

A IMPORTÂNCIA DOS FUNDAMENTOS NOS RATINGS SOBERANOS BRASILEIROS, 1994-2002

Rosemarie Bröker Bone*

ÁREA 3 - MACROECONOMIA, ECONOMIA MONETÁRIA E FINANÇAS

Resumo: Embora sejam bastante populares, e quase obrigatórios em finanças internacionais, 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 os fundamentos explicam os *ratings* soberanos brasileiros, de dezembro de 1994 a dezembro de 2002, usando o modelo *ordered logit*. Segundo objetivo 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.
JEL: E66, G14

Summary: The international financial crises of the 1990s rose doubts on the usefulness of sovereign ratings. The present paper has two aims: identify whether sovereign ratings can be predicted using a small set of macroeconomic fundamentals; and test whether sovereign spreads can be predicted by sovereign ratings and/or fundamentals. In the first case, a good adjustment of an ordered logit model can be obtained using the following indicators: Debt/Exports, Public Sector Net Debt, Gov't Deficit and Current Account. In the second case, when fundamentals (mostly public sector financial conditions) are included, sovereign ratings do not help predict sovereign spreads.

Key Words: *sovereign ratings, fundamentals, spread, Brazil.*
JEL: E66, G14

* Profa. da Escola Politécnica/UFRJ: email:rosebone@ind.ufrj.br

A Importância dos fundamentos nos ratings soberanos brasileiros, 1994-2002

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 acreditam que as agências além de não anteciparem as crises também as alongaram, por meio de fortes *downgrades* e da permanência de classificações *speculative grade*, 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*ⁱ se defendem afirmando que esses emitentes precisam ter bons resultados e priorizar a transparência informacional, para obterem boas notas. Quando 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 câmbioⁱⁱ, desde 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 re-capitalização 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, 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*ⁱⁱⁱ. 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 Perrelli e Mulder (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 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^{iv}) 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 *players* e incorporada às análises das agências de *ratings*.

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.

1 – 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 desmistificar 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* 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^v. 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 e 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 abaixo 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 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 pequenas mudanças nos fundamentos pouco influenciam 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.

Quadro 1 – Principais trabalhos sobre o comportamento dos *ratings* soberanos

| Autores (ano) | Objetivo | Amostra | Método | Var. dependente (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 <i>Institutional Investor</i> , <i>Euromoney</i> e <i>Economist Intelligence Unit</i> . | MQO | (1) <i>Rating</i> soberano. (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. Essa, por sua vez, não afeta 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 <i>Moody's</i> , de dezembro de 1970 a dezembro de 1997, para empresas e países. | Método <i>ordered Probit</i> | (1) <i>Rating</i> soberano por categoria. (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 <i>ratings</i> 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> . |
| Monfort e Mulder (2000) | Verificar se os <i>ratings</i> têm reação procíclica, contracíclica ou acíclica com 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 & Poor's</i> e <i>Institutional Investors</i> . | MQO para dados de painel. | (1) <i>Ratings</i> soberanos. (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 (c/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 | As agências de <i>ratings</i> não reagem a pequenas mudanças ou mudanças esperadas nos <i>fundamentos</i> . 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 <i>default</i> , 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 |

| | | | | | |
|--------------------------|---|---|---|---|--|
| | | | | 3 meses*. | contagioso para um país vizinho. |
| Mulder e Perrelli (2001) | Explicar o fenômeno de <i>overshooting</i> e identificar os <i>fundamentos</i> econômicos no processo de <i>downgrade</i> . | Painel semestral para 25 países emergentes, de fevereiro de 1992 a janeiro de 1997. | MQO e GLS para dados de painel. | (1) <i>Rating</i> soberano. (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, António (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 & Poor's</i> e <i>Moody's</i> , em junho de 2001. | MQO com transformação linear e logística dos <i>ratings</i> . | (1) <i>Rating</i> soberano. (2) Renda <i>per capita</i> , taxa de inflação, crescimento do PIB real, indicador de desenvolvimento, indicador de <i>default</i> , 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> . |

Nota: * indica variável não significativa.

Quadro 2 – Principais trabalhos sobre o comportamento dos *spreads* soberanos

| Autores (ano) | Objetivo | Amostra | Método | Var. dependente (1) e independentes (2) | Conclusão |
|--------------------------------------|--|--|--|---|--|
| Larraín, Reisen e von Maltzan (1997) | Verificar o impacto das mudanças dos <i>ratings</i> soberanos no <i>spread</i> . Também, se as agências antecedem 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 & Poor's</i> e <i>Moody's</i> , | MQO e dados de painel testando a Causalidade de Granger. | (1) Média dos retornos do <i>spread</i> soberano. (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 Granger bidirecional entre o <i>rating</i> soberano e o <i>spread</i> soberano. O <i>spread</i> e os <i>fundamentos</i> 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. |
| Larraín, Reisen e von Maltzan (1997) | Examinar o comportamento do <i>spread</i> de títulos em dólar frente aos anúncios de mudanças | 78 mudanças de <i>ratings</i> , entre 1987 e 1996, sendo 42 para os mercados | MQO para estudo de eventos. | (1) Retorno do <i>spread</i> soberano em moeda estrangeira (dólar). (2) Os <i>ratings</i> soberanos. Eles foram divididos em revisão para possível | 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</i> |

| | | | | | |
|---------------------------|---|--|--|--|--|
| | nos <i>ratings</i> soberanos. | emergentes. | | <i>downgrade</i> , 14 possíveis upgrades, 25 <i>downgrade</i> de <i>ratings</i> e 27 upgrades. | <i>post</i> o comportamento dos <i>spreads</i> . Os anúncios positivos parecem não ter significância no <i>spread</i> . Por fim, as agências de <i>rating</i> têm 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 Mody (1998) | Estudar os determinantes do <i>spread</i> soberano dos países emergentes. | 1489 títulos lançados em 37 países, entre a América Latina, leste da Ásia; setores privado e público, no período de 1991-1996. | MQO com somente componentes ortogonais | (1) <i>Spread</i> soberano. (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*, déficit orçamentário/PIB*. | Mudanças nos <i>fundamentos</i> explicam uma fração do comportamento do <i>spread</i> soberano, principalmente durante as crises do leste da Ásia e América Latina. |
| 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. | MQO com dados de painel. | (1) <i>Spread</i> soberano em moeda estrangeira. (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. | MQO. | (1) <i>Spread</i> soberano. (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 declinando 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>Moody's</i> , <i>Standard & Poor's</i> e <i>Fitch IBCA</i> , e o <i>spread</i> dos títulos do governo e os <i>fundamentos</i> . 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. | MQO para dados de painel. | (1) Média dos <i>ratings</i> soberanos das três agências. (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 da 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 <i>fundamentos</i> . 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 & Poor's</i> e <i>Fitch IBCA</i> , de 29 países emergentes, no período de janeiro de 1988 a dezembro de 1997. | MQO para dados de painel e estudo de eventos. | (1) <i>Spreads</i> dos títulos do governo federal. (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 às 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. (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 da Rússia, Brasil e Hong Kong são significativas, assim como a taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano. |
| Kaminsky e Schmukler | Estudar a reação do risco país (a) e retornos das | Painel de dados diários de janeiro | MQO com | a) (1) <i>Spread</i> EMBI. (2) <i>Spread</i> EMBI defasados*, <i>ratings</i> em | O <i>spread</i> EMBI é afetado positivamente pelo comportamento da taxa de juros dos títulos do |

| | | | | | |
|-----------------------------|---|---|-----------------------------|---|---|
| (2001) | ações (b) para mudanças nos <i>ratings</i> e na taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano. | de 1990 a junho de 2000, para 16 países incluindo o leste da Ásia, Europa Oriental e América Latina. | dados de painel. | moedas local e estrangeira, taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano. 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. | 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. |
| 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. | MQO para estudo de eventos. | (a) (1) <i>Spread</i> EMBI (log); (2) <i>ratings</i> em moeda local e estrangeira. (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> antecipam 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. | MQO | (1) <i>Spread</i> soberano dos títulos com taxa flutuante. (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> , e que fazem parte do J.P. Morgan EMBI+. | MQO com dados de painel. | (1) <i>Spread</i> soberano. (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

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 e 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 e 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 anteciper os fatos novos (Reisen e von Maltzan, 1999).
- (d) os *ratings* podem causar a saída de capitais dos países emergentes (Larraín, Reisen e von Maltzan (1997).

Este trabalho tem preocupação similar a de muitos pesquisadores apontados acima, 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.

2 - Descrição dos *fundamentos* determinantes dos *ratings* soberanos

A determinação dos *ratings* soberanos segue uma metodologia muitas vezes obscura para os *players* do mercado, por que considera *fundamentos* quantitativos e qualitativos. A pouca clareza se encontra em fatos 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^{vi}. 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, desconsideramos 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 da análise, por não variar significativamente 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 nesse trabalho. O primeiro *default* foi em 1983 e se referia a dívida bancária em moeda estrangeira; e os episódios de 1986, 1989 e 1991, respectivamente se relacionavam à dívida em moeda local ou dívida interna (Beers, 1995 *apud* Cantor e 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.

O comportamento de cada fundamento deve seguir a lógica previamente desenvolvida no campo teórico e intuitivo, como segue:

- a) taxa de crescimento do PIB real: [símbolo PIB] mantendo as demais variáveis constantes, um aumento da taxa de crescimento do PIB real possibilita ao país um maior poder de pagamento de suas dívidas internas e externas e um maior padrão de vida para a população – renda *per capita*, com uma provável redução de conflitos sociais e de instabilidades políticas (Afonso, 2002, p. 9). Neste caso, espera-se encontrar uma correlação positiva com o *rating* soberano e negativa, com o *spread* soberano.
- b) Taxa de inflação (IPC): [símbolo IPC] o aumento da taxa de inflação causa problemas estruturais à economia de um país e especialmente às finanças do governo. Na sociedade, esse aumento pode desencadear instabilidade política. Nas finanças do governo, pode, por um lado, diminuir o valor real da dívida do governo e, por outro lado, aumentar a taxa de juros nominal dessa dívida. Então, espera-se uma relação negativa do *rating* soberano e positiva do *spread* soberano frente à taxa de inflação.
- c) Dívida externa sobre as exportações: [símbolo DIV_X] essa relação é associada ao grau de risco de *default*, com relação à capacidade de pagamento em moeda estrangeira via exportações. Um país cuja relação dívida externa/exportações é alta, encontra-se em posição vulnerável quando ocorrem mudanças nos termos de comércio e frente às quedas na demanda externa. A relação com o *rating* soberano deve ser negativa e com o *spread* soberano, positiva.
- d) Dívida líquida do setor público total (em % PIB): [símbolo DLSP_PIB] é uma variável de estoque e engloba as dívidas contraídas pelos governos federal, estadual e municipal. Quanto maior o estoque da dívida (em % PIB) menor é a capacidade de pagamento do principal e dos juros. Espera-se um sinal negativo na relação com o *rating* soberano e positiva, com o *spread* soberano.
- e) Necessidade de financiamento do setor público (em % PIB): [símbolo NFSP_PIB] é uma variável de fluxo e faz parte do balanço fiscal do governo. Mostra a capacidade do governo de se financiar, ou seja, de gerar *superávit* primário, com a finalidade de reduzir a dívida líquida do setor público total (em % PIB). A relação com o *rating* soberano deve ser negativa e com o *spread* soberano, positiva.
- f) Transações correntes (em % PIB): [símbolo: TC_PIB] refere-se ao balanço externo do país. O *déficit* em conta corrente (em % PIB) mostra que tanto o setor público como o privado dependem fortemente de recursos externos. A persistência do *déficit* pode levar à incapacidade de pagamento das dívidas em moeda estrangeira. Espera-se uma correlação positiva com o *rating* soberano e negativa com o *spread* soberano.
- g) Taxa de juros do Tesouro Americano de 3 meses: [símbolo JUROS_EUA] é uma variável que tem sido apresentada por diversos autores como o motor do fluxo de capitais para os países emergentes e nas análises do comportamento do *spread* soberano. Além disso, porque um movimento na taxa de juros americana influencia diretamente na capacidade de pagamento dos países endividados em dólar. Optou-se pela taxa de curto prazo, pois o perfil da dívida da maioria dos países emergentes segue essa linha. Quando aumenta a taxa de juros do Tesouro Americano de curto prazo, o *spread* soberano dos países emergentes também aumenta, visando a permanência dos investidores no mercado de capitais interno. Por isso, espera-se um sinal positivo na relação dos juros americanos e o *spread* soberano.

3 – 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).

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 | |
| | 10 | BB- | Incerteza |
| | 9 | B+ | Obrigações em alto risco |
| | 8 | B | |
| | 7 | B- | |
| Default Grade | 6 | CCC+ | Vulnerabilidade corrente para estar ou entrar em default |
| | 5 | CCC | |
| | 4 | CCC- | |
| | 3 | CC | Falência ou default |
| | 2 | C | |
| | 1 | D | |

Fonte: Elaboração própria baseado em *StandardandPoors*, 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 Perrelli (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 possuir maior 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 Perrelli (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).

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
Classificação Standard and Poors

| Período | Ratings Soberanos em Moeda Local | | | | | Ratings Soberanos em Moeda Estrangeira | | | | |
|-------------|----------------------------------|-------------|----------|--------------|-------------|--|-------------|----------|--------------|-------------|
| | Credit Watch | Longo Prazo | Outlook | Credit Watch | Curto Prazo | Credit Watch | Longo Prazo | Outlook | Credit Watch | Curto Prazo |
| 1 01-12-94 | | | | | | start | B | POSITIVO | | |
| 2 18-07-95 | | | | | | upgrade | B+ | ESTÁVEL | | |
| 3 20-12-95 | | | | | | | B+ | POSITIVO | | |
| 4 19-06-96 | start | BB | POSITIVO | | | | B+ | POSITIVO | | |
| 5 02-04-97 | upgrade | BB+ | ESTÁVEL | start | B | upgrade | BB- | ESTÁVEL | start | B |
| 6 10-09-98 | | BB+ | NEGATIVO | confirmed | B | | BB- | NEGATIVO | confirmed | B |
| 7 14-01-99 | downgrade | BB- | NEGATIVO | confirmed | B | downgrade | B+ | NEGATIVO | confirmed | B |
| 8 09-11-99 | | BB- | ESTÁVEL | confirmed | B | | B+ | ESTÁVEL | confirmed | B |
| 9 29-02-00 | upgrade | BB | POSITIVO | confirmed | B | | B+ | POSITIVO | confirmed | B |
| 10 03-01-01 | upgrade | BB+ | ESTÁVEL | confirmed | B | upgrade | BB- | ESTÁVEL | confirmed | B |
| 11 09-08-01 | | BB+ | NEGATIVO | confirmed | B | | BB- | NEGATIVO | confirmed | B |
| 12 02-07-02 | downgrade | BB | NEGATIVO | confirmed | B | downgrade | B+ | NEGATIVO | confirmed | B |

Fonte: StandardandPoors, 2003.

Nota: outlook estável: 0; outlook negativo: -0.33; outlook positivo: +0.33.

2.1 – Detalhamento do Método ML - *Ordered Logit*^{vii}

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: ε é uma variável aleatória. A estimativa segue os pressupostos sobre distribuição de erros ε_i .

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

$$\begin{aligned} y_i = 0 & \quad \text{Se } y_i^* \leq \gamma_1 \\ y_i = 1 & \quad \text{Se } \gamma_1 < y_i^* \leq \gamma_2 \\ y_i = 2 & \quad \text{Se } \gamma_2 < y_i^* \leq \gamma_3 \\ \dots & \quad \dots \quad \dots \\ y_i = M & \quad \text{Se } \gamma_M < y_i^* \end{aligned}$$

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 em $y_i < y_j$. Nesse caso, y_i^* seria uma escala numérica não observada, que posteriormente é transformada em letras (y_i) pelas empresas de *rating*.

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

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

onde F é a função distribuição cumulativa de ε . 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 $z = \gamma_i - x'\beta$. 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:

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

Para uma mudança de x_i , o sinal de β 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 dêem na direção oposta de β para $\Pr(y=0)$. Já a $\Pr(y=2)$ muda na mesma direção de β , 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.

4 – Análise dos Resultados

Os resultados apresentados para a relação entre os *ratings* soberanos e os fundamentos, a seguir, baseia-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.

4.1 – 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^{viii}. 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 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 Limítrofes (γ_j) | | | | |
| 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 – ratings soberanos

| Ratings com outlook | 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 na Tabela 5. 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 diminuísse 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).

Tabela 5 – Probabilidade de ocorrência dos *ratings* soberanos

| Variáveis | Probabilidades de y_i^* com efeitos marginais em pontos percentuais (pp) | | | | | |
|-----------|--|-------------|------------|-------------|-------------|--------------|
| | dP(8,33)/dx | DP(8,67)/dx | dP(9,0)/dx | DP(9,33)/dx | dP(9,67)/dx | dP(10,00)/dx |
| DIV/X | 0.0015 | 0.1029 | 0.0540 | -0.0008 | -0.1035 | -0.0541 |
| DLSP/PIB | 0.0003 | 0.0180 | 0.0095 | -0.0001 | -0.0181 | -0.0095 |
| IPC | 0.0010 | 0.0646 | 0.0339 | -0.0005 | -0.0650 | -0.0340 |
| NFSP/PIB | 0.0014 | 0.0955 | 0.0501 | -0.0007 | -0.0961 | -0.0502 |
| PIB | 0.0002 | 0.0103 | 0.0054 | -0.0001 | -0.0104 | -0.0054 |
| TC/PIB | 0.0003 | 0.0174 | 0.0092 | -0.0001 | -0.0175 | -0.0092 |

Nota: 8,33 = B pos.; 8,67 = B+ neg.; 9,0 = B+ est.; 9,33 = B+ pos.; 9,67 = BB- neg.; 10,0 = BB- est.

O Gráfico 1 confronta os *ratings* soberanos observados e os previstos pelo método *ordered logit*^{ix}. 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.

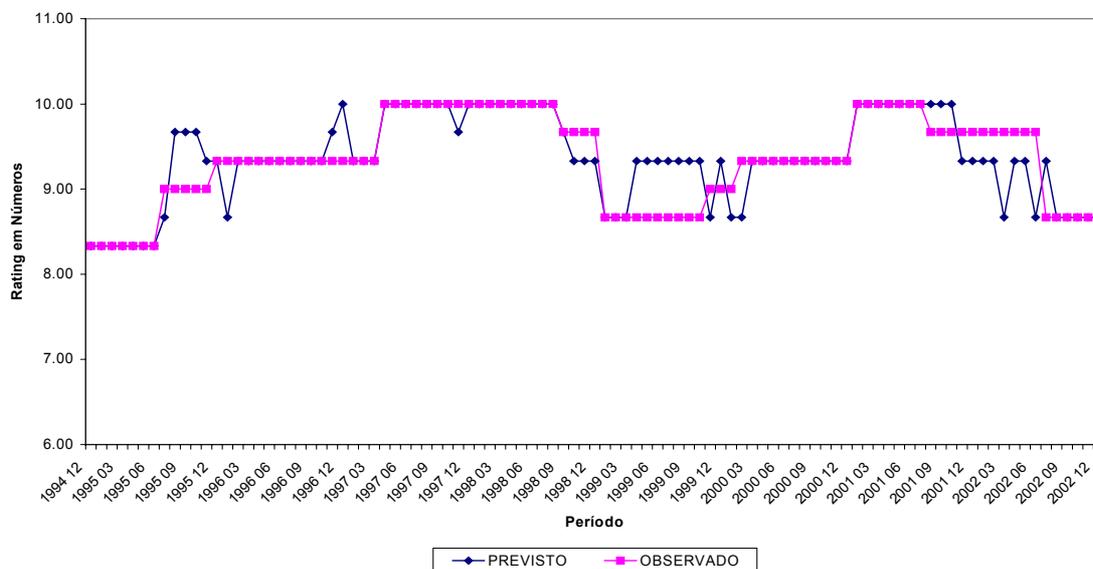
No último trimestre de 2001, novas diferenças podem ser identificadas entre o *rating* observado e previsto. Enquanto os fundamentos mantiveram o *rating* por mais tempo na nota BB- com *outlook* estável, a agência *Standard & Poor's*, em agosto de 2001, rebaixou o *outlook* para negativo. Após essa 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 1

Comportamento do rating soberano observado e previsto, 1994-2002



Fonte: Elaboração do autor.

4.2 – 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)^x 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 R² 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 se salientou 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 e 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 R² 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 6 – Importância dos *ratings* soberanos e fundamentos
Variável Dependente: Log (*spread* Brasil)

| Variáveis Explicativas | (equação 1) | (equação 2) | (equação 3) | (equação 4) | (equação 5) |
|-------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| Contante | 11.201* (9.617) | 4.836* (8.917) | 6.664* (3.906) | 5.403* (4.189) | 6.292* (5.508) |
| <i>Rating</i> | -0.480* (-3.897) | | -0.145 (-1.209) | -0.0804 (-0.791) | -0.159 (-1.861) |
| DIV/X | | 0.035 (1.937) | 0.021 (0.983) | 0.022 (1.068) | |
| PIB | | -0.004 (-0.478) | -0.005 (-0.741) | -0.005 (-0.643) | |
| NFSP/PIB | | 0.167* (4.113) | 0.132* (2.145) | 0.164* (3.315) | 0.144* (3.011) |
| DLSP/PIB | | 0.0522* (4.216) | 0.0428* (2.632) | 0.056* (4.975) | 0.054* (4.711) |
| TC/PIB | | 0.010* (3.351) | 0.006 (1.809) | 0.009* (2.639) | 0.006* (3.902) |
| IPC | | 0.080 (1.755) | 0.056 (1.421) | 0.085* (2.234) | 0.092* (2.616) |
| JUROS EUA | | -3.367 (-0.827) | -5.261 (-1.398) | | |
| R ² 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: *Standard & 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 R² 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. Já em relação ao *rating* soberano, sua baixa representatividade é por que não adicionou 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 seguimos 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 R² 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 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 6, 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. Já com relação a NFSP/PIB e DLSP/PIB, foram relevantes em todas as especificações.

5 – 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 1, pode-se verificar os períodos onde 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.

Bibliografía

- 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]
- BLOOMBERG, L.P., 2003. [www.bloomberg.com]
- BROOKS, R. E FAFF, R. E HILLIER, D. The national market impact of sovereign rating changes. **Journal of Banking & Finance**, article in press, 2003.
- CANTOR, R. E 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]
- CANTOR, R. E PACKER, F. Multiple Ratings and Credit Standards: Differences of Opinion in the Credit Rating Industry. **Research Paper 9527**, December 1995a.
- CANTOR, R. E PACKER, F. Sovereign Credit Ratings. **Current Issues in Economics and Finance**, vol.1, n. 3, June 1995b.
- EICHENGREEN, B. E MODY, A. What Explains Changing Spreads on Emerging-market debt: fundamentals or market sentiment? **NBER Working Paper Series**, wp 6408, February 1998.
- FERRI, G. LIU, L. G. E 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]
- FMI. **Credit Ratings and the recent crises**. 1999b. [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. E MARK, N. E 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]
- 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]
- LARRAÍN, F. E REISEN, H. E 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. **Información Económica: Mercado de Capitales**, fevereiro 2003. [www.mecon.gov.ar]
- MONFORT, B. E MULDER, C. Using Credit Rating for Capital Requeriments 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], 1999.
- MULDER, C. E 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. E GRANDES, M. Country Risk: Economic Policy, Contagion effect or Political Noise? **Journal of Applied Economics**, vol. IV, nº 1, May 2001.
- OKS, D. E 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. E 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],
- 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]
- Global Financial System Stress. 2001. [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, serie 4, p.380-408, 2002.

ⁱ As preocupações e 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).

ⁱⁱ Em janeiro de 1999, o câmbio administrado em vigor desde a implantação do Plano Real foi substituído pelo flutuante.

ⁱⁱⁱ 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.

^{iv} O FMI considera os países como industrializados ou não industrializados. (FMI, 1999a).

^v Cantor e Packer (1996) argumentam que outros estudos tiveram resultados similares entre o *ordered probit* e MQO com amostras grandes.

^{vi} Em Cantor e Packer (1996), os *fundamentos* se apresentam em séries anuais.

^{vii} Esta seção baseia-se em Greene (2000, cap.19) e Eviews (1998).

^{viii} Os resultados desconsiderando as variáveis PIB (taxa de crescimento do PIB) e IPC (taxa de inflação) encontram-se disponíveis com o autor.

^{ix} 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*.

^x Para essa estimação, também se obteve os resultados com o *spread* em pontos base. Os sinais dos coeficientes, significância dos respectivos testes t e o R² ajustado e estatística F, levaram às mesmas conclusões.