ligadas à capacidade e disposição de pagar, independentemente do descasamento do prazo dos ativos e passivos, as variáveis de liquidez afetam a probabilidade de que haja uma “corrida” contra o país. Abaixo classificamos e justificamos estas classificações para cada uma das variáveis incluídas na regressão estimada.

*Dummy* Brady. Esta variável indica se o país foi objeto de um plano “Brady” de renegociação de sua dívida, ou seja, se o país passou por dificuldades para honrar sua dívida no passado recente. Esta variável está relacionada tanto à capacidade de pagamento do país, pois mostra que este país já esteve sujeito a eventos que levaram-no a renegociar sua dívida, como à disposição a pagar. Os credores podem inferir o “grau de disposição a pagar” através de eventos passados e este é um que indica uma baixa disposição a pagar. Assim, esta variável é classificada como uma variável de solvência.

CA/PIB (saldo em conta corrente como proporção do PIB). O saldo em conta corrente é o principal indicador da capacidade de pagamento do país, expressando o crescimento do passivo externo do país. Quanto maior o saldo, maior a

capacidade do país pagar seus credores. É também uma variável ligada à solvência.

Crescimento do PIB. Esta também é uma variável relacionada à solvência. A evolução do PIB indica quanto o país será capaz de transferir de recursos ao exterior para saldar sua dívida. Além disso, se considerarmos os incentivos do governo, que em último caso tem controle sobre todos os tipos de dívidas, quanto menor a taxa de crescimento, maior é o incentivo para o governo adotar medidas com o objetivo de diminuir a transferência de recursos para o exterior.

Crescimento das exportações. Possui a mesma interpretação do PIB, mas expressa diretamente como a capacidade de pagamento evolui em termos da geração de ativos internacionais, com os quais o país pode saldar suas dívidas. É, naturalmente, uma variável de solvência.

Dívida líquida total/PIB. Indica o grau de endividamento em relação à capacidade de pagamento do país. É uma variável de solvência.

Resíduos *ratings* (resíduo da regressão da variável *ratings* nas demais variáveis de fundamentos). As agências de classificação analisam tanto a situação de solvência do país como a possibilidade de ocorrência de crises de confiança. Assim, não é possível classificar esta variável exclusivamente em uma das categorias.

Variação do câmbio real (nos últimos 12 meses). Esta variável indica ela mesma a ocorrência de algum tipo de crise de liquidez. Uma reversão muito abrupta da taxa de câmbio é, geralmente, relacionada a crises de confiança.

Reservas/dívida de curto prazo. É a variável mais claramente relacionada à possibilidade de uma crise de liquidez. Quanto mais reservas, como proporção da dívida que vence no curto prazo, o país possuir, menor é a probabilidade que os credores sejam levados a realizar uma “corrida” contra o país.

Classificamos como variáveis domésticas, ou seja, que indicam as condições internas do país: resultado fiscal nominal, inflação, estabilidade política

e tamanho do país (PIB medido pela paridade do poder de compra). Algumas dessas variáveis poderiam ser classificadas como variáveis de solvência. Por exemplo, o crescimento explosivo da dívida interna do governo (resultado fiscal nominal) poderia indicar uma insolvência do governo tanto doméstica como em relação à sua dívida externa. Contudo, como estão relacionadas apenas indiretamente à capacidade de pagamento da dívida externa, optamos por classificá-las como variáveis domésticas, servindo mais ao propósito de introduzir variáveis de controle.

As variáveis relacionadas ao ambiente macroeconômico e financeiro internacionais são: *spread* dos títulos *high yield*, preço do petróleo, taxa de juros dos títulos de 10 anos do governo dos EUA.

A Tabela 9 traz os resultados da estimação da equação (essa equação é baseada no modelo Alternativo da seção anterior). A variável “câmbio real” apresenta modificação significativa, mas a mudança de sinal impossibilita sua interpretação. Para o primeiro período, seu sinal é positivo, ao contrário do esperado. A variável reservas/dívida de curto prazo também apresenta coeficiente com sinal diferente do esperado e não há mudança significativa deste coeficiente. Com relação às variáveis de solvência, três delas sofrem mudança significativa: “*dummy* Brady”, “CA/PIB” e “crescimento PIB”. Somente para a primeira a mudança ocorre no sentido esperado. De fato, no primeiro período essa variável não é estatisticamente significativa. O coeficiente da variável CA/PIB tem sinal contrário ao esperado no segundo período, impossibilitando uma comparação. Por último, o coeficiente da variável crescimento PIB cai em valor absoluto, ao contrário da implicação da interpretação acima sugerida.

Os resultados, portanto, não são conclusivos e não corroboram a interpretação que propusemos. Entretanto, acreditamos que novos testes podem auxiliar-nos a compreender o impacto das recentes modificações da política do FMI para os custos dos empréstimos privados dos países emergentes.

### 3.6. Observações finais

Ambos os testes propostos e realizados (teste para a significância da variável *proxy* para o “socorro” esperado do FMI e seguindo a metodologia de Dell’Ariccia et al 2002)) não encontram suporte para a hipótese de *moral hazard*. Especificamente, com relação ao primeiro teste devemos reconhecer a dificuldade em se obter uma variável que se aproxime o suficiente do “socorro” do FMI esperado pelos agentes (que é, naturalmente, uma variável não observável).

Com relação ao segundo conjunto de testes, analisamos o efeito do *default* da Argentina em dezembro de 2001 sobre os *spreads* dos títulos dos países emergentes, ou melhor, de um conjunto importante desses países. O *default* da Argentina modifica, como argumentamos na seção 4.2, a expectativa dos agentes de como o FMI poderá evitar perdas por parte dos investidores nas próximas crises. Os resultados para os três testes realizados são bastante claros no sentido de que não existe evidência da hipótese de *moral hazard*. Como dissemos, não apenas o *default* da Argentina, mas também outros eventos ocorridos ao longo de 2001 significaram uma diminuição do grau de *moral hazard* induzido pela política de empréstimos a países em crise. Assim, teríamos motivos adicionais para encontrar um resultado favorável à hipótese de *moral hazard*.

Por fim, o teste da mudança qualitativa dos coeficientes das variáveis relacionadas a problemas de liquidez ou à insolvência não sustentam nossa interpretação dos impactos causados pela mudança recente da política de empréstimos do Fundo.

Nossos resultados são bastante diferentes daqueles encontrados por Dell’Ariccia et al (2002) em relação à crise da Rússia de 98. Os autores encontram evidência favorável à hipótese de *moral hazard*. Como procuramos argumentar, a crise da Argentina deveria ter efeitos sobre os *spreads* dos países emergentes semelhantes àqueles observados para a crise russa. Nossos resultados, portanto, enfraquecem as conclusões do trabalho de Dell’Ariccia et al. O debate, naturalmente, recai sobre a validade e a intensidade da modificação do “socorro” esperado ocasionada pelas crises da Argentina em 2001 e da Rússia em 1998. Acreditamos que os argumentos levantados nesse trabalho mostram que a crise da Argentina constitui sim um experimento válido para o teste. Como dissemos na

introdução e ao longo do presente trabalho, os resultados da literatura que procura avaliar empiricamente a hipótese de *moral hazard* devem ser vistos em conjunto; nosso trabalho acrescenta uma evidência relevante, contrária à hipótese de *moral hazard*, a essa literatura.

**Spreads de países sem crise - janeiro de 98 a setembro de 2002**  
 (Bulgária, China, Colômbia, Croácia, Malásia, México, Marrocos, Panama, Peru, Filipinas, Polônia, África do Sul, Coréia, Tailândia e Venezuela)

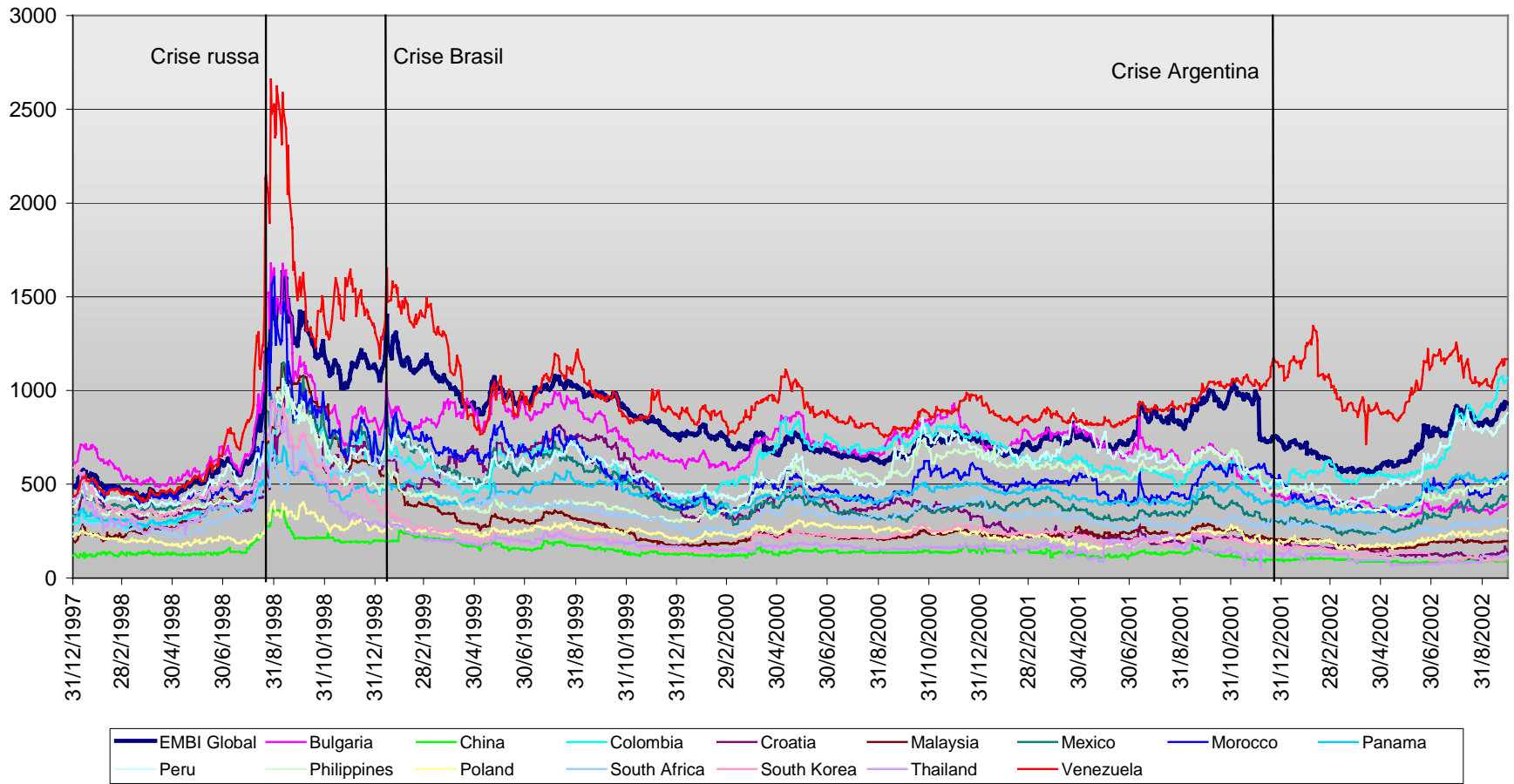


Tabela 2

**Modelo I - mais geral**

Dados em painel (desbalanceado) - efeitos fixos  
(incluímos variáveis de tempo para cada período)\*  
Período: Jan/98 a Set/2002

**Incluindo empréstimos potenciais**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor
Constante	5,62	0,0000
<b>Empréstimos potenciais</b>	<b>0,72</b>	<b>0,0020</b>
CA/PIB	-0,17	0,4930
Cambio real	0,32	0,0000
Cresc. Exp.	-1,57	0,0000
Cresc. Imp.	-2,86	0,0000
Cresc. PIB (4anos)	-2,24	0,0000
Déf./Sup. fiscal	-0,02	0,0010
Inflação	0,00	0,9630
Reservas/dívida CP	0,00	0,0240
Reservas/Imp.	-0,50	0,0000
Dív. CP/Dív. Total	-0,49	0,0000
Dív. Total/Exp.	-0,34	0,0000
Dív. Total/PIB	2,41	0,0000
Resíduos ratings	-0,08	0,0000
Dummy crise russa	0,53	0,0000
Dummy Brasil	0,13	0,0910
Dummy Rússia	-0,01	0,9020
Dummy Turquia	0,35	0,0000
Desv. Padrão efeito fixo	0,87	
Desv. Padrão erro	0,18	
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,96	
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 953) = 199,25	P-valor teste F = 0,0000

R<sup>2</sup>: within 77,4%  
 between 0,2%  
 total 5,5%  
 No. de obs.: 1044  
 No. de países: 21  
 Teste F para os coeficientes: 46,6  
 P-valor teste F 0,0000

\* Os resultados para as dummies de tempo foram omitidos.

**Incluindo quota**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor
Constante	5,24	0,0000
<b>Quota</b>	<b>7,52</b>	<b>0,0000</b>
CA/PIB	-0,19	0,4440
Cambio real	0,32	0,0000
Cresc. Exp.	-1,82	0,0000
Cresc. Imp.	-2,66	0,0000
Cresc. PIB (4anos)	-1,91	0,0000
Déf./Sup. fiscal	-0,02	0,0000
Inflação	0,00	0,6170
Reservas/dívida CP	0,00	0,0930
Reservas/Imp.	-0,47	0,0000
Dív. CP/Dív. Total	-0,44	0,0000
Dív. Total/Exp.	-0,33	0,0000
Dív. Total/PIB	2,50	0,0000
Resíduos ratings	-0,08	0,0000
Dummy crise russa	0,80	0,0000
Dummy Brasil	0,13	0,0810
Dummy Rússia	0,04	0,6590
Dummy Turquia	0,34	0,0000
Desv. Padrão efeito fixo	0,866	
Desv. Padrão erro	0,176	
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,961	
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 953) = 196,86	P-valor teste F = 0,0000

R<sup>2</sup>: within 78,1%  
 between 4,4%  
 total 9,1%  
 No. de obs.: 1044  
 No. de países: 21  
 Teste F para os coeficientes: 48,5  
 P-valor teste F 0,0000



**Tabela 3**

**Modelo II**

Dados em painel (desbalanceado) - efeitos fixos  
(incluímos variáveis de tempo para cada período)\*  
Período: Jan/98 a Set/2002

**Incluindo empréstimos potenciais**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor
Constante	5,42	0,0000
<b>Empréstimos potenciais</b>	<b>0,49</b>	<b>0,0270</b>
CA/PIB	0,83	0,0000
Cambio real	0,30	0,0000
Cresc. Exp.	-1,64	0,0000
Cresc. Imp.	-2,60	0,0000
Cresc. PIB (4anos)	-1,94	0,0000
Déf./Sup. fiscal	-0,02	0,0010
Inflação	0,00	0,0200
Reservas/Imp.	-0,70	0,0000
Dív. Total/PIB	1,58	0,0000
Resíduos ratings	-0,10	0,0000
Dummy crise russa	0,68	0,0000
Dummy Brasil	0,07	0,3780
Dummy Turquia	0,29	0,0000

Desv. Padrão efeito fixo	0,692
Desv. Padrão erro	0,184
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,934
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 957) = 355,5
P-valor teste F	0,0000

R <sup>2</sup> : within	75,8%
between	10,5%
total	23,3%
No. de obs.:	1044
No. de países:	21
Teste F para os coeficientes:	45,31
P-valor teste F	0,0000

**Incluindo quota**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor
Constante	4,97	0,0000
<b>Quota</b>	<b>7,55</b>	<b>0,0000</b>
CA/PIB	0,70	0,0010
Cambio real	0,30	0,0000
Cresc. Exp.	-1,91	0,0000
Cresc. Imp.	-2,38	0,0000
Cresc. PIB (4anos)	-1,79	0,0000
Déf./Sup. fiscal	-0,02	0,0000
Inflação	0,00	0,0560
Reservas/Imp.	-0,65	0,0000
Dív. Total/PIB	1,79	0,0000
Resíduos ratings	-0,09	0,0000
Dummy crise russa	0,76	0,0000
Dummy Brasil	0,07	0,3700
Dummy Turquia	0,28	0,0000

Desv. Padrão efeito fixo	0,667
Desv. Padrão erro	0,181
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,932
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 957) = 356,6
P-valor teste F	0,0000

R <sup>2</sup> : within	76,6%
between	21,5%
total	28,1%
No. de obs.:	1044
No. de países:	21
Teste F para os coeficientes:	47,5
P-valor teste F	0,0000

\* Os resultados para as dummies de tempo foram omitidos.

**Tabela 4**

**Modelo III**

Dados em painel (desbalanceado) - efeitos fixos  
(incluímos variáveis de tempo para cada período)\*  
Período: Jan/98 a Set/2002

**Incluindo empréstimos potenciais**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor
Constante	5,45	0,0000
<b>Empréstimos potenciais</b>	<b>0,47</b>	<b>0,0360</b>
CA/PIB	0,84	0,0000
Cambio real	0,37	0,0000
Cresc. PIB (4anos)	-2,27	0,0000
Déf./Sup. fiscal	-0,02	0,0010
Inflação	0,00	0,0000
Reservas/Imp.	-0,71	0,0000
Dív. Total/PIB	1,53	0,0000
Resíduos ratings	-0,09	0,0000
Dummy crise russa	0,45	0,0000
Dummy Turquia	0,28	0,0000

Desv. Padrão efeito fixo	0,683			
Desv. Padrão erro	0,188			
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,929			
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 960) = 339,6		P-valor teste F	0,0000

R<sup>2</sup>: within 74,7%  
 between 12,2%  
 total 24,2%  
 No. de obs.: 1044  
 No. de países: 21  
 Teste F para os coeficientes: 44,9  
 P-valor teste F 0,0000

\* Os resultados para as dummies de tempo foram omitidos.

**Incluindo quota**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor
Constante	5,01	0,0000
<b>Quota</b>	<b>7,42</b>	<b>0,0000</b>
CA/PIB	0,70	0,0010
Cambio real	0,38	0,0000
Cresc. PIB (4anos)	-2,14	0,0000
Déf./Sup. fiscal	-0,02	0,0000
Inflação	0,00	0,0010
Reservas/Imp.	-0,66	0,0000
Dív. Total/PIB	1,72	0,0000
Resíduos ratings	-0,08	0,0000
Dummy crise russa	0,78	0,0000
Dummy Turquia	0,27	0,0000

Desv. Padrão efeito fixo	0,663			
Desv. Padrão erro	0,185			
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,928			
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 960) = 340,2		P-valor teste F	0,0000

R<sup>2</sup>: within 75,5%  
 between 22,4%  
 total 28,5%  
 No. de obs.: 1044  
 No. de países: 21  
 Teste F para os coeficientes: 47,0  
 P-valor teste F 0,0000

Tabela 5

**Modelo IV - variáveis proxy para "socorro" do FMI interagidas com as variáveis de controle.**

Dados em painel (desbalanceado) - efeitos fixos para países

(incluímos variáveis de tempo para cada período)\*

Período: Jan/98 a Set/2002

**Incluindo empréstimos potenciais**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor	sinal esperado
Constante	5,11	0,0000	
<b>Empréstimos potenciais</b>	<b>2,30</b>	<b>0,0000</b>	
CA/PIB	1,20	0,0020	
Cresc. PIB (4anos)	1,49	0,1140	
Déf./Sup. fiscal	-0,01	0,1060	
Inflação	0,01	0,0000	
Reservas/Imp.	-0,54	0,0000	
Div. Total/PIB	2,08	0,0000	
Resíduos ratings	-0,11	0,0000	
Emp.Pot*CA/PIB	-6,03	0,0000	+/-
Emp.Pot*Cresc. PIB (4anos)	-14,09	0,0000	+
Emp.Pot*Déf./Sup. fiscal	-0,05	0,1600	+
Emp.Pot*Inflação	-0,01	0,0150	-
Emp.Pot*Reservas/Imp.	-0,41	0,2960	+
Emp.Pot*Div. Total/PIB	-5,15	0,0000	-
Emp.Pot*Resíduos ratings	-0,03	0,6090	+
Dummy crise russa	0,98	0,0000	
Dummy Turquia	0,49	0,0000	

Desv. Padrão efeito fixo	0,702		
Desv. Padrão erro	0,191		
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,931		
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 954) = 249,3	P-valro teste F	0,0000

R <sup>2</sup> : within	74,0%
between	8,0%
total	17,9%
No. de obs.:	1044
No. de países:	21
Teste F para os coeficientes:	39,3
P-valor teste F	0,0000

\* Os resultados para as dummies de tempo foram omitidos.

**Incluindo quota**

Var. dep: log (EMBI - média mensal)	Coef.	p-valor	sinal esperado
Constante	4,78	0,0000	
<b>Quota</b>	<b>13,14</b>	<b>0,0000</b>	
CA/PIB	1,49	0,0010	
Cresc. PIB (4anos)	0,43	0,6380	
Déf./Sup. fiscal	0,00	0,6100	
Inflação	0,01	0,0000	
Reservas/Imp.	-0,41	0,0000	
Div. Total/PIB	2,36	0,0000	
Resíduos ratings	-0,09	0,0000	
Quota*CA/PIB	-24,46	0,0000	+/-
Quota*Cresc. PIB (4anos)	-39,49	0,0010	+
Quota*Déf./Sup. fiscal	-0,40	0,0090	+
Quota*Inflação	-0,04	0,0650	-
Quota*Reservas/Imp.	-6,11	0,0010	+
Quota*Div. Total/PIB	-15,89	0,0000	-
Quota*Resíduos ratings	-0,34	0,1760	+
Dummy crise russa	0,48	0,0000	
Dummy Turquia	0,43	0,0000	

Desv. Padrão efeito fixo	0,681		
Desv. Padrão erro	0,191		
Fração da variância devido ao efeito fixo	0,927		
Teste F que todos efeitos fixos=0	F(20, 954) = 240,0	P-valro teste F	0,0000

R <sup>2</sup> : within	74,1%
between	19,0%
total	24,5%
No. de obs.:	1044
No. de países:	21
Teste F para os coeficientes:	39,5
P-valor teste F	0,0000

Tabela 6

**Resultados Teste 1 - Estimação da equação para os spreads e mudança nos coeficientes após a crise da Argentina de 2001.**

Estimação por OLS com matriz de variância-covariância robusta (dados em painel)

Período: Jan/2000 a Jun/2002 (excluindo ano de 2001)

**Variável dependente log (EMBI - média mensal)**

	Modelo Alternativo				Modelo Min				Modelo Eichengreen e Mody																			
	Coef.	p-valor	Coef. pos-Arg.	Teste igualdade	Coef.	p-valor	Coef. pos-Arg.	Teste igualdade	Coef.	p-valor	Coef. pos-Arg.	Teste igualdade																
Constante	5,32	0,00	7,00	<b>0,43</b>	5,87	0,00	6,87	<b>0,19</b>	4,62	0,00	0,88	0,01																
Crise Ásia	-0,15	0,01	-0,05	<b>0,13</b>																								
High Yield	0,00	0,00	0,00	<b>0,28</b>					0,00	0,00	0,00	0,00																
Am. Latina	-0,09	0,00	0,35	0,00	0,35	0,00	0,15	0,03	0,11	0,00	0,05	<b>0,13</b>																
US 3 meses	0,19	0,00	0,01	<b>0,06</b>	-0,03	0,65	-0,10	<b>0,68</b>	0,27	0,01	-0,08	0,02																
US 10 anos									-0,16	0,16	0,60	0,01																
Arrears									1,24	0,00	1,24																	
Brady	0,20	0,00	0,41	0,00																								
CA/PIB	1,66	0,00	0,76	<b>0,18</b>	5,19	0,00	4,48	<b>0,26</b>																				
Inflação	0,01	0,00	0,02	<b>0,33</b>	0,02	0,00	0,01	<b>0,20</b>																				
Déf./Sup. fiscal	0,08	0,00	0,04	0,01																								
PIB (PPP 95)	0,00	0,00	0,00	<b>0,09</b>																								
Cambio real	0,54	0,09	1,08	<b>0,31</b>	0,26	0,52	0,25	<b>0,99</b>																				
Cresc. PIB (4anos)	0,38	0,74	3,47	<b>0,47</b>	-9,00	0,00	-14,46	0,03	-16,06	0,00	-10,20	0,02																
Cre. Doméstico																												
Cresc. Exp.					4,83	0,02	-2,99	0,03																				
Cresc. Imp.					-17,73	0,00	17,25	0,00																				
Dív. Total/Exp.					0,40	0,00	0,44	<b>0,46</b>	0,25	0,00	0,38	0,00																
Dív. CP/Dív. Total	-0,95	0,00	-0,75	<b>0,26</b>																								
Dív. Total/PIB	-0,62	0,00	-0,06	<b>0,06</b>	-0,61	0,00	-1,06	0,05	-0,70	0,00	-0,76	<b>0,68</b>																
Petróleo	0,00	0,00	0,00	<b>0,96</b>	0,00	0,25	0,00	0,05																				
Reservas/dívida CP					0,07	0,00	0,00	0,00																				
Reservas/Imp.					-0,93	0,00	-0,29	0,00																				
Política	-1,16	0,00	-1,00	0,00																								
Bolsas mundo	0,00	0,53	0,00	<b>0,44</b>																								
Resíduos ratings	-0,07	0,01	-0,05	<b>0,48</b>					-0,10	0,02	0,02	0,03																
<i>Nº de rejeições/total</i>					<i>4/18</i>				<i>6/14</i>				<i>7/9</i>															
Nº de obs.:					360				386				360															
Nº de países:					21				22				21															
R <sup>2</sup>					99,8%				99,4%				99,2%															
Wald					chi2 (36)				8736379				chi2(24)				111492				chi2(19)				1478025			
P-valor Chi <sup>2</sup>					0,0000				0,0000				0,0000				0,0000											

Tabela 6 (continuação)

Resultados Teste 1 - Estimação da equação para os spreads e mudança nos coeficientes após a crise da Argentina de 2001.

Estimacão por OLS com matriz de variância-covariância robusta (dados em painel)

Período: Jan/2000 a Jun/2002 (excluindo ano de 2001)

Variável dependente log (EMBI - média mensal)

	Modelo Dell'Ariccia et al A				Modelo Dell'Ariccia et al B				Modelo Dell'Ariccia et al B2			
	Coef.	p-valor	Coef. pos-Arg.	Teste igualdade	Coef.	p-valor	Coef. pos-Arg.	Teste igualdade	Coef.	p-valor	Coef. pos-Arg.	Teste igualdade
Constante	5,70	0,00	3,16	<b>0,31</b>	6,97	0,00	7,99	<b>0,30</b>	7,10	0,00	8,01	<b>0,36</b>
Crise Ásia					-0,33	0,00	0,07	0,00	-0,23	0,00	0,02	0,02
High Yield	0,00	0,00	0,00	<b>0,17</b>								
Am. Latina					-0,08	0,04	0,24	0,00	-0,06	0,16	0,24	0,00
US 3 meses												
US 10 anos	0,04	0,66	0,32	<b>0,41</b>	-0,06	0,21	-0,36	<b>0,11</b>	-0,10	0,04	-0,38	<b>0,14</b>
Arrears	1,37	0,00	1,37									
Brady												
CA/PIB	-2,10	0,00	3,77	0,00	2,40	0,00	0,97	<b>0,10</b>	2,10	0,00	0,33	<b>0,08</b>
Inflação									0,01	0,00	0,01	<b>0,89</b>
Déf./Sup. fiscal	0,02	0,00	0,08	0,00	0,08	0,00	0,05	0,06	0,08	0,00	0,06	0,03
PIB (PPP 95)					0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cambio real												
Cresc. PIB (4anos)	-19,24	0,00	-20,77	<b>0,51</b>	2,42	0,08	-8,90	0,00	1,99	0,08	-5,58	0,00
Cre. Doméstico					0,98	0,00	0,93	<b>0,93</b>				
Cresc. Exp.												
Cresc. Imp.												
Dív. Total/Exp.												
Dív. CP/Dív. Total												
Dív. Total/PIB												
Petróleo												
Reservas/dívida CP												
Reservas/Imp.												
Política					-1,32	0,00	-1,01	0,00	-1,23	0,00	-1,00	0,00
Bolsas mundo												
Resíduos ratings	-0,07	0,00	-0,17	0,00	-0,08	0,00	-0,05	<b>0,57</b>	-0,04	0,02	-0,07	<b>0,26</b>
<i>N° de rejeições/total</i>	<i>3/7</i>				<i>5/11</i>				<i>6/11</i>			
N° de obs.:	360				360				360			
N° de países:	21				21				21			
R <sup>2</sup>	99,2%				99,7%				99,7%			
Wald	chi2(15) 774633				chi2(19) 1322306				chi2(18) 470537			
P-valor Chi <sup>2</sup>	0,0000				0,0000				0,0000			

Nota à Tabela 6 : nível de significância de 95%.

Tabela 7 - Teste da igualdade do nível dos *spreads*

País	Modelo Alternativo		Modelo de Min		Modelo de Eichengreen e Mody		Modelo de Dell'Ariccia et ali A		Modelo de Dell'Ariccia et ali B		Modelo de Dell'Ariccia et ali B2	
	Rejeição Ho	Total	Rejeição Ho	Total	Rejeição Ho	Total	Rejeição Ho	Total	Rejeição Ho	Total	Rejeição Ho	Total
Bulgária	4	18	11	18	1	18	6	18	18	18	18	18
Brasil	5	18	0	18	6	18	0	18	16	18	16	18
Chile	6	18	2	18	0	18	6	18	12	18	12	18
China	5	18	3	18	4	18	2	18	18	18	18	18
Colômbia	1	18	3	18	0	18	6	18	15	18	15	18
Algéria	0	0	1	18	0	0	0	0	0	0	0	0
Croácia	5	18	6	18	7	18	14	18	18	18	18	18
Hungria	4	18	5	18	1	18	7	18	18	18	18	18
Coréia do Sul	6	18	2	18	1	18	4	18	18	18	18	18
Marrocos	7	18	9	18	2	18	6	18	18	18	18	18
México	4	18	4	18	0	18	6	18	18	18	18	18
Malásia	1	10	6	18	0	10	10	10	10	10	10	10
Paquistão	7	12	3	12	9	12	0	12	12	12	12	12
Peru	6	18	2	18	4	18	5	18	18	18	18	18
Filipinas	6	18	8	18	6	18	1	18	18	18	18	18
Polônia	3	18	13	18	2	18	15	18	17	18	17	18
Rússia	18	18	14	18	17	18	6	18	18	18	18	18
Tailândia	4	18	5	18	2	18	2	18	6	18	6	18
Turquia	0	18	7	18	3	18	10	18	18	18	18	18
Ucrânia	18	18	0	18	2	18	1	18	18	18	18	18
Venezuela	4	18	10	18	4	18	4	18	12	18	12	18
África do Sul	8	18	4	18	1	18	6	18	18	18	18	18
<b>Total</b>	122	364	118	390	72	364	117	364	334	364	334	364
<b>Percentual de rejeições</b>		<b>33,5%</b>		<b>30,3%</b>		<b>19,8%</b>		<b>32,1%</b>		<b>91,8%</b>		<b>91,8%</b>

Nota: Teste baseado nas estimativas obtidas pelos mesmos método e amostra descritos na Tabela 6.

Nível de significância de 95%.

O teste é realizado para cada país em cada período.

Tabela 8 - Igualdade das variâncias cross section dos spreads

	Alternativo	Min	Eichengreen e Mody	Dell'Ariccia et ali A	Dell'Ariccia et ali B	Dell'Ariccia et ali B2
2001m1	(obs=19) 0,5406	(obs=21) 0,3557	(obs=19) 0,2458	(obs=19) <b>0,0088</b>	(obs=19) 0,5862	(obs=19) 0,3537
2001m2	(obs=19) 0,6424	(obs=21) 0,5264	(obs=19) 0,2274	(obs=19) <b>0,0075</b>	(obs=19) 0,5781	(obs=19) 0,3083
2001m3	(obs=19) 0,6488	(obs=21) 0,7374	(obs=19) 0,2085	(obs=19) <b>0,0056</b>	(obs=19) 0,5498	(obs=19) 0,2691
2001m4	(obs=19) 0,7129	(obs=21) 0,7658	(obs=19) 0,2151	(obs=19) <b>0,0047</b>	(obs=19) 0,4945	(obs=19) 0,2613
2001m5	(obs=19) 0,8416	(obs=21) 0,2428	(obs=19) 0,2050	(obs=19) <b>0,0059</b>	(obs=19) 0,4999	(obs=19) 0,2312
2001m6	(obs=19) 0,9901	(obs=21) 0,3781	(obs=19) 0,1852	(obs=19) <b>0,0063</b>	(obs=19) 0,4150	(obs=19) 0,2160
2001m7	(obs=20) 0,5770	(obs=22) 0,4058	(obs=20) 0,2899	(obs=20) <b>0,0041</b>	(obs=20) 0,1906	(obs=20) 0,1212
2001m8	(obs=20) 0,1592	(obs=22) 0,4334	(obs=20) 0,2635	(obs=20) <b>0,0038</b>	(obs=20) 0,1486	(obs=20) 0,1050
2001m9	(obs=21) 0,2111	(obs=22) 0,1284	(obs=21) 0,2740	(obs=21) <b>0,0041</b>	(obs=21) 0,1255	(obs=21) 0,1039
2001m10	(obs=21) <b>0,0491</b>	(obs=22) 0,1594	(obs=21) 0,2546	(obs=21) <b>0,0039</b>	(obs=21) 0,1400	(obs=21) 0,1018
2001m11	(obs=21) <b>0,0067</b>	(obs=22) 0,2792	(obs=21) 0,2162	(obs=21) <b>0,0022</b>	(obs=21) 0,1034	(obs=21) 0,1232
2001m12	(obs=21) <b>0,0106</b>	(obs=22) 0,1642	(obs=21) 0,2367	(obs=21) <b>0,0062</b>	(obs=21) 0,0936	(obs=21) <b>0,0835</b>
2002m1	(obs=21) 0,2396	(obs=22) <b>0,0012</b>	(obs=21) 0,3516	(obs=21) 0,8988	(obs=21) 0,0278	(obs=21) <b>0,0206</b>
2002m2	(obs=21) 0,0858	(obs=22) <b>0,0012</b>	(obs=21) 0,3642	(obs=21) 0,8098	(obs=21) <b>0,0216</b>	(obs=21) <b>0,0252</b>
2002m3	(obs=21) <b>0,0368</b>	(obs=22) <b>0,0004</b>	(obs=21) 0,3433	(obs=21) 0,9932	(obs=21) <b>0,0201</b>	(obs=21) <b>0,0246</b>
2002m4	(obs=21) <b>0,0107</b>	(obs=22) <b>0,0002</b>	(obs=21) 0,3324	(obs=21) 0,8344	(obs=21) <b>0,0184</b>	(obs=21) 0,0295
2002m5	(obs=21) 0,0659	(obs=22) <b>0,0004</b>	(obs=21) 0,3440	(obs=21) 0,8258	(obs=21) <b>0,0188</b>	(obs=21) <b>0,0323</b>
2002m6	(obs=21) 0,8774	(obs=22) <b>0,0004</b>	(obs=21) 0,3053	(obs=21) 0,5969	(obs=21) <b>0,0191</b>	(obs=21) 0,0433

Nota: "obs" refere-se ao número de países em cada mês para os quais existem dados disponíveis que possibilitam realizar o teste. As estimativas são baseadas na mesma amostra e métodos descritos na Tabela 6.

Nível de significância = 95%.

**Tabela 9****Modelo Solvência Liquidez**

Período: jan 98 a jul 98 - jan de 2002 a jun de 2002

Dados em painel (desbalanceados): OLS com matriz de Var-Cov robusta.

África do Sul, Argélia, Brasil, Bulgária, Chile, China, Croácia, Colômbia, Coreia do Sul, Filipinas, Hungria, Malásia, Marrocos, México, Paquistão, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Ucrânia e Venezuela

**Variável dependente log (EMBI média mensal)**

Classificação	Variável	Coef.	p-valor	Coef. Nova Pol. FMI	Teste igualdade (p-valor)
	Constante	9,88	0,0000	1,63	0,0000
	Dummy crise Ásia	0,54	0,0010	-0,16	0,0000
	Dummy Am. Latina	0,08	0,0370	0,10	0,7920
<b>Liq.</b>	<b>Var. cambio real</b>	<b>-0,61</b>	<b>0,0190</b>	<b>0,72</b>	<b>0,0000</b>
Liq.	Reservas/dívida CP	0,02	0,1770	0,01	0,3410
<b>Sol.</b>	<b>Dummy Brady</b>	<b>0,01</b>	<b>0,9350</b>	<b>0,55</b>	<b>0,0000</b>
<b>Sol.</b>	<b>CA/PIB</b>	<b>-2,90</b>	<b>0,0000</b>	<b>1,87</b>	<b>0,0000</b>
<b>Sol.</b>	<b>Cresc. PIB (4anos)</b>	<b>-11,64</b>	<b>0,0000</b>	<b>-1,69</b>	<b>0,0000</b>
Sol.	Cresc. Exp.	-2,55	0,4740	-0,97	0,7260
Sol.	Dív. Total/PIB	-0,15	0,7100	-0,03	0,7660
Sol.	Resíduos ratings	-0,10	0,0000	-0,11	0,7320
Ext.	High Yield	0,00	0,0120	0,00	0,8850
Ext.	Petróleo	0,00	0,5110	0,00	0,7860
Ext.	US 10 anos	-0,84	0,0000	0,37	0,0000
Dom.	Resultado fiscal nomina	0,04	0,0710	0,04	0,6590
Dom.	PIB (PPP 95)	0,00	0,5460	0,00	0,0000
Dom.	Inflação	0,00	0,6380	0,01	0,0000
Dom.	Política	-0,29	0,0010	-0,91	0,0000

No de obs.: 243  
R-quadrado 99,82%  
Prob > chi2 0,0000

Obs: Liq. = Liquidez; Sol. = Solvência; Dom.= Domésticas e Ext. = Externas.



**Tabela 10 - Principais trabalhos da literatura que estima equações para os *spreads* dos países emergentes**

Estudo	Equação de <i>spreads</i>	Método econométrico	Período e países	Dados	Resultados
Eichengreen e Mody (1998)	Var. dep.: log ( <i>spreads</i> ). Var. exp.: fundamentos, resíduo dos <i>ratings</i> , taxas de juros 10 anos US, maturidade, público/privado e <i>dummies</i> regionais.	Analisa decisão conjunta do país emitir o título e de preço dos investidores. Utiliza uma equação de seleção (Heckman). Dados em painel.	jan/1991-dez/1996; 37 países emergentes.	Bondware Data; Cerca de 1000 emissões de títulos de países emergentes ao longo do período considerado. Títulos públicos e privados.	Quanto melhor o status de crédito do país, menor é o <i>spread</i> (e maior a probabilidade do país emitir). Fundamentos explicam somente uma parte da queda dos <i>spreads</i> .
Kamin e Kleist (1999)	Var. dep.: log ( <i>spreads</i> ). Var. exp.: <i>ratings</i> , maturidade e <i>dummies</i> .	Pooled OLS	Bondware 1991-97 (304 obs.); Loanware 1992-97 (358 obs.). Empréstimos para o setor público e privado.	Bondware Data e Loanware (dados de empréstimos bancários).	Diferenças importantes entre regiões. Comportamento dos <i>spreads</i> não é explicado somente pela variação dos fundamentos dos países. Diferença entre Brady Bonds e outros instrumentos. Variação da taxa de juros de curto prazo dos EUA explica pouco os <i>spreads</i> .
Min (1998)	Var. dep.: log ( <i>spreads</i> ). Var. exp.: liquidez, solvência, política macroeconômica e choques externos (juros e termos de troca).	Pooled OLS (White standard errors).	1991-95; 11 países (América Latina e Ásia).	Euro Money e Bondware. Títulos públicos e privados.	Taxa de juros de curto prazo dos EUA não é significativa. Variáveis que indicam liquidez, solvência e fundamentos de política macroeconômica são geralmente significativos e com o sinal esperado.
Outros estudos:					
Cantor e Packer (1996): Emissão de títulos soberanos de 49 países (emergentes e desenvolvidos) em 1995. Variáveis de fundamentos não são significativas na equação de <i>spreads</i> quando os <i>ratings</i> são incluídos.					
Cline (1995): Títulos de países emergentes altamente endividados, públicos e privados (total de 92 emissões, entre 1991 e 1993).					

Obs: Var. denota variável; dep.: dependente; exp.: explicativas.