

# A Importância dos Fundamentos nos Ratings Soberanos Brasileiros, 1994-2002

Rosemarie Bröker Bone\*

**Resumo:** As crises financeiras internacionais da década de 90 aumentaram as dúvidas sobre a validade dos ratings soberanos. O presente trabalho tem dois objetivos. O primeiro identifica quais fundamentos explicam os ratings soberanos brasileiros, de dezembro de 1994 a dezembro de 2002, usando o modelo ordered logit. O segundo investiga o impacto dos fundamentos e ratings nos spreads de dívida soberana. No primeiro caso, os resultados sugerem que a Dívida Externa sobre as Exportações, Dívida Líquida do Setor Público (em %PIB), Necessidade de Financiamento do Setor Público (em %PIB) e Transações Correntes (em %PIB) são relevantes para explicar os ratings. No segundo caso, as variáveis relevantes foram a Taxa de Inflação (IPC) e, de novo, a Dívida Líquida do Setor Público (em %PIB), Necessidade de Financiamento do Setor Público (em %PIB) e Transações Correntes (em %PIB). Em função dos resultados, pode-se afirmar que as finanças públicas são importantes na determinação dos ratings e retornos dos títulos soberanos. Finalmente, é importante destacar que quando os fundamentos são incluídos, o rating perde significância na explicação das variações do spread.

**Palavras-chave:** Rating Soberano, Fundamentos, Spread Brasil.

**Abstract:** The international financial crises of the 1990's raised doubts about the validity of sovereign ratings. This article has two goals. First, it aims to identify which fundamentals explain sovereign ratings for Brazil, from December 1994 to December 2002, using an ordered logit model. Second, investigate the impact of the fundamentals and ratings on sovereign debt spreads. In the first case, the results suggest that Foreign Debt as share of exports, Public Sector debt and deficit measures and Current account balance, all as share of GNP, are relevant to explain the ratings. In the second case, the relevant variables were the inflation rate and, again, Public Sector debt and deficit measures and Current account balance. One can conclude that public finances are an important determinant of sovereign ratings. Finally, hand, it is important to note that, once fundamentals are included, the rating itself does not significantly explain spread variations.

**Keywords:** Sovereign Rating, Fundamentals, Brazil Spread.

**JEL Classification:** E44 – Financial Markets and the Macroeconomy

\* Professora do Departamento de Engenharia Industrial/Escola Politécnica/UFRJ e Doutora em Economia pelo Instituto de Economia/UFRJ. E-mail: rosebone@terra.com.br.

## 1 Introdução

A década de 90 foi marcada por importantes crises financeiras internacionais e pelo começo da demanda por ratings de tomadores de recursos – emitentes de títulos de dívida, principalmente nos países em desenvolvimento – ou emergentes. Contudo, essa combinação não foi vantajosa para o mercado, dado que os ratings não conseguiram antecipar as crises, impedindo os analistas de mercado de criar mecanismos de minimização de perdas nos portfólios.

Em função dessas perdas, os analistas de mercado acreditam que as agências além de não anteciparem as crises, também as alongaram, por meio de fortes downgrades e da permanência de classificações speculative grades, quando a situação já se encontrava controlada. Esses fatos aumentaram a certeza de que existe uma total desconexão entre o desempenho das variáveis-base (fundamentos), a frequência dos ratings e a precisão da nota. Também, que as crises de 1997 e 1998 foram o resultado de uma avaliação superficial do desempenho econômico-financeiro dos emitentes de títulos de dívida, que resultaram em ratings irrealistas.

Por outro lado, as agências de rating<sup>1</sup> se defendem afirmando que esses emitentes precisam ter bons resultados e priorizar a transparência informacional, para obterem boas notas. Quando são “governo”, as rubricas se referem aos fundamentos, mais fatores políticos (FMI, 1999b, p. 111). Neste caso, as agências apontam para a existência de fortes dificuldades de mensuração dos ratings de títulos soberanos – emitidos pelo governo federal – em função da presença de forte componente político nas decisões econômicas e a alta da vulnerabilidade do país frente às crises externas, em função do grau de contágio.

A despeito dos conflitos existentes entre os analistas de mercado e as agências de rating, este mecanismo tem se tornado cada vez mais indispensável para os poupadores e tomadores de recursos. Para os poupadores, como fonte informacional adicional; para os tomadores, como um meio de expor a qualidade dos emissores de títulos de dívida.

O Brasil está totalmente inserido neste contexto, na medida em que necessita de fluxos de capitais externos para equilibrar o Balanço de Pagamentos e para os Investimentos Estrangeiros Diretos [IED]. Apesar da relativa estabilidade de preços, salários e câmbio,<sup>2</sup> desde

<sup>1</sup> As preocupações e os questionamentos realizados pelas agências de ratings podem ser endereçados a uma indústria informacional caracterizada por um duopólio de duas grandes empresas, a Standard & Poor's e Moody's, que detêm juntas 80% das classificações de risco de soberanos (AFONSO, 2002).

<sup>2</sup> Em janeiro de 1999, o câmbio administrado em vigor desde a implantação do Plano Real foi substituído pelo flutuante.

julho de 1994, o país é acompanhado por uma fragilidade preocupante quanto à captação desses recursos, principalmente nas últimas crises financeiras externas (Ásia/97, Rússia e recapitalização do LTCM/98). A substituição do câmbio fixo pelo flutuante, em janeiro de 1999, foi fruto dessa fragilidade. Com o objetivo de minimizar os efeitos perversos de crises futuras, muitas iniciativas vêm sendo tomadas por parte do governo, visando diminuir os impactos sobre a economia interna e sobre suas relações internacionais. Entre as principais medidas, estão a disponibilização de informações ao mercado sobre a capacidade de pagamento das dívidas soberanas em moeda local e estrangeira de curto e longo prazos e o constante esforço em melhorar o desempenho dos indicadores macroeconômicos – fundamentos. Essas medidas refletem a crescente importância dos fundamentos nas avaliações dos analistas de mercado, uma vez que mudanças de tendência alteram o ânimo do mercado e geram variações abruptas do spread soberano.

Nesse sentido, o presente trabalho tem preocupação similar a de outros pesquisadores pós crise de 1997. No Brasil, os downgrades dos ratings soberanos ocorridos em 1999, após a mudança cambial, foram tidos como desnecessários, por não espelharem os fundamentos, e os upgrades posteriores chegaram quando a situação já estava, há muitos meses, controlada. Paralelamente a estes problemas, as oscilações do spread soberano foram excessivas, em virtude das incertezas políticas e dos descompassos do mercado financeiro internacional. Todavia, as análises apresentadas no debate político e econômico não foram acompanhadas de estudos rigorosos no Brasil.

O objetivo do trabalho é identificar quais fundamentos determinam os ratings soberanos brasileiros, usando os ratings emitidos pela agência Standard & Poor's.<sup>3</sup> Além disso, verificar o comportamento do spread soberano em resposta às reclassificações dos ratings soberanos brasileiros (downgrade/upgrade e mudanças de outlook) e as variações nos fundamentos.

O país possui ratings para os títulos emitidos em moeda local e estrangeira de curto e longo prazos, mas optou-se pelo rating dos títulos em moeda estrangeira de longo prazo, ao contemplar um período mais longo em relação aos demais – início em dezembro de 1994. A transformação dos ratings em números é similar às metodologias utilizadas por Mulder e Perelli (2001), Reinhart (2001) e de Bloomberg L.P.(2003). O método usado para a estimação é conhecido como ordered logit. Esse método tem como principal característica

<sup>3</sup> A Standard & Poor's emite ratings soberanos para os títulos brasileiros em moeda estrangeira de longo prazo, desde 1994, enquanto que a Moody's desde 1996, por isso a escolha da primeira.

a existência de uma variável dependente ordinal discreta e é o mais recomendado, embora pouco usado, para a análise de ratings.

A escolha dos ratings soberanos se deve à importância da dívida emitida pelo Governo Federal para o mercado financeiro local e internacional e à repercussão em nível global, no caso de risco de default.

Os fundamentos mais repetidamente citados pelas agências de rating como determinantes dos ratings soberanos são: renda per capita, taxa de crescimento do PIB real, taxa de inflação (IPC), balanço fiscal (necessidade de financiamento do setor público (em % PIB), balanço externo (transações correntes (em % PIB), relação dívida externa/exportações, desenvolvimento econômico (conforme metodologia adotada pelo Fundo Monetário Internacional – FMI<sup>4</sup>) e história de default desde 1970. Como parte dos fundamentos, considerou-se a variável dívida líquida do setor público total (em % PIB), uma vez que recentemente tem sido alvo de atenção dos analistas de mercado e incorporada às análises das agências de rating

O estudo do spread soberano, num segundo momento, tem como propósito verificar se o rating soberano adiciona informações ao mercado além das contidas nos fundamentos.

Visando alcançar o objetivo, o trabalho será dividido em quatro seções além da introdução: 1) literatura; 2) descrição dos fundamentos dos ratings e dos spreads soberanos; 3) metodologia utilizada para a estimação; 4) análise dos resultados; 5) considerações finais.

## 2 Literatura

As análises dos ratings soberanos e da sua relação com o comportamento dos fundamentos e do spread soberano buscam entender a lógica das classificações de risco desenvolvidas pelas agências de rating e o grau de sabedoria do mercado em desmitificar esse processo.

Inúmeros trabalhos foram realizados ao longo dos últimos anos, sendo o artigo de Cantor e Packer (1996) aquele que abriu caminho para os demais. Os autores analisaram uma amostra de 49 países, divididos em industrializados e não industrializados, conforme o critério do Fundo Monetário Internacional – FMI – tendo como principais variáveis de análise os ratings e spreads soberanos emitidos em 29 de setembro de 1995. O objetivo principal para esses autores foi verificar a importância dos fundamentos sobre a média dos ratings soberanos e esses, por sua vez, sobre a média do spread soberano. Em outras palavras, saber se as informações contidas nos fundamentos

<sup>4</sup> O FMI considera os países como industrializados ou não industrializados. (FMI, 1999a).

são contempladas também nos ratings soberanos. As variáveis analisadas seguiram a metodologia das agências Standard & Poor's e Moody's, quais sejam: renda per capita, crescimento do PIB, taxa de inflação, balanço fiscal, balanço externo, dívida externa, desenvolvimento econômico e história de default. As variáveis significativas em relação à média dos ratings soberanos foram: renda per capita, crescimento do PIB, taxa de inflação, dívida externa, indicador do desenvolvimento econômico e indicador para a história de default. Já em relação à influência dos ratings soberanos e fundamentos sobre o spread soberano, as variáveis significantes foram: o rating soberano médio, dívida externa, indicador de desenvolvimento e indicador para a história de default. O método de estimação usado foi o de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO – apesar das várias tentativas, sem sucesso, de aplicação do Método Ordered Probit, apontado como sendo o melhor.<sup>5</sup> Dos resultados obtidos, tiraram algumas conclusões importantes, sendo a principal o fato de que “(...) os ratings sumarizam e suplementam as informações contidas nos indicadores macroeconômicos e são fortemente correlacionados com os spreads. Por isso, pode-se dizer que as (...) informações disponíveis publicamente pelas agências de rating e pelos participantes de mercado são similares” (CANTOR; PACKER, 1996, p. 49).

Buscando verificar a abrangência dessas conclusões para os mais variados casos, novos trabalhos surgiram após 1996, principalmente após as crises da Ásia e da Rússia. Os Quadros 1 e 2 procuram resumir os principais trabalhos realizados desde então. O estudo dos ratings soberanos se encontram no Quadro 1 e, dos spreads soberanos, no Quadro 2. Os dados disponíveis nos quadros a seguir procuram descrever os trabalhos salientando os autores (data), objetivo, amostra, método de estimação, variável dependente (1) e independentes (2) e conclusões. Aqueles trabalhos que contemplam os objetivos principal e secundário foram subdivididos para uma melhor descrição.

Como se pode verificar nos Quadros 1 e 2, os autores que seguiram o trabalho de Cantor e Packer (1996) incluíram outras variáveis, além dos fundamentos apontados pelas agências de classificação, como determinantes dos ratings soberanos. O objetivo foi identificar as variáveis que melhor explicam tanto o comportamento dos ratings soberanos como dos spreads soberanos.

Uma síntese do Quadro 1 possibilita identificar as variáveis mais significativas no comportamento dos ratings soberanos emitidos pelas agências de ratings. As variáveis são: taxa de crescimento do PIB real, taxa de inflação, balanço do governo central/PIB, renegociação

<sup>5</sup> Cantor & Packer (1996) argumentam que outros estudos tiveram resultados similares entre o ordered probit e MQO com amostras grandes.

da dívida com o FMI, dívida total/exportações e dívida externa/PIB. Percebe-se que as contas do governo federal, bem como a performance econômica interna, possui importância determinante nos ratings soberanos.

Monfort e Mulder (2000) acreditam ser as novas informações sobre os fundamentos o impulso para a mudança nos ratings soberanos. Ou seja, a revisão somente ocorre a partir de um fato novo e/ou pequenas mudanças nos fundamentos, pouco influenciando as agências para uma reclassificação. Isso permite afirmar que são as mudanças de tendência que levam aos upgrades ou downgrades dos ratings e não alterações transitórias.

Como os ratings podem mudar em resposta a mudanças nas variáveis econômicas e políticas, Haque, Mark e Mathieson (1998) concluíram que as variáveis políticas estão inseridas no comportamento dos fundamentos, ou seja, nas oscilações ocorridas nas variáveis econômicas. Neste caso, a inclusão de eventos políticos nos modelos torna-se desnecessária.

Nos trabalhos com relação aos spreads soberanos (Quadro 2), as principais conclusões foram:

(a) somente uma fração dos fundamentos explica o comportamento dos spreads soberanos (EICHENGREEN; MODY, 1998), o que suscitou a inclusão de outras variáveis julgadas como importantes, por exemplo, preço do petróleo, crises da década de 90, durations, renegociação da dívida com o FMI etc.;

(b) a taxa de juros do Tesouro Americano de curto prazo (3 meses) e os spreads soberanos, especificamente, apresentam correlação positiva. Uma subida da taxa de juros repercute fortemente sobre os países emergentes, fazendo com que o spread soberano aumente, visando a manutenção dos investidores nos títulos locais (KAMINSKY; SCHMUKLER, 2001);

(c) os ratings e spreads soberanos são influenciados pelos mesmos fundamentos. Os ratings soberanos serão uma fonte informacional adicional somente se o mercado não puder antecipar os fatos novos (REISEN; VON MALTZAN, 1999);

(d) os ratings podem causar a saída de capitais dos países emergentes (LARRAÍN; REISEN; VON MALTZAN, 1997).

Este trabalho tem preocupação similar ao de muitos pesquisadores apontados anteriormente, uma vez que os downgrades dos ratings soberanos brasileiros ocorridos em 1999, após a mudança cambial no Brasil, foram tidos como desnecessários, pois não espelharam os fundamentos e os upgrades posteriores chegaram atrasados. Esse perfil conservador das agências de rating é apontado por Ferri et al. (1999) como um processo de reconquista da reputação abalada com os erros ocorridos no período pré-crise da Ásia.

Quadro 1 – Principais trabalhos sobre o comportamento dos ratings soberanos

| Autores (ano)                       | Objetivo   | Amostra  | Método                       | Var. dependentes (1) e independentes (2)  | Conclusão  |
|-------------------------------------|--|--|------------------------------|---|--|
| Haque, Mark e Mathieson (1998)      | Examinar a importância relativa das variáveis econômicas e políticas na determinação do <i>rating</i> de um país.  | Painel de 60 países em desenvolvimento, de 1980 a 1993, com <i>ratings</i> da Institutional Investor, <i>Euro money</i> e <i>Economist Intelligence Unit</i> . | MQO                          | (1) <i>Rating</i> soberano.<br>(2) <i>Rating</i> soberano defasado, termos de troca,* taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano de 3 meses, taxa de crescimento das exportações, conta corrente/PIB*, reservas/importações, dívida externa/PIB, taxa de câmbio real*, taxa de crescimento do PIB, taxa de inflação e variáveis políticas (guerrilhas, assassinatos, greves gerais, crises do governo principal, revoluções etc). | As variáveis econômicas possuem maior peso nos <i>ratings</i> que as variáveis políticas. Essas, por sua vez, não afetam os <i>ratings</i> , por dois motivos: (a) as agências não reagem a esses acontecimentos; (b) a performance econômica, representada por variáveis econômicas discretas, é afetada por eventos políticos (variável contínua), que, por sua vez, é um sinalizador do grau de estabilidade econômica do país.   |
| Nickell, Perraudin e Varotto (1998) | Estimar as probabilidades de transição de <i>ratings</i> , considerando os setores bancário, industrial por região do emissor (EUA, Japão, Europa) e o estágio do ciclo de negócios. | <i>Ratings</i> de longo prazo emitidos pela Moody's, de dezembro de 1970 a dezembro de 1997, para empresas e países.   | Método <i>ordered Probit</i> | (1) <i>Rating</i> soberano por categoria.<br>(2) <i>Rating</i> soberano por categoria defasado, <i>dummy</i> para o emissor (USA, Reino Unido, Japão, Europa exceto Reino Unido; bancos, financeiras, indústrias, seguradoras, não-financeiras, soberanos etc), indicador de ciclo de negócios (depressivo, não depressivo) e ciclo defasado.   | Diferenças significativas foram observadas quando se compara as matrizes de transição estimadas e as observadas no pós-1970. As maiores diferenças ocorrem entre bancos e indústrias, emissores USA/não USA e ciclos depressivos/não depressivos. Também, as diferenças entre países são confirmadas para emissores com ratings altos, mas aparecem menos importantes para os emissores não <i>investment grade</i> . O efeito dos ciclos de negócios tem importante influência nos emissores <i>speculative-grade</i> . |

Nota: \* indica variável não significativa

| Autores (ano)            | Objetivo  | Amostra   | Método  | Var. dependentes (1) e independentes (2)   | Conclusão  |
|--------------------------|---|---|---|--|--|
| Monfort e Mulder (2000)  | Verificar se os <i>ratings</i> têm reação procíclica, contraditória ou atípica em relação aos indicadores de crise.     | Painel de 20 países emergentes, com dados trimestrais de janeiro de 1995 a janeiro de 1999, com <i>ratings</i> emitidos pela <i>Moody's</i> , <i>Standard &amp; Poor's</i> e <i>Institutional Investors</i> . | MCO para dados de painel.                                     | (1) <i>Ratings</i> soberanos.<br>(2) Dívida externa total/PIB; dívida total/exportação, serviço da dívida/exportação, <i>dummy</i> para renegociação da dívida com FMI, dívida de curto prazo/reservas (ouro), reservas/importações, conta corrente/PIB, taxa de câmbio real, crescimento das exportações, termos de troca, taxa de inflação, taxa de crescimento do crédito*, taxa de crescimento do PIB, balanço do governo central/PIB, investimento/PIB, poupança/PIB*, renda per capita*, taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano de 3 meses*. | As agências de <i>ratings</i> não reagem a pequenas mudanças ou mudanças esperadas nos fundamentos. Logo, as mudanças de <i>ratings</i> advêm de informações novas, ligadas às variáveis investimento/PIB e taxa de inflação. As agências de <i>ratings</i> reagem às novas informações, e, por isso, não prevêm completamente os ciclos de negócios e as tendências. Por isso, os países recebem <i>downgrades</i> depois das crises. Como as agências dão especial atenção ao risco de default, o uso dos <i>ratings</i> para requerimentos de capital (empréstimos), pode se tornar perigoso. Por fim, o <i>downgrade</i> nos <i>ratings</i> em um país pode ser contagioso para um país vizinho. |
| Mulder e Perrilli (2001) | Explicar o fenômeno de <i>oversize/rating</i> e identificar os fundamentos econômicos no processo de <i>downgrade</i> . | Painel semestral para 25 países emergentes, de fevereiro de 1992 a janeiro de 1997.   | MCO e GLS para dados de painel.                               | (1) <i>Rating</i> soberano.<br>(2) Conta corrente/PIB*, taxa de câmbio real*, termos de troca*, dívida total/PIB*, dívida total/exportações, serviço da dívida/exportações*, <i>dummy</i> para história de renegociação, balanço do governo central/PIB, taxa de crescimento do PIB, investimento/PIB*, taxa de crescimento das exportações*, dívida de curto prazo/reservas internacionais*, taxa de inflação.  | Os resultados mostraram que mudanças nos <i>ratings</i> para países emergentes têm sido dominadas pelas variáveis investimento/PIB, dívida total/exportações e história de renegociação da dívida. Depois da crise da Ásia, as agências de <i>rating</i> começaram a dar atenção especial à dívida de curto prazo/reservas internacionais.   |
| Afonso, Antônio (2002)   | Estudar os fatores que parecem ter papel importante na determinação do <i>rating</i> soberano.                          | <i>Cross-section</i> de 81 países (desenvolvidos e em desenvolvimento) com <i>ratings</i> emitidos pela <i>Standard &amp; Poor's</i> e <i>Moody's</i> , em junho de 2001.                                     | MCO com transformação linear e logística dos <i>ratings</i> . | (1) <i>Rating</i> soberano.<br>(2) Renda per capita, taxa de inflação, crescimento do PIB real, indicador de desenvolvimento, indicador de default, dívida externa/exportação, déficit do governo/PIB*, conta corrente/PIB*, gastos do governo central/PIB*, dívida total/PIB*.  | Os erros de previsão máximos são de 4 a 5 notas para um pequeno número de países. Os resultados, usando a transformação logística, parecem ser melhores, principalmente para países que se encontram nos extremos da escala do <i>rating</i> . Das variáveis fiscais testadas, somente o balanço orçamentário foi moderadamente significativo na explicação dos <i>ratings</i> .   |



Quadro 2 – Principais trabalhos sobre o comportamento dos spreads soberanos

| Autores (ano)                         | Objetivo   | Amostra  | Método  | Var. dependente (1) e independentes (2)   | Conclusão   |
|---------------------------------------|--|--|---|---|---|
| Lairrain, Ráisen e von Maltzan (1997) | Verificar o impacto das mudanças dos <i>ratings</i> soberanos no <i>spread</i> . Também, se as agências antecipam ou seguem os eventos de mercado. | <i>Ratings</i> soberanos para as dívidas em moeda estrangeira para o período de 1987 a 1996 de 26 países da OCDE e não-OCDE, emitidos pela <i>Standard &amp; Poor's</i> e <i>Moody's</i> . | MCO e dados de painel testando a Causalidade <i>Granger</i> . | (1) Média dos retornos do <i>spread</i> soberano.<br>(2) Média do <i>rating</i> anual e dos determinantes de risco país anuais (dívida externa total/exportações, gastos do governo federal/PIB, taxa de inflação anual, conta corrente/PIB, taxa de crescimento do PIB real, poupança/PIB, <i>dummy</i> para história de <i>default</i> ).               | Existe Causalidade de <i>Granger</i> bidirecional entre o <i>rating</i> soberano e o <i>spread</i> soberano. O <i>spread</i> e os fundamentos parecem explicar melhor o <i>rating</i> , do que o inverso. Também, concluiu-se que as agências de <i>rating</i> e o mercado usam o mesmo modelo de avaliação.  |
| Lairrain, Ráisen e von Maltzan (1997) | Examinar o comportamento do <i>spread</i> de títulos em dólar frente aos anúncios de mudanças nos <i>ratings</i> soberanos.                        | 78 mudanças de <i>ratings</i> , entre 1987 e 1996, sendo 42 para os mercados emergentes.   | MCO para estudo de eventos.                                   | (1) Retorno do <i>spread</i> soberano em moeda estrangeira (dólar).<br>(2) Os <i>ratings</i> soberanos. Eles foram divididos em revisão para possível <i>downgrade</i> , 14 possíveis upgrades, 25 <i>downgrade</i> de <i>ratings</i> e 27 <i>upgrades</i> .  | Os anúncios de revisão de <i>ratings</i> ou novos <i>ratings</i> possuem grande significância no comportamento dos <i>spreads</i> soberanos. Os anúncios de <i>ratings</i> negativos afetam <i>ex ante</i> e <i>ex post</i> o comportamento do <i>spread</i> . Os anúncios positivos parecem não ter significância no <i>spread</i> . Por fim, as agências de <i>rating</i> tem o poder de agravar a saída de capitais nos países emergentes, principalmente quando o anúncio é negativo. O mesmo não acontece quando o anúncio é positivo. |
| Eichengreen e Moody (1998)            | Estudar os determinantes do <i>spread</i> soberano dos países emergentes.  | 1489 títulos lançados em 37 países, entre a América Latina, Iste da Ásia; setores privado e público, no período de 1991-1996.  | MCO com somente componentes ortogonais                        | (1) <i>Spread</i> soberano.<br>(2) Maturidade do título, montante principal, <i>dummy</i> setor privado, retorno dos títulos do Tesouro Americano de 10 anos, dívida externa/PIB, serviço da dívida/exportações, <i>dummy</i> para reestruturação da dívida, reservas internacionais/PIB,* taxa de crescimento do PIB,* <i>deficit</i> orçamentário/PIB.* | Mudanças nos <i>fundamentos</i> explicam uma fração do comportamento do <i>spread</i> soberano, principalmente durante as crises do Iste da Ásia e América Latina.  |

| Autores (ano)               | Objetivo  | Amostra  | Método                    | Var. dependente (1) e independentes (2)  | Conclusão  |
|-----------------------------|---|--|---------------------------|--|--|
| Min (1998)                  | Analisar os determinantes econômicos dos <i>spreads</i> de <i>securities</i> de renda fixa denominados em dólares, emitidos por países emergentes durante o período de 1991-1995.   | Dados anuais para a América Latina, Ásia e países da AL, isoladamente, de 1991 a 1995.   | MCO com dados de painel.  | (1) <i>Spread</i> soberano em moeda estrangeira.<br>(2) Conta corrente/PIB, dívida total/PIB, serviço da dívida/exportações, taxa de inflação, termos de troca, taxa de câmbio real, taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano de 3 meses*, preço real do petróleo*, <i>dummies</i> para a crise do México*, emissor privado* e da América Latina, * taxa de crescimento do PIB, * reservas internacionais/PIB, taxa de crescimento das exportações, taxa de crescimento das importações. | Identificou vários grupos de variáveis explicativas importantes entre os países, na determinação do comportamento dos <i>spreads</i> . Os países latinos possuem uma curva de retorno invertida e a volatilidade dos <i>spreads</i> é altamente correlacionada com a taxa de inflação, dívida total/PIB e reservas internacionais/PIB.   |
| Kamin e Kleist (1999)       | Analisar a evolução dos <i>spreads</i> soberanos dos países emergentes em relação aos <i>spreads</i> dos títulos <i>Brady</i> , na década de 90.  | Dados referentes a 662 novas emissões, divididas em 304 títulos e 358 empréstimos, de janeiro de 1991 a fevereiro de 1997.     | MCO                       | (1) <i>Spread</i> soberano.<br>(2) Novas emissões de títulos; <i>rating</i> médio e por anos* (de 1991 a 1996), maturidades; moedas (marco alemão*, yen e outras moedas); <i>dummy</i> para o tempo (1991 a 1996) e <i>dummy</i> para a crise do México.*  | O <i>spread</i> dos títulos <i>Brady</i> não representam a tendência de todos os <i>spreads</i> dos títulos de países emergentes. Os <i>spreads</i> são fortemente relacionados com os <i>ratings</i> de crédito, maturidade e denominação da moeda. Além disso, foi verificado que os investidores, sistematicamente, têm cobrado <i>spreads</i> de empréstimos mais altos na América Latina e Europa Oriental do que na Ásia e Oriente Médio. Por último, foi verificado que os <i>spreads</i> de dívida dos países emergentes vêm decrescendo com o tempo, sendo a alta ocorrida na crise da Ásia fruto de vários fatores e não somente em virtude do risco, dos <i>ratings</i> de crédito e das maturidades. |
| Reisen e von Maltzan (1999) | Examinar a presença de Causalidade de Granger entre a média dos <i>ratings</i> soberanos emitidos pelas agências <i>Moodys</i> , <i>Standard &amp; Poor's</i> e <i>Fitch</i> /IBCA, e o <i>spread</i> dos títulos do governo e os fundamentos. Macroeconômicos do risco país. | <i>Rating</i> soberano em moeda local e estrangeira de 29 países emergentes, no período de janeiro de 1988 a dezembro de 1997. | MCO para dados de painel. | (1) Média dos <i>ratings</i> soberanos das três agências.<br>(2) Retorno do <i>spread</i> soberano e variáveis macroeconômicas (retorno do mercado das ações, reservas internacionais/PIB, taxa de câmbio real, termos de troca e produção industrial).  | O teste de Causalidade de Granger sugere que os <i>ratings</i> soberano das três agências e o retorno dos <i>spreads</i> soberanos são interdependentes, ou seja, são influenciados pelos mesmos fundamentos. Em virtude disso, concluiu-se que as agências de <i>rating</i> não exploram suficientemente seu potencial de ser um moderador de crises.   |

|                             |   |   |   |   |  |
|-----------------------------|---|---|---|---|--|
| Reisen e von Maltzan (1999) | Examinar a relação entre as mudanças de <i>ratings</i> soberanos e os <i>spreads</i> dos títulos do governo federal.                              | <i>Ratings</i> em moeda local e estrangeira emitidos pelas agências <i>Moody's</i> , <i>Standard &amp; Poor's</i> e <i>FitchIBCA</i> , de 29 países emergentes, no período de janeiro de 1988 a dezembro de 1997. | MCO para dados de painel e estudo de eventos. | (1) <i>Spreads</i> dos títulos do governo federal.<br>(2) <i>Ratings</i> soberanos.   | Foi encontrado impacto significativo dos <i>upgrades</i> e <i>downgrades</i> dos <i>ratings</i> soberanos nos <i>spreads</i> dos títulos do governo federal. Os <i>ratings</i> afetam os <i>spreads</i> . O contrário pode acontecer quando o mercado é capaz de antecipar as crises. Neste caso, a mudança dos <i>ratings</i> se deve as mudanças de <i>spread</i> .  |
| Oks e Padilla (2000)        | Analisar os determinantes locais e estrangeiros do risco-país da Argentina.   | Dados mensais de 1994-99.   | Modelo dinâmico - ADL.                        | (1) <i>Spread</i> soberano da Argentina.<br>(2) <i>Spread</i> soberano da Argentina defasado, crescimento do PIB*, necessidade de financiamento do setor público*, necessidade de financiamento do Tesouro, dívida pública/PIB*, serviço da dívida pública externa/exportações, maturidade da dívida pública*, reservas internacionais do sistema financeiro, aversão ao risco/ diferencial de juros entre títulos AAA e BB nos EUA), termos de troca, <i>dummy</i> de contágio para o efeito tequila; efeito Hong Kong, efeito Rússia e Brasil, e <i>dummy</i> para fatores domésticos (eleições de 1995 e 1999 e efeito iliquidez de 1999). | No curto prazo, as reservas não distinguem uma situação de insolvência potencial de uma efetiva. O fato da Argentina ser um país integrado ao mercado de capitais internacional implica que as exportações não são a principal restrição do país no cumprimento de seus compromissos com a dívida externa de curto prazo. As crises de Rússia, Brasil e Hong Kong são significativas, assim como a taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano. |
| Kaminsky e Schmukler (2001) | Estudar a reação do risco país (a) e retornos das ações (b) para mudanças nos <i>ratings</i> e na taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano. | Painel de dados diários de janeiro de 1990 a junho de 2000, para 16 países, incluindo o leste da Ásia, Europa Oriental e América Latina.  | MCO com dados de painel.                      | a) (1) <i>Spread</i> /EMBI. (2) <i>Spread</i> /EMBI defasados, <i>ratings</i> em moedas local e estrangeira, taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano.<br>b) (1) Preços das ações. (2) Preços das ações defasados, <i>ratings</i> de títulos em moedas local e estrangeira, taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano.   | O <i>spread</i> /EMBI é afetado positivamente pelo comportamento da taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano. Também, as economias com baixo <i>rating</i> soberano são mais afetadas por mudanças nas taxas de juros dos títulos do Tesouro Americano.  |

| Autores (ano)               | Objetivo   | Amostra   | Método                      | Var. dependente (1) e independentes (2)  | Conclusão   |
|-----------------------------|--|---|-----------------------------|--|---|
| Kaminsky e Schmukler (2001) | Estudar os efeitos dos <i>ratings</i> soberanos sobre os (a) <i>spread</i> soberano e (b) <i>spread</i> de ações.                                    | Painel de dados diários de janeiro de 1990 a junho de 2000, para 16 países incluindo o leste da Ásia, Europa Oriental e América Latina. | MOO para estudo de eventos. | a) (1) <i>Spread</i> /EMBI (log) (2) <i>ratings</i> em moeda local e estrangeira.<br>b) (1) <i>Spread</i> das ações; (2) <i>ratings</i> em moeda local e estrangeira.  | As agências de <i>rating</i> parecem ampliar o <i>boom/bust</i> nas economias emergentes. Enquanto que o <i>spread</i> de títulos aumenta nos 10 dias anteriores ao <i>downgrade</i> , o <i>spread</i> do mercado de ações se reduz. Essas flutuações do <i>spread</i> antecedem os efeitos do <i>downgrade</i> .   |
| Nogués e Grandes (2001)     | Estudar os determinantes do risco país Argentino medidos pelo <i>spread</i> soberano em relação ao do Tesouro Americano de igual maturidade.         | Dados mensais de janeiro de 1994 a dezembro de 1998.  | MOO                         | (1) <i>Spread</i> /soberano dos títulos com taxa flutuante.<br>(2) <i>Spread</i> /soberano defasado, déficit fiscal, taxa de crescimento do PIB, serviço da dívida externa/exportações, conta corrente/PIB, EMBI, não EMBI, taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano de 30 anos, <i>dummy</i> para a crise do México e <i>dummy</i> para a demissão do ministro Cavallo.         | As flutuações dos <i>spreads</i> soberanos observadas na Argentina de 1994-98 foram determinadas pelo volume do serviço da dívida externa/exportações, déficit fiscal do governo federal, expectativas de crescimento frustradas, efeito contágio elevado, ruído político desestabilizador e a taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano de 30 anos. |
| Sy (2002)                   | Estudar a relação entre os <i>spread</i> /soberano referentes ao mercado secundário, dos países contemplados no EMBI+ e os <i>ratings</i> soberanos. | Dados de janeiro de 1994 a abril de 1997, para 17 países com <i>rating</i> que fazem parte do J.P. Morgan EMBI+.                        | MOO com dados de painel.    | (1) <i>Spread</i> /soberano.<br>(2) <i>Ratings</i> soberanos, <i>durations</i> , <i>spread</i> EMBI+, <i>spread</i> do índice de retorno da Merrill Lynch EUA sobre o Tesouro Americano, retorno dos títulos do Tesouro Americano de 3 meses e 10 anos, diferença entre retorno dos títulos EUA de 3 meses e 10 anos, preços do petróleo, <i>dummy</i> para as crises na década de 90. | Os <i>spreads</i> soberanos foram excessivamente baixos nos países emergentes antes da crise da Ásia (1997).  |

Nota: \* indica variável não significativa

### 3 Descrição dos Fundamentos Determinantes dos *Ratings* Soberanos

A determinação dos ratings soberanos segue uma metodologia muitas vezes obscura para os analistas de mercado, por que considera fundamentos quantitativos e qualitativos. A pouca clareza se encontra nos fatores políticos – qualitativos – que são de difícil mensuração (HAQUE et al., 1998). Entretanto, o entendimento da importância desses fatores pode dar ao mercado mais uma ferramenta importante no processo de minimização de riscos de default de emissores de títulos.

Os fundamentos contemplados nesta análise são apresentados em séries mensais.<sup>6</sup> Em virtude disso, sofreram algumas adaptações em relação à metodologia usada pelas agências Standard & Poor's e Moody's, mas partem do mesmo rigor conceitual. São eles: taxa de crescimento do PIB real, taxa de inflação (IPC), dívida externa sobre as exportações, dívida líquida do setor público total (em %PIB), transações correntes (em %PIB) e necessidade de financiamento do setor público (em %PIB). Por outro lado, desconsideraram-se as variáveis renda per capita, desenvolvimento econômico e história de default. No entendimento das agências, a renda per capita mostra a habilidade do país de pagar as suas dívidas, mas foi retirada de análise por não ter apresentado variação significativa em períodos curtos e ser relevante somente na comparação entre países. Ainda, porque se acredita que a renda per capita possa ser substituída pela taxa de crescimento do PIB real, sem ônus. A exclusão da variável grau de desenvolvimento econômico apresenta dois motivos: primeiro, pela relevância somente entre países e segundo, pelo grau de desenvolvimento do Brasil não ter mudado ao longo do período considerado. A variável história de default também foi excluída, dada a existência de alguns casos no Brasil, mas de períodos anteriores ao estudado neste trabalho. O primeiro default foi em 1983 e se referia à dívida bancária em moeda estrangeira; e os episódios de 1987, 1989 e 1991, respectivamente, relacionavam-se à dívida em moeda local ou à dívida interna (BEERS, 1995 apud CANTOR; PACKER, 1995b). Contudo, são considerados controversos, em virtude dos meios indiretos de calote da dívida. Então, muitos autores consideram a existência de apenas dois defaults no Brasil: em 1930, no governo de Getúlio Vargas, e, em 1987, no de José Sarney.

Na análise do spread soberano, além dos fundamentos, incluiu-se a taxa de juros do Tesouro Americano de 3 meses, com a finalidade de verificar sua influência nos fluxos de capitais para o Brasil.

<sup>6</sup> Em Cantor; Packer (1996), os fundamentos se apresentam em séries anuais.

O comportamento de cada fundamento deve seguir a lógica previamente desenvolvida no campo teórico e intuitivo, como pode ser visto do Quadro 3.

**Quadro 3 - Comportamento Esperado dos Fundamentos Macroeconômicos e dos Juros do Tesouro Americano sobre os Ratings e Spreads Soberanos**

| Fundamentos  | Símbolo   | Sinal da Correlação |        |
|--|-----------|---------------------|--------|
|  |           | Rating              | Spread |
| Taxa de Crescimento do PIB   | PIB       | +                   | -      |
| Taxa de Inflação (%)   | IPC       | -                   | +      |
| Dívida Externa Líquida do Setor Público (em %Exportações)                    | DIV/X     | -                   | +      |
| Dívida Líquida do Setor Público Total (em %PIB)                              | DLSP/PIB  | -                   | +      |
| Necessidade de Financiamento do Setor Público (em %PIB)                      | NFSP/PIB  | -                   | +      |
| Superávit Primário (em %PIB)   | SP/PIB    | +                   | -      |
| Transações Correntes (em %PIB)   | TC/PIB    | +                   | -      |
| Dívida Externa Líquida do Setor Público Total (em % reservas internacionais) | DELSP/RI  | -                   | +      |
| Taxa de Juros do Tesouro Americano de 3 meses                                | JUROS EUA |                     | +      |

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: NFSP/PIB é medida com o sinal oposto, uma vez que um superávit é dado por valores negativos.

## 4 Metodologia

A avaliação da importância individual e coletiva dos fundamentos na determinação dos ratings soberanos considera dados mensais de dezembro de 1994 a dezembro de 2002, pelo fato de a primeira emissão de rating soberano – em moeda estrangeira de longo prazo ter ocorrido em dezembro de 1994 (STANDARD; POOR'S, 2003). Contudo, o segundo modelo, que se refere à relação entre o spread soberano, o rating soberano e os fundamentos, contempla um período menor, uma vez que as informações sobre o spread soberano brasileiro iniciaram somente em dezembro de 1995 (MECON, 2003).

O rating segue uma classificação ordinal, como pode ser visto na Tabela 1, daí a necessidade de sua transformação em números. A metodologia seguida é similar a de Mulder e Perelli (2001), Reinhart (2001) e de Bloomberg L.P.(2003).

O ordenamento dos ratings soberanos, conforme as escalas da Standard & Poor's, obedeceu a uma ordinalidade decrescente, uma vez que se acredita que a nota AAA, por possuírem maiores peso/importância que a nota D, deve ter o maior número. Esse entendimento é também seguido por Reinhart (2001, p.10). Além dessa transformação inicial, foram considerados, também, como mudança de rating, os outlooks estável, negativo e positivo, conforme apresentado por Mulder e Perelli (2001, p.6). Esses outlooks, por sua vez, tiveram a seguinte consideração: quando o outlook é positivo, acrescenta-se mais 0,33 na nota inicial, quando ele é negativo, diminui-se 0,33 e quando é estável, soma-se zero. Assim, a variedade de notas foi aumentada e, com isso, abrangeu-se a totalidade das mudanças ocorridas nos ratings de um título (neste caso, emitido em moeda estrangeira de longo prazo).

Tabela 1 – Ordenamento dos ratings de crédito  
Escalas utilizadas pela Standard & Poor's

|                   | Ordem | Escala | Interpretação                    |
|-------------------|-------|--------|----------------------------------|
| Investment Grade  | 22    | AAA    | Altíssima qualidade              |
|                   | 21    | AA+    | Alta qualidade                   |
|                   | 20    | AA     |                                  |
|                   | 19    | AA-    |                                  |
|                   | 18    | A+     | Forte capacidade de pagamento    |
|                   | 17    | A      |                                  |
|                   | 16    | A-     |                                  |
|                   | 15    | BBB+   | Capacidade de pagamento adequada |
|                   | 14    | BBB+   |                                  |
| 13                | BBB-  |        |                                  |
| Speculative Grade | 12    | BB+    | Obrigações c/ prob. de pagamento |
|                   | 11    | BB     | Incerteza                        |
|                   | 10    | BB-    |                                  |
|                   | 09    | B+     | Obrigações em alto risco         |
|                   | 08    | B      |                                  |
|                   | 07    | B-     |                                  |

|               |    |      |  |
|---------------|----|------|--|
| Default Grade | 06 | CCC+ | Vulnerabilidade corrente para estar ou entrar em default |
|               | 05 | CCC  |  |
|               | 04 | CCC- |  |
|               | 03 | CC   | Falência ou default                                      |
|               | 02 | C    |  |
|               | 01 | D    |  |

Fonte: Elaboração própria, baseada em Standard & Poor's (2003).

A Tabela 2 mostra os ratings soberanos e outlooks emitidos pela Standard & Poor's para os títulos brasileiros em moeda local e estrangeira de curto e longo prazos. Pode-se verificar que o rating soberano para os títulos em moeda estrangeira de longo prazo foi o primeiro a ser emitido pela agência, por isso foi o escolhido para as análises que se seguem.

Tabela 2 – Ratings Soberanos Brasileiros, 1994-2002

| Período  | Moeda Doméstica     |             |                | Moeda Estrangeira   |             |                |
|----------|---------------------|-------------|----------------|---------------------|-------------|----------------|
|          | <i>Credit Watch</i> | Longo Prazo | <i>Outlook</i> | <i>Credit Watch</i> | Longo Prazo | <i>Outlook</i> |
| 01-12-94 |                     |             |                | <i>start</i>        | B           | Positivo       |
| 18-07-95 |                     |             |                | <i>upgrade</i>      | B+          | Estável        |
| 20-12-95 |                     |             |                | <i>upgrade</i>      | B+          | Positivo       |
| 19-06-96 | <i>start</i>        | BB          | Positivo       | <i>confirmado</i>   | B+          | Positivo       |
| 02-04-97 | <i>upgrade</i>      | BB+         | Estável        | <i>upgrade</i>      | BB-         | Estável        |
| 10-09-98 | <i>downgrade</i>    | BB+         | Negativo       | <i>downgrade</i>    | BB-         | Negativo       |
| 14-01-99 | <i>downgrade</i>    | BB-         | Negativo       | <i>downgrade</i>    | B+          | Negativo       |
| 09-11-99 | <i>upgrade</i>      | BB-         | Estável        | <i>upgrade</i>      | B+          | Estável        |
| 29-02-00 | <i>upgrade</i>      | BB          | Positivo       | <i>upgrade</i>      | B+          | Positivo       |
| 03-01-01 | <i>upgrade</i>      | BB+         | Estável        | <i>upgrade</i>      | BB-         | Estável        |
| 09-08-01 | <i>downgrade</i>    | BB+         | Negativo       | <i>downgrade</i>    | BB-         | Negativo       |
| 02-07-02 | <i>downgrade</i>    | BB          | Negativo       | <i>downgrade</i>    | B+          | Negativo       |

Fonte: Elaboração do autor, baseada em Standard & Poor's (2003).



#### 4.1 Detalhamento do método ML - *Ordered Logit*<sup>7</sup>

Um modelo ordered tem como principal característica a existência de uma variável dependente ordinal discreta. Por esse motivo, a não cardinalidade e não continuidade dessa variável impossibilita estimar os parâmetros do modelo usando o método de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. Como a ordinalidade, na maioria das vezes, não exige intervalos simétricos, o valor atribuído a um rating investment grade não é o dobro de um rating speculative grade, por exemplo. Em outras palavras, uma nota AAA (de número = 22) não é igual a duas notas BB (= 11), embora a escala numérica dos ratings possa sugerir esse entendimento.

Nos modelos de variáveis dependentes ordenadas, a observação  $y$  denota os resultados representando ratings ordenados. Então, pode-se modelar os ratings considerando uma variável latente  $y_i^*$ , que depende linearmente das variáveis explicativas  $x$ :

$$y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i$$

onde:  $\varepsilon$  é uma variável aleatória. A estimativa segue os pressupostos sobre distribuição de erros  $\varepsilon_i$ .

Os ratings observados são baseados na variável latente  $y_i^*$ , de acordo com a seguinte regra:

$$\begin{array}{lll} y_i = 0 & \text{se} & y_i^* \leq \gamma_1 \\ y_i = 1 & \text{se} & \gamma_1 < y_i^* \leq \gamma_2 \\ y_i = 2 & \text{se} & \gamma_2 < y_i^* \leq \gamma_3 \\ \dots & \dots & \dots \\ y_i = M & \text{se} & \gamma_M < y_i^* \end{array}$$

Salienta-se que os valores escolhidos para representar os ratings em  $y$  são completamente arbitrários. O modelo requer que valores grandes de ratings correspondam a valores grandes da variável latente, tal que  $y_i^* < y_j^*$  implicando  $y_i < y_j$ . Nesse caso,  $y_i^*$  seria uma escala numérica não observada, que, posteriormente, é transformada em letras ( $y_i$ ) pelas empresas de rating.

<sup>7</sup> Esta seção baseia-se em Greene (2000, cap.19) e Eviews (1998).

As probabilidades de cada valor observado de  $y$  são dadas por:

$$\begin{aligned} Pr(y = 0 / x, \beta, \gamma) &= F(\gamma_1 - x'\beta) \\ Pr(y_i = 1 / x_i, \beta, \gamma) &= F(\gamma_2 - x'_i\beta) - F(\gamma_1 - x'_i\beta) \\ Pr(y_i = 2 / x_i, \beta, \gamma) &= F(\gamma_3 - x'_i\beta) - F(\gamma_2 - x'_i\beta) \\ &\dots \\ Pr(y_i = M / x_i, \beta, \gamma) &= 1 - F(\gamma_M - x'_i\beta) \end{aligned}$$

onde  $F$  é a função distribuição cumulativa de  $\varepsilon$ . Há várias opções na literatura para a escolha de  $F$ . As mais comuns são a distribuição normal e a logística. Para a logística, a probabilidade é dada por:

$$Pr(y = 0 / x, \beta, \gamma) = e^z / (1 + e^z),$$

onde  $z = \gamma_1 - x'\beta$ . A estimação é feita pelo método de Máxima Verossimilhança.

A interpretação dos parâmetros requer alguns cuidados, principalmente em relação aos coeficientes estimados. Como os coeficientes estimados não representam o efeito marginal da variável explicativa sobre a variável dependente, é necessário calcular os efeitos marginais para cada um. Seguindo o exemplo de Greene (2000, p. 877), considere que existem  $M = 3$  categorias. Nesse caso, os efeitos marginais correspondentes são:

$$\begin{aligned} \partial Pr(y = 0) / \partial x &= -f(\gamma_1 - x'\beta)\beta \\ \partial Pr(y = 1) / \partial x &= [f(\gamma_1 - x'\beta) - f(\gamma_2 - x'\beta)]\beta \\ \partial Pr(y = 2) / \partial x &= f(\gamma_2 - x'\beta)\beta \end{aligned}$$

Para uma mudança de  $x_i$ , o sinal de  $\beta$  mostra a direção que essa mudança irá causar na probabilidade de  $y$  cair nos extremos do ranking, ou seja,  $y = 0$  ou  $y = 2$ . Como se pode verificar, o sinal negativo de  $\partial Pr(y = 0) / \partial x$  faz com que as mudanças se deem na direção oposta de  $\beta$  para  $Pr(y=0)$ . Já a  $Pr(y= 2)$ , muda na mesma direção de  $\beta$ , em virtude do sinal positivo. Por fim, o efeito da probabilidade de cair no ranking intermediário é dado por:

$$\partial Pr(y = 1) / \partial x = [f(\gamma_1 - x'_i\beta) - f(\gamma_2 - x'_i\beta)] \beta$$

Nesse caso, como não se sabe se  $f(\gamma_1 - x'_i\beta)$  é maior ou menor que  $f(\gamma_2 - x'_i\beta)$ , torna-se impossível determinar, a priori, o sinal desse efeito.

## 5 Análise dos Resultados

Os resultados apresentados para a relação entre os ratings soberanos e os fundamentos a seguir baseiam-se na distribuição logística, ou seja, na estimação usando o método ordered logit. O estimador ordered logit gerou estimativas com menos erros de previsão que a baseada em ordered probit. Apesar disso, é importante salientar que nessa amostra a escolha do método de estimação ordered logit não afetou as conclusões, pois a significância e os sinais dos coeficientes foram iguais aos encontrados pelo método ordered probit.

Já o confronto entre o rating soberano, o spread Brasil e os fundamentos se baseia no método de Mínimos Quadrados Ordinários, amplamente conhecido na literatura, pois o spread é uma variável contínua e cardinal.

### 5.1 Análise dos ratings soberanos contra os fundamentos

Com o objetivo de identificar quais fundamentos determinam os ratings soberanos emitidos pela agência Standard & Poor's para o Brasil, procedeu-se à estimação do modelo usando o método ordered logit e as variáveis explicativas – fundamentos. Considerado o período de dezembro de 1994 a dezembro de 2002, os ratings soberanos foram ordenados obedecendo seis níveis de classificação (8,33 = B pos.; 8,67 = B+ neg.; 9,00 = B+ est.; 9,33 = B+ pos.; 9,67 = BB- neg.; 10,00 = BB- est.).

Conforme a Tabela 3, pode-se verificar que das seis variáveis explicativas, o PIB (taxa de crescimento do PIB real) e as TC/PIB (transações correntes sobre o PIB) não tiveram o sinal esperado. Como o TC/PIB tem saldo negativo no Brasil, na maior parte do período analisado (julho de 1997 a dezembro de 2002), o efeito de um aumento é, na verdade, uma diminuição. Sendo assim, o sinal obtido é correto. Por exemplo, se TC/PIB se reduz de -1 para -2 se espera uma piora do rating.

Considerando as probabilidades dos respectivos coeficientes, dois podem ser excluídos do modelo, dado o baixo poder explicativo: o IPC (taxa de inflação) e o PIB.<sup>8</sup> O teste de significância do coeficiente do IPC apresentou probabilidade de 15,71% e do PIB, de 21,42%. Apesar da TC/PIB não apresentar sinal positivo, como esperado, a

<sup>8</sup> Os resultados, desconsiderando-se as variáveis PIB (taxa de crescimento do PIB) e IPC (taxa de inflação), encontram-se disponíveis com o autor.

probabilidade de exclusão do coeficiente foi de 0%. A estatística LR (com 6 graus de liberdade) registrou valor calculado de 118.12 e probabilidade de 0%, o que permite afirmar que os coeficientes, conjuntamente, possuem poder explicativo sobre a variável dependente ordenada.

Tabela 3 – Variável Dependente Ordenada – Método Logit-: Rating Soberano

| Variáveis Explicativas       | Coefficiente | Desvio Padrão            | Estatística z | Probabilidades |
|------------------------------|--------------|--------------------------|---------------|----------------|
| DIV/ X                       | -0.789259    | 0.125487                 | -6.289587     | 0.0000         |
| DLSP/ PIB                    | -0.138342    | 0.051043                 | -2.710288     | 0.0067         |
| IPC                          | -0.495859    | 0.350458                 | -1.414889     | 0.1571         |
| NFSP/PIB                     | -0.732654    | 0.231063                 | -3.170797     | 0.0015         |
| PIB                          | -0.078958    | 0.063562                 | -1.242216     | 0.2142         |
| TC/ PIB                      | -0.133785    | 0.025552                 | -5.235780     | 0.0000         |
| Pontos Limitrofes ( $\eta$ ) |              |                          |               |                |
| Limite p/ B+ neg. = 8,67     | -14.26138    | 2.368380                 | -6.021576     | 0.0000         |
| Limite p/ B+ est. = 9,00     | -9.699620    | 1.814697                 | -5.345037     | 0.0000         |
| Limite p/ B+ pos. = 9,33     | -8.972431    | 1.757209                 | -5.106070     | 0.0000         |
| Limite p/ BB- neg. = 9,67    | -7.052087    | 1.700848                 | -4.146217     | 0.0000         |
| Limite p/ BB- est.= 10,00    | -5.491552    | 1.643821                 | -3.340723     | 0.0008         |
| Log verossimilhança          | -104.1872    | LR indexador (Pseudo-R2) |               | 0.361782       |
| LR estatística (6 gl)        | 118.1197     | Prob. (LR estatística)   |               | 0.000000       |
| Nº Observações               | 97           | Nº ratings ordenados     |               | 6              |

A Tabela 4 mostra a previsão dos erros em relação aos ratings soberanos. Os erros de previsão mais significativos se concentram nos ratings B+ estável (9,00), B+ positivo (9,33) e BB- negativo (9,67). Com relação a B+ positivo, pode-se verificar que os fundamentos não permitiram que esse rating fosse previsto corretamente para o período em que estava em vigor, de dezembro de 1995 a abril de 1997, e, de fevereiro de 2000 a janeiro de 2001.

De um total de 36 erros de previsão, 88% dos erros se concentraram nas categorias intermediárias. Em função disso, pode-se afirmar que o comportamento dos fundamentos não foi o único fator determinante desses ratings soberanos.

Tabela 4 – Previsão da Variável Dependente – Rantings Soberanos

| <i>Ratings com outlook</i> | Frequência observada | Frequência calculada | Erro de Previsão |
|----------------------------|----------------------|----------------------|------------------|
| B positivo                 | 7                    | 7                    | 0                |
| B+ negativo                | 16                   | 15                   | 1                |
| B+ estável                 | 8                    | 0                    | 8                |
| B+ positivo                | 27                   | 42                   | -15              |
| BB- negativo               | 15                   | 6                    | 9                |
| BB- estável                | 24                   | 27                   | -3               |

Para se obter o efeito do comportamento dos fundamentos sobre as probabilidades de ocorrência dos ratings, calculou-se, *ceteris paribus*, os efeitos marginais no Gráfico 1. Os dados permitem verificar qual é a mudança na probabilidade de ocorrência em pontos percentuais (pp) de cada rating, quando os fundamentos individualmente mudam seu valor em uma unidade.

Analisando a primeira variável, DIV/X (dívida externa sobre as exportações), verifica-se que o aumento em uma unidade fez com que aumentasse a probabilidade de ocorrência do rating B+ negativo (10,29 pp) e diminuisse as dos ratings BB- negativo (-10,35 pp) e BB- estável (-5,41 pp).

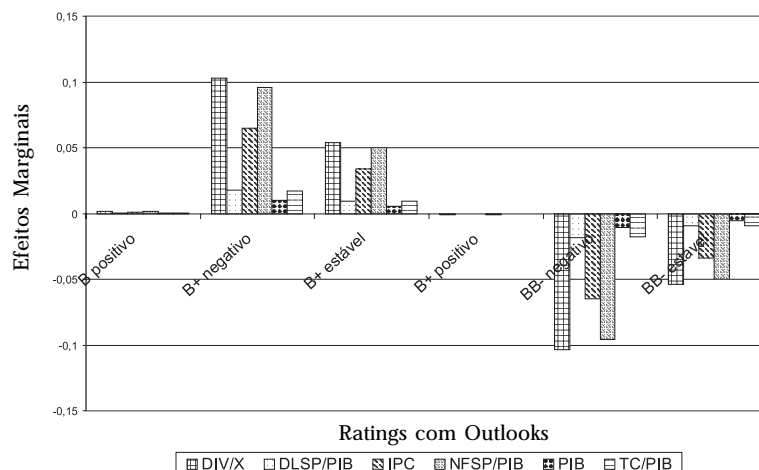
As mudanças na variável DLSP/PIB (dívida líquida do setor público sobre o PIB), por sua vez, repercutiram muito pouco sobre as probabilidades de ocorrência dos ratings. Acredita-se que a baixa influência se deveu à sua recente inclusão nos comentários realizados pelas agências e nas considerações sobre a saúde do governo. As maiores probabilidades se encontraram nos ratings BB- negativo e B+ negativo: o primeiro, com -1,81 pp e o segundo, com 1,80 pp. Ou seja, quando a DLSP/PIB sobe aumentam as possibilidades de ocorrência de B+ negativo e diminuem as de BB- negativo.

A NFSP/PIB (necessidade de financiamento do setor público sobre o PIB), quando registrou um aumento em uma unidade, surtiu efeitos marginais positivos nas probabilidades de ratings B+ negativo e B+ estável e efeitos negativos em BB- negativo e BB- estável. Portanto, o aumento da NFSP/PIB reduziu a probabilidade de ocorrência de ratings mais altos em favor dos mais baixos.

As transações correntes sobre o PIB (TC/PIB), conforme salientado anteriormente, têm a particularidade de ter saldo negativo em quase a totalidade do período, por isso merece atenção especial.

Então, quando as TC/PIB diminuem, é por que o saldo das TC se tornou menos problemático, logo, a probabilidade de ocorrência de ratings mais altos é maior (B+ positivo; BB- negativo; BB- estável).

Gráfico 1 – Probabilidade de Ocorrência de Ratings Soberanos com mudanças nas variáveis explicativas, 1995-2002



Fonte: Elaboração do Autor.

O Gráfico 2 confronta os ratings soberanos observados e os previstos pelo método ordered logit.<sup>9</sup> Observando o período de dezembro de 1994 a dezembro de 2002, verifica-se que, em vários momentos a diferença entre os ratings foi nula.

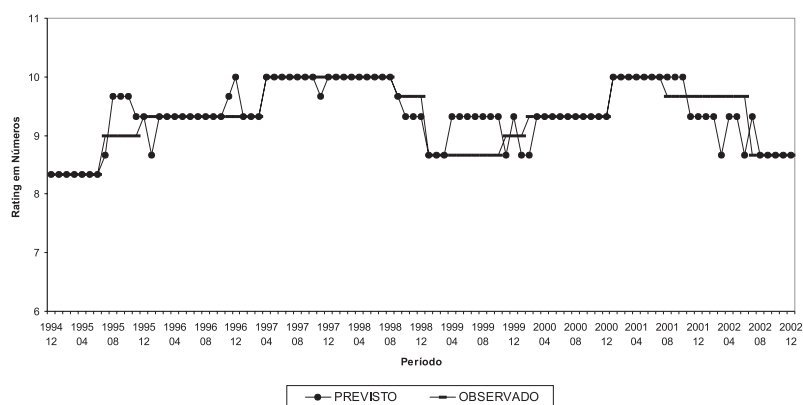
No último trimestre de 1998, o rating previsto sofreu um rebaixamento mais acentuado que o observado, podendo ser função de uma possível antecipação da crise, que ocorreria em janeiro de 1999. As sucessivas diferenças entre o observado e o previsto ocorreram durante o segundo semestre de 1999 e primeiro trimestre de 2000. As diferenças se deram em virtude da permanência de um rating B+ com outlook negativo, de janeiro a novembro, apesar do ajuste dos fundamentos a um nível próximo ao anterior à mudança cambial. Em outras palavras, as agências de rating não alteraram a nota do Brasil quando ela poderia ter sido revista, já no final do primeiro semestre de 1999.

<sup>9</sup> O Gráfico 2 mostra os ratings soberanos previstos pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Pode-se perceber que as diferenças entre o previsto e o observado são maiores no Método MQO que pelo Método ordered logit.

No último trimestre de 2001, novas diferenças podem ser identificadas entre o rating observado e previsto. Enquanto os fundamentos mantiveram o rating por mais tempo na nota BB- com outlook estável, a agência Standard & Poor's, em agosto de 2001, rebaixou o outlook para negativo. Após essa data, o rating previsto foi inferior ao observado até julho de 2002, quando a agência rebaixou novamente o rating soberano de BB- com outlook negativo para B+ com outlook negativo. Esse último rebaixamento proporcionou a igualdade entre os ratings previsto e observado.

Essa comparação permite afirmar que a agência de rating possui postura conservadora, ou seja, não altera as notas em função de pequenas variações dos fundamentos brasileiros – conclusão apontada também por Monfort e Mulder (2000) e Ferri, Liu e Stiglitz (1999) – para o caso da crise da Ásia, e somente emite um upgrade ou downgrade quando os fundamentos sinalizam, por vários meses, uma mudança comportamental positiva ou negativa, respectivamente.

Gráfico 2 – Comportamento do rating soberano observado e previsto, 1994-2002:



Fonte: Elaboração do autor.

## 5.2 Análise do spread Brasil, do rating soberano e dos fundamentos

As análises referentes ao spread soberano se devem ao forte conteúdo informacional incluso no seu comportamento. Além do rating e fundamentos, pode carregar outras informações relevantes, que têm o poder de mudar o ânimo do mercado repentinamente.

Para verificar a importância de mudanças do rating soberano e dos fundamentos sobre o spread Brasil, usou-se a metodologia

sugerida por Cantor e Packer (1996, p. 43). Em outras palavras, buscou-se analisar qual a contribuição informacional do rating soberano, além das provenientes dos fundamentos.

Num primeiro momento, procedeu-se à estimação do spread Brasil (em ln)<sup>10</sup> em relação ao rating soberano (equação 1). Os resultados foram conforme o esperado, ou seja, o spread Brasil tende a cair quando o rating soberano aumenta e vice-versa. O coeficiente angular é significativo, assim como o teste F, apesar do R<sup>2</sup> ajustado ser relativamente baixo, 32,3%. Contudo, pode-se afirmar que o rating soberano possui apenas parte das informações contidas no spread Brasil.

A equação 2 apresenta o spread Brasil em função dos fundamentos. Todos os sinais foram conforme o esperado, com exceção do TC/PIB e dos JUROS EUA. Como salientou-se anteriormente, o saldo negativo das transações correntes brasileiras faz com que um aumento seja encarado como uma melhora, embora represente uma piora. Então, o sinal positivo do coeficiente TC/PIB é devido ao aumento do saldo negativo, o que leva a um maior spread Brasil. Por outro lado, os JUROS EUA deveriam apresentar sinal positivo em relação ao spread Brasil, dado que um aumento dos juros repercute, na maioria dos países emergentes, num aumento do spread soberano (KAMINSKY; SCHMUKLER, 2001, p. 6). No caso brasileiro, essa relação é inversa, além do baixo poder explicativo dessa variável sobre o spread Brasil. As variáveis significativas da equação 2 são: NFSP/PIB, DLSP/PIB e TC/PIB. Com a significância do teste F e com o R<sup>2</sup> ajustado de 68,4%, o poder explicativo da equação 2 é maior que o da equação 1, o que permite afirmar que as variáveis acima listadas possuem maior poder informacional em relação ao spread Brasil do que o rating soberano. Isto é, há perda informacional quando se usa rating ao invés de fundamentos.

Tabela 5 – Importância dos Ratings Soberanos e Fundamentos  
Variável Dependente: Log (spread Brasil)

| Variáveis Explicativas | (equação 1)         | (equação 2)       | (equação 3)        | (equação 4)         | (equação 5)        |
|------------------------|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| Constante              | 11.201*<br>(9.617)  | 4.836*<br>(8.917) | 6.664*<br>(3.906)  | 5.403*<br>(4.189)   | 6.292*<br>(5.508)  |
| <i>Rating</i>          | -0.480*<br>(-3.897) |                   | -0.145<br>(-1.209) | -0.0804<br>(-0.791) | -0.159<br>(-1.861) |
| DIV/X                  |                     | 0.035<br>(1.937)  | 0.021<br>(0.983)   | 0.022<br>(1.068)    |                    |

<sup>10</sup> Para essa estimativa, também obteve-se os resultados com o spread em pontos base. Os sinais dos coeficientes, a significância dos respectivos testes t, o R<sup>2</sup> ajustado e a estatística F levaram às mesmas conclusões.



|                         |        |                    |                    |                    |                   |
|-------------------------|--------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| PIB                     |        | -0.004<br>(-0.478) | -0.005<br>(-0,741) | -0.005<br>(-0.643) |                   |
| NFSP/PIB                |        | 0.167*<br>(4.113)  | 0.132*<br>(2,145)  | 0.164*<br>(3.315)  | 0.144*<br>(3.011) |
| DLSP/PIB                |        | 0.0522*<br>(4.216) | 0.0428*<br>(2,632) | 0.056*<br>(4.975)  | 0.054*<br>(4.711) |
| TC/PIB                  |        | 0.010*<br>(3.351)  | 0.006<br>(1.809)   | 0.009*<br>(2.639)  | 0.006*<br>(3.902) |
| IPC                     |        | 0.080<br>(1.755)   | 0.056<br>(1.421)   | 0.085*<br>(2.234)  | 0.092*<br>(2.616) |
| JUROS EUA               |        | -3367<br>(-0.827)  | -5.261<br>(-1.398) |                    |                   |
| R <sup>2</sup> ajustado | 0.323  | 0.684              | 0.691              | 0.681              | 0.675             |
| Desvio Padrão           | 0.324  | 0.221              | 0.219              | 0.222              | 0.225             |
| Estatística F           | 41.029 | 26.999             | 24.520             | 26.67              | 35.924            |
| Prob.(F-estatístico)    | 0.000  | 0.000              | 0.000              | 0.000              | 0.000             |
| Nº observações          | 85     | 85                 | 85                 | 85                 | 85                |

Fonte: Elaboração do autor, baseado em Sandard & Poor's (2003); BCB (2003); Ipeadata (2003).

Nota: correção pelo Desvio Padrão Newey-West HAC.

\* Significante ao nível de 5%.

A equação 3 contempla os fundamentos, mais os JUROS EUA e o rating soberano como variáveis explicativas do comportamento do spread Brasil. Os sinais dos coeficientes foram conforme o esperado, com exceção das TC/PIB e JUROS EUA. Nessa equação, com o R<sup>2</sup> ajustado de 69,1% e o teste F, com probabilidade de 0,00%, as únicas variáveis significativas foram: NFSP/PIB e DLSP/PIB. Acredita-se que algumas variáveis contemplam informações contidas em outras variáveis – multicolinearidade, repercutindo na aceitação da hipótese nula ( $H_0: \beta_i = 0$ ) quando ela é falsa (erro do tipo II). Mais especificamente, o PIB, IPC e DIV/X continuam a manter a mesma tendência da equação 2, ou seja, de não terem papel importante na determinação do spread Brasil. Em relação ao rating soberano, sua baixa representatividade é por que não adiciona nenhuma informação além das contidas na NFSP/PIB e DLSP/PIB. Com isso, é possível afirmar que o rating soberano, no caso brasileiro, pode ser excluído quando se procura identificar os fundamentos que alteram o humor do mercado em relação aos títulos soberanos brasileiros.

Na equação 4, seguiu-se a sugestão de Cantor e Packer (1996), contemplando os fundamentos e desconsiderando os JUROS EUA. Nesse caso, as variáveis significativas são: NFSP/PIB, DLSP/PIB, TC/PIB e IPC. As variáveis PIB e DIV/X, mais uma vez, não foram significativas. Por outro lado, o IPC, que não se mostrava representativo nas equações 2 e 3, passou a ser com a retirada dos JUROS EUA. O  $R^2$  ajustado registrou 68,1% e a estatística F 26,67 com probabilidade de 0,00%.

Por fim, a equação 5 apresentou as seguintes variáveis significativas: NFSP/PIB, DLSP/PIB, TC/PIB e IPC. O rating, apesar de não ter um teste t favorável, registrou seu maior coeficiente e respectivo teste t. Isso leva a concluir que a retirada das variáveis DIV/X e PIB deram ao rating um maior poder explicativo em relação ao spread Brasil. O  $R^2$  ajustado foi de 67,5% e a estatística F de 35,92, com probabilidade de 0,00%.

Na Tabela 5, procurou-se verificar a capacidade explicativa do rating soberano, dos fundamentos e dos JUROS EUA sobre o spread Brasil. Em nenhum dos casos, o rating soberano foi significativo bem como a DIV/X, o PIB e os JUROS EUA. Quanto ao IPC e TC/PIB, ambos alteraram o poder explicativo em relação ao spread Brasil quando se mudou a especificação dos modelos. Com relação a NFSP/PIB e DLSP/PIB, foram relevantes em todas as especificações.

## 6 Considerações Finais

Após as crises internacionais da década de 90, muitas críticas foram dirigidas às agências de rating, com o propósito de saber quais as verdadeiras variáveis relevantes no processo de classificação. Isso por que esse processo tem sido obscuro para a maioria dos analistas de mercado, pois as mudanças ocorrem muitas vezes atrasadas ou antecipadas, em relação à tendência observada nos fundamentos. Em outras palavras, as agências têm alongado as crises e pouco previsto as mesmas, o que é um sinal de fragilidade informacional.

Nesse sentido, este trabalho buscou verificar a importância dos fundamentos na determinação dos ratings brasileiros para o período de dezembro de 1994 a dezembro de 2002. Além disso, procurou saber qual a influência dos fundamentos, dos ratings e dos juros americanos de curto prazo sobre o comportamento do spread soberano brasileiro.

A estimação da equação referente à importância dos fundamentos sobre os ratings soberanos foi realizada com a aplicação do

método ordered logit. Esse método foi escolhido por produzir menos erros de previsão que o ordered probit, além de possibilitar a transformação dos ratings em números sem o uso de escalas de notas de modo arbitrário, como exigido pelo Método de MQO.

Os resultados obtidos mostraram que, dos fundamentos escolhidos, as variáveis DIV/X, DLSP/PIB, NFSP/PIB e TC/PIB foram significativas em relação ao rating soberano brasileiro, com exceção da IPC e PIB. Observando o Gráfico 2, pode-se verificar os períodos em que os erros de previsão foram mais frequentes, o segundo semestre de 1999 até o primeiro semestre de 2000 e o último trimestre de 2001 até o terceiro trimestre de 2002. No primeiro caso, os erros foram originados do conservadorismo das agências em relação aos efeitos da mudança cambial nos fundamentos e o segundo caso, pela manutenção dos fundamentos em níveis pouco satisfatórios e pela grande incerteza política vivida pelo país neste período de pré-eleições presidenciais. Mas, olhando o todo, pode-se dizer que ocorreram muitos acertos. Isso possibilita afirmar que os fundamentos corroboraram com as mudanças de rating soberano, na maioria dos casos, e que o método ordered logit aplicado na variável dependente foi bem sucedido.

A segunda preocupação deste trabalho referiu-se à importância dos fundamentos, dos ratings soberanos e dos juros americanos de curto prazo sobre o comportamento do spread Brasil. O rating soberano foi a única variável de baixa representatividade, pois acredita-se que as demais variáveis já possuem as informações necessárias para explicar o comportamento do spread Brasil.

Esses resultados mostraram que os fundamentos dão uma boa bagagem informacional às agências de rating e aos poupadores em geral, no caso do Brasil, pois os erros de previsão foram baixos, com exceção do período posterior à mudança cambial e anteriores às eleições presidenciais de 2002.

Para explicar o comportamento do spread Brasil, os fundamentos significativos estatisticamente foram NFSP/PIB, DLSP/PIB e IPC, e as informações contidas no rating soberano pouco ajudaram. Cabe salientar, que a relevância das variáveis ligadas à saúde do governo no processo de rating é um indicativo da importância desse setor na captação de recursos externos.

Baseados na amostra escolhida e nos resultados obtidos, pode-se concluir que as expectativas do mercado quanto à política econômica do país e às mudanças de poder no governo federal exercem forte interferência no processo de rating soberano e no spread Brasil.

## 7 Referências

- AFONSO, ANTÓNIO. Understanding the Determinants of Government Debt Ratings: Evidence for the Two Leading Agencies. CISEP working paper, February 2002. [<http://pascal.iseg.utl.pt/~depteco/wp/wp022002.pdf>]
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. Long-term rating scales comparison. Basel Committee: Publications, 2001. [[www.bis.org/bcbs/qisrating.htm](http://www.bis.org/bcbs/qisrating.htm)]
- BLOOMBERG, L.P., 2003. [[www.bloomberg.com](http://www.bloomberg.com)]
- BROOKS, R. FAFF, R.; HILLIER, D. The national market impact of sovereign rating changes. *Journal of Banking & Finance*, article in press, 2003.
- CANTOR, R.; PACKER, F. Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings. *Economic Policy Review*, v. 2, n° 2, October 1996 [[www.ny.frb.org/rmaghome/eco\\_pol/1096cant.html](http://www.ny.frb.org/rmaghome/eco_pol/1096cant.html)]
- CANTOR, R.; PACKER, F. Multiple Ratings and Credit Standards: Differences of Opinion in the Credit Rating Industry. Research Paper 9527, December 1995a.
- CANTOR, R.; PACKER, F. Sovereign Credit Ratings. *Current Issues in Economics and Finance*, vol.1, n. 3, June 1995b.
- EICHENGREEN, B.; MODY, A. What Explains Changing Spreads on Emerging-market debt: fundamentos or market sentiment? NBER Working Paper Series, wp 6408, February 1998.
- FERRI, G. LIU, L. G.; STIGLITZ, J. E. The procyclical role of rating agencies: evidence from the East Asian crisis. *Economic Notes*, vol.28, n. 3, 1999.
- FMI. Emerging market in the new financial system: nonstandard responses to external pressure and the role of the major credit rating agencies in global financial market. 1999a [[www.imf.org/external/pubs/ft/icm/1999/pdf/file05.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/icm/1999/pdf/file05.pdf)]
- FMI. Credit Ratings and the recent crises. 1999b. [[www.imf.org/external/pubs/ft/icm/1999/pdf/annexV.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/icm/1999/pdf/annexV.pdf)]
- GREENE, W.H. *Econometric Analysis*. 4ª Edition. Prentice-Hall, Inc. New Jersey, 2000.
- HAQUE, N. MARK, N.; MATHIESON, D. The relative importance of political and economic variable in creditworthiness ratings. FMI: Working Paper. 98/46. April 1998.
- J.P. MORGAN. Emerging Markets Bonds Index, September 2001. [[www.jpmorgan.com](http://www.jpmorgan.com)]
- KAMIN, S.B.; VON KLEIST, K. The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990s. Bis: Working Paper n° 68, May 1999.
- KAMINSKY, G.; SCHMUKLER, S. Emerging Markets Instability: Do sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns? World Bank Policy Research Working Paper, February 2001. [[www.worldbank.org/wp/2452\\_wps2678.pdf](http://www.worldbank.org/wp/2452_wps2678.pdf)]
- LARRAÍN, F. REISEN, H.; VON MALTZAN, J. Emerging market risk and sovereign credit ratings. OECD Development Centre: Technical Papers n° 124, April 1997b.
- MIN, HONG G. Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter? World Bank, Policy Research Paper n° 1899, 1998.
- MINISTERIO DE LA ECONOMÍA DE LA ARGENTINA – MECON. Información Económica: Mercado de Capitales, fevereiro 2003. [[www.mecon.gov.ar](http://www.mecon.gov.ar)]
- MONFORT, B.; MULDER, C. Using Credit Rating for Capital Requirements on Lending to Emerging Market Economies: Possible Impact of a New Basel Accord. IMF, WP/00/69, March 2000.

MOODY´S INVESTORS SERVICE. Actuación de Moody´s ante situaciones hipotéticas e información confidencial. Resultado Del Comité Permanente Sobre Procesos Y Documentación. Enero 2000a.

\_\_\_\_\_. Sovereign Debt: What happens if a sovereign defaults? Special Comment. July 2000b.

\_\_\_\_\_. Off-balance-sheet exposures: Implications for credit quality of subsovereign governments. Rating Methodology. June 2000d.

\_\_\_\_\_. Rating List: Government Bonds & Country Cellings. Global Credit Research. July 17, 2001a.

\_\_\_\_\_. Ratings & ratings actions. [[www.Moody´s.com/ratings/ratdefs.htm](http://www.Moody´s.com/ratings/ratdefs.htm)], 1999.

MULDER, C.; PERRELLI, R. Foreign Currency Credit Ratings for Emerging Market Economies. IMF, WP/01/191, November 2001.

NICKELL, P., PERRAUDIN, W.; VAROTTO, S.. Stability of Rating Transitions. Bank of England, Working Paper, December 1998.

NOGUÉS, J.; GRANDES, M. Country Risk: Economic Policy, Contagion effect or Political Noise? Journal of Applied Economics, vol. IV, nº 1, May 2001.

OKS, D. & PADILLA, H.G.G. Determinantes del riesgo país em Argentina durante 1994-1999. Banco Central De La República Argentina: nota técnica nº 11. Octubre 2000.

REINHART, CARMEN. Sovereign Credit Ratings Before and After Financial Crises. University of Maryland and NBER. Working Paper, February, 2001.

REISEN, H. & VON MALTZAN, J. Boom and Bust and Sovereign Ratings. International Finance vol. 2, nº :2, 1999.

STANDARD & POOR´S. Sovereign ratings history since 1975. Commentary. July 2001[[www.Standard & Poor´s.com/ratings/actions/ratingslists/sovereigns/articles/sovhis0123.htm](http://www.Standard & Poor´s.com/ratings/actions/ratingslists/sovereigns/articles/sovhis0123.htm)],

\_\_\_\_\_. As respostas políticas do governo são essenciais para os soberanos dos mercados em desenvolvimentos. September 2001. [[www.Standard & Poor´s.com/latinamerica/selcom\\_WTC\\_respostas\\_politicas1.htm](http://www.Standard & Poor´s.com/latinamerica/selcom_WTC_respostas_politicas1.htm)]

\_\_\_\_\_. Global Financial System Stress. 2001. [[www.Standard & Poor´s.com/ratingsdirect/globalfinance/htm](http://www.Standard & Poor´s.com/ratingsdirect/globalfinance/htm)]

SY, AMADOU N.R. Emerging market bond spreads and sovereign credit ratings: reconciling market views with economic fundamentals. Emerging Markets Review, vol.3, série 4, p.380-408, 2002.

Recebido em 30/04/2008.

Aceito em 21/05/2008.

