1200302820

FABIO MELE DALL'ACQUA

RISCO SOBERANO BRASIL : UMA EXPLICAÇÃO DO *SPREAD* E DOS *OUTLIERS*

Dissertação apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo – Fundação Getúlio Vargas, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Administração de Empresas.

Orientador: Prof. Dr. Cláudio Vilar Furtado

Fundação Getulio Vargas
FGV Escola de Administração de Empresas de São Paulo
Biblioteca
2820/2003
1200302820

SÃO PAULO

2003

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador e seu filho Alexandre, sem os quais este trabalho teria sido ainda mais árduo.

À minha esposa e meus demais familiares, pelo apoio total e incondicional, inclusive nos fins de semana e noites em que deles me afastei física ou espiritualmente.

Aos meus colegas de trabalho, que tão solicitamente, em momentos importantes, cobriram minhas ausências.

Aos meus colegas de MPA, com quem aprendi a ser uma pessoa melhor.

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS i
LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS iii
1 INTRODUÇÃO 1
1.1 Objetivo 1
1.2 O risco soberano e sua mensuração 3
1.3 O *EMERGING MARKET BOND INDEX* (EMBI) e sua metodologia 5
1.4 A dívida externa brasileira e seus respectivos títulos transacionados 7
1.5 Revisão bibliográfica e principais resultados empíricos 19
2 METODOLOGIA E COMPARAÇÃO DO PRÊMIO DE RISCO 32
2.1 Descrição do modelo de análise 32
2.2 Fonte e análise dos dados 33
2.3 Explicando as variáveis de risco utilizadas no modelo 35
2.4 Testes de especificação do modelo 40
3 RESULTADOS 45
3.1 Síntese dos resultados 45
3.2 Análise dos *outliers* 47
4 CONCLUSÃO E SUGESTÃO PARA FUTUROS ESTUDOS 56
APÊNDICE 1: CARACTERÍSTICAS DOS TÍTULOS DA DÍVIDA EXTERNA BRASILEIRA 60
APÊNDICE 2: *EMERGING MARKETS BOND INDEX PLUS* (EMBI$^+$) 63
APÊNDICE 3: TESTES DO MODELO 64
BIBLIOGRAFIA 75

LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS

GRÁFICO 1 – *SPREAD* DE RISCO 4
GRÁFICO 2 – EMBI^{+} *versus* EMBI (%) 6
GRÁFICO 3 – RISCO BRASIL – TÍTULOS EXTERNOS 23
TABELA 1 –ESTIMAÇÃO DO MODELO 25
TABELA 2 – ESTIMAÇÃO DO MODELO PROPOSTO 33
TABELA 3 – CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO 33
GRÁFICO 4 – DÍVIDA LÍQUIDA EXTERNA DO SETOR PÚBLICO EM DÓLARES SOBRE O PIB 39
GRÁFICO 5 – JUROS MAIS IMPORTAÇÃO SOBRE EXPORTAÇÃO EM DÓLARES 39
GRÁFICO 6 – COMPORTAMENTO DO MODELO PROPOSTO *VERSUS* O *SPREAD* DO *C-BOND* 42
GRÁFICO 7: COMPARAÇÃO DO MODELO COM E SEM *DUMMIES* 44

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo propor um exame sistemático do chamado *prêmio do risco soberano dos títulos emitidos pelo governo brasileiro* que permita a categorização dos fatores que possam ser entendidos como geradores do conceito de risco soberano. Para isso, usam-se os métodos estatísticos de regressão linear, buscando explicar por variáveis independentes o prêmio de risco. O estudo, baseando-se em critério mercadológico, utiliza o *C-Bond* (*Capitalization Bond*) como referencial para cálculo do prêmio de risco Brasil, pois é através dessa variável que os participantes mais freqüentemente medem o risco soberano Brasil. Atualmente, a grande maioria das instituições financeiras brasileiras e internacionais utilizam o *spread*, que é o prêmio de juros pago sobre a taxa livre de risco desse título para parametrizar o prêmio de risco Brasil das suas posições. Há quem possa questionar o porquê da não-utilização do EMBI-Brasil, que é a metodologia do banco JP Morgan para a mensuração do prêmio de risco, mas isso exigiria uma discussão conceitual mais aprofundada sobre a metodologia de cálculo deste índice, que não goza de uma grande base de aceitação no mercado. Mais à frente, este trabalho irá examinar os critérios metodológicos de cálculo do EMBI. Apresenta-se como resultado do trabalho um modelo que é simultaneamente conciso – pelo pequeno número de variáveis que o compõem, em contraposição ao número elevado de variáveis explicativas citadas na literatura sobre o tema – e eficiente, uma vez que ele estima relativamente bem o *spread* Brasil, permitindo explicar com boa margem de precisão o comportamento do risco soberano e compará-lo aos *ratings* privados e das principais agências internacionais. Como resultado final, tendo em vista depoimentos colhidos de participantes do mercado, são analisados os *outliers* – isto é, os fenômenos não-antecipados ocorridos no período desta análise que não puderam ser explicados por meio das variáveis incluídas no modelo – e que contribuições e conclusões se pode auferir a partir deles.

1 INTRODUÇÃO

1.1 OBJETIVO

Como é do conhecimento da grande maioria de participantes da comunidade financeira, os níveis de juros praticados pelo Brasil indicam que ele é um país considerado pelos mercados financeiros como de alto risco.

O reflexo disso é medido dia a dia pelos mercados por meio do nível de juros local, da volatilidade do preço dos ativos transacionados no mercado de valores mobiliários (Bolsa de Valores), do mercado de títulos da dívida externa e dos índices gerais calculados por diversas instituições financeiras.

Recentemente, o mercado tem cada vez mais uniformizado sua leitura do risco Brasil por meio do *spread over treasury* do *C-Bond*, um título da dívida externa brasileira que vence no ano de 2015 e que oferece aos investidores um nível bastante elevado de liquidez considerando os demais ativos de mercados emergentes.

Nos últimos anos, a discussão acerca de tal tema tem se tornado cada vez mais freqüente e tem levado as autoridades brasileiras a buscar os fundamentos e os motivos que levam os investidores internacionais a exigir taxas de juros tão elevadas para o financiamento do governo brasileiro.

Este trabalho tem como objetivo desenvolver um modelo de explicação do *spread over treasury* do *C-Bond* que permita a categorização dos fatores que geram o conceito de prêmio de risco soberano a partir de seus componentes, para poder comparar com o ocorrido e explicar as eventuais discrepâncias.

Dizem GARCIA e DIDIER (2000, p. 6):

> Pode-se definir Risco Soberano como aquele referente à capacidade e à vontade de um país em pagar o principal e os juros de sua dívida nas datas previstas em contrato. Pela definição acima, percebe-se que o Risco Soberano não é uma entidade única e mensurável. Ao contrário, o prêmio da taxa de juros (*spread*) a que ele dá origem é uma construção associável a diversas variáveis talvez diretamente observáveis.

Propõe-se uma categorização de variáveis mais simplificada que as apresentadas pelas mais reputadas agências internacionais de *rating* para determinação do risco soberano, as quais alegam utilizar cerca de oito indicadores de risco.

Os resultados obtidos permitem trabalhar com apenas três variáveis, apoiadas em variáveis quantitativas e disponíveis para o público. Em contraposição, as agências de *rating* empregam, muitas vezes, variáveis qualitativas, além de informações de difícil acesso.

O objetivo final deste estudo é, a partir das variáveis selecionadas, construir um modelo de mensuração de risco soberano que seja, a um só tempo, simples construir – em função do número e da disponibilidade de informações sobre as variáveis envolvidas – e consistente, isto é, compatível com os resultados obtidos por entidades de renome no ramo, e que usam modelos mais complexos.. A partir desse modelo, explica-se o porquê da ocorrência dos *outliers*[1].

Para perseguir este objetivo, procura-se identificar os principais indicadores macroeconômicos que influenciam a tomada de decisão dos investidores em relação aos títulos públicos brasileiros, visando não apenas possibilitar a avaliação do prêmio de risco decorrente dos títulos públicos brasileiros, mas também fornecer subsídios para melhor se entender a trajetória do risco Brasil. Com esse conhecimento mais profundo do comportamento do prêmio de risco Brasil, torna-se mais fácil trabalhar para a diminuição do custo do capital externo para o Brasil, viabilizando assim a retomada de crescimento do país.

Para tanto, busca-se encontrar um modelo de expectatitvas adaptativas fundamentado em técnicas estatísticas que possam predizer no curto prazo o *spread over treasury* dos *C-Bonds* brasileiros. Dessa maneira, espera-se

---

[1] Um *outlier* representa um fenômeno ou mesmo um movimento de impacto significativo e não-antecipado ocorrido em determinado período de análise. Estatisticamente, os *outliers* são pontos que caem em uma região muito afastada do centro da distribuição da amostra.

determinar os fatores relevantes para se justificar a grande diferença entre os juros exigidos para a compra de títulos públicos brasileiros e os exigidos dos países mais desenvolvidos.

1.2 O RISCO SOBERANO E SUA MENSURAÇÃO

Em virtude da globalização, os países desenvolvidos estão muito próximos de uma integração ampla dos mercados financeiros, em particular dos de títulos da dívida pública. Exemplo claro disso é o Mercado Comum Europeu e a sua unificação monetária.

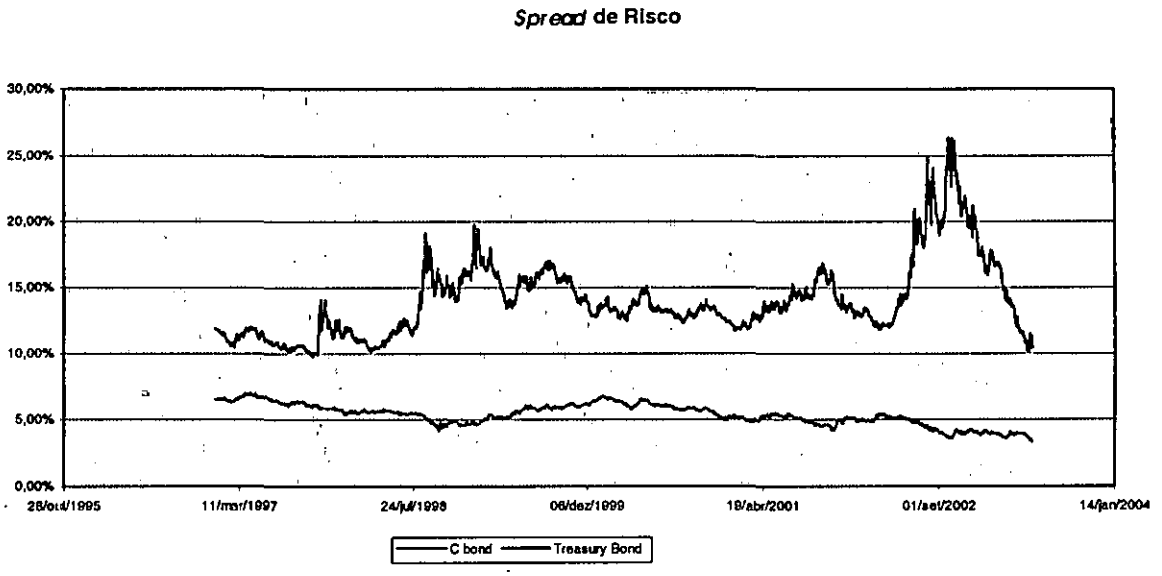
Essa integração financeira exerce papel fundamental na livre circulação de capitais entre esses países, contribuindo para a rápida evolução de seus mercados financeiros. Já para os mercados emergentes – e no caso específico do Brasil –, a experimentação de maior liberdade no fluxo de capitais veio a ocorrer apenas nos anos 90.

Embora atualmente haja maior liberdade desse fluxo, o mercado ainda está um pouco distante do que se poderia chamar de mobilidade perfeita de capitais. Caso se considere uma taxa de juros entre vários países denominada na mesma moeda, o prêmio de risco país estará expresso pela diferença entre as taxas que seriam equalizadas pelos fluxos de capital.

Assim, a diferença entre as taxas de juros é o que se chama de prêmio de risco, pois ela afeta os *yields* de todos os ativos financeiros emitidos pelo governo do país. Para países considerados como desenvolvidos (como os integrantes do chamado *G-10*), é desprezível a diferença entre as taxas de juros dos títulos públicos transacionados no mercado internacional, o que faz supor que não há um prêmio de risco país que afete de maneira substantiva seus ativos financeiros. Já com relação aos países emergentes, uma observação empírica indica altas diferenças entre os títulos emitidos por seus governos e suas empresas e aqueles emitidos pelos governos dos países do G-10 denominados na mesma moeda. Essa diferença (ver exemplo no gráfico 1) é o que se denomina prêmio de risco país (GARCIA e DIDIER, 2000).

No caso do Brasil, para este estudo toma-se como base de mensuração do prêmio de risco Brasil, o *spread over treasury* do *C-Bond*, que, conforme a abordagem acima exposta, representa a diferença entre a taxa de juros do Brasil e a taxa praticada pelos mercados internacionais (libor).

GRÁFICO 1 – *SPREAD* DE RISCO



FONTE: Base de dados do Banco Credit Suisse First Boston

Assim, a forma de medir o risco Brasil através de títulos públicos emitidos e negociados no exterior, cujos rendimentos são expressos em US$, é retirar do rendimento do título no mercado secundário (*secondary market yield*) o rendimento de um título considerado de risco zero, como um bônus do tesouro norte-americano, de mesma *duration*.

O *C-Bond* é o título considerado para esta análise. Os *C-Bonds* (*Brazil Capitalization Bonds*) são títulos soberanos emitidos em 15 de abril de 1994 (US$7,387 milhões de valor de face), com maturidade longa, vencendo em 15 de abril de 2014. Inicialmente, o IDU era o mais líquido título brasileiro negociado no exterior. Entretanto, ele foi perdendo liquidez e venceu totalmente em 2001.

Com isso, o *C-Bond* se tornou o título mais líquido de todos os *Brady Bonds*[2], sendo o principal título da dívida externa brasileiro e possivelmente de todo o mercado emergente.

---

[2] *New Money Bond, Debt Conversion Bond, Discount Bond Par Bond, Front-Loaded Interest Reduction Bond* (FLIRB), *Capitalization Bond (C-Bond)* e *El Bond*.

Além dos aspectos políticos e econômicos, a explicação para a existência dessa diferença está também na imperfeita mobilidade de capitais, que muitas vezes é derivada das mais diversas barreiras existentes nos mercados financeiros: custos transacionais, custos de informação, controles de capital, taxações discriminatórias para estrangeiros e risco de moratória. Assim, o risco soberano é um quadro da situação econômica e financeira de certo país, refletindo sua estabilidade política e sua capacidade histórica de arcar com suas obrigações financeiras.

Conforme visto, neste trabalho será analisado, no caso particular do Brasil, o comportamento do *C-Bond* à vista das variáveis econômicas do país. Antes, porém, de analisar as características dos papéis brasileiros – mais especificamente do *C-Bond* –, ver-se-á como ocorreu o processo de formação da dívida hoje existente.

1.3 O *EMERGING MARKET BOND INDEX* (EMBI) E SUA METODOLOGIA

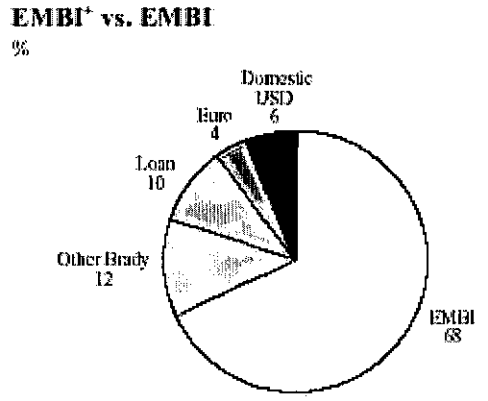
Segundo a metodologia do *JP Morgan Securities Inc.* publicada em seu *site* em 12 de julho de 1995, o risco país ou o *Emnerging Markets Bond Index Plus* (EMBI$^+$) é um índice que rastreia o mercado secundário dos títulos públicos das dívidas externas dos países emergentes.

Inicialmente, o mercado secundário de títulos públicos de dívida externa era apropriado somente para os bancos comerciais, como os credores de empréstimos para aqueles países. Atualmente, os investidores predominantes são os institucionais, incluindo os fundos de pensão, os fundos mútuos e as companhias seguradoras.

No princípio, o EMBI avaliava o mercado dos *bradies* (títulos públicos da dívida externa emitidos por ocasião da renegociação dos países emergentes no início dos anos 90, incentivados por iniciativa de Nicholas Brady, então Secretário do Tesouro norte-americano). A partir de então, o mercado para empréstimos a países emergentes e os instrumentos (tipos de títulos) de mercado

local e de eurobônus começaram a diversificar os perfis de fluxos de caixa e de crédito de seus portfólios. Para atender a esse mercado, foi criado o EMBI$^+$, a fim de suprir a necessidade de os investidores obterem um *benchmark* (meta de rentabilidade) mais amplo do que o oferecido pelo EMBI, conforme se pode observar no gráfico seguinte:

GRÁFICO 2 – EMBI$^+$ *VERSUS* EMBI (%)



FONTE: JP Morgan Securities Inc. Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI$^+$): Methodology.

O EMBI foi escolhido para capturar o segmento altamente líquido do mercado dos títulos da dívida externa, cerca de 90% dos valores de face (ou nominais) do mercado. O EMBI$^+$ foi criado devido à necessidade de incluir outros mercados. O resultado final é que o EMBI$^+$ é mais diversificado do que o EMBI. Atualmente, ele inclui 14 países (cinco além dos incluídos no EMBI) e 49 tipos de títulos (26 além do existentes no EMBI). Em anexo a este trabalho encontra-se uma tabela descritiva com as características dos *bonds* que compõem este índice.

Os principais instrumentos de investimento medidos através do EMBI$^+$ são *Brady Bonds*, *Loans* e *Eurobonds* e *money market* local denominado em dólar. Esse universo pode ser visto como o mercado de dívida dos países em moeda estrangeira.

Os instrumentos que participam do EMBI$^+$ devem atender a quatro critérios básicos: a) precisam ter pelo menos US$500 milhões de valor de face por emissão; b) devem apresentar a classificação BBB+ / Baa1 ou inferior, a fim

de se enquadrar em padrões de país emergente para a dívida externa; c) devem ter mais de um ano para o vencimento; d) devem poder ser liquidados internacionalmente via Euroclear ou Cedel.

O EMBI+ apresenta um índice geral composto em sua maior parte (68%) por instrumentos de países latino-americanos, entre os quais o Brasil, o que reflete o tamanho e a liquidez da dívida externa latino-americana. As emissões em dólar representam mais de 95% do índice, sendo o restante representado por euro, yen e franco suíço. Vale observar que 98% deste índice é composto por dívida soberana, com exceção apenas do México, que inclui duas empresas.

O cálculo do retorno total para o título da dívida externa do país emergente constitui forma de aferir lucro econômico ao manter dado título de dívida. Na sua forma mais simples, ele é baseado na noção de fluxo de caixa de entrada e de saída, isto é, o que é pago pelo título na compra inicial e o que é recebido quando da sua venda. A equação de cálculo captura os três principais componentes de um valor do ativo em renda fixa: preços, fluxo de caixa (cupom e amortização) e tipo de moeda.

Os instrumentos são selecionados para participar do índice EMBI$^+$ por país em função da estrutura de capitalização dos próprios países, mantendo a proporcionalidade com a dívida soberana. Essa talvez seja a principal razão pela qual o EMBI$^+$ não é unânimimente aceito no meio financeiro. Ao levar em conta apenas a estrutura de capital e não aspectos que representem o tamanho da economia do país, podem ocorrer situações semelhantes à da Argentina, que antes do *default*, tinha maior representatividade no índice do que o Brasil.

O EMBI$^+$ Brasil segue o princípio da proporcionalidade e da variação diária dos títulos para fins de cálculo médio do risco país.

1.4 A DÍVIDA EXTERNA BRASILEIRA E SEUS TÍTULOS TRANSACIONADOS

Em 15 de abril de 1994, o Brasil e os bancos comerciais credores firmaram um acordo que encerrou 12 anos de esforços para a reestruturação da dívida

externa brasileira. O Plano Brady foi um acordo que reestruturou a dívida de médio e longo prazos (principal vencido e vincendo, assim como juros devidos e não pagos no período de 01.01.91 a 15.04.94) do setor público brasileiro junto aos credores privados estrangeiros.

O governo americano, com o intuito de amenizar e, se possível, resolver o problema, lançou, em março de 1989, uma nova proposta para a dívida externa, formulada pelo então Secretário do Tesouro dos EUA, Nicholas Brady. Pela primeira vez o governo americano reconhecia a necessidade de reduzir a dívida externa dos países altamente endividados.

O Plano Brady não considerava as especificidades e detalhes a serem negociados entre cada nação e seu credor externo, mas delineava o mecanismo geral para atingir a redução da dívida. As nações tinham que, por meio de redução da taxa de juros ou de redução do principal, negociar com os bancos credores para reduzir seus passivos.

Sob o mesmo esquema, as nações deveriam apresentar aos bancos várias opções para a redução da dívida. Ao mesmo tempo, alguns bancos poderiam optar por fornecer novos créditos à nação devedora, em vez de aceitar a redução da dívida.

A renegociação nos moldes do Plano Brady não foi fácil, demandando considerável lapso de tempo. O Brasil suspendeu unilateralmente a remessa de alguns pagamentos de juros para o exterior em julho de 1989. A verdade é que, durante toda a década de 80, o Brasil enfrentou notórias dificuldades para o pagamento do serviço de sua dívida externa, pois não conseguiu gerar uma capacidade de pagamento de suas obrigações externas na magnitude requerida pelos acordos que assinou com seus credores, o que provocou um quadro de instabilidade macroeconômica. Esses acordos superestimavam a real capacidade do país de gerar interna e externamente os recursos necessários ao cumprimento das obrigações resultantes.

Foi na década de 90 que se efetivou a renegociação da dívida externa proposta pelo Plano Brady. A renegociação brasileira foi realizada sob regime de moratória parcial. Nos termos da Resolução n.º 1.838 do Conselho Monetário Nacional, foram remetidos apenas 30% dos juros da dívida durante a fase inicial de negociação. Em 9 de julho de 1992 o Brasil obteve um acordo preliminar com os bancos comerciais. As trocas foram realizadas em 1994.

O elemento essencial de acordos desse tipo é a renovação da dívida mediante sua troca por bônus de emissão do governo do país devedor, cujos termos envolvem abatimento do encargo da dívida, seja sob a forma de redução de seu principal, seja por alívio da carga de juros. (CALDERON e FONTES, 1997)

Para estimular a adesão dos credores, alguns bônus contaram com garantia integral ou parcial de pagamento do principal e/ou de juros. A garantia do principal foi dada, na maioria das vezes, sob a forma de caução de títulos emitidos pelo tesouro americano, cujo montante de resgate, quando de seu vencimento, pode ser utilizado no pagamento de principal dos bônus.

A garantia de juros, por sua vez, pode tomar a forma de depósito efetuado em conta especial, em montante reinvestido de forma previamente acordada, e computado como parte integrante das reservas internacionais do país. Na aquisição das garantias, o país devedor conta eventualmente com financiamento oriundo dos organismos multilaterais – Fundo Monetário Internacional e Banco Interamericano de Desenvolvimento.

O acordo firmado entre o Brasil e seus credores privados externos contemplou as obrigações de responsabilidade do setor público brasileiro, e nele se efetivou, num primeiro instante, a troca da dívida por uma combinação de seis novos bônus de emissão da República, com o que se tem:

a) títulos anteriores ao Plano Brady: *Brazilian Investment Bond*, *"Old" New Money Bond* e *Interest Due and Unpaid Bond* (IDU);
b) títulos emitidos no Plano Brady: *New Money Bond*, *Debt Conversion Bond*, *Discount Bond*, *Par Bond*, *Front-Loaded Interest Reduction Bond*, *Capitalization Bond (C-Bond)* e *Elegible Interest Bond* (EI). (fonte: Tesouro Nacional, 2003).

Esses bônus apresentam as características a seguir especificadas:

Brazilian Investment Bond (Exit Bond)

Emitido na reestruturação de 1988, este tipo de título não estaria sujeito a novas renegociações. Não tem garantia de principal ou juros e paga taxas fixas.

Emissor	República Federativa do Brasil
Montante emitido	US$ 1,05 bilhão
Data de emissão	31.08.1989
Data de vencimento	15.09.2013
Cupom	6,0% ao ano
Convenção para cálculo	mês-calendário/ano com 360 dias
Datas de pagamento de juros	15 de março e 15 de setembro
Amortização	30 pagamentos semestrais; início: 15.03.1999
Tipo do título	Ao portador ou nominativo
Denominação mínima	US$ 250.000,00
Condições para resgate antecipado	Não são resgatáveis antecipadamente.
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeita a regulamentações específicas

("Old") New Money Bond ("Old" NMB)

Tipo de título emitido durante a reestruturação da dívida de 1988, tem cupom flutuante e teve o processo de amortização iniciado em abril de 1993.

Emissor	Banco Central do Brasil
Montante emitido	US$ 675 milhões
Data de emissão	14.11.1988
Data de vencimento	15.10.1999
Cupom	libor de 6 meses + 81,25 bp ao ano
Convenção para cálculo	mês-calendário/ano com 360 dias
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro
Amortização	14 pagamentos semestrais; início: 15.04.1993
Tipo do título	Ao portador
Denominação mínima	US$ 250.000,00
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeita a regulamentações específicas

Interest Due and Unpaid Bond (IDU)

Este tipo de título, emitido em novembro de 1992, com datas retroativas a 01 de janeiro de 1991, teve origem nos juros atrasados e não pagos no período de julho de 1989 a dezembro de 1990. Não teve garantia de principal ou juros. Pagou taxas flutuantes e foi amortizado desde janeiro de 1994. Uma segunda emissão ocorreu em 18 de março de 1993.

Emissor	República Federativa do Brasil	
Montante emitido	US$ 7,20 bilhões	
Data de emissão	20.11.1992	
Data de vencimento	01.01.2001	
Cupom	Ano	Taxa (ao ano)
	1	7,8125%
	2	8,375%
	3	8,75%
	A partir de 01.01.1994	libor de 6 meses + 81,25 *basis points*
Convenção para cálculo	mês-calendário/ano com 360 dias	
Datas de pagamento de juros	01 de janeiro e 01 de julho	
Amortização	A partir de janeiro de 1994, em 15 pagamentos semestrais	
	Semestre	Pagamento
	1–3	(% do principal)
	4–6	1,0%
	7	2,0%
	8–10	4,0%
	11–15	8,5%
		12,3%
Tipo do título	Ao portador ou nominativo	
Denominação mínima	US$ 1.000,00	
Condições para resgate antecipado	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento	
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeita a regulamentações específicas	

New Money Bond (NMB)

Originado da opção de *New Money* no contexto do Plano Brady, este tipo de título de 15 anos paga taxas flutuantes, e a amortização ocorre em 17 pagamentos semestrais iguais, a partir de 15 de abril de 2001.

Emissor	República Federativa do Brasil
Montante emitido	US$ 2,10 bilhões
Data de emissão	15.04.1994
Data de vencimento	15.04.2009
Cupom	libor de 6 meses + 87,5 *basis points* ao ano
Convenção para cálculo	mês-calendário/ano com 360 dias
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro
Amortização	17 pagamentos semestrais; início: 15.04.2001
Tipo do título	Ao portador ou nominativo
Denominação mínima	US$ 250.000,00
Condições para resgate antecipado	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento. O governo brasileiro pode recomprar os títulos após a conclusão do processo de *phase-in.*
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeita a regulamentações específicas; conversível pelo valor de face.

***Debt Conversion Bond* (DCB)**

Originado da opção de *New Money* no contexto do Plano Brady, este tipo de título de 18 anos paga taxas flutuantes, e sua amortização ocorre em 17 pagamentos iguais, após um período de 10 anos de carência.

Emissor	República Federativa do Brasil
Montante emitido	US$ 8,5 bilhões
Data de emissão	15.04.1994
Data de vencimento	15.04.2012
Cupom	libor de 6 meses + 87,5 bp ao ano
Convenção para cálculo	mês-calendário/ano com 360 dias
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro
Amortização	17 pagamentos semestrais; início: 15.04.2004
Tipo do título	Ao portador ou nominativo
Denominação mínima	US$ 250.000,00
Condições para resgate antecipado	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento. O governo brasileiro podia recomprar os títulos após a conclusão do processo de *phase-in.*
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeita a regulamentações específicas; conversíveis pelo valor de face.

Discount Bond

É um tipo de título com taxas de juros flutuantes de 30 anos emitido no contexto do Plano Brady, com desconto de 35% sobre o valor de face da dívida convertida. A garantia de principal consistiu em títulos *zero coupon* de emissão do tesouro dos EUA, ao passo que a garantia do pagamento de 12 meses de juros decorreu de depósitos em moeda americana ou em investimentos de baixo risco (classificados AA ou superior) feitos pelo governo brasileiro. A entrega das garantias ocorreu nas quatro primeiras datas de pagamento de juros, com a conclusão do processo em 15 de abril de 1996.

Emissor	República Federativa do Brasil
Montante emitido	US$ 7,3 bilhões
Montante após conclusão do *phase-in*	US$ 7,3 bilhões
Data de emissão	15.04.1994
Data de vencimento	15.04.2024
Cupom	libor de 6 meses + 81,25 bp ao ano
Convenção para cálculo	mês-calendário/ano com 360 dias
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro
Amortização	No final *(bullet)*
Tipo do título	Ao portador ou nominativo
Denominação mínima	US$ 250.000,00
Condições para resgate antecipado	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento. O governo brasileiro pode recomprar os títulos após a conclusão do processo de *phase-in.*
Garantias colaterais	
Principal	Garantido por títulos *zero* cupom de emissão do tesouro dos EUA
Juros	Investimentos de baixo risco suficientes para cobrir 12 meses de juros à taxa de 8% ao ano
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeito a regulamentações específicas; conversíveis pelo valor de face.

Par Bond

Tipo de título de 30 anos com taxas de juros fixas escalonadas por período, emitido no contexto do Plano Brady. A garantia do principal consiste em títulos *zero* cupom do tesouro dos EUA, ao passo que a garantia do pagamento de 12 meses de juros decorre de depósitos em moeda americana ou em investimentos de baixo risco (classificados AA ou superior) feitos pelo governo brasileiro. A entrega das garantias ocorreu nas quatro primeiras datas de pagamento de juros, com a conclusão do processo em 15 de abril de 1996.

Emissor	República Federativa do Brasil
Montante emitido	US$ 8,56 bilhões
Montante após conclusão do *phase-in*	US$ 10,51 bilhões
Data de emissão	15.04.1994
Data de vencimento	15.04.2024
Cupom	Ano: Taxa (ao ano) 1: 4,00% 2: 4,25% 3: 5,00% 4: 5,25% 5: 5,50% 6: 5,75% 7 a 30: 6,00%
Convenção para cálculo	mês com 30 dias/ano com 360 dias
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro
Amortização	*bullet*
Tipo do título	Ao portador ou nominativo
Denominação mínima	US$ 250.000,00
Condições para resgate antecipado	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento de juros. O governo brasileiro pode recomprar os títulos após a conclusão do processo de *phase-in.*
Garantias colaterais	
Principal	Garantido por títulos *zero* cupom de emissão do tesouro dos EUA
Juros	Investimentos de baixo risco suficientes para cobrir 12 meses de juros à taxa de 6% a.a.
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Aptos a participar do PND, de acordo com regulamentação específica, com desconto inicial de 35% no valor de face, decrescente até a conversão pelo valor de face no vencimento.

***Front-Loaded Interest Reduction Bond* (FLIRB)**

É um título emitido no contexto do Plano Brady, com taxas de juros fixadas em níveis inferiores aos demais e crescentes até o sexto ano, pagando taxas flutuantes a partir do sétimo ano. Tem garantias, sob a forma de depósitos em moeda americana e investimentos de baixo risco, para o pagamento de 12 meses de juros até o sexto ano.

Emissor	República Federativa do Brasil	
Montante (atual) emitido	US$ 1,7 bilhão	
Data de emissão	15.04.1994	
Data de vencimento	15.04.2009	
Cupom	Ano	Taxa (ao ano)
	1	4,00%
	2	4,00%
	3	4,50%
	4	4,50%
	5	5,00%
	6	5,00%
	7 a 15	libor de 6 meses + 81,25 bp
Convenção para cálculo	mês com 30 dias (ano 1 ao 6), mês-calendário (ano 7 a 15)/ano com 360 dias	
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro	
Amortização	13 pagamentos semestrais; início: 15.04.2003	
Tipo do título	Ao portador ou nominativo	
Denominação mínima	US$ 250.000,00	
Condições para resgate antecipado	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento.	
Garantias colaterais		
Juros	Investimentos de baixo risco suficientes para cobrir 12 meses de juros à taxa de 5% ao ano. Esta garantia deixou de existir a partir do sétimo ano.	
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeita a regulamentação específica; aptos a participar do PND com desconto.	

Capitalization Bond (C-Bond)

Emitido no contexto do Plano Brady, este tipo de título tem o principal acrescido da diferença entre as taxas estabelecidas (cupom) até o sexto ano e 8,0% ao ano. Não tem garantias colaterais de principal ou juros.

Emissor	República Federativa do Brasil	
Montante emitido	US$ 7,30 bilhões	
Data de emissão	15.04.1994	
Data de vencimento	15.04.2014	
Cupom	Ano	Taxa (ao ano)
	1-2	4,0%
	3-4	4,5%
	5-6	5,0%
	7-20	8,0%
Capitalização	A diferença entre 8.0% ao ano e o cupom pago durante os anos 1-6 será capitalizado no principal.	
Convenção para cálculo	mês com 30 dias/ano com 360 dias	
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro	
Amortização	21 pagamentos semi-anuais, início em 15.04.2004	
Tipo do título	Ao portador ou nominativo	
Denominação mínima	US$ 250.000,00	
Condições para resgate antecipado	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento. O governo brasileiro pode recomprar os títulos após a conclusão do processo de *phase-in.*	
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeita a regulamentação específica; aptos a participar do PND com desconto.	

Eligible Interest Bond (EI-Bond)

Tipo de título emitido para substituir os juros acordados e não pagos entre 1991 e a data da conversão. Paga taxas flutuantes e não tem garantia de principal ou juros.

Emissor	República Federativa do Brasil
Montante emitido	US$ 5,60 bilhões
Data de emissão	15.04.1994
Data de vencimento	15.04.2006
Cupom	libor de 6 meses + 81.25 bp ao ano
Convenção para cálculo	mês-calendário/ano com 360 dias
Datas de pagamento de juros	15 de abril e 15 de outubro
Amortização	A partir de 15.04.1997, da seguinte forma: Semestre — Pagamento (% do principal) 1-7 — 1,0% 8 — 5,0% 9-19 — 8,0%
Tipo do título	Ao portador ou nominativo
Denominação mínima	US$ 250.000,00
Condições para resgate	Resgatáveis ao valor de face em cada data de pagamento. O governo brasileiro pode recomprar os títulos após a conclusão do processo de *phase-in.*
Utilização no Programa Nacional de Desestatização	Sujeito a regulamentação específica; aptos a participar do PND.

Após o Plano Brady, o governo brasileiro adotou várias medidas para atrair os capitais estrangeiros para o país, a fim de que eles ajudassem a financiar o elevado déficit da conta-corrente. Dentre as medidas utilizadas, a principal foram *spreads* bastante elevados em novas emissões. De janeiro de 1992 a junho de 1994, por exemplo, a taxa média anualizada de juros internos foi 8,21 vezes superior à taxa de juros internacional em termos comparáveis, ou seja, numa mesma moeda de referência. (CALDERON e FONTES, 1997)

Esse movimento acabou estimulando as empresas privadas a priorizar seus financiamentos através da tomada de recursos no mercado externo, o que contribuiu para que, em meados dos anos 90, a dívida externa privada superasse a dívida externa pública.

Tais medidas impulsionaram o Brasil para uma maior abertura junto aos mercados de capitais, culminando num processo contínuo de emissão de *bonds*, que ajudaram a equilibrar as contas externas e a fazer frente às obrigações a vencer.

Assim, após a renegociação da dívida externa, o Brasil voltou, a partir de 1995, a captar recursos no mercado financeiro internacional. Tais recursos foram utilizados para ampliar e diversificar as reservas internacionais e para abater a dívida mobiliária interna. Contudo, a maior vantagem das novas emissões externas foi a formação de uma base de investidores no longo prazo, o que consolidou a abertura de novos mercados e viabilizou um maior leque de alternativas para o financiamento do setor público brasileiro.

A sistemática de emissão de títulos públicos soberanos no mercado internacional caracteriza-se por ofertas públicas não-regulares, cujos montantes totais foram inicialmente definidos pela Resolução n.º 57/95 do Senado Federal (www.tesouro.fazenda.gov.br) e podem ser alterados por meio de nova resolução, à medida em que os limites máximos forem sendo atingidos.

De modo geral, o processo de emissão tem por base a estratégia de financiamento do Tesouro Nacional. A partir dela, são definidos, com base em análise das condições de mercado, quais seriam as melhores opções em termos de prazos, moedas e mercados a serem acessados em determinado momento.

A colocação dos títulos a serem emitidos conta, em regra, com a colaboração de instituições financeiras, selecionadas à vista de seu desempenho no mercado a ser acessado. Após a análise das condições financeiras do título e observado o processo legal requerido para cada emissão, é feito o anúncio do lançamento do título e determinada uma data de liquidação, na qual o emissor receberá os recursos e os investidores terão a custódia dos papéis emitidos.

Atualmente, a dívida pública externa brasileira é composta, em sua maior parte, por títulos mobiliários, que diferem entre si conforme o contexto e a finalidade da emissão. Em parte anexa a este trabalho, são apresentadas as características individuais de cada título de tal dívida emitido após o Plano Brady.

1.5 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA E PRINCIPAIS RESULTADOS EMPÍRICOS

Conforme visto, o risco país é a avaliação da disposição e da capacidade de um governo pagar seus compromissos. É mais fácil definir do que medir tal risco, inclusive quando se busca uma avaliação baseada nos preços de mercado dos ativos por ele afetados.

Um possível indicador é a diferença entre o retorno de algum ativo em dólares do país, conforme sua negociação em mercado secundário no exterior, e o rendimento de um ativo livre de risco com prazo de vencimento equivalente. Livre das oscilações da taxa de câmbio do país, o *spread* refletiria o prêmio cobrado pelo mercado como compensação para o risco país.

Conforme MONTEIRO e HECK (2003), o prêmio de risco país é a parcela do retorno requerido de um ativo motivado apenas pela sua nacionalidade. Ele nasce em razão da percepção dos investidores de que incertezas idiossincráticas ao país podem afetar a rentabilidade dos investimentos. Quanto maiores as incertezas, maior o prêmio requerido. Por exemplo, os investidores devem requerer maiores juros quanto maiores forem suas suspeitas acerca do comprometimento e/ou da capacidade de pagamento do país emissor.

Em uma economia emergente, é fundamental estimar e monitorar o risco país por motivos microeconômicos e macroeconômicos, aqueles porque as empresas que captam nos mercados de capitais internacionais utilizam tal risco como referência, estes porque o prêmio do risco país é um importante componente na formação do juro nominal doméstico, da taxa de câmbio e, portanto, da inflação. (GARCIA e DIDIER, 2003)

Como qualquer avaliação de risco depende fundamentalmente das perspectivas do investimento, o prêmio de risco país (ou simplesmente risco país) deve ser função do prazo do investimento. O mercado monitora tal risco por meio de estruturas a termo construídas a partir de títulos soberanos, tais como *globals* e *bradies*, negociados nos mercados secundários internacionais.

MONTEIRO e HECK (2003) apontam alguns problemas. Um destes é o reduzido o número de títulos emitidos por um país emergente negociados com liquidez diária nesses mercados secundários. Segundo tais autores, esses títulos são instrumentos de renda fixa que pagam cupom, e a homogeneidade entre eles não é total (alguns, por exemplo, têm opção de recompra), o que torna mais complexa a estimação de uma curva de juros apropriada. Assim, o número de títulos com liquidez aceitável e homogêneos constituem tipicamente uma pequena amostra para a estimação.

MONTEIRO e HECK (2003) dão grande contribuição ao tema ao estimarem em freqüência diária uma curva de risco país, com base no diferencial da paridade coberta dos juros, a partir de instrumentos financeiros líquidos negociados no mercado nacional. Eles estimam a curva do risco Brasil por meio da diferença entre duas curvas primárias: cupom cambial e juros internacionais.

O juro externo relevante para a economia brasileira por eles utilizado foi o norte-americano, sendo sua curva extraída dos títulos emitidos pelo tesouro dos EUA, mais especificamente os *US Treasuries*. A metodologia que empregaram foi a de BROOKS e YAN (1999), podendo a curva de risco Brasil ser descrita diretamente pela combinação linear de nível, inclinação e curvatura estimados para as curvas de cupom e de juros norte-americanos.

Os resultados obtidos foram comparados com as taxas negociadas pelos *globals* e *bradies* emitidos pelo Brasil, estimando-se uma curva para o prêmio de risco Brasil alternativa para aquela construída a partir de títulos da dívida soberana. Essa curva resultou da diferença de duas outras curvas de juros: cupom cambial e taxa de juros norte-americanos.

O cupom cambial é a taxa de juros em dólar negociada no Brasil, construída a partir de contratos futuros de taxas de juros conhecidos como DDI e que são negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) de São Paulo. A curva de juros norte-americana foi construída sobre os títulos do tesouro dos EUA (*Treasuries*). A amostra utilizada foi a do período de 1.º de julho de 1999 a 31 de janeiro de 2002.

A partir desses parâmetros, os citados autores calcularam o prêmio de risco Brasil para qualquer maturidade, em qualquer dia da amostra. O R2 médio obtido da curva de DDI foi de 98,4%, e o da curva de TSY foi de 84,7%.

Analisando os resultados, observaram-se diferenças substanciais entre as taxas dos contratos de DDI e aquelas dos títulos soberanos da dívida externa brasileira (*globals* e *bradies*). Essa diferença pode ser explicada pelos diferentes riscos de *default* presentes em cada um dos instrumentos e pela presença de risco de fronteira nos ativos do mercado interno.

No entanto, o modelo proposto por MONTEIRO e HECK (2003) não levou em conta duas grandes dificuldades no emprego dos preços de mercado de ativos como fiéis indicadores do risco país.

A primeira grande dificuldade é um inevitável viés introduzido pela pesquisa de valoração, ou seja, o fato de que a oferta e a demanda dos ativos possam refletir vários fatores, tal como poder flutuar em decorrência de mudanças na aversão ao risco por seus detentores, sem que as resultantes alterações de preço de mercado espelhem melhora ou piora quanto aos riscos percebidos. Este problema é mais agudo quando se trata de ativos mais líquidos e cuja transação obedece freqüentemente a vários objetivos.

Nas turbulências brasileiras vividas no ano passado (2002), a desvalorização de papéis no exterior e a conseqüente elevação dos prêmios de risco Brasil, conforme expresso no EMBI$^+$ e no *spread* do *C-Bond*, decorreram parcialmente de um aumento da aversão a riscos nas finanças globais, por causa de dúvidas quanto à saúde de títulos de dívida corporativa e da economia dos EUA. A liquidez dos *C-Bonds* e seu alto risco os tornam constantes candidatos a variável de ajuste de portfólios, qualquer que seja a origem de choques no sistema financeiro internacional.

A outra grande dificuldade diz respeito às causas das diferenças de retorno e dos prêmios de risco. A influência das políticas monetárias domésticas sobre as taxas de rendimento dos ativos locais pode implicar, através da arbitragem entre mercados interno e externo, que o prêmio de risco seja determinado endogenamente, adequando-se de modo residual a um diferencial de juros mantido pela autoridade monetária do país emergente, mirando outros objetivos. Isso muitas vezes está refletido no prêmio de conversibilidade entre os ativos locais e os ativos externos. (ver pág. 25 sobre esse tema)

Outros dois autores, GARCIA e DIDIER (2000), calcularam o risco Brasil de duas formas para algumas maturidades: supondo paridade de taxas de juros, utilizaram *swaps* de DI x Dol e de DI x Pré, ambos com maturidade de um ano, e consideraram as taxas do *C-Bond* e do IDU. Vale lembrar que, nos mercados internacionais, o risco país é mais comumente avaliado pelo prêmio de rentabilidade (*spread over treasury*) pago pelos títulos da dívida soberana dos países emergentes negociados no mercado secundário, especialmente o *C-Bond.*

Esses autores fizeram uma análise do caso brasileiro de risco país, calculado de diversas formas, para o período entre janeiro de 1995 e agosto de 2000. Segundo eles, as diferentes medidas do risco Brasil advêm da utilização de vários instrumentos financeiros (inclusive os derivativos) para a medição. De acordo com cada instrumento financeiro utilizado, obtiveram uma diferente medida de risco país.

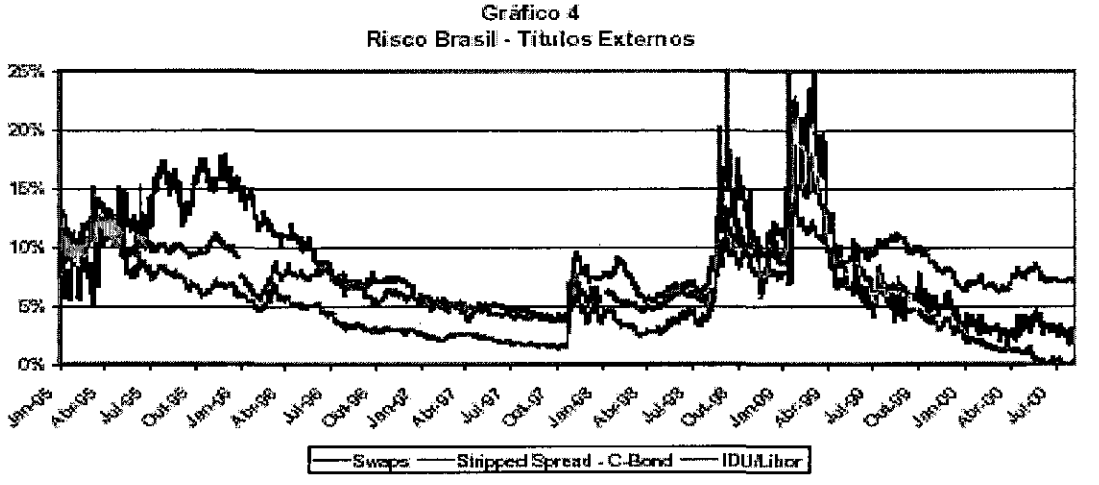
A primeira forma utilizada para medir o diferencial coberto da taxa de juros para o Brasil foi usar dados específicos do mercado de renda fixa brasileiro que tentam capturar da melhor forma possível as variáveis envolvidas no cálculo. Eles utilizaram contratos de *swaps* DI x Dol e DI x Pré. Esses contratos são uma troca de risco, sem que seja necessária a transferência de principal, em que se apura a diferença de rentabilidade entre as duas pontas da operação. São, na verdade, contratos a termo, que muito se assemelham aos contratos futuros.

No cálculo, tais autores utilizaram *swaps* com vencimento em um ano, que envolviam expectativas de desvalorização cambial e de taxa de juros interna e externa para o período, com o intuito de evitar uma excessiva influência de expectativas de eventos em futuro próximo sobre as taxas de curto prazo.

A outra forma de medir o risco Brasil empregada por eles foi utilizar títulos públicos emitidos e negociados no exterior, cujos rendimentos são expressos em US$. Desta forma, eles propuseram que a medida de risco Brasil seria obtida retirando-se do rendimento no mercado secundário (*secondary market yield*) desses títulos o rendimento de um título considerado de risco zero, como um *bond* do tesouro norte-americano, de mesma maturidade. O *C-Bond* e o IDU foram os dois títulos considerados na análise.

As duas formas por eles utilizadas para medir o risco Brasil apresentaram bom resultado e alta correlação. No entanto, as diferentes medidas de tal risco mostraram diferenças não-desprezíveis. Algumas das razões pelas quais tais medidas diferiram entre si são a existência de riscos diferenciados entre os instrumentos financeiros utilizados (como no trabalho de Monteiro e Heck), a existência de tratamento tributário diferenciado entre os instrumentos e o fato de os instrumentos financeiros terem prazos distintos. Veja-se o gráfico a seguir:

GRÁFICO 3 – RISCO BRASIL – TÍTULOS EXTERNOS



FONTE: GARCIA, M. G. P.; DIDIER, 2000.

Outro motivo que pode explicar a diferença entre a medida que usa o instrumento de renda fixa doméstico (*swaps*) e as demais (*Stripped Spread C-Bond* e IDU/libor) é o fato de a taxa de juros doméstica muitas vezes estar, no curto prazo, sob o controle do Banco Central do Brasil. Já as demais medidas refletem tão-somente as expectativas dos agentes tais como expressas pelos retornos dos mercados secundários.

Assim, de certa forma, pode-se inferir que o risco Brasil medido através dos juros domésticos (*swaps*) avalia quanto os ativos de renda fixa domésticos oferecem de retorno. Já o risco Brasil medido através dos retornos dos títulos da dívida externa (*stripped spread* do *C-Bond* e IDU/libor) avalia qual o retorno requerido pelos investidores.

Nesse mesmo trabalho, GARCIA e DIDIER (2000) procuram definir quais os principais determinantes do risco Brasil, numa tentativa de explicar o comportamento do prêmio de risco. Os determinantes selecionados foram: o próprio *stripped spread* do *C-Bond* (já definido anteriormente neste trabalho), o risco Brasil medido com os *swaps* (definido logo acima), o risco de conversibilidade (medido através da desvalorização implícita nos contratos de *swaps – forward premium*) e o *Junk Bond Spread.*

O chamado *risco de conversibilidade* pode ser definido como o risco associado à possibilidade de, em se detendo reais, convertê-los livremente em divisas estrangeiras. Este risco engloba a possibilidade de controles de capitais que impeçam a transferência internacional de recursos, mas exclui o risco de uma moratória (que está incluído no risco país).

GARCIA e DIDIER (2000, p. 24) assim explicam o risco de conversibilidade:

> Para se entender melhor o risco de conversibilidade, tomemos o seguinte exemplo: em NY negocia-se um contrato (o NDF de reais) que é essencialmente equivalente ao *swap* cambial negociado na BM&F em SP, exceto pelo fato de que o contrato negociado em NY é liquidado em US$ e o contrato negociado em SP é liquidado em R$. Assim, um investidor que tenha apostado na desvalorização do real em janeiro de 1999 teria ganhado muito dinheiro, só que o seu ganho seria pago em dólares em NY e em reais no Brasil. Sob liberdade cambial, ambos os ganho equivaler-se-iam, pois seria possível adquirir dólares com os reais equivalentes. Porém, caso uma restrição de envio de dólares ao exterior tivesse sido imposta após a desvalorização, os dois recebimentos não seriam iguais. O investidor que tivesse operado em SP ficaria com os reais (nominalmente) equivalentes aos dólares, mas não poderia obter os dólares. Em outras situações como essa, no passado, o mercado negro do dólar apresentou um grande ágio. É por conta desse risco de conversibilidade que o dólar a termo em NY (medido pelo inverso da cotação do NDF) é mais caro do que o dólar futuro na BM&F em SP. Esta diferença de preços é transformada em retornos anuais para a comparação com as medidas de risco cambial e risco Brasil.

A outra medida de risco utilizada, o *Junk Bond Spread*, pode ser considerada como uma forma de medir o estado da demanda, ou grau de aversão ao risco. Dessa forma, Garcia e Didier utilizaram o *US 10-Year Junk Bond Spread*. Neste estão incluídos todos os chamados *Junk Bonds*, isto é, títulos que têm *rating* abaixo de Baa (ou BBB, ou B2, caso sejam privados), de acordo com as agências de classificação de crédito (rating), como a Standard & Poor's e a Moody's.

Assim, por meio de uma análise de regressão, o modelo proposto por Garcia e Didier apresenta um bom nível de explicação, atingindo um R2 de 85%, conforme se pode observar a seguir:

TABELA 1 –ESTIMAÇÃO DO MODELO

Dependent Variable: CBOND
Method: Least Squares
Date: 09/15/00 Time: 11:51
Sample(adjusted): 3 17
Included observations: 15 after adjusting endpoints
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.22785	3.895952	2.881928	0.0181
NFSP(-2)	1.532623	0.424684	3.608858	0.0057
CVDOW(-1)	-0.664745	0.409597	-1.622926	0.1391
JBS(-1)	1.113170	0.365512	3.045504	0.0139
CVIBOV(-1)	-0.371180	0.139801	-2.655065	0.0263
RC(-2)	-0.332451	0.218304	-1.522876	0.1621

R-squared	0.853554	Mean dependent var	8.280133
Adjusted R-squared	0.772194	S.D. dependent var	1.352525
S.E. of regression	0.645546	Akaike info criterion	2.251735
Sum squared resid	3.750570	Schwarz criterion	2.534955
Log likelihood	-10.88801	F-statistic	10.49118
Durbin-Watson stat	1.742125	Prob(F-statistic)	0.001504

No entanto, neste modelo, Garcia e Didier não consideram alternativas macroeconômicas específicas para medir a capacidade de pagamento e o grau de liquidez da economia. Os modelos mais estruturais estabelecem que o prêmio de risco são reflexo da percepção subjetiva do mercado, e possivelmente se modifica ao longo do tempo devido à alteração do ambiente macroeconômico do país e internacional. (ROCHA, MOREIRA e MAGALHÃES, 2001)

É uma questão empírica saber qual é a relação existente entre os passivos e ativos em moeda externa que melhor reflete o risco aos credores. A escolha suscita algumas questões: a) o total dos compromissos externos líquidos (dívida externa brasileira menos reservas) é naturalmente um passivo líquido importante; b) a forma de financiamento de empresas multinacionais, de emprés-

timos ou de investimentos diretos é freqüentemente opcional; c) a dívida pública interna e externa do Brasil aumentaram substancialmente nos últimos anos, e muitos analistas começam a questionar a capacidade de pagamento do país.

Uma crise doméstica pode provocar moratória e, portanto, a dívida mobiliária federal é uma possível medida do passivo. Enfim, a questão é que algumas variáveis de risco baseadas em fundamentos macroeconômicos podem até aprimorar a explicação do comportamento do prêmio de risco Brasil. Alguns bons exemplos são: dívida externa/PIB, dívida externa/PIB *tradable*, dívida externa/exportação, dívida mobiliária/PIB, importação/reservas e pagamentos (juros+importação)/exportação.

Assim, de forma diferente de Garcia e Didier, que focaram suas explicações do risco Brasil em variáveis relacionadas ao mercado financeiro, Roberta Aquino e Roberto Moreno, ambos da PUC-Rio, elaboraram um *paper* que teve por objetivo construir um modelo que permitisse a categorização dos fatores que geram o conceito de risco soberano e que definisse as variáveis que compõem cada um desses fatores, com foco em variáveis macroeconômicas. Para isso, eles usaram os métodos estatísticos conhecidos como Análise Fatorial e Análise dos Componentes Principais.

O modelo proposto por AQUINO e MORENO (2000), de forma semelhante ao das agências de *rating* em seu aspecto formal, partiu do princípio de que variáveis econômicas e outras qualitativas determinam a avaliação do risco soberano pelos investidores. No entanto, como o uso de um número elevado de variáveis (normalmente acima de 10), além de dificultar a fase de coleta de dados nos trabalhos empíricos, pode acarretar redundância, eles procuraram reduzir ao máximo o número de variáveis empregadas, para maximizar a eficiência do modelo.

As agências de *rating* alegam utilizar um número muitíssimo elevado de variáveis para chegar às suas classificações. De uma extensa lista de variáveis, são oito os fatores normalmente escolhidos pelas agências para avaliar o risco soberano: risco político, renda e estrutura econômica, perspectiva de crescimento econômico, flexibilidade fiscal, ônus da dívida pública interna, estabilidade de preços, flexibilidade do balanço de pagamentos e dívida externa e liquidez.

Como a variáveis se dividem, também, em pelo menos três subcategorias, e supondo que cada uma delas possa ser representada por apenas uma variável, chega-se à conclusão de que essas agências utilizam mais de trinta e cinco fatores indicativos.

No entanto, como não se sabe exatamente quantos e quais fatores são usados, ou que peso é atribuído a cada um deles, é tarefa complexa, para não dizer impossível, chegar a uma medida de risco soberano seguindo estritamente os critérios declarados pelas agências de *rating*, uma vez que os critérios não são de conhecimento público nem triviais.

Como alternativa para reduzir o escopo, AQUINO e MORENO (2000) empregaram ferramentas estatísticas sem registro de uso anterior em trabalhos realizados sobre o tema – a Análise Fatorial e a Análise de Componentes Principais –, reduzindo o número de variáveis relevantes e transformando o que seria uma tarefa penosa e de difícil execução em uma tarefa relativamente simples e de fácil aplicação.

De qualquer forma, fontes complementares podem ser utilizadas para guiar a escolha dos fatores a serem empregados numa medida de risco soberano. A bibliografia sobre o tema contempla a influência de fatores econômicos, políticos e sociais, e chega a indicar, em alguns casos, as variáveis que poderiam ser utilizadas. Com base nessa bibliografia, Aquino e Moreno chegaram à seguinte categorização do risco soberano:

a) **Estrutura**: Inflação e taxa de juros para indicar problemas estruturais nas contas públicas. Além disso, a primeira variável pode ser usada como uma *proxy* para instabilidade política, e a segunda pode refletir maior risco interno e conseqüente desestímulo para o investimento.

b) **Solvência**: DP/PIB e CC/PIB, para indicar os déficits do país, gerados interna ou externamente, que precisam ser cobertos com futuros empréstimos.

c) **Liquidez**: DE/PIB e PIB/SDE, para indicar a capacidade de pagamento das obrigações externas no médio prazo.

A seguir são descritos o subitens dessas categorias.

Inflação

Se alguém tivesse que indicar uma única variável para representar a estabilidade econômica, política e social de um país, provavelmente escolheria a taxa de inflação, que é mencionada em todos os trabalhos sobre o tema risco soberano. A inflação elevada, entre outros sinais, reflete existência de problemas estruturais nas contas públicas (SOUZA, 1998).

Taxa interna real de juros (taxa de juros)

Essa variável é relevante para se comparar o risco soberano de países, pois, entre dois países com diferentes taxas internas reais de juros, *ceteris paribus*, o que tiver a maior taxa terá também maior risco interno. Essa conclusão é conseqüência do impacto negativo da taxa de juros sobre a dívida interna e sobre o investimento do setor privado. Ademais, uma elevada taxa interna real de juros pode sinalizar excessiva dependência do financiamento externo.

Déficit público sobre PIB (DP/PIB)

É um quociente freqüentemente utilizado nos trabalhos sobre risco soberano. Seu emprego baseia-se no raciocínio de que, quanto maior o déficit do governo como percentual do seu PIB, mais comprometidos estarão os recursos futuros da arrecadação do governo. CANTOR e PACKER (1996) julgam essa variável importante e ressaltam que o mais adequado seria usar no quociente uma medida de déficit público geral (que incluísse as esferas municipal, estadual e federal). Contudo, como não conseguiram tal variável para os países por eles analisados, usaram uma medida de déficit público central (que engloba apenas o do governo central). O mesmo fizeram LARAIN, REISEN e VON MALTZAN (1997).

AQUINO e MORENO (2000) obtiveram a medida de déficit público geral para a maioria dos países. Quando não foi possível, levou-se em consideração o déficit do governo central. Ao invés de simplesmente usar a

medida de déficit público central como *proxy* de déficit público geral, eles optaram por calcular um fator de multiplicação de déficit central para geral com base numa amostra com 143 dados anuais dos países estudados. Assim, eles obtiveram um fator de 1,47, o que indica que, nos países emergentes analisados, o déficit público geral é, em média, 47% maior que o central.

Déficit em conta-corrente sobre o PIB (CC/PIB)

Esta razão foi utilizada por LARAIN, REISEN e VON MALTZAN (1997) e por CANTOR e PACKER (1996). SOUZA (1998) também incluiu o déficit em conta-corrente do balanço de pagamentos entre as variáveis a princípio utilizadas em seu trabalho, embora tenha preferido, no caso da Argentina e do México, utilizar como *proxy* a balança comercial. DEMIRORS (1993), ao listar os indicadores tipicamente utilizados para medir risco soberano, menciona igualmente esse quociente. Um déficit em conta-corrente do balanço de pagamento indica que a economia do país está sendo financiada via poupança externa. Déficits contínuos em conta-corrente resultam em crescimento permanente do passivo externo, insustentável no longo prazo (SOUZA, 1998).

Empréstimo externo sobre o PIB (DE/PIB)

Utilizou-se a dívida externa total do país no numerador do quociente. SHAPIRO (1991, p. 614-15) assim justifica o uso desse indicador:

> O ponto-chave, portanto, na avaliação do risco de um país é a rapidez com a qual um país se ajusta à sua nova posição. (...) A rapidez desse ajuste será determinada em parte pela percepção do governo em relação aos custos e aos benefícios associados com a austeridade *versus* o não-pagamento da dívida. O custo da austeridade é determinado principalmente pela dívida externa relativamente à sua riqueza, medida pelo PIB. Quanto menor essa razão, menor a quantidade relativa de consumo que deve ser sacrificada para se honrar a dívida externa do país.

PIB sobre serviço da dívida externa (PIB/SDE)

Esse quociente, resultado da divisão de duas variáveis de fluxo, visa medir a capacidade de pagamento do país em determinado momento. Em analogia com a análise de crédito corporativo, usar esse quociente é equivalente a medir, no caso de uma empresa, o índice de cobertura de juros (LAJIR/juros).

Desta maneira, o modelo final proposto por MORENO e AQUINO (2000) – com base em uma técnica de escores de regressão que estima os novos índices de risco soberano com base nos seis fatores por eles selecionados – é o seguinte:

IRS = f(inflação, DP/PIB, taxa de juros, PIB/SDE, DE/PIB, CC/PIB

Restou a eles responder à seguinte pergunta: Será que esse novo índice gera uma ordenação próxima àquela gerada pelos *ratings* das agências citadas?

A eficiência da aplicação do método estatístico pôde ser aferida pelos resultados comparativos encontrados pelo modelo. A consistência do modelo foi avaliada por meio da sua capacidade de criar um índice de classificação de risco que, quando comparado com os índices já consagrados como Standard & Poor's, Moody's e Fitch IBCA, que respondem por quase 80% do mercado de *rating*., apresente resultados satisfatórios.

Utilizando o Coeficiente de Correlação de Postos de Spearman, AQUINO e MORENO (2000, p.10) descreveram o resultado do modelo da seguinte forma:

> O teste do coeficiente resultante – rs = 0,486 – permitiu rejeitar a hipótese de que não há correlação entre os dois conjuntos de dados, ao nível de significância de 5%. O mesmo procedimento foi empregado para comparar a ordenação pelo índice proposto e aquela pela média dos ratings das suas principais agências – Standard & Poor's e Moody's. O teste do rs = 0,525 também permitiu rejeitar a hipótese nula. Assim, conclui-se que há evidências empíricas de existência de correlação entre a ordenação feita pelo Índice de Risco Soberano e a gerada tanto pela média dos ratings das quatro principais agências internacionais, quanto pela média das duas principais.

Além do teste comparativo com os *ratings* de agências, eles também compararam os resultados obtidos com uma ordenação que foi construída usando-se os retornos dos *bradies* emitidos pelos países examinados. Em ambos os casos, os resultados mostraram que o índice soberano proposto é eficiente para explicar o comportamento do prêmio de risco Brasil.

Com isso, obtiveram um índice de risco soberano baseado em um pequeno número de variáveis que, não obstante, têm poder de explicação comparável aos *ratings* das agências que supostamente utilizam modelos mais complexos.

No entanto, apesar de o índice proposto por esses autores apresentar-se como um substituto robusto e consistente das informações que são comercializadas pelas agências de *rating*, acredita-se que o seu grau explicativo poderia aumentar caso fossem incluídos nas variáveis de risco, alguns fatores de risco sistemático do mercado de títulos da dívida[3] para mensurar expectativas, como fizeram GARCIA e DIDIER (2000) ao utilizarem o *stripped spread* do *C-Bond* em seu modelo.

Por essa razão, desenvolver-se-á a seguir um modelo que visa combinar variáveis fundamentalmente macroeconômicas com variáveis fundamentalmente de mercado, buscado atingir, na medida do possível, um nível mais elevado de explicação para o prêmio de risco Brasil.

---

[3] Pode-se entender por fatores de risco sistemático as seguintes variáveis de risco: o próprio *stripped spread* do *C-Bond*, o risco Brasil medido com os *swaps*, o risco de conversibilidade e o *Junk Bond Spread*.

2 METODOLOGIA E COMPARAÇÃO DO PRÊMIO DE RISCO

2.1 DESCRIÇÃO DO MODELO DE ANÁLISE

Para se processar a estimação do modelo de determinação do *spread over treasury*, foi primeiro avaliado individualmente, num sistema de equações parciais, o poder explicativo de cada uma das variáveis mencionadas.

Foram também avaliadas outras variáveis, como dívida externa sobre exportações, dívida externa mais juros sobre o PIB e importações sobre reservas, que, apesar de demonstrarem consistência econométrica, pioraram o modelo quando foram a ele adicionadas ou quando foram combinadas de outras formas. Portanto, como resultado final das estimações, chegou-se ao seguinte modelo:

$$SPREADOT = C + \beta * DIV_EXT_PIB + \beta * M_J_EXPORT(-4) + \beta * SPREADOT(-1)$$

onde:

SPREADOT: *spread over treasury* do *C-Bond*;

DIV_EXT_PIB: dívida externa do setor público dividido pelo PIB;

M_J_EXPORT(-4): importações mais juros pagos pelo governo federal e BC divididos pelas exportações defasado em quatro períodos;

SPREADOT(-1): o próprio *spread over treasury* defasado em 1 período.

Os resultados da estimação do modelo e da correlação parcial das variáveis são os constantes nas tabelas 2 e 3:

TABELA 2 – ESTIMAÇÃO DO MODELO PROPOSTO

Variável dependente: SPREADOT
Método: Mínimos Quadrados Ordinários

Variável	Coeficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	82.34548	36.67275	2.245413	0.0290
DIV_EXT_PIB	0.108696	0.051085	2.127737	0.0381
M_J_EXPORT(-4)	0.036352	0.009317	3.901793	0.0003
SPREADOT(-1)	0.768623	0.071632	10.73020	0.0000
R-squared	0.887659	Mean dependent var		753.2983
Adjusted R-squared	0.881178	S.D. dependent var		226.0711
S.E. of regression	77.92792	Akaike info criterion		11.61819
Sum squared resid	315783.6	Schwarz criterion		11.76286
Log likelihood	-321.3095	F-statistic		136.9594
Durbin-Watson stat	1.647637	Prob(F-statistic)		0.000000

TABELA 3 – CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO

Correlation Matrix	M_J_EXPORT(-4)	DIV_EXT_PIB	SPREADOT(-1)
M_J_EXPORT(-4)	1.000000	0.080071	0.249401
DIV_EXT_PIB	0.080071	1.000000	0.734578
SPREADOT(-1)	0.249401	0.734578	1.000000

2.2 FONTE E ANÁLISE DOS DADOS

Conforme já comentado neste trabalho, para avaliar o risco de crédito do Brasil à vista do que mais se aproxima da realidade do mercado financeiro, foi escolhido o *C-Bond*, um título público brasileiro da dívida externa negociado no mercado de balcão através de telas eletrônicas operadas por *brokerage houses* e por grandes bancos globais, como o CSFB, o Citibank-Salomon Brothers, o UBS, o Deutsche Bank e o JP Morgan Chase, pois esse papel é considerado pelos participantes do mercado como o mais líquido dos títulos públicos brasileiros.

Para se ter uma idéia comparativa da liquidez do *C-Bond* contra o segundo *bond* mais líquido do mercado (Rússia 2030), a média diária estimada

segundo os *brokers* para 2003 é de US$ 600 milhões, contra uma média de US$ 130 milhões para o *bond* russo. Observa-se que o volume negociado de *C-Bond* é 4 vezes maior que o segundo ativo mais líquido do mercado.

Outra razão para a escolha desse título é a facilidade para se encontrar qualquer série de dados a eles referentes através das mais diversas fontes. Como se está buscando determinar o risco soberano do Brasil a partir do *spread over treasury* do *C-Bond*, foi escolhido um título público americano que apresentasse a mesma *duration* de tal título, de modo a não se perder significância estatística e consistência financeira na determinação do *spread*. O conceito de cálculo da *duration* é o mesmo tanto para o *C-Bond* quanto para a *treasury* americana, sendo ambos uma medida da sensibilidade percentual do preço do *bond* à variação da sua *yield*.

Todas as séries apresentadas neste modelo utilizam dados de janeiro de 1997 a dezembro de 2001, para se poder adotar um intervalo de tempo que cobrisse diferentes momentos enfrentados pela economia brasileira e mundial e que estivessem refletidos no *spread over treasury*. A base de dados restringiu-se a dezembro de 2001, devido à dificuldade de coleta de dados e pelo fato de este trabalho ter-se iniciado no princípio de 2002. Os dados apresentados foram coletados da base de dados do terminal Bloomberg e apresentam periodicidade mensal.

Para a determinação das variáveis relevantes para o modelo em questão, utiliza-se também a série do Produto Interno Bruto brasileiro disponibilizada pelo Ipeadata, sendo que esta apresenta base fixa em 1990 igual a 100. A escolha desta série foi feita devido à necessidade de optar entre uma série trimestral do IBGE, a qual deveria sofrer uma interpolação de modo a tornar-se mensal, ou usar a série escolhida com dados mensais. A escolha das projeções mensais ajustadas do IPEA se deve ao fato de que se perderiam variações significativas em termos mensais caso se utilizasse uma série interpolada com base nos dados do IBGE. Vale lembrar que o modelo utilizado pelo IPEA para estimar mensalmente qual será o PIB do trimestre é bastante respeitado no meio acadêmico e profissional, fornecendo dados com boa aproximação.

Utilizou-se também uma série de câmbio real/US$ fornecida pelo Banco Central do Brasil. Tal série foi utilizada para viabilizar as padronizações necessárias nas séries, de modo a transformá-las em uma única moeda.

Foi utilizada uma série da dívida líquida externa do setor público, fornecida pelo Banco Central do Brasil em reais, a qual foi posteriormente transformada em dívida em dólares utilizando-se a série de taxa de câmbio anteriormente mencionada.

Trabalhou-se também com uma série de juros pagos pelo governo federal e pelo Banco Central do Brasil em reais, também fornecida pela base de dados desse banco. Posteriormente, os reais foram transformados em dólares a partir da série anteriormente mencionada.

Outros dados utilizados neste trabalho foram coletados a partir das séries de importação e exportação do Brasil em dólares, ambas disponibilizadas pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio.

Conforme já comentado brevemente, para viabilizar o uso de todas as séries antes mencionadas para a determinação dos fatores de risco relevantes para o modelo de precificação do *spread over treasury* do *C-Bond*, houve a necessidade de restringir a amostra de todas as séries ao período de janeiro de 1997 a dezembro de 2001. Todos os dados utilizados no trabalho são mensais, ou foram transformados para tal freqüência utilizando-se médias simples.

2.3 EXPLICANDO AS VARIÁVEIS DE RISCO UTILIZADAS NO MODELO

Baseando-se nas teorias microeconômicas e macroeconômicas, é possível identificar dois fatores fundamentais para a determinação do risco de crédito de um país: o balanço de pagamentos e a sua capacidade de pagamento do endividamento público.

O balanço de pagamentos pode ser entendido como o resumo das transações econômicas que esse país faz com o resto do mundo durante certo período. Essas transações podem ser tanto autônomas ou espontâneas como compensatórias ou induzidas. As autônomas são aquelas realizadas normalmente e que acontecem por si mesmas, motivadas por interesses de empresas,

consumidores e governo. Já as compensatórias são aquelas destinadas a financiar o saldo final das transações autônomas quando, ao final de determinado período, não existe igualdade entre os débitos e os créditos.

A partir dessa desigualdade (superávit ou déficit), o governo é induzido a realizar uma série de transações com o objetivo de equilibrar as contas do balanço de pagamentos. Surge então a necessidade de captações externas feitas pelo governo, por meio da emissão de *bonds*, para o equilíbrio das contas.

Assim, do ponto de vista macroeconômico, o endividamento público é uma forma de captação de recursos pelo setor público para o financiamento de suas despesas, oferecendo remuneração atrativa para orientar parte da poupança privada para esse fim.

Com isso, as teorias macroeconômicas demonstram que o grau de liquidez é de fundamental importância na determinação do nível de risco, pois os descasamentos entre a entrada e a saída de recursos, ou entre pagamentos e recebimentos, podem gerar uma situação de insolvência, levando o país a não poder honrar o pagamento de sua dívida e, conseqüentemente, a entrar em moratória.

Para se poder entender um pouco melhor as variáveis determinantes de risco, TORRES DA MOTTA (1999) destaca alguns importantes conceitos:

i) **Risco da dívida**: O conceito de risco associado à dívida pública interna e externa diz respeito à capacidade de pagamento do emissor dos títulos. Este fator influencia a formação da remuneração do papel e a sua avaliação pelo mercado. A capacidade de pagamento é avaliada por diversos parâmetros, incluindo fatores como reputação, dinâmica do endividamento e consistência de políticas macroeconômicas.

ii) **Remuneração dos títulos**: A remuneração da dívida pública é resultado da ponderação das remunerações dos diferentes títulos públicos que a compõem. Cada tipo de título possui características peculiares, ligadas, por exemplo, ao prazo de resgate, ao tipo de indexador adotado para sua correção monetária, ao risco implícito na forma de remuneração adotada e à credibilidade da pessoa de direito público que o emite, e tem finalidades específicas, como a de ser instrumento de política monetária, de *hedge* cambial ou de captação de recursos a longo prazo.

iii) **Déficit público**: A dívida pública tem natureza diferente da do déficit público. A dívida é um estoque e o déficit é um fluxo. Isso quer dizer que o déficit é uma variação de um estoque ao longo de determinado período. Normalmente, avalia-se o déficit anualmente, verificando-se qual foi a necessidade de financiamento do setor público naquele período. São diversos os conceitos de déficit, mas não vem a propósito aqui detalhá-los. O importante é que se compreenda que a existência de déficit é um fator que influencia o aumento do endividamento público. O déficit de um período sempre será financiado por aumento do endividamento ou por emissão de moeda.

iv) **Despesas com juros**: Os juros incidentes sobre a dívida pública são um fator primordial na definição da dinâmica do endividamento. A composição dos prazos e das remunerações dos diferentes títulos emitidos definirá o custo do endividamento no período analisado. Devem-se definir as despesas com juros nominais, referentes aos juros e à correção monetária incidentes sobre a dívida, e as despesas com juros reais, que excluem a correção monetária da dívida. Os juros reais definem o esforço real que o setor público empreende para custear seu déficit de recursos. Quando os juros estão elevados, o endividamento cresce mais rapidamente e deve ser maior o esforço fiscal para evitar uma dinâmica explosiva da dívida.

v) **Dinâmica da dívida pública**: O conceito de dinâmica da dívida está associado ao comportamento desta variável ao longo do tempo. Essa avaliação depende das taxas de juros projetadas, do estoque de dívida, da composição do endividamento e das perspectivas do déficit público, entre outras variáveis. É importante observar que uma dinâmica adversa da dívida, ou seja, a percepção de que há uma trajetória crescente de endividamento, sem perspectiva de controle, aumenta o risco associado a essa dívida, elevando sua remuneração para cobrir o aumento de risco observado, piorando ainda mais a dinâmica da dívida. Sob o ponto de vista macroeconômico, o fundamental não é o valor da dívida em si, mas sua dinâmica e a capacidade de manter seu financiamento ao longo do tempo.

O outro fator fundamental para se avaliar o risco de crédito de um país, conforme anteriormente mencionado, é a capacidade de pagamento da dívida interna e externa. Aqui, observa-se que a razão entre os passivos e os ativos de um país não deve ser muito alta, ou, pelo menos, não deve apresentar trajetória crescente. Isso significa que a capacidade de geração de caixa – que, no caso de um país, são as reservas internas e externas – é incompatível com o tamanho e o custo das suas dívidas.

Caso se verifique a existência dessas situações, o risco de um país se ver impossibilitado de honrar seus pagamentos aumenta e faz com que os investidores exijam um prêmio de risco mais alto, devido à possibilidade de os papéis emitidos por aquele país não serem pagos.

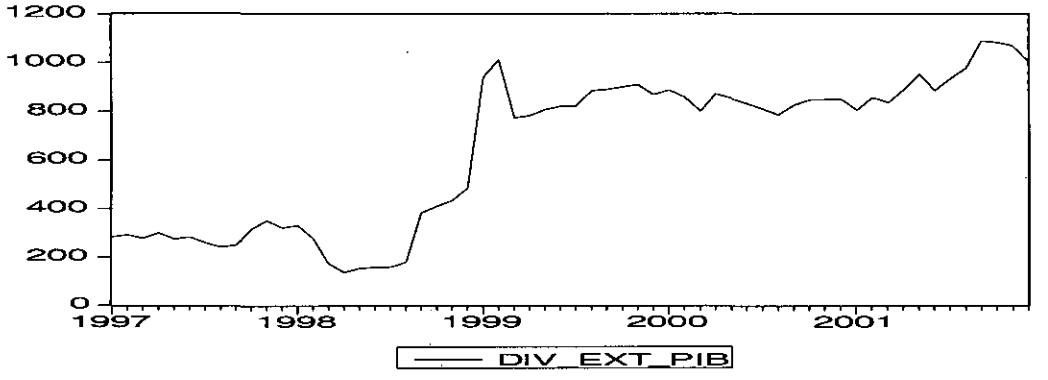
Assim, para o caso da avaliação do risco soberano Brasil, medido através do *spread over treasury* do *C-Bond* em relação ao *treasury* americano, foi preciso, neste trabalho, traçar algumas relações que permitissem avaliar empiricamente a capacidade de pagamento e o grau de liquidez do Brasil em relação aos seus títulos soberanos. Dessa forma, estabelecem-se duas variáveis principais, que são apresentadas a seguir:

a) **Relação dívida/PIB**

Esta relação, fundamentada nas teorias financeiras de Modigliani-Miller para finanças corporativas, visa indicar a capacidade de pagamento de um país. A partir dela, os investidores têm condições de avaliar se o Brasil caminha para uma trajetória de instabilidade, caso em que se pode observar com certo grau de certeza se o país está gastando mais do que arrecada. Se isso ocorrer, fica limitada a capacidade de pagamento de seus compromissos e aumenta o risco de crédito, o que, em última instância, pode levar o país a não honrar seus compromissos e a decretar moratória.

Assim, essa variável foi construída dividindo-se o total de dívida líquida externa do setor público pelo produto interno bruto. O grande impacto observado em janeiro de 1999 se deve à desvalorização do real, que praticamente reduziu pela metade o PIB brasileiro em US$. A seguir apresenta-se o gráfico dessa relação:

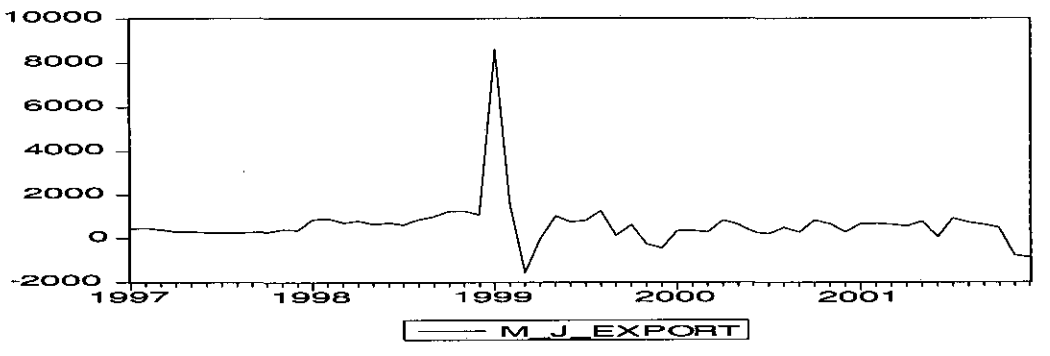
GRÁFICO 4 – DÍVIDA LÍQUIDA EXTERNA DO SETOR PÚBLICO EM DÓLARES SOBRE O PIB



b) Relação juros mais importação/exportação

Esta relação, fundamentada também em teorias financeiras, busca estabelecer o perfil do fluxo de caixa em moeda externa de um país, ou seja, o total de entradas e saídas que a nação possui. Dessa forma, espera-se captar o grau de liquidez existente no país, que é fator importante para determinar as condições de ele honrar seus compromissos. Quanto maior for tal relação, maior será o risco de o país não contar com divisas para honrar seus compromissos, o que gera aumento do risco de moratória e eleva o prêmio de risco dos seus títulos soberanos. A seguir apresenta-se o gráfico da relação:

GRÁFICO 5 – JUROS MAIS IMPORTAÇÃO SOBRE EXPORTAÇÃO EM DÓLARES



2.4 TESTES DE ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

Como se pode observar pelos resultados apresentados pelo modelo exposto, é possível encontrar um bom grau de explicação para o comportamento do *spread over treasury* do *C-Bond*, principalmente se se compará-lo a modelos mais complexos propostos em trabalhos desenvolvidos por estudiosos do assunto, como Márcio Garcia, da PUC-Rio, e Roberto Aquino, já mencionados neste trabalho.

Assim sendo, pode-se observar a seguir, através da análise das variáveis estabelecidas pelo modelo, a significância com a qual elas explicam o nível de *spread* do *C-Bond*:

a) Relação dívida/PIB

Observou-se que tal variável se torna significativa no mesmo período que a variável endógena do modelo. Pode-se justificar tal fato pela crescente preocupação com a trajetória dessa relação no caso brasileiro, especialmente após a desvalorização cambial verificada no início de 1999, quando a relação divida/PIB sofreu grande elevação pelo fato de apresentar, na sua estrutura, uma parte significativa da dívida pública indexada ao câmbio (US$).

Dessa forma, dado que este é um fator de peso significativo para a determinação do risco brasileiro, acredita-se que haja um acompanhamento minucioso e freqüente de tal relação. Conclui-se que um aumento dessa relação leva a uma elevação do *spread over treasury* do *C-Bond*.

b) Juros mais importação/exportação

Observa-se um *lag* de quatro períodos nesta relação para torná-la significativa em termos estatísticos. Este procedimento é condizente com a intuição econômica, visto que a divulgação do pagamento de juros é feita pelo Banco Central do Brasil com uma defasagem de três meses, de modo que os analistas de mercado somente conseguem captar seus efeitos e avaliar suas conseqüências algum tempo depois da divulgação.

Esta variável também tem um efeito positivo sobre o *spread over treasury*, fazendo com que o aumento da relação acarrete um aumento do nível de risco do país. Ela pode ser considerada importante, pois indica o quanto está entrando ou saindo de reservas do país e as condições de liquidez presentes no momento.

c) Spread defasado

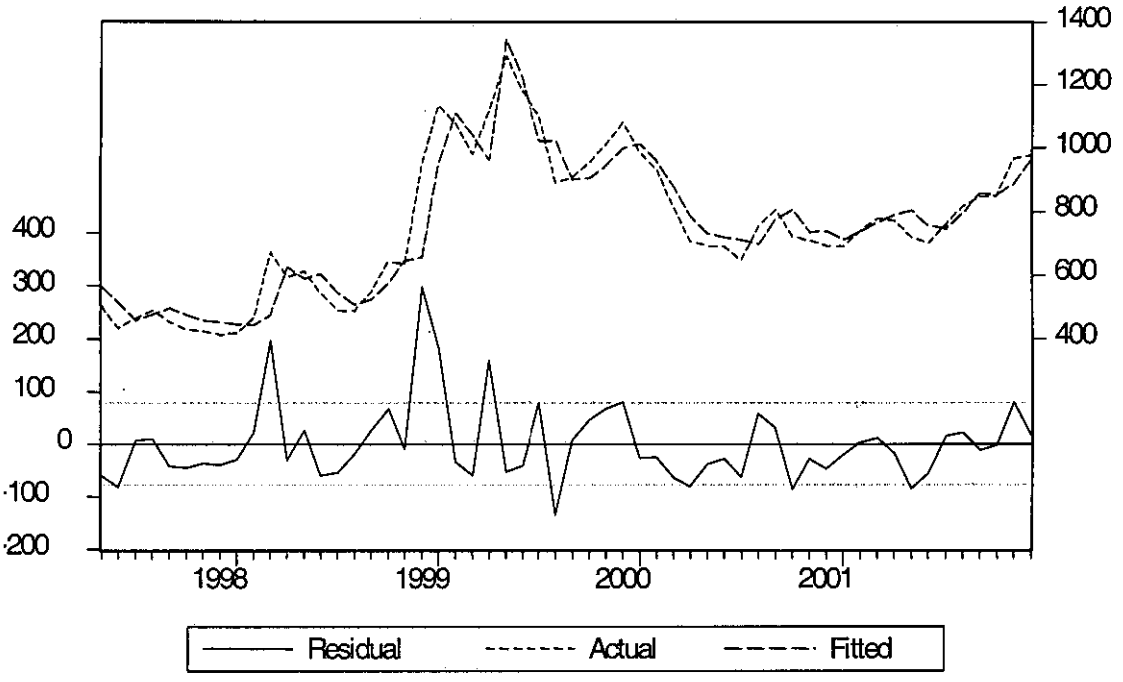
Seguindo a linha conceitual do modelo de determinação dos juros do Banco Central do Brasil, que estipula que o nível de juros de hoje depende do nível de juros praticados em um período anterior, considerou-se que seria econometricamente consistente avaliar tal relação para ajudar a explicar o *spread over treasury* do *C-Bond.*

Como se pode observar pelo resultado do modelo, existe forte poder explicativo sobre a variável explicativa. Tal resultado condiz com a intuição econômica, pois não se pode acreditar que variações econômicas de curto prazo possam mudar muito o padrão de comportamento do *spread.* Dessa maneira, os fatores que influenciam a determinação do *spread* defasado representam fator relevante para determinar o *spread* atual. Portanto, o modelo apresenta um padrão de expectativas adaptativas.

Assim sendo, neste trabalho obteve-se um modelo econometricamente consistente, corroborando a intuição econômica no que tange à busca de determinantes do risco soberano brasileiro, medido a partir do *spread over treasury* do *C-Bond.*

Pelo gráfico seguinte pode-se observar que existe boa aderência dos resultado previstos pelo modelo aos dados de fato observados:

GRÁFICO 6 – COMPORTAMENTO DO MODELO PROPOSTO *VERSUS* O *SPREAD* DO *C-BOND*



Por meio da observação detalhada do modelo, pode-se notar a existência de quatro *outliers*: no princípio de 1998, no final de 1998, no início de 1999 e no segundo semestre de 1999. À vista do exposto, adiante se tentará explicar as razões de tal anormalidade através da coleta de depoimentos de participantes do mercado, analisando assim os *outliers* ocorridos que não puderam ser explicados por meio das variáveis incluídas no modelo. Antes da explicação, é necessário verificar a consistência econométrica do modelo, aplicando alguns testes. Assim, apresenta-se em anexo a este trabalho o resultado dos seguintes testes:

a) Teste sobre os coeficientes

– Teste de Wald para a significância dos coeficientes

b) Testes sobre os resíduos

– Correlograma dos resíduos: Estatísticas Q e resíduos quadráticos

– Histograma: Teste de normalidade Jarque-Bera

– Correlação Serial : Teste de Breusch-Godfrey – LM

– Heteroscedasticidade: Teste de White sem termos cruzados e Teste de White com termos cruzados

c) Testes sobre a estabilidade do modelo

– Resíduos recursivos: Coeficientes recursivos, CUSUM e CUSUMSQ.

Após analisar os testes, pode-se verificar que em certos momentos há um comportamento não consistente com uma distribuição normal dos resíduos (testado por Jarque-Bera), o que poderia invalidar a eficiência econométrica do modelo. Todavia, observando mais detalhadamente os resultados, nota-se que os momentos em que a anormalidade ocorre coincidem com os *outliers*, não sugerindo, assim, instabilidade do modelo.

Para corroborar econometricamente esse efeito, utilizou-se como instrumento a colocação de *Dummies*, que é um procedimento que permite ao modelo tratar de forma diferente os períodos selecionados (*outliers*).

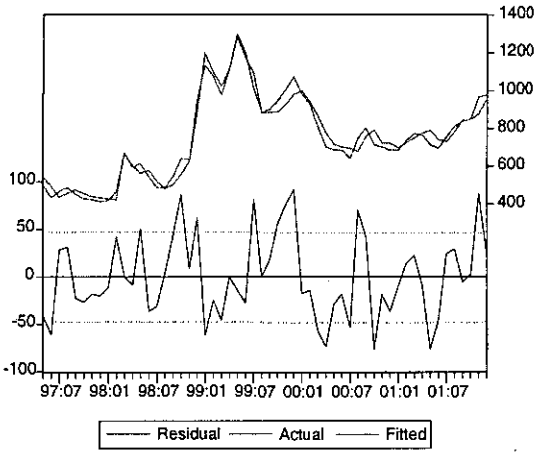
O procedimento permitiu verificar nesses períodos, individualmente e em conjunto, que as variações do *spread over treasury* foram atribuídas a "elementos exógenos", tais como alterações na percepção dos agentes, ou, eventualmente, a variáveis que foram omitidas no modelo e sofreram choques que afetaram o risco país.

Para os quatro períodos selecionados, as *Dummies* foram consideradas significativas, o que confirma a importância das "quebras do modelo". A seguir, apresenta-se a comparação dos modelos, bem como suas estatísticas e os testes de significância das *Dummies*.

GRÁFICO 7: COMPARAÇÃO DO MODELO COM E SEM *DUMMIES*

Os modelos

Com Dummies

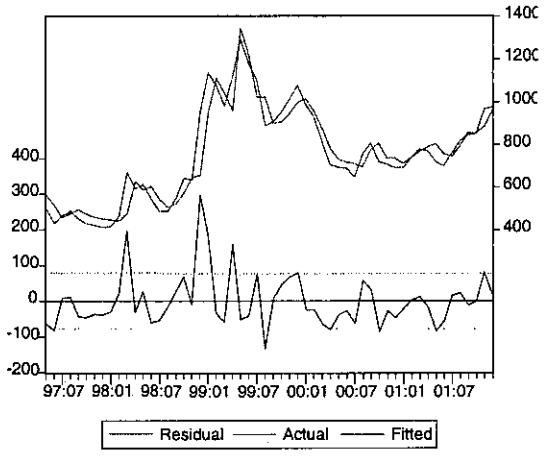


Dependent Variable: SPREADOT
Method: Least Squares
Date: 08/10/03 Time: 18:04
Sample(adjusted): 1997:05 2001:12
Included observations: 56 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	58.22850	23.19214	2.510699	0.0155
DIV_EXT_PIB	0.128208	0.031623	4.054203	0.0002
M_J_EXPORT(-4)	0.032950	0.005724	5.756396	0.0000
SPREADOT(-1)	0.768109	0.045455	16.89813	0.0000
D1	218.9698	48.88363	4.479410	0.0000
D2	253.2701	34.11799	7.423358	0.0000
D3	172.0882	48.43943	3.552647	0.0009
D4	-126.4625	49.76522	-2.541182	0.0143

R-squared	0.961878	Mean dependent var	753.2983
Adjusted R-squared	0.956318	S.D. dependent var	226.0711
S.E. of regression	47.24930	Akaike info criterion	10.69032
Sum squared resid	107593.1	Schwarz criterion	10.96965
Log likelihood	-291.0489	F-statistic	173.0151
Durbin-Watson stat	1.467835	Prob(F-statistic)	0.000000

Original



Dependent Variable: SPREADOT
Method: Least Squares
Date: 08/08/03 Time: 14:30
Sample(adjusted): 1997:05 2001:12
Included observations: 56 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	82.34548	36.67275	2.245413	0.029(
DIV_EXT_PIB	0.108696	0.051085	2.127737	0.0381
M_J_EXPORT(-4)	0.036352	0.009317	3.901793	0.0003
SPREADOT(-1)	0.768623	0.071632	10.73020	0.000(

R-squared	0.887659	Mean dependent var	753.2983
Adjusted R-squared	0.881178	S.D. dependent var	226.0711
S.E. of regression	77.92792	Akaike info criterion	11.61818
Sum squared resid	315753.1	Schwarz criterion	11.76284
Log likelihood	-321.3095	F-statistic	136.9594
Durbin-Watson stat	1.647637	Prob(F-statistic)	0.000000

As estatísticas em geral indicam que o modelo, sob o efeito das *Dummies,* explica muito melhor o comportamento do prêmio de risco Brasil, seja por meio da obtenção de um R2 muito maior, seja com a melhora dos critérios de informação de Akaike e Schwarz. A mera inspeção visual permite detectar significativa melhora da escala referente aos resíduos.

Essa tarefa visou apenas corroborar a eficiência do modelo inicialmente proposto, e não criar um modelo mais eficiente, pois a utilização de *Dummies* é apenas um artifício *ex post* para tratar comportamentos anormais detectados pelo pelo modelo que normalmente não são previstos antecipadamente.

3 RESULTADOS

3.1 SÍNTESE DOS RESULTADOS

Pode-se observar neste trabalho que os modelos econométricos, por mais bem elaborados que sejam, nem sempre conseguem explicar integralmente o comportamento do risco Brasil.

Analisando atentamente a questão, é possível perceber que, nos momentos em que ocorreram os *outliers*, variáveis exógenas não relacionadas aos fundamentos da economia brasileira estiveram presentes de alguma forma e alteraram a percepção dos agentes do mercado financeiro sobre o cenário macroeconômico brasileiro. Como resultado, observou-se um impacto desproporcional sobre a medida de risco Brasil (*spread over treasury*), culminando em um caso provável de *overshooting*.

A essa reação a fatores exógenos o mercado chama de *efeito contágio*. Muitas vezes, o que esse efeito revela é que a realização de lucros, ou mesmo a montagem de uma posição vendida através dos mercados de derivativos, é realizada com ativos de alta liquidez (em particular o *C-Bond*), independentemente dos fundamentos econômicos do Brasil. Adiante se verá que os *outliers* encontrados no modelo desenvolvido neste trabalho têm forte relação com o efeito contágio ocorrido na época das crises asiática e russa.

Esse efeito se torna ainda mais agudo para o Brasil quando se observa que o *C-Bond* é um dos títulos da dívida dos países emergentes mais líquidos no mercado internacional, sendo a volatilidade do seu preço sempre maior do que a de títulos semelhantes: ele é o primeiro papel a ser vendido pelos aplicadores estrangeiros quando ocorrem crises em países emergentes. Um dos motivos é que o Brasil talvez seja um país cujos títulos públicos emitidos no exterior são predominantemente negociados por investidores estrangeiros.

Como esse título é fácil de negociar, tem boa liquidez relativa, sua cotação nos mercados oscila mais que a dos outros papéis. Para se ter uma idéia, nos últimos 2 anos, a volatilidade média do *C-Bond* rodou a casa de 20% a.a, chegando a atingir, em épocas de crise, 70% a.a.

A dupla característica de liquidez e alta volatilidade é, contraditoriamente, ruim para o grau de liberdade da política macroeconômica, porque o *C-Bond* reage muito rapidamente às crises dos mercados emergentes. Como essa variabilidade é muito grande, muitas vezes o excesso de vendas ou compras afeta consideravelmente o preço real do papel, afetando o nível dos juros para a tomada de recursos, externos e internos, pois, como se viu, o risco embutido no spread do título serve de parâmetro para as taxas de juros cobradas pelos empréstimos, de forma que a estrutura a termo dos juros da dívida brasileira resulta também muito volátil.

Esse comportamento anormal do *C-Bond* tem sido o principal motivo pelo qual o Banco Central do Brasil vem repetidamente enfatizando a importância de redistribuir a negociação dos papéis brasileiros de modo a desconcentrá-los dos *C-Bonds* e oferecer negócios com outros papéis da dívida brasileira, atendendo às mais diversas demandas segmentadas dos investidores. Assim, poder-se-ia produzir um risco Brasil que reflita mais adequadamente os fundamentos econômicos. Esse trabalho já vem sendo posto em prática pelo Bacen, com relativo sucesso, por meio da troca de títulos antigos (*Bradies*) por novas emissões, oferecidas aos investidores locais e estrangeiros.

Além desse aspecto de mercado, o efeito contágio também acaba atingindo a economia brasileira, que está sujeita ao pagamento de juros reais médios de 15% ao ano e crescimento médio anual do PIB inferior a 2%. Isso decorre do fato do mercado financeiro acabar exigindo elevadas taxas internas para o refinanciamento do setor público, realimentando assim a percepção do risco Brasil.

3.2 ANÁLISE DOS *OUTLIERS*

a) *Outlier* 1: janeiro de 1998 a março de 1998

A crise financeira internacional, que teve início com a crise da Ásia, impactou o Brasil de forma contundente. Isso ocorreu por causa da percepção de vulnerabilidade da economia brasileira a uma crise externa decorrente principalmente de dois fatores. Por um lado, as necessidades de financiamento externo da economia cresciam acentuadamente. De fato, as projeções anteriores à crise apontavam para uma necessidade de recursos externos para financiamento do conta corrente da ordem de US$ 60 bilhões em 1998, ou 7,5% do PIB, *versus* US$ 57,5 bilhões em 1997 e US$ 38,8 bilhões em 1996. Por outro lado, a lentidão do processo de ajuste fiscal e da implementação das reformas estruturais reduziram a credibilidade da política econômica brasileira. Como resultado, o preço dos ativos da dívida externa caiu profundamente e elevou a pressão compradora no mercado de dolar, levando as autoridades econômicas a uma tentativa de acelerar os ajustes fiscais e monetários.

O gradualismo que caracterizava a política econômica brasileira até o final de 1997 e que era suportado pela ampla liquidez internacional foi substituído por uma elevação significativa das taxas internas de juros e pela implementação de um forte "pacote" fiscal. Simultaneamente, o governo engajou-se, com sucesso, em um intenso esforço político para a aprovação de vários projetos importantes, inclusive a reforma administrativa, que havia muito se arrastavam pelo Congresso. Em outras palavras, ao deparar com um choque externo de intensidade e duração desconhecidas, a equipe econômica optou por manter o regime cambial e ajustar a economia.

Assim, a crise financeira asiática sublinhou a importância macroeconômica de se criar um sistema financeiro sólido. Na visão dos investidores, como havia grande fragilidade do sistema financeiro brasileiro, o efeito do contágio da crise foi a principal razão do comportamento anormal do risco Brasil.

Para compreender um pouco melhor esse efeito e a conseqüente liquidação de ativos brasileiros, é necessário entender as causas da crise asiática. De fato, dentre as causas apontadas, foi dado destaque à aparente existência de "contratos implícitos" nos sistemas financeiros de alguns dos países em dificuldades.

O fato de que as autoridades monetárias ofereciam garantia implícita sobre o passivo dos intermediários financeiros parece ter contribuído para a generalização de aplicações financeiras de elevado retorno, mas de alto risco.

A percepção de que tais garantias existiam, combinadas com um aparato regulatório inapropriado, tornou unilaterais as apostas, distorcendo assim a alocação de recursos. Caso a aposta fosse bem sucedida, o retorno seria elevado; se falhasse, o patrimônio do agente financeiro não seria muito afetado, pois a autoridade monetária interviria, via de regra sob o argumento de que o fazia para evitar o elevado custo da propagação das dificuldades pelo mercado e a ruptura do sistema financeiro.

Essa percepção parece ter contribuído para incrementar o afluxo de capitais para a região asiática, elevado inicialmente em decorrência do inegável sucesso econômico nela obtido na década anterior. Com isso, houve forte expansão do crédito internacional, cuja expressão mais contundente foi a formação de bolhas especulativas: o afluxo de capitais externos era transformado em crédito para a aquisição de ativos reais e valores mobiliários, elevando seus preços, validando as apostas e dando início a um novo ciclo.

A perda de competitividade da região, fruto de sua política cambial e de uma série de eventos externos (como a valorização do dólar, a recessão japonesa e o crescimento da concorrência chinesa) impactou sua taxa de crescimento, forçando as empresas, em geral altamente endividadas, a vender ativos. A generalização dessa prática, racional para uma instituição individual, levou a uma ruptura da cadeia de elementos que sustentava o movimento de alta, culminando com uma queda abrupta do preço dos ativos.

Defrontados com o risco de inadimplência de seus devedores, os credores internacionais recusam-se a renovar seus créditos, em geral de curto prazo, retirando seus recursos do país. Com isto, gerou-se pressão sobre as reservas internacionais, que culminou com o abandono do regime cambial (*dirty float*).

Assim, embora se possa dizer que a crise seja a manifestação macroeconômica da adoção de uma postura de crédito incompatível com o regime de câmbio administrado, suas especificidades apontam para a forma peculiar como a autoridade monetária/regulatória e os agentes financeiros interagiam na região.

Estas considerações reforçaram a importância do ajuste que foi efetuado no sistema financeiro brasileiro. A percepção de que o período de alta inflação e os excessos do passado haviam criado um sistema financeiro superdimensionado para um ambiente macroeconomicamente estável levou, desde o princípio do Plano Real, à preocupação com a qualidade da intermediação financeira.

Dentre as várias medidas tomadas, o foco de atenções recaiu sobre a instituição do PROER, o ajuste das instituições públicas e a entrada dos bancos estrangeiros no Brasil, provavelmente devido ao grande apelo político destas questões. Importância menor foi atribuída às mudanças na legislação e na supervisão bancária.

O mecanismo de ajuste, via elevação dos juros e contração da política fiscal, visou reduzir o déficit em transações correntes e as necessidades de financiamento da economia tornando-a menos vulnerável às crises externas. Simultaneamente, o ajuste envolveu um esforço de normalização dos fluxos de capital para o país, como resultado da elevação dos juros e, principalmente, em resposta aos sinais emitidos pela equipe econômica.

De fato, a demonstração de determinação do poder público ao optar por medidas rigorosas, que implicaram em sacrifícios relevantes em um ano eleitoral, e a disposição de utilizar este episódio para avançar no processo de reforma,

BIBLIOTECA KARL A. BOEDECKER

reforçaram a reputação do governo e a credibilidade da política econômica, aumentando a confiança e contribuindo para a normalização dos fluxos.

Em resumo, o Banco Central do Brasil foi alterando sua forma de atuar, criou instrumentos de atuação preventiva e corretiva, reforçou a solidez do sistema e reduziu os riscos de crises financeiras. Esta é outra faceta da condução da política econômica que distinguiu a economia brasileira das asiáticas, a qual, na época, não recebeu a devida atenção, o que explica mais uma vez a ocorrência do *outlier*.

b) *Outlier* 2: outubro de 1998 a janeiro de 1999

Mais uma vez, a turbulência do sistema financeiro internacional, elevada a alturas sem precedentes pelo *default* russo da sua dívida interna, contagiou os mercados financeiros dos países emergentes. A economia brasileira foi uma das mais afetadas.

Desde o início de agosto de 1998, a rápida deterioração da confiança levou a uma perda de US$ 30 bilhões de reservas internacionais líquidas, devido sobretudo a três fatores: a) grande necessidade de financiamento externo em um ambiente caracterizado por um grau inédito de aversão ao risco, que resultou na forte redução da disponibilidade de capitais para os mercados emergentes; b) menor credibilidade do conjunto de medidas políticas, devido à demora na implementação do ajuste fiscal e das reformas estruturais; c) manutenção do regime de cambio administrado num contexto de proximidade das eleições de outubro de 1998.

Uma série de acontecimentos específicos reforçou esses fatores e desencadeou grande perda de confiança dos investidores nacionais e estrangeiros: a) acima de tudo, a moratória russa difundiu o medo de que outros países emergentes optassem pelo *default* de sua dívida, o que ocasionou uma saída abrupta de capital desses mercados; b) a condução da política econômica, na esteira da *débacle* da Rússia, levantou dúvidas sobre a compatibilidade entre o

cenário externo e a meta de preservar o nível de reservas internacionais; c) o renovado interesse em controle de capitais nos meios acadêmicos e políticos, que culminou com sua adoção na Malásia, e com rumores não confirmados de que o governo brasileiro estaria pensando em seguir caminho semelhante; d) o rebaixamento da classificação da dívida brasileira interna e externa pela Moody's, o que contribuiu para disseminar a opinião de que a situação estava piorando.

O resultado disso foi a crise de confiança que levou à perda de US$ 30 bilhões de reservas desde o início de agosto de 1998.

O governo brasileiro então reagiu, implementando, para fazer frente às saídas de capital, uma estratégia de três fases, cuja força foi proporcional ao nível de saídas verificado. A principal característica dessa estratégia foi a decisão de recorrer a medidas ortodoxas, "favoráveis ao mercado", e não à quebra de contratos ou ao controle das saídas de capital.

A reeleição de Fernando Henrique Cardoso no primeiro turno criou condições para a implementação de um conjunto de medidas severas destinadas a restabelecer a confiança e deter a saída de recursos. A resposta política esperada girou em torno da aplicação de um forte aperto *front-loaded* da política fiscal, com o respaldo de fundos externos compensatórios, na forma de um "pacote" do FMI, complementado por recursos do G-7, captados para eliminar o hiato de financiamento.

Concomitantemente, esperaram-se mudanças no processo orçamentário e nas instituições, bem como a continuação dos esforços de reforma do sistema da previdência social e a atenuação da rigidez da folha de pagamento do funcionalismo público (reforma administrativa), seguidas pela reforma do sistema tributário. Todavia, apenas o aperto fiscal e a reforma administrativa foram de fato implementados.

Assim, a ajuda internacional concedida ficou condicionada à implementação de fortes medidas, destinadas a sanar o desequilíbrio fiscal que estava no âmago do problema do país. Assim, o apoio externo também exerceu o papel de "mecanismo" de compromisso entre governos, contribuindo para

minorar o ceticismo quanto à disposição das autoridades de mudar o regime fiscal, sinalizando que as regras do jogo foram, de fato, modificadas.

Dessa forma, a contração fiscal resultante, juntamente com uma política monetária rígida, reduziu a absorção e o crescimento a partir do quarto trimestre de 1998, diminuindo o déficit em transações correntes em 1999, e contribuiu para garantir o novo ingresso de grande montante de recursos para o país.

O sucesso dessa estratégia dependeria da capacidade de restabelecer a confiança na manutenção do regime cambial então vigente (cambio administrado), bem como do grau de intensidade da relutância do capital externo em voltar para os mercados emergentes. A combinação insatisfatória desses dois fatores poderia ter representado uma séria ameaça para a obtenção de um resultado positivo para o Brasil. No entanto, a atuação política foi decisiva. O Brasil mostrou uma determinação crível para sanar seu evidente desequilíbrio fiscal e reduzir a perspectiva de risco do país.

c) *Outlier* 3: fevereiro de 1999 a março de 1999

A explicação deste *outlier* está ligada à mudança do regime cambial brasileiro, que culminou com forte desvalorização do real, seguida de um movimento exagerado de vendas dos papéis da dívida brasileira, principalmente o *C-Bond*, em razão das incertezas macroeconômicas que acabavam de surgir.

Antes da adoção do regime de câmbio flutuante, o regime monetário brasileiro era claro e simples. A taxa de câmbio proporcionava uma meta intermediária, e a política se voltava para manter a taxa de câmbio dentro da banda. Embora o Banco Central do Brasil também estabelecesse intervalos para as metas de agregados monetários, a relevância dessas metas não recebia ênfase, e o comportamento dos agregados monetários, visto que eram endógenos, raramente era mencionado. O sistema de bandas cambiais era compatível com a meta de desinflação e constituía uma norma que norteava as ações de política monetária.

A adoção do regime de taxa de câmbio flutuante levou ao colapso do regime anterior de política monetária e a uma deterioração considerável da credibilidade obtida nos últimos anos. A perda de credibilidade que decorreu do

abandono do compromisso cambial foi exacerbada pela falta de explicitação do novo regime. Essa omissão, somada ao aparente desacordo sobre o papel a ser desempenhado pela política de juros, resultou na percepção de que a política econômica estava sem rumo, o que comprometeu ainda mais a credibilidade. Com isso, os preços dos títulos da dívida externa despencou e o risco Brasil atingiu níveis estratosféricos.

A adoção do câmbio flutuante em meio a forte pressão sobre a moeda provocou, em 45 dias do novo sistema cambial, uma depreciação do real em 63%. Embora a grande necessidade de financiamento externo no 1T99 (US$ 15,4 bilhões) e a forte retração de crédito ao país fossem as principais causas desse movimento, aquela grande depreciação foi ampliada pela ausência de um novo regime monetário que, apoiado por maior austeridade fiscal, era necessário para compensar a perda da taxa de câmbio como âncora nominal para as expectativas de inflação.

Nesse cenário adverso, a moeda se desvalorizou muito além de seu equilíbrio ideal, em um típico movimento de *overshooting* cambial, como indicavam critérios teóricos de Paridade do Poder de Compra. Cotações da moeda a R$ 2,00-R$ 2,20/US$ pareciam indicar níveis extremamente depreciados para a época.

Para reverter esse processo – reintroduzir a clareza na condução da política monetária e começar a restabelecer a credibilidade –, o governo tratou de anunciar rapidamente um novo regime monetário.

No setor externo, a restauração da credibilidade foi fundamental para restabelecer o acesso duradouro do país ao mercado internacional, sem o que a correção do *overshooting* seria muito menor. Os termos revisados do acordo com o FMI – ao sumarizar as diretrizes da nova política monetária – e a liberação da segunda parcela, de até US$10,4 bilhões, foram condições necessárias para melhorar a avaliação do risco Brasil, abrindo espaço para a reabertura do crédito ao país. Isso foi essencial para minimizar as pressões sobre a moeda decorrentes do elevado déficit da balança de pagamentos a curto prazo, dando suporte para a correção do *overshooting* e para a restauração do risco Brasil em patamares mais aceitáveis.

d) *Outlier* 4: junho de 1999 a julho de 1999

Este *outlier* está relacionado com a cautela que o mercado teve com a adversidade internacional ligada à taxa de juros nos EUA e com a necessidade de um ajuste fiscal permanente para o Brasil.

A preocupação com o impacto de uma elevação de taxas de juros nos EUA tornou-se o foco da atenção dos mercados quando da decretação de um viés de alta pelo Fed. Aparentemente, os preços de ativos financeiros já incorporavam expectativas de uma elevação de 25 pontos-base no *Fed funds target* em 30 de junho de 1999 para 5,0%. Ainda assim, havia grande incerteza acerca da extensão adicional deste movimento de alta de juros, o que gerou maior volatilidade e elevação de prêmios de risco em ativos financeiros de mercados emergentes e, conseqüentemente, as do Brasil.

Os economistas dos EUA esperavam que, após alguma volatilidade associada à confirmação da alta dos juros, o cenário para mercados de renda fixa e ações não sofresse grandes alterações em relação ao que prevalecia em meados de junho. Houve inclusive a perspectiva de um movimento de baixa até o fim do ano nos retornos dos papéis do tesouro americano de 30 anos, dos anteriores níveis de 6,10% para algo próximo a 5,5%.

Esse movimento estaria condicionado pela desaceleração da demanda nos EUA e por um movimento de "fuga para a qualidade" atrelado ao efeito do "*bug* do milênio". Esperava-se que a desaceleração da economia americana fosse gradual, passando de 4,0% no 1T99 para cerca de 3,0% no fim do ano. Ainda assim, o impacto sobre a demanda de importações acabou reduzindo o impulso sobre as economias latino-americanas.

Nesse cenário adverso, mas não crítico, três aspectos poderiam ter afetado o balanço de pagamentos brasileiro.

Em primeiro lugar, o acesso ao mercado internacional de capitais ficaria mais restrito e com custo mais elevado. Isso foi relevante, devido ao elevado volume de amortizações no 2S99 e em 2000, respectivamente US$ 17,6 bilhões e US$ 34,0 bilhões. Como o problema se restringiu ao custo, a questão foi contornável, já que um aumento de 100 pontos-base no custo médio de

funding da dívida externa brasileira adicionava cerca de US$ 750 milhões em desembolsos em um período de 12 meses.

Em segundo lugar, a redução da demanda por importações nos EUA poderia limitar a recuperação de preços de *commodities*, prolongando a adversidade gerada por um choque temporário sobre os termos de troca brasileiros. Como 19% da pauta de exportações brasileira era direcionada aos EUA e 23% dependia de preços de *commodities*, este impacto contribuiria para um desempenho ainda mais fraco das exportações brasileiras.

Em terceiro lugar, um período prolongado de dólar americano forte deveria amplificar o segundo efeito, já que cerca de 50% das exportações brasileiras eram destinadas a países em que a moeda de referência não é essa.

Estes aspectos levaram ao questionamento do impacto sobre câmbio e juros. Por um lado, o cenário externo adverso realçava as vantagens de um regime de câmbio flutuante, já que a taxa de câmbio amorteceria choques externos, minimizando seu impacto sobre a economia. Por outro, em razão da necessidade de financiamento externo de US$ 30 bilhões no 2S99, a taxa de câmbio poderia ser colocada sob pressão adicional.

Então, esperava-se que três fatores minimizassem esse movimento: a) o investimento direto de estrangeiros deveria continuar significativo e resistente a crises; b) as amortizações de empréstimos em moeda do setor privado teriam menor concentração no 2S99 (US$ 6,3 bilhões *versus* US$ 18,4 bilhões no 1S99); c) havia potencial acesso a pelo menos US$ 20 bilhões em recursos multilaterais adicionais dentro do programa de US$ 41,5 liderado pelo FMI. Assim, não se esperavam desvios prolongados do nível de risco Brasil, como de fato não se verificaram.

Assim, apesar de o ambiente externo ter desviado o foco de curto prazo dos investidores, o desafio fundamental para o Brasil continuou o mesmo: a capacidade de implementação de reformas que dessem caráter permanente ao ajuste fiscal em curso.

4 CONCLUSÃO E SUGESTÃO PARA FUTUROS ESTUDOS

A partir de pesquisa bibliográfica sobre o que de mais recente foi desenvolvido sobre o tema, foi possível desenvolver um modelo que contemplasse as variáveis importantes e representativas para explicar e analisar o comportamento do prêmio de risco Brasil.

A construção do modelo teve que superar uma dificuldade indicada pelo levantamento bibliográfico: o número de variáveis indicadas pelos diferentes autores, assim como o daquelas utilizadas pelas agências de *rating*, é extremamente elevado, dificultando e onerando o acesso às informações a elas pertinentes. Desta forma, o modelo exposto neste trabalho contemplou um reduzido número de variáveis e um lapso de tempo pequeno, porém suficiente para corroborar a sua eficiência de extrair os *outliers* que se propôs explicar.

Uma das contribuições desse modelo é determinar, a partir de fundamentos macroeconômicos e de mercado e à vista da reação do preço do *C-Bond*, qual a expectativa de curto prazo do prêmio de risco Brasil e seu impacto na variação do endividamento.

Um modelo dessa natureza permite não somente apontar as variáveis macroeconômicas que influenciam o *spread*, mas também explicar como as mudanças nos fundamentos econômicos modificam o nível do *spread* requerido pelo mercado internacional. Assim, o entendimento de que o modelo pode explicar o prêmio de risco soberano Brasil pode levar a utilizá-lo não apenas como instrumento de explicação do comportamento de curto prazo do *spread* do *C-Bond*, mas também como ferramenta de análise para futuras políticas que resultem em redução do *spread* e, conseqüentemente, do custo do endividamento interno e externo.

A principal contribuição deste modelo é a identificação dos *outliers*. Foi através de pesquisa junto a participantes de mercados que se conseguiu entender as razões do comportamento anormal do prêmio de risco Brasil durante os períodos analisados.

A pesquisa revelou que as crises externas da última década (Ásia em 1997, Rússia em 1998 e Brasil em 1999) afetaram significativamente as economias latino-americanas, principalmente o Brasil, cujos prêmios de risco sofreram aumentos significativos em decorrência das alterações verificadas nas condições de liquidez dos títulos da dívida pública no mercado internacional de capitais. Como resultado, no período seguinte à deflagração das crises, os mercados emergentes sofreram restrições no acesso ao mercado e, em muitos casos, quando o acesso foi restabelecido, ele se deu a custos significativamente maiores que aqueles que vigoravam no período anterior à crise. Isto acarretou impactos reais significativos para a economia brasileira.

Entender esses impactos e, por conseqüência, o comportamento do prêmio de risco Brasil diante das crises externas da década de 90 significa explicar o porquê da ocorrência dos *outliers* e criar, no futuro, alternativas para evitá-los.

Tomem-se como exemplo as recentes turbulências brasileiras vividas em 2002, quando a depreciação dos preços dos papéis da dívida externa brasileira e a conseqüente elevação dos prêmios de risco Brasil, conforme foram expressos pelo EMBI$^+$ e pelo *spread* do *C-Bond*, decorreram parcialmente do aumento da aversão a riscos nos mercados globais, por causa de dúvidas quanto à saúde dos títulos de dívida corporativa e da economia dos EUA. Esse efeito exógeno, que nada tem a ver com os fundamentos locais, acaba por afetar o risco Brasil e, conseqüentemente, tem efeitos reais sobre a economia doméstica.

Isso normalmente ocorre porque o excesso de liquidez dos *C-Bonds*, somado à sua classificação como títulos de alto risco, os torna constantes candidatos a variável de ajuste de portfólios para as mais diversas categorias de investidores, qualquer que seja a origem de choques no sistema.

Para se ter melhor idéia, o *C-Bond* é o único título da dívida que pode ser utilizado como tal instrumento, pois combina as seguintes características: a) tem um bom volume negociado no mercado secundário, b) tem *bid/offer spreads* bastante justos quando comparados aos demais papéis brasileiros e de economias emergentes e, c) é um dos poucos papéis que possuem derivativos negociados no mercado de balcão.

Analisando um pouco mais pormenorizadamente essa questão, pode-se notar que, nos momentos em que ocorreram os *outliers*, de alguma forma variáveis exógenas não relacionadas aos fundamentos da economia brasileira estiveram presentes e alteraram a percepção dos agentes do mercado financeiro sobre o cenário macroeconômico brasileiro. Como resultado, observou-se um impacto desproporcional sobre a medida de risco Brasil (*spread over treasury*), culminando em um caso provável de *overshooting*. Esse movimento anormal é, muitas vezes, fruto de realizações de lucros, ou mesmo de montagem de posições vendidas por meio dos mercados de derivativos, através dos ativos que apresentam alta liquidez (caso particular do *C-Bond*), independentemente do estado dos fundamentos da economia brasileira.

Esse efeito se torna ainda mais agudo quando se observa que o *C-Bond* é o título de dívida dos países emergentes mais líquido do mercado internacional, sendo a volatilidade do seu preço sempre maior do que a de títulos semelhantes. Ele é, na maioria das vezes, o primeiro papel a ser vendido pelos investidores estrangeiros quando da expectativa de alguma crise que possa afetar países emergentes.

Isso ocorre porque, concomitantemente com o advento da crise, a liquidez dos demais títulos dos mercados emergentes geralmente desaparece, o que torna o *C-Bond* talvez o único instrumento disponível para que os administradores de recursos possam proteger os outros ativos dos seus portfólios, à vista da expectativa geral de queda dos preços. Assim, como o *C-Bond* é um título fácil de ser negociado, ou que tem maior liquidez relativa, sua cotação nos mercados torna-se mais volátil do que a dos outros papéis.

A dupla característica de liquidez e volatilidade é, contraditoriamente, ruim para o grau de liberdade da política macroeconômica interna, porque o *C-Bond* reage muito rapidamente às crises dos mercados emergentes, afetando em demasia o prêmio de risco Brasil. Como essa variabilidade é muito grande, muitas vezes o excesso de vendas ou compras distorce o que seria o nível de

equilíbrio de longo prazo do prêmio de risco do *C-Bond*, contribuindo para a ocorrência dos *outliers*, que não podem ser explicados por meio de modelos que levem em consideração fundamentos da economia doméstica brasileira.

Em decorrência desse efeito perverso que o *overshooting* do *spread* do *C-Bond* causa ao custo do financiamento externo da economia em momentos de crise, o Banco Central do Brasil vem repetidamente enfatizando a necessidade de redistribuir a liquidez dos papéis brasileiros ao longo de uma curva racional de vencimentos, atendendo assim às mais diversas demandas dos investidores.

Na verdade, essa meta já vem sendo perseguida pelo Banco Central do Brasil, infelizmente com pouco sucesso, através da troca de *C-Bonds* por novas emissões, que são oferecidas tanto aos investidores locais quanto aos estrangeiros.

Na última delas, feita em julho de 2003, pouquíssimos investidores aceitarem a oferta do Bacen. As razões da recusa foram: a) o novo papel não oferceria boa liquidez devido à baixa quantidade quando comparada à do *C-Bond* (1.5 bilhões versus 7.3 bilhões), b) o novo papel oferecido possuiria um *duration* mais longo (cerca de 2 anos à mais) e consequentemente uma percepção de risco diferente e, c) além do *duration* mais longo, o novo papel não oferecia a devida recompensa (incremento do *spread*) aos investidores que optassem por alongar o prazo de vencimento. Com tudo isso, o Banco Central acabou por não prosseguir com a parte da operação ligada especificamente à troca de *C-Bonds,* dando continuidade apenas à troca de *Par Bonds* e *Discounts Bonds*, gerando no fim uma operação pequena (800 milhões de US$) para os padrões atuais de mercado.

Em vista do exposto, parece bastante claro que nenhum investidor quer abdicar de um dos poucos instrumentos líquidos, num mercado cheio de surpresas, sem a devida recompesa.

Resta então a pergunta: Como contornar tal situação? Assim, fica aqui como sugestão para futuros estudos a busca de mecanismos de troca ou de recompra de *C-Bonds* que sejam suficientemente atrativas para que o Banco Central possa induzir os agentes de mercado a precificar o *spread over treasury* do títulos brasileiros de modo a reproduzir um risco Brasil que reflita mais adequadamente os fundamentos econômicos brasileiros.

APÊNDICE 1: CARACTERÍSTICAS DOS TÍTULOS DA DÍVIDA EXTERNA BRASILEIRA

MINISTÉRIO DA FAZENDA – SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL

www.tesouro.fazenda.gov.br

CARACTERÍSTICAS DAS EMISSÕES VOLUNTÁRIAS

TÍTULOS	Data do lança-mento	Data da emissão	Data de vencl-mento	Preço da emissão	Moeda local	Líder(es)	Valores na emissão (moeda local)		Prazo	Cupom (% a.a.)	Período
Yen 1997	24.05.95	19.06.95	19.06.97	100.000	JPY	Nomura Sec.	80,000,000,000		2 anos	6%	anual
M 1998	21.06.95	20.07.95	20.07.98	100.500	DEM	Dresdner Bank	1,000,000,000		3 anos	9%	anual
Samurai 2001	04.03.96	22.03.96	22.03.01	100.000	JPY	Nomura Sec.	30,000,000,000		5 anos	5,5%	semes-tral
Caravela 1999	16.04.96	15.05.96	17.05.99	100.000	ESC	Finantial	12,000,000,000		3 anos	lisbor + 2.4%	semes-tral
Eurolibra 1999	29.05.96	11.06.96	11.06.99	100.394	GBP	Midland Bank	100,000,000		3 anos	9,75 %	anual
Global 2001	28.10.96	05.11.96	05.11.01	99.857	USD	JP Morgan Swiss Bank	750,000,000		5 anos	8,875 %	semes-tral
DM 2007	04.02.97	26.02.97	26.02.07	101.900	DEM	Credit Suisse F. Boston	1,000,000,000		10 anos	8 %	anual
Parallel 2002	28.04.97	21.05.97							5 anos	6,625%	anual
Franco francês			21.05.02	100.755	FRF	Banque Paribas	1,000,000,000				
Florim holandês			21.05.03	101.325	NLG	ING Barings	400,000,000				
Schilling austríaco			21.05.04	101.100	ATS	Creditanstalt BankVerein	2,000,000,000				
Global 2027 - 1.ª tranche	04.06.97	09.06.97		93.234	USD	JP Morgan Goldman Sachs	2,243,930,000 (Exchange)	(*)	30 anos	10,125 %	semes-tral
Global 2027 - 2.ª tranche	20.03.98	27.03.98	15.05.27	98.350		JP Morgan Goldman Sachs	756,070,000 (New money) 500,000,000 (Reabertura)				
Eurolira 2017 Reabertura	03.06.97	26.06.97 10.07.97	26.06.17	101.300	ITL	Deustche M. Grenfell	500,000,000,000 250,000,000,000		20 anos	11 %	anual
Eurolibra 2007	14.07.97	30.07.97	30.07.07	101.088	GBP	Barclays De Zoete Credit Suisse F. Boston	150,000,000		10 anos	10%	anual
Euro 2003	09.02.98	03.03.98	03.03.03	99.863	EU	Paribas SBC Warburg	500,000,000		5 anos	8.625%	anual
EuroDM 2008	24.03.98	23.04.98	23.04.08	101.450	DM	ABN Amro Dresdner	750,000,000		10 anos	10% (1.º e 2.º anos) 7% (anos seguintes)	anual
Global 2008	31.03.98	07.04.98	07.04.08	99.738	US$	Merril Lynch	1,250,000,000		10 anos	9,375%	semes-tral
Global 2004	19.04.99	30.04.99	15.04.04	99.070	US$	Salomon Smith Barney Morgan Stanley D. Witter	2,000,000,000 (New money) 1,000,000,000 (Exchange)	(*)	5 anos	11.625%	semes-tral

Euro 2002 - 1.ª tranche	08.07.99	29.07.99	29.07.02	99.440	EUR	Credit Suisse First Boston Dresdner Bank	700,000,000		3 anos	9.50%	anual
Euro 2002 - 2.ª tranche	27.07.99			99.800		Credit Suisse First Boston Dresdner Bank	100,000,000				
Euro 2004 - 1.ª tranche	09.09.99	30.09.99		98.500	EUR	ABN Amro Paribas	300,000,000		5 anos	11.125%	anual
Euro 2004 - 2.ª tranche	17.09.99		30.09.04	98.900		ABN Amro Paribas	100,000,000 (Reabertura)				
Euro 2004 - 3.ª tranche	27.09.99			99.200		ABN Amro Paribas	100,000,000 (Reabertura)				
Global 2009	18.10.99	25.10.99	15.10.09	99.444	USD	Chase Securities JP Morgan	2,000,000,000		10 anos	14,50%	semes-tral
Euro 2006	28.10.99	17.11.99	17.11.06	99.500	EUR	Credit Suisse First Boston Deutsche Bank	500,000,000 200,000,000		7 anos	12,00%	anual
Euro 2001	12.11.99	26.11.99	26.11.01	99.850	EUR	Dresdne Bank	600,000,000		2 anos	8.25%	anual
Euro 2010	14.01.00	04.02.00	04.02.10	98.540	EUR	BNP Paribas Deutsche Bank	750,000,000		10 anos	11.00%	anual
Global 2020	19.01.00	26.01.00	14.01.20	96.394	USD	Chase Securities Goldman Sachs	1,000,000,000		20 anos	12.75%	semes-tral
Global 2030	24.02.00	06.03.00	06.03.30	93.299	USD	Merril Lynch Morgan Stanley D. Witter	1,000,000,000		30 anos	12.25%	semes-tral
Reabertura	22.03.00	29.03.00		98.250			600,000,000	(*)			
Samural 04/2003	30.03.00	17.04.00	17.04.03	100.000	JPY	Nomura Sec.	60,000,000,000		3 anos	4.50%	semes-tral
Euro 2005	20.06.00	05.07.00	05.07.05	99.226	EUR	Credit Suisse First Boston Salomon Smith Barney	750,000,000		5 anos	9.00%	anual
	18.04.01	09.05.01		101.250			500,000,000 (Reabertura)				
Global 2007	19.07.00	26.07.00	26.07.07	94.588	USD	Goldman Sachs Merril Lynch	1,000,000,000	(*)	7 anos	11.25%	semes-tral
	11.04.01	17.04.01		100.500			500,000,000 (Reabertura)				
Global 2040	09.08.00	17.08.00	17.08.40	80.203	USD	Goldman Sachs, Chase e Morgan Stanley D. Witter	5,157,311,000		40 anos	11.00%	semes-tral
Euro 2007 - 1.ª tranche	19.09.00	05.10.00	05.10.07	98.772	EUR	JP Morgan	500,000,000		7 anos	9.50%	anual
Euro 2007 - 2.ª tranche	02.10.00			99.500		UBS Warburg	250,000,000 (Reabertura)				
Samurai 2006	28.11.00	22.12.00	22.03.06	100.000	JPY	Nomura, Bank of Tokyo – Mitsubishi, Kokusai	60,000,000,000		5,3 anos	4.75%	semes-tral
Global 2006	04.01.01	11.01.01	11.01.06	98.895	USD	Morgan Stanley D. Witter Bear Sterns	1,500,000,000		6 anos	10.25%	semes-tral
Euro 2011	09.01.01	24.01.01	24.01.11	97.357	EUR	Dresdner Kleinwort Merril Lynch	1,000,000,000		10 anos	9.50%	anual

Global 2024	07.03.01	22.03.01	15.04.24	71.270	USD	Salomon Smith Barney Credit Suisse First Boston	2,150,000,000		23 anos	8.875%	semes-tral
Samurai 2007	16.03.01	10.04.01	10.04.07	100.000	JPY	Nomura Sec.	80,000,000,000		6 anos	4.75%	semes-tral
Global 2005	10.05.01	17.05.01	15.07.05	94.660	USD	Deutsche Bank JP Morgan Chase	1,000,000,000		4,2 anos	9.625%	semes-tral
Samurai 08/2003	31.07.01	30.08.01	28.08.03	100.000	JPY	Nomura Securities Daiwa Securities	200,000,000,000		2 anos	3.750%	semes-tral
Global 2012	07.01.02	11.01.02	11.01.12	91.040	USD	JP Morgan Sec. Inc. Salomon Smith Barney	1,250,000,000		10 anos	11.000%	semes-tral
Global 03/2008	05.03.02	12.03.02	12.03.08	99.004	USD	Goldman Sachs Merril Lynch	1,250,000,000		6 anos	11.500%	semes-tral
Euro 2009	21.03.02	02.04.02	02.04.09	99.769	EUR	ABN Amro Dresdner Kleinwort	500,000,000		7 anos	11.550%	anual
Global 2010	10.04.02	17.04.02	15.04.10	98.086	USD	JP Morgan Chase Morgan Stanley DW	1,000,000,000		8 anos	12.000%	semes-tral
Global 2007	29.04.03	06.05.03	16.01.07	98.8853	USD	Merril Lynch UBS Warburg	1,000,000,000		4 anos	10.000%	semes-tral
Global 2013	10.06.03	17.06.03	17.06.13	98.6715	USD	Deutsche Bank Goldman Sachs	1,250,000,000		10 anos	10.250%	semes-tral
Global 2011	25.07.03	07.08.03	07.08.11	89.625	USD	JP Morgan Chase Morgan Stanley DW	500,000,000		8 anos	10.000%	semes-tral
Global 2024N	25.07.03	07.08.03	15.04.24	70.76	USD	JP Morgan Chase Morgan Stanley DW	833,000,000		21 anos	8.750%	semes-tral

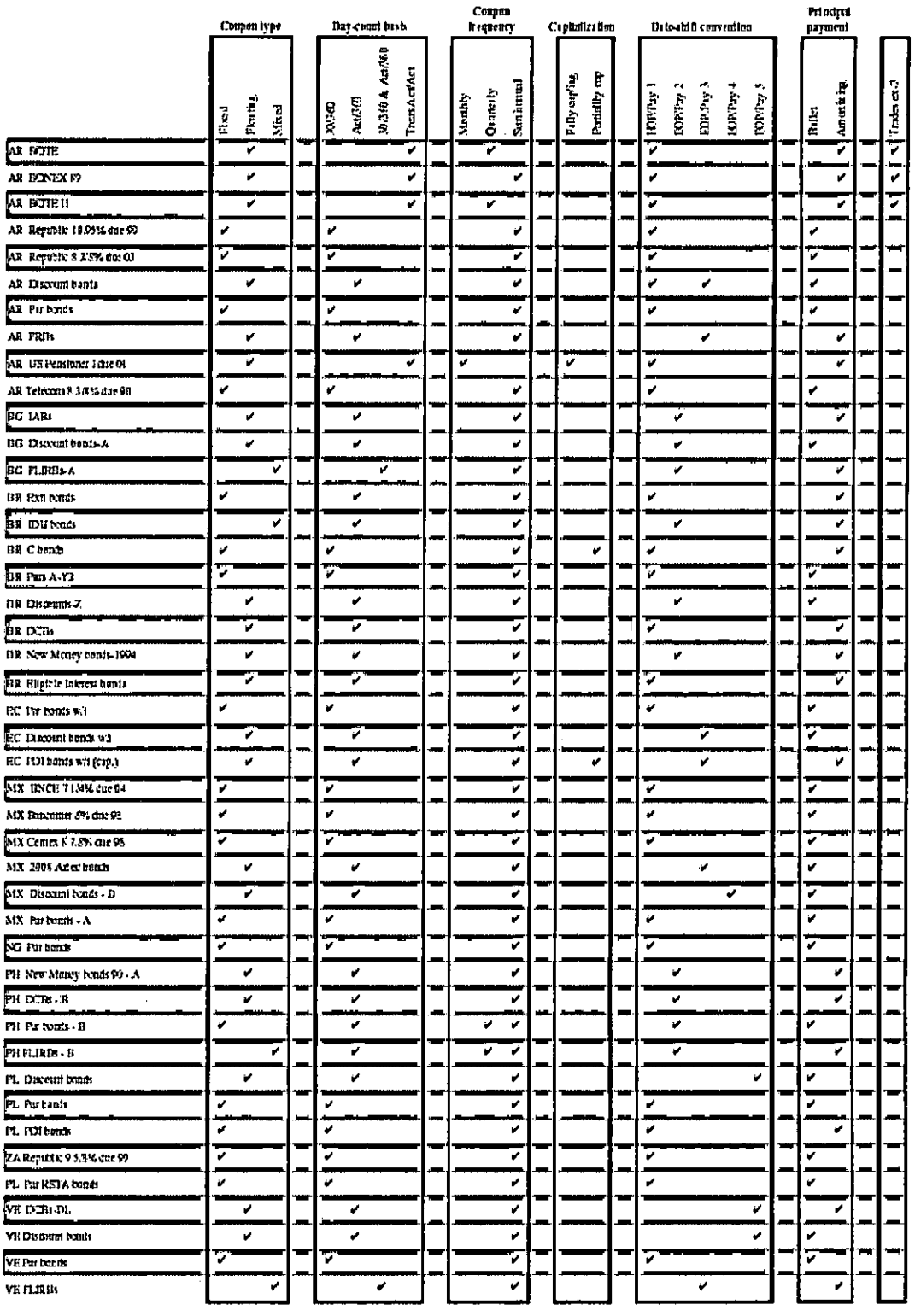
(*) Operações realizadas ao amparo da Resolução 69/96, do Senado Federal.

1. As datas de pagamento de cupom do Samurai 2006 são 22 de março e 22 de setembro de cada ano.
2. As datas de pagamento de cupom do Samurai 2003 são 28 de fevereiro e 28 de agosto de cada ano.

OBS.: O tipo de amortização para todos os títulos é *bullet*.

APÊNDICE 2: *EMERGING MARKETS BOND INDEX PLUS* (EMBI+)

Bond characteristics



APÊNDICE 3: TESTES DO MODELO

TESTE DE WALD

Este teste tem por finalidade verificar se os coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero. Como se pode observar, pode-se elevar o nível de confiança até cerca de 96% sem ter que rejeitar a significância dos coeficientes.

Dependent Variable: SPREADOT

Method: Least Squares

Date: 12/11/02 Time: 13:39

Sample(adjusted): 1997:05 2001:12

Included observations: 56 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	82.34548	36.67275	2.245413	0.0290
DIV_EXT_PIB	0.108696	0.051085	2.127737	0.0381
M_J_EXPORT(-4)	0.036352	0.009317	3.901793	0.0003
SPREADOT(-1)	0.768623	0.071632	10.73020	0.0000

R-squared	0.887659	Mean dependent var	753.2983
Adjusted R-squared	0.881178	S. D. dependent var	226.0711
S. E. of regression	77.92792	Akaike info criterion	11.61819
Sum squared resid	315783.6	Schwarz criterion	11.76286
Log likelihood	-321.3095	F-statistic	136.9594
Durbin-Watson stat	1.647637	Prob(F-statistic)	0.000000

TESTE DE CORRELOGRAMA DOS RESÍDUOS - ESTATÍSTICAS Q

Estas estimativas tentam captar correlações dos resíduos com eles mesmos defasados até *j* períodos, ou seja, testar se os resíduos têm comportamento ruído branco. A fórmula utilizada para o cálculo da estatística Q é a seguinte:

$$Q_{LB} = T(T+2)\sum_{j=1}^{k}\frac{r_j^2}{T-j},$$

onde r_j é a correlação de ordem *j* dos resíduos (Corr(r_t, r_{t-j})), e T é o número de observações.

A coluna "Prob" nos dá o p-valor do teste de significância da autocorrelação até a ordem *j*, e se estes forem maiores que o p-crítico escolhido (comumente 0.01, 0.05 ou 0.1) os resíduos podem ser considerados ruído branco.

Sample: 1997:05 2001:12
Included observations: 56

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.170	0.170	1.7001	0.192
		2	-0.046	-0.077	1.8290	0.401
		3	0.109	0.135	2.5655	0.465
		4	-0.062	-0.117	2.7961	0.592
		5	-0.169	-0.125	4.6218	0.464
		6	-0.023	0.006	4.6585	0.589
		7	0.128	0.139	5.7354	0.571
		8	-0.063	-0.091	6.0036	0.647
		9	0.142	0.167	7.3699	0.597
		10	0.149	0.019	8.9620	0.536
		11	0.093	0.135	9.5893	0.568
		12	-0.122	-0.200	10.688	0.556
		13	0.042	0.141	10.819	0.626
		14	0.010	-0.076	10.826	0.700
		15	-0.255	-0.135	15.970	0.384
		16	-0.057	-0.099	16.233	0.437
		17	-0.163	-0.217	18.433	0.362
		18	-0.276	-0.250	24.944	0.126
		19	-0.150	-0.104	26.927	0.106
		20	0.101	-0.005	27.849	0.113
		21	0.099	0.145	28.755	0.120
		22	-0.110	-0.210	29.903	0.121
		23	-0.042	-0.065	30.075	0.147
		24	-0.074	-0.094	30.635	0.165

Observando as estatísticas Q, pode-se considerar os resíduos de ruído branco.

TESTE DE CORRELOGRAMA DOS RESÍDUOS QUADRÁTICOS

Este teste tenta caracterizar o padrão de dependência temporal da série de resíduos, padrão esse que não deve existir para que as estimativas de OLS mantenham as propriedades desejadas. São dois os componentes que devem ser analisados para cada período defasado: a autocorrelação e a autocorrelação parcial.

Autocorrelação

A autocorrelação de uma série y em sua defasagem *k* pode ser calculada por:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{T}(y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{T}(y_t - \bar{y})^2}$$

Espera-se que o resultado seja estatisticamente zero, senão podem ocorrer processos auto-regressivos ou médias móveis não captados no modelo, ou variáveis não-estacionárias sendo usadas em nível.

Autocorrelação parcial

A autocorrelação parcial é o coeficiente de y_{t-k} da regressão de y_{t-1}, y_{t-2}, ..., y_{t-k} em y_t. Ela é chamada parcial porque já estão excluídos os efeitos de correlações de outras ordens. Se a série apresentar apenas uma autocorrelação de ordem menor que *k*, a autocorrelação parcial de ordem *k* será próxima de zero. O cálculo desta estatística é dado por:

$$\phi_{kk} = \begin{cases} r_1 & \text{for } k = 1 \\ \dfrac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1}\phi_{k-1,j}r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1}\phi_{k-1,j}r_j} & \text{for } k > 1 \end{cases}$$

Correlograma dos resíduos quadráticos – Resultados

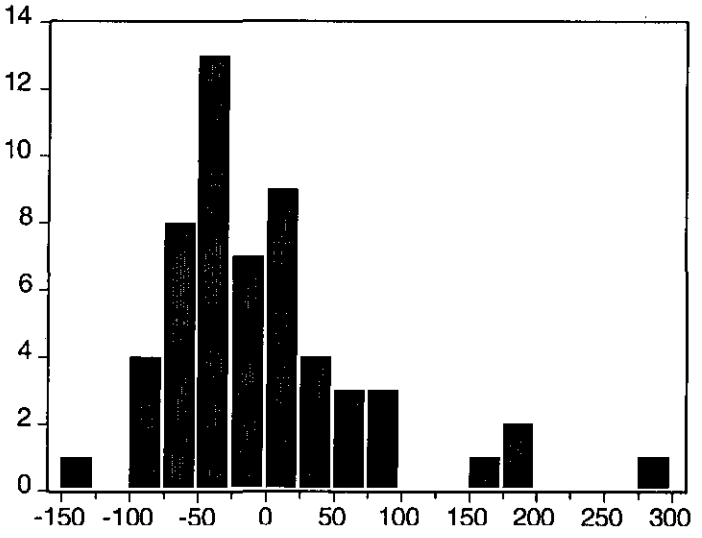
Sample: 1997:05 2001:12
Included observations: 56

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.171	0.171	1.7328	0.188
		2	-0.077	-0.110	2.0902	0.352
		3	0.024	0.060	2.1258	0.547
		4	0.153	0.134	3.5845	0.465
		5	-0.083	-0.139	4.0260	0.546
		6	-0.056	0.014	4.2277	0.646
		7	0.005	-0.013	4.2295	0.753
		8	0.034	0.011	4.3059	0.829
		9	0.224	0.273	7.7878	0.556
		10	0.031	-0.081	7.8560	0.643
		11	-0.061	-0.024	8.1264	0.702
		12	-0.041	-0.037	8.2497	0.765
		13	-0.014	-0.106	8.2646	0.826
		14	-0.083	0.008	8.7947	0.844
		15	-0.055	-0.020	9.0324	0.876
		16	-0.050	-0.060	9.2341	0.903
		17	-0.063	-0.037	9.5636	0.921
		18	-0.054	-0.118	9.8125	0.938
		19	-0.042	-0.022	9.9675	0.954
		20	-0.046	-0.008	10.162	0.965
		21	-0.024	0.001	10.216	0.976
		22	-0.001	0.042	10.216	0.984
		23	-0.067	-0.077	10.661	0.986
		24	-0.045	-0.018	10.868	0.990

O correlograma dos resíduos não aponta para problemas de processos AR ou MA não captados, nem resíduos não-estacionários.

HISTOGRAMA – TESTE DE NORMALIDADE JARQUE-BERA

Aqui se tem o histograma dos resíduos e a estatística Jarque-Bera, que é um teste para a normalidade de distribuições. Esta estatística tem distribuição χ^2 com 2 graus de liberdade (sob a hipótese nula, de resíduos distribuídos por uma normal).



Series: Residuals	
Sample 1997:05 2001:12	
Observations 56	
Mean	-1.68E-14
Median	-19.73737
Maximum	297.0161
Minimum	-133.8335
Std. Dev.	75.77281
Skewness	1.656102
Kurtosis	6.641435
Jarque-Bera	56.53839
Probability	0.000000

Uma inspeção visual sugere que a distribuição tem razoável aspecto de uma normal, com caudas leves para o lado positivo. Com o efeito causado pelos resíduos positivos, a mediana mostrou-se negativa e o p-valor confirmou a suspeita de não-normalidade dos resíduos. Isso não vem a ser um problema para o modelo proposto neste trabalho, por duas razões: 1) raramente um modelo de mensuração de risco Brasil apresenta um comportamento normal dos resíduos; 2) os fortes resíduos têm correlação direta com os *outliers* do modelo, que serão mais adiante explicados.

TESTE DE CORRELAÇÃO SERIAL – BREUSCH-GODFREY

A estatística teste para o *lag* de ordem p é baseado na seguinte regressão:

$$e_t = X_t\gamma + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-2} + \cdots + \alpha_p e_{t-p} + v_t$$

Esta é uma regressão dos resíduos nos regressores originais (matriz X) e nos resíduos defasados p períodos. A estatística F apresentada é um teste de variáveis omitidas para a significância de todos os resíduos defasados.

O valor de Observações*R-quadrado é o teste de Breusch-Godfrey LM. Sob condições gerais, esta estatística de teste LM tem distribuição assintótica dada por uma χ^2 sob a hipótese nula de não-correlação serial.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	1.007293	Probability	0.372496
Obs*R-squared	2.168947	Probability	0.338080

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.03348	42.35802	0.260481	0.7956
DIV_EXT_PIB	0.004590	0.054849	0.083687	0.9336
M_J_EXPORT(-4)	0.003460	0.009631	-0.359312	0.7209
SPREADOT(-1)	-0.015800	0.084751	-0.186426	0.8529
RESID(-1)	0.211093	0.154564	1.365731	0.1781
RESID(-2)	-0.062970	0.160545	-0.392228	0.6966

R-squared	0.038731	Mean dependent var	-6.30E-14
Adjusted R-squared	-0.057396	S. D. dependent var	75.77281
S. E. of regression	77.91699	Akaike info criterion	11.65012
Sum squared resid	303552.9	Schwarz criterion	11.86712
Log likelihood	-320.2034	F-statistic	0.402917
Durbin-Watson stat	1.957954	Prob(F-statistic)	0.844498

TESTE DE HETEROSCEDASTICIDADE DE WHITE SEM TERMOS CRUZADOS

A estatística do teste de White é baseada na seguinte equação auxiliar:

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 z_t + \alpha_3 x_t^2 + \alpha_4 z_t^2 + \alpha_5 x_t z_t + v_t$$

A estatística F demonstrada abaixo é um teste de variáveis omitidas, para a significância conjunta de todos os regressores, excluindo-se a constante. Portanto, a nula pressupõe homoscedasticidade.

O que White propõe é observar o valor de observações*R-quadrado centrado da regressão. A distribuição exata da estatística F sob a nula não é conhecida, porém a estatística de White é assintoticamente distribuída por uma χ^2, com o número de graus de liberdade igual ao número de coeficientes (exceto a constante) da regressão.

White Heteroskedasticity Test

F-statistic	0.682604	Probability	0.664388
Obs*R-squared	4.319659	Probability	0.633504

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Sample: 1997:05 2001:12
Included observations: 56

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-36134.36	28402.11	-1.272242	0.2093
DIV_EXT_PIB	37.24125	39.11737	0.952039	0.3458
DIV_EXT_PIB^2	-0.045517	0.032804	-1.387541	0.1716
M_J_EXPORT(-4)	2.921843	4.136891	0.706290	0.4834
M_J_EXPORT(-4)^2	-0.000407	0.000500	-0.813872	0.4197
SPREADOT(-1)	92.57665	76.79898	1.205441	0.2338
SPREADOT(-1)^2	-0.047606	0.043797	-1.086953	0.2824

R-squared	0.077137	Mean dependent var	5638.992
Adjusted R-squared	-0.035867	S. D. dependent var	13514.78
S. E. of regression	13755.01	Akaike info criterion	22.01266
Sum squared resid	9.27E+09	Schwarz criterion	22.26583
Log likelihood	-609.3545	F-statistic	0.682604
Durbin-Watson stat	1.739994	Prob(F-statistic)	0.664388

Pelas estatísticas F e de White, confirma-se a homoscedasticidade dos resíduos, não havendo problema nas estimativas das variâncias.

TESTE DE HETEROSCEDASTICIDADE DE WHITE COM TERMOS CRUZADOS

A estatística de teste de White é baseada na seguinte equação auxiliar:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 z_t + \alpha_3 x_t^2 + \alpha_4 z_t^2 + \alpha_5 x_t z_t + v_t$$

Analogicamente ao teste sem termos cruzados, a estatística F demonstrada abaixo é um teste de variáveis omitidas, para a significância conjunta de todos os regressores cruzados, excluindo-se a constante. Portanto, a nula pressupõe homoscedasticidade.

White Heteroskedasticity Test

F-statistic	0.772930	Probability	0.641699
Obs*R-squared	7.356186	Probability	0.600088

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Sample: 1997:05 2001:12
Included observations: 56

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-32649.41	28856.95	-1.131423	0.2637
DIV_EXT_PIB	2.237005	54.54537	0.041012	0.9675
DIV_EXT_PIB^2	-0.084995	0.045028	-1.887592	0.0654
DIV_EXT_PIB*M_J_EXPORT (-4)	-0.004876	0.029511	-0.165226	0.8695
DIV_EXT_PIB*SPREADOT(-1)	0.127855	0.106794	1.197207	0.2374
M_J_EXPORT(-4)	30.39920	25.81367	1.177640	0.2450
M_J_EXPORT(-4)^2	-0.000186	0.000535	-0.347669	0.7297
M_J_EXPORT(-4)*SPREADOT(-1)	-0.022682	0.021499	-1.055053	0.2969
SPREADOT(-1)	87.80158	91.70653	0.957419	0.3434
SPREADOT(-1)^2	-0.095676	0.077359	-1.236783	0.2224

R-squared	0.131360	Mean dependent var	5638.992
Adjusted R-squared	-0.038591	S. D. dependent var	13514.78
S. E. of regression	13773.08	Akaike info criterion	22.05925
Sum squared resid	8.73E+09	Schwarz criterion	22.42092
Log likelihood	-607.6591	F-statistic	0.772930
Durbin-Watson stat	1.680321	Prob(F-statistic)	0.641699

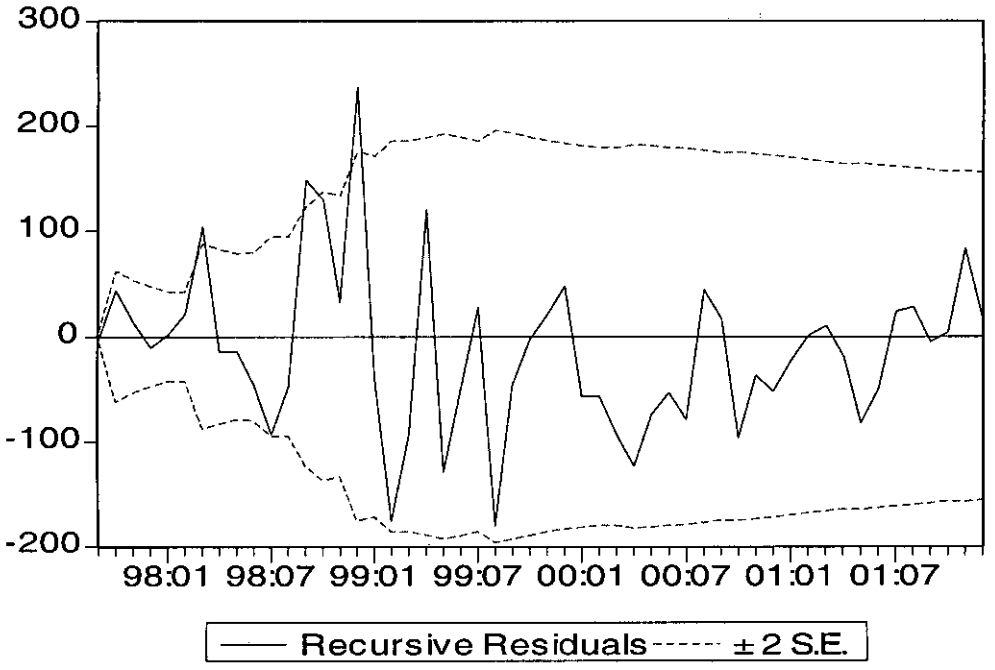
As estatísticas F e de White do teste não rejeitam a nula. Portanto, o modelo não apresenta heteroscedasticidade.

TESTE DE RESÍDUOS RECURSIVOS

Esta estimativa é calculada da seguinte maneira:

$$w_t = \frac{y_t - x_t' b_{t-1}}{\left(1 + x_t'(X_{t-1}'X_{t-1})^{-1}x_t\right)^{1/2}}$$

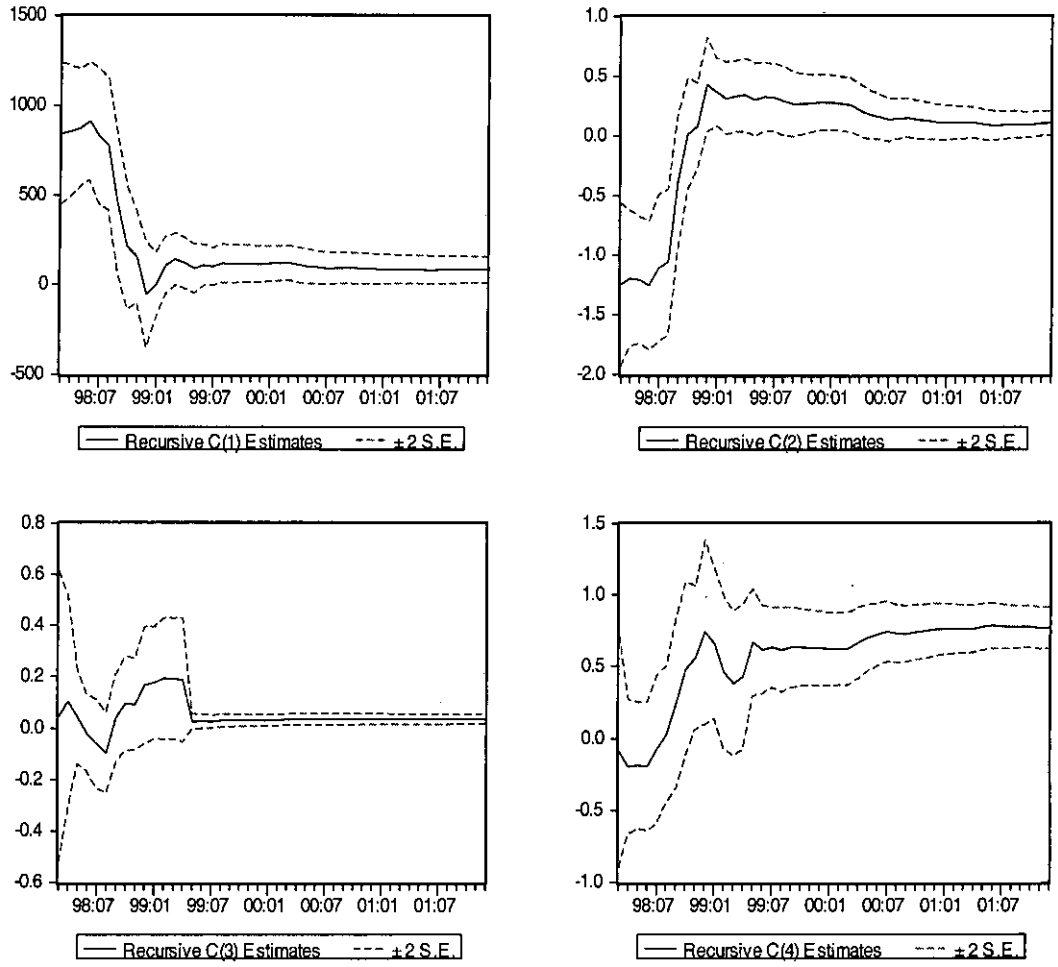
Se o modelo proposto for válido, a estimativa de resíduos recursivos deve ter distribuição normal e independente, com média 0 e variância constante σ^2. Os limites de dois desvios-padrões foram plotados, e se os resíduos recursivos saírem dessa banda é um indicativo de que há instabilidade no modelo.



Podem ser observados 3 pontos fora da banda (o primeiro em 1998:03, o segundo em 1998:09 e o terceiro em 1998:12), o que indica instabilidade nos parâmetros do modelo para o início da amostra. Todavia, mais uma vez se observa que os pontos fora da banda coincidem com os *outliers* do modelo, não sugerindo uma instabilidade deste. Ao final da amostra, os resíduos se comportam de forma aceitável sob o quesito estabilidade do modelo, com certa convergência da variância em um nível menor que os anteriores.

TESTE DE COEFICIENTES RECURSIVOS

Os coeficientes recursivos são uma série que começa com o cálculo dos parâmetros do modelo para a menor amostra possível, e vai adicionando observações e refazendo as estimativas. São plotadas também as bandas de dois desvios-padrões. Se os coeficientes apresentarem grandes alterações com a inclusão de novas observações, é um indicativo de instabilidade nos parâmetros.



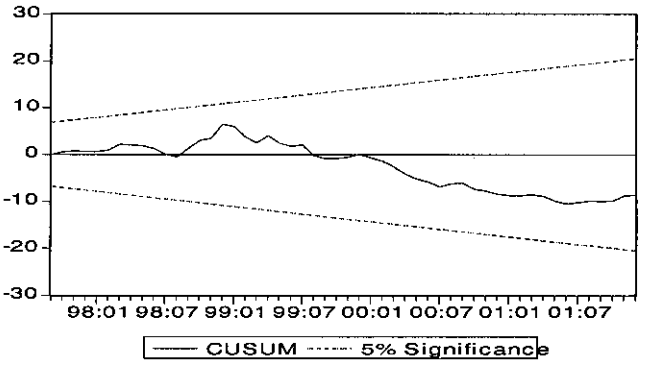
Observa-se pelas estimativas recursivas que os coeficientes C(1) (Constante) e C(2) (relação dívida externa/PIB) não são constantes para todo o período em análise. Ao final de 1998/início de 1999, os coeficientes mudaram de patamar, sugerindo uma alteração da relação entre estes regressores e a variável independente.

O mesmo acontece com o coeficiente C(4), (*Spread Over Treasury* em t-4), mas a alteração só pode ser considerada estatisticamente significante em meados de 2000 (as bandas não mais se tocam/sobrepõem).

Todavia, a inconsistência apresentada pelos coeficientes no início do período de análise coincide com a concentração de *outliers* nesse mesmo período, normalizando-se em seguida, quando a sua ocorrência é bem menor.

TESTE DE CUSUM – *CUMULATIVE SUM OF RESIDUALS*

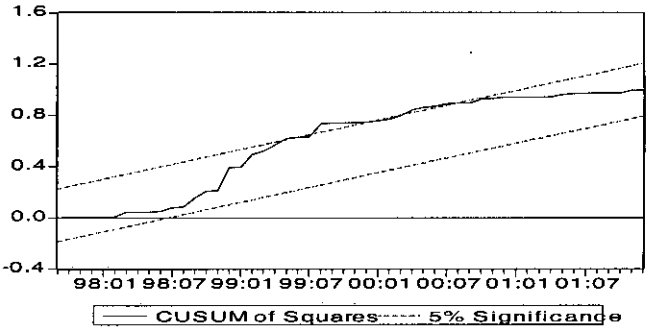
Este teste visa analisar a estabilidade do modelo. Se o valor do CUSUM para dado período de tempo ultrapassar sua banda de 5%, isso sugere que há instabilidade nos parâmetros do modelo.



Pode-se notar que o modelo parece não apresentar quebras segundo esta estatística.

TESTE DE CUSUMSQ – *CUMULATIVE SUM OF SQUARED RESIDUALS*

Esta estatística busca observar a constância tanto dos parâmetros estimados quanto da variância do modelo para a amostra utilizada.



Segundo esta estimativa, podia-se desconfiar de um pequeno aumento mais que proporcional dos resíduos que se iniciou ao final de 1998 e foi até o final de 1999, mas, como mais uma vez ele coincide com o período em que ocorrem os *outliers*, isso não representa problema para o modelo.

BIBLIOGRAFIA

BM&F. **Swaps**. Disponível em: <www.bmf.com.br> Acesso em: 14 jul. 2003.

BROOKS, R.; YAN, D. *London inter-bank offer rate (libor) versus treasury rate: evidences from the parsimonious term structure model*. **The Journal of Fixed Income**, 9 (1), 71-83, jun. 1999.

CALDERON, Paulo; FONTES, Rosa. **Credibilidade e mercado secundário da dívida externa brasileira**. Disponível em: <www.ufrgs.br> Acesso em: 14 jul. 2003.

CANTOR, R.; PACKER, F. *Determinants and impact of sovereign credit ratings*. **The Journal of Fixed Income**, v. 6, n. 3. dez. 1996.

CREDIT SUISSE FIRST BOSTON. **Relatórios mensais macroeconômicos**. Disponível em: <www.csfb.com> Acesso em: 28 mar. 2003.

DEMIRORS, U. *The long and winding road: the development of the latin bond market*. **Latin Finance**, n. 44, jan./fev. 1993.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. **Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil**. III Encontro de Economia da Região Sul, 2000.

GARCIA, M. G. P. ***Very high interest rates and the cousin risks: Brazil during the Real Plan***. Disponível em: <www.eco-puc-rio.br> Acesso em: 17 fev. 2003.

GARCIA, M. G. P.; OLIVARES; OLIVARES, G. A. **O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real.** Disponível em: <www.eco-puc-rio.br> Acesso em: 22 fev. 2003.

GRIFFITHS, W. E., Hill, R. C. e Judge, G. G. 1993. ***Learning and practicing econometrics***. New York: John Wiley and Sons Inc.

HAMILTON, James (1994). State-space models. In: ENGLE, Robert F.; MCFADDEN, Daniel L. (Eds.): ***Handbook of Econometrics***, v. 4, North-Holland, Amsterdam.

HULL, John C. (1997). **Options, futures & other derivatives**. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall.

JP MORGAN SECURITIES INC. ***Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI$^+$): Methodology***. Disponível em: <www.jpmorgan.com> Acesso em: 28 mar. 2003.

LARAIN, G.; REISEN, H.; VON MALTZAN, J. ***Emerging market risk and sovereign credit ratings***. OECD, Centro de Desenvolvimento, Departamento de Serviços de Publicação, abr. 1997 (Technical Papers, n. 24).

MERTON, R.C. *On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rate.* ***Journal of Finance,*** n. 29, p. 449-470, 1974.

ROCHA, Kátia; MOREIRA, R. B. Ajax; MAGALHÃES, Ricardo. **Determinantes do *spread* de juros do Brasil: uma abordagem estrutural**. Disponível em: <www.riskcontrol.com.br> Acesso em: 14 jan 2003.

SHAPIRO, A. C. ***Multinational financial management***. Sixth Edition. Prentice Hall, New Jersey., 1999.

SOUZA, R. S. D. **Risco soberano e decisão de investimentos: uso dos *Brady Bonds* em um estudo comparado**. Dissertação de Mestrado, IAG, PUC-Rio, ago. 1998.

SOUZA, Roberta Aquino Gomes de. **Índice de risco soberano: uma alternativa aos atuais indicadores**. Brasília: ESAF, 2001.

SOUZA, Roberta Aquino Gomes de; MORENO, Roberto. **Uma medida de risco soberano para o decisor financeiro.** Disponível em: <www.sbfin.org.br> Acesso em: 24 abr. 2003.

TORRES DA MOTTA, João Ricardo Santos. **Diagnóstico sobre o crescimento da dívida interna a partir de 1/1/95**. Disponível em: <www.camara.gov.br> Acesso em: 18 jun. 2003.