

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE ECONOMIA**

COMPONENTE ENDÓGENO DO PRÊMIO DE RISCO BRASIL

ALUNO: THIAGO SAID VIEIRA

ORIENTADOR: Prof. Dr. OTAVIANO CANUTO DOS SANTOS FILHO

Dissertação apresentada ao Instituto de
Economia da Universidade Estadual de
Campinas para obtenção do título de Mestre
em Economia.

CAMPINAS

2003

Ficha catalográfica (folha a ser substituída)

AGRADECIMENTOS

A solidão do caminho trilhado durante a elaboração de uma dissertação é, na verdade, repleta de pessoas. Gostaria de agradecer a todas.

Aos meus pais, Marilena e José Flávio, e irmãos, Mário e Miguel, que sempre me apoiaram integralmente, seja em Brasília ou em Campinas. É imprescindível dividir as conquistas com vocês.

Agradeço especialmente a minha esposa Fabiana pelo amor e carinho, mesmo enquanto vigorou a distância geográfica, em meio aos telefonemas e às passagens aéreas. O esforço contido neste trabalho é conjunto, e demonstra a força do nosso amor.

Aos meus amigos de Mestrado – muito mais que colegas - André, Fernanda e João. Os momentos de estudo, as discussões e o companheirismo não serão esquecidos. Obrigado pela leitura atenta e pelos comentários. Todos os *defaults* serão retribuídos.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Otaviano Canuto, por sua dedicação e disposição a esta dissertação, mantidas mesmo diante de todos os desafios que participar de o governo de um país como o Brasil representam.

Agradeço ainda aos Professores César Mattos e Márcio Holland pela atenção, paciência, comentários e observações.

Não posso esquecer a honra de ter freqüentado as aulas ministradas pelos Professores Drs. Paulo Roberto Davidoff Chagas Cruz e Rodolfo Hoffmann. É o privilégio de ter sido aluno de tais professores que estimula a pesquisa, o debate, a dedicação acadêmica e o estudo da economia tendo em vista um objetivo nobre, a construção de uma sociedade mais desenvolvida e mais justa.

Agradeço ainda à Cida e ao Alberto por todo o apoio e pela constante atenção em relação às datas e a todos os detalhes administrativos.

Fundamental para o surgimento e a conclusão do trabalho foi o apoio institucional do Banco Central do Brasil. Inicialmente agradeço ao DEPES, nas figuras de Newton Passos e Alberto. Sem a estruturação e o acompanhamento do Programa de Pós-graduação, sem a visão de qualificação de recursos humanos, não seria possível realizar este trabalho. Agradeço ao Diretor de Política Econômica Ilan Goldfajn, ao chefe do DEPEC, Altamir Lopes, e ao Comitê de Pós-graduação pela oportunidade concedida de ausentar-me por um período e dedicar-me exclusivamente a este trabalho.

Obrigado ao meu orientador técnico no Banco Central do Brasil, Danniell Lafetá, pela presteza no acompanhamento do trabalho, bem como pelo apoio na empreitada de aventurar-me no Mestrado. Agradeço também ao meu colega Roberto Küsel e a todos do DEPEC/DIBAP.

Muito me ajudaram na obtenção e tratamento de dados, pelo qual também agradeço, Cristiane e pessoal da BM&F, e meu colega Leonardo de Abreu e Lima Florêncio, do DEPIN.

Todos as imperfeições remanescentes são de minha inteira responsabilidade.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	v
LISTA DE TABELAS.....	vi
LISTA DE SIGLAS.....	vii
RESUMO.....	viii
INTRODUÇÃO	
1 Contexto histórico.....	02
2 Justificativa.....	05
CAPÍTULO I - Teoria e hipóteses para o prêmio de risco Brasil e a taxa de juros doméstica	
1.1 Teoria envolvendo risco país.....	07
1.2 Medidas de risco país.....	09
1.3 Hipótese clássica para a causalidade entre prêmio de risco Brasil e taxa de juros interna.....	12
1.4 Modelo teórico para crises de endividamento público.....	13
1.5 Hipótese alternativa: o componente endógeno do prêmio de risco Brasil.....	21
1.6 A razão endividamento público / PIB e o componente financeiro do déficit.....	32
1.7 Cenários de sustentabilidade do endividamento.....	37
CAPÍTULO II - Teste de causalidade: prêmio de risco Brasil e taxa de juros doméstica	
2.1 Escolha das variáveis.....	41
2.2 Modelos restritos.....	45
2.2.1 Modelos restritos para o prêmio de risco Brasil.....	46
2.2.2 Modelos restritos para a taxa de swap DIxPRÉ 360 dias.....	50
2.3 Modelos não restritos.....	54
2.3.1 Modelos não restrito para o prêmio de risco Brasil.....	55
2.3.2 Modelo não restrito para a taxa <i>swap</i> DIxPRÉ 360 dias.....	57
2.4 Teste de causalidade – comparação entre modelos restritos e não restritos.....	59
2.5 Teste de causalidade utilizando taxa de juros real.....	62
CONCLUSÕES.....	66
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	68

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Curva dos investidores.....	15
Figura 2 – Curva do governo.....	16
Figura 3 – Equilíbrios do modelo de ROMER (2001).....	18
Figura 4 – Deslocamento de curvas.....	20
Figura 5 – Brasil – Composição da dívida interna mobiliária federal por indexador.....	33
Figura 6 – Brasil – Dívida líquida total e dívida interna mobiliária federal.....	34
Figura 7 – Brasil – Dívida líquida total do setor público / PIB.....	35
Figura 8 – Over/Selic x EMBI+.....	43
Figura 9 – swap DIxPRÉ 360 dias x EMBI+.....	44
Figura 10 – Brasil – EMBI+ 1ª diferença do logaritmo.....	47
Figura 11 – Autocorrelação EMBI+.....	47
Figura 12 – Autocorrelação parcial EMBI+.....	48
Figura 13 - Brasil – swap DIxPRÉ 360 dias 1ª diferença do logaritmo.....	51
Figura 14 – Autocorrelação swap DIxPRÉ 360 dias.....	51
Figura 15 – Autocorrelação parcial swap DIxPRÉ 360 dias.....	52
Figura 16 - swap DIxPRÉ 360 dias deflator IGP-DI x EMBI+.....	63

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - República do Brasil - Emissão de títulos em moeda estrangeira.....	03
Tabela 2 - <i>Ratings</i> – Standard&Poors.....	25
Tabela 3 - <i>Spreads</i> soberanos e classificação de risco.....	26
Tabela 4 - Brasil – Resultados fiscais 1991-2000	36
Tabela 5 - Teste de raiz unitária ADF (Dickey-Fuller aumentado).....	46
Tabela 6 - Modelo restrito <i>ARIMA</i> (3,1,1) para <i>EMBI+</i>	49
Tabela 7 - Modelo restrito <i>ARIMA</i> (0,1,1) para <i>EMBI+</i>	49
Tabela 8 - Teste de raiz unitária ADF (Dickey-Fuller aumentado).....	50
Tabela 9 - Modelo restrito <i>ARIMA</i> (1,1,3) para <i>swap</i>	52
Tabela 10 - Modelo restrito <i>ARIMA</i> (0,1,2) para <i>swap</i>	54
Tabela 11 - Modelo I não restrito para <i>EMBI+</i>	56
Tabela 12 - Modelo não restrito II para <i>EMBI+</i>	57
Tabela 13 - Modelo não restrito I para <i>swap</i>	58
Tabela 14 - Modelo não restrito II para <i>swap</i>	59
Tabela 15 - Modelos restritos e não restritos para <i>EMBI+</i> e taxa de juros nominal.....	60
Tabela 16 - Modelos restritos e não restritos, somente com termos, auto-regressivos para <i>EMBI+</i> e taxa de juros nominal.....	61
Tabela 17 - Modelos restritos e não restritos, somente com termos auto-regressivos, para <i>EMBI+</i> e taxa de juros real.....	64

LISTA DE SIGLAS

ADF - Augmented Dickey-Fuller

ARIMA - Auto Regressive Integrated Moving Average

BM&F - Bolsa de Mercadorias e Futuros

Cbond - Capitalization Bond

COPOM – Comitê de Política Monetária

DI - Depósito Interfinanceiro

EMBI+ - Emerging Market Bond Index Plus

IDU - Interest Due Unpaid

LFT - Letra Financeira do Tesouro

NFSP - Necessidade de Financiamento do Setor Público

PIB - Produto Interno Bruto

Selic - Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

RESUMO

Este estudo tem como objetivo analisar as relações entre prêmio de risco país e taxa de juros doméstica no Brasil. Estas variáveis de alguma forma traduzem o enlace entre restrição externa e restrição fiscal, alvo do debate econômico brasileiro recente. Examinou-se o conceito e as definições de risco país e o que a teoria econômica prevê para a relação desta variável com taxas de juros domésticas. Apresentou-se a hipótese alternativa, que propõe a existência de causalidade (precedência temporal) no sentido da taxa de juros doméstica para o prêmio de risco país. Foram consideradas as especificidades do Brasil para dar suporte a esta hipótese. Por fim, o trabalho apresenta um teste de causalidade envolvendo as duas variáveis para o período de 1999 a 2002. Os resultados apontaram a relação de bicausalidade, o que significou aceitar a hipótese alternativa em versão relativa. As conclusões são formuladas no sentido de que especificidades do período testado, e da economia em questão – volatilidade financeira, grau de endividamento e necessidades de financiamento externo e interno – são relevantes para a existência de causalidade conforme sugere a hipótese alternativa.

Introdução

Este estudo tem como objetivo analisar as relações entre prêmio de risco país e taxa de juros doméstica no Brasil. Estas variáveis de alguma forma traduzem o enlace entre restrição externa e restrição fiscal, alvo do debate econômico brasileiro recente.

No capítulo I, examinou-se o conceito e as definições de risco país e o que a teoria econômica prevê para a relação desta variável com taxas de juros domésticas. A hipótese aqui designada por clássica interpreta a condição de paridade de juros coberta da seguinte forma: a taxa de juros doméstica pode ser decomposta em taxa de juros externa, desvalorização cambial e prêmio de risco país. Nessa concepção, a taxa de juros doméstica seria formada a partir do prêmio de risco país.

Na sequência apresentou-se a hipótese alternativa, proposição teórica defendida por BRESSER PEREIRA (2002a). Esta hipótese propõe a existência de causalidade (precedência temporal) no sentido inverso, da taxa de juros doméstica para o prêmio de risco país. A proposição é amparada em um modelo teórico de crises de endividamento desenvolvido em ROMER (2001).

São apresentadas características da economia brasileira, notadamente volume e características do endividamento público do Brasil, tendo em vista fornecer suporte à hipótese alternativa. Também são discutidos alguns cenários recentes para a sustentabilidade do endividamento público brasileiro, com ênfase para o papel das taxas de juros reais nesses exercícios.

O capítulo II compreende a parte empírica do trabalho, e apresenta um teste de causalidade de Granger envolvendo as duas variáveis, prêmio de risco país e taxa de juros doméstica, para o período de 1999 a 2002. Os resultados apontaram a relação de bicausalidade, o que significou aceitar a hipótese alternativa em versão relativa.

As conclusões são formuladas no sentido de que especificidades do período testado, e da economia em questão – volatilidade financeira, grau de endividamento e necessidades de financiamento externo e interno – são relevantes para a existência de causalidade conforme sugere a hipótese alternativa.

1 - Contexto histórico

A década de 1980 marcou a interrupção dos fluxos de capitais direcionados para a América Latina. O choque do petróleo e a elevação das taxas de juros promovidas pelos Estados Unidos - política de dólar forte - contribuíram decisivamente para deteriorar as contas externas das economias latino-americanas. A sucessão de moratórias, tentativas de reestruturação de débitos e busca de financiamento extraordinário via instituições multilaterais, Fundo Monetário Internacional por exemplo, desenharam um cenário de contração da liquidez internacional e restrição de crédito para os países latino-americanos, situação que se prolongaria além do curto prazo.

Foi necessária uma década para que os países latino-americanos, incluído o Brasil, voltassem a registrar ingressos reais - e não apenas contábeis - na conta de capital. A partir do início da década de 1990, a liquidez internacional iniciou processo de expansão, a economia mundial voltou a crescer, e a massa de capital financeiro em busca de rentabilidade se ampliou. Os candidatos a novos receptores de tais capitais, batizados de mercados emergentes, sustentaram um processo de liberalização financeira, alterando o conjunto de regras quanto ao funcionamento de suas contas de capital. Por fim, algumas inovações financeiras foram importantes no equacionamento dos passivos externos originários da crise da dívida e na retomada do crédito aos países emergentes. A securitização possibilitou a construção do mercado de títulos emitidos por economias em desenvolvimento e deslocou o crédito bancário da posição de destaque como instrumento de financiamento e empréstimo para tais países.

No Brasil, ainda que a República houvesse emitido títulos já originários de dívida reestruturada em 1992, - Interest Due Unpaid (IDU), por exemplo - foi somente através do Plano *Brady* que se transformou a quase totalidade dos valores em atraso, principal e juros, em títulos. As negociações para o processo de securitização foram concluídas em 1994, e, em abril, a República efetivou a troca de dívida por bônus, formados por diversos títulos que somaram US\$43,5 bilhões em valor de face, e que passaram imediatamente a ser negociados em mercado secundário (CERQUEIRA, 1997).

À constituição do mercado de *Bradies* brasileiros seguiu-se a emissão de novos títulos pela República, demonstrando a retomada da capacidade do Estado brasileiro em acessar o

mercado financeiro internacional. Entre 1996 e 2002, o ingresso de capitais via emissão de títulos pela República do Brasil totalizou US\$39,3 bilhões¹.

Tabela 1 - República do Brasil - Emissão de títulos em moeda estrangeira

Ano	US\$ milhões
1995	0
1996	750
1997	5 332
1998	2 207
1999	7 726
2000	12 910
2001	7 887
2002	2 500
Total	39 312

Fonte: Banco Central do Brasil

Conforme esse mercado adquire dimensões maiores, ao mesmo tempo em que o crédito externo volta a existir, cria-se instrumento que possibilita a quantificação do custo do financiamento estatal no âmbito externo, base para o custo do financiamento externo total. A existência de um mercado secundário desenvolvido para títulos soberanos, com liquidez e alguma diversidade de ativos, permite a formação de preços a partir dos quais torna-se possível estimar o risco referente exclusivamente ao país, com periodicidade diária.

Obviamente, isto não era possível na década de 1980 simplesmente porque não havia crédito internacional para o Brasil. O surgimento do mercado de títulos soberanos decorre diretamente da reversão desse fato, representando um novo instrumento para a tomada de recursos, mas não a força propulsora do movimento. O fortalecimento do mercado de títulos da dívida externa de países latino-americanos facilita a estimação do risco de *default*, que estaria presente mesmo se a retomada do influxo de capitais se mantivesse sob a forma de crédito direto.

Concomitantemente às modificações nas suas relações externas, a economia brasileira na década de 1990 apresentou substancial mudança quanto ao comportamento das taxas de inflação: de valores anuais cujo ápice foi ao redor de 2500% em 1993, a inflação recuou para valores entre

¹ Inclui emissão de títulos para os quais foram aceitos *Bradies* em pagamento; títulos em outras moedas convertidos para US\$ na taxa de câmbio da data de ingresso.

15% e 30% em 1995, e manteve-se em taxa anual de um dígito de 1996 até o final da década. A definição e implementação da política monetária não poderiam deixar de sofrer alterações diante de contextos tão distintos em termos inflacionários. No âmbito institucional foram criadas regras que passaram a regular o processo de fixação da taxa de juros básica pela autoridade monetária. Criou-se o Comitê de Política Monetária (COPOM) composto por presidente e diretores do Banco Central do Brasil, tendo como função principal promover reuniões, em datas pré-definidas, nas quais se vota e decide pelo valor da taxa básica de juros internos. Em 1999 implantou-se o sistema de metas para inflação, definindo metas nominais oficiais². A autoridade monetária passa a contar com a obrigação de informar, explicitamente, as motivações de suas decisões para a fixação da taxa básica de juros, e as justificativas para possíveis desvios da inflação verificada em relação à meta proposta.

A drástica redução dos níveis inflacionários reduziu também a discrepância entre taxas de juros reais e nominais, facilitando a observação da trajetória de taxa de juros reais, e permitindo um horizonte mínimo para analisar se determinada decisão de política monetária era de caráter contracionista ou expansionista *a priori*, e não somente *ex-post*. Ao mesmo tempo, as taxas de inflação brasileiras e de economias exportadoras de capital atingiram a mesma ordem de grandeza e tornaram-se comparáveis. Com isso, a rentabilidade de ativos financeiros emitidos pelo Brasil e por esse outro grupo de economias também se tornou passível de comparação, antes dificultada pela necessária distinção entre correção monetária e juros reais que compunham os juros nominais em vigor na economia brasileira.

Em suma, a década de 1990 trouxe modificações também no plano interno da economia brasileira, com impactos sobre o desenho e análise da política monetária. As mudanças, no plano interno e externo, formam o novo ambiente no qual se processam as relações que constituem o objeto de estudo dessa dissertação, entre o prêmio de risco Brasil e a taxa de juros interna. As transformações descritas condicionaram a existência do problema e, ao mesmo tempo, proporcionaram o surgimento de fontes de informação para a investigação proposta.

² Para maiores informações ver BOGDANSKY *et all* (2000)

2 - Justificativa

O desempenho recente da economia brasileira apresenta dois índices contundentes: no período 1990-2000 a taxa média geométrica de crescimento real do Produto foi de 1,99%, suficiente para que a renda *per capita* se expandisse em apenas 1,09% sob o mesmo critério. A taxa de desemprego aberto, medida pelo IBGE, avançou de 5,7% em janeiro de 1990 para 8,4% em janeiro de 2000, um crescimento de quase 50%³. Basicamente, duas famílias de restrições são invocadas para justificar esse desempenho aquém do obtido nas décadas anteriores.

A restrição externa aponta um limite para a taxa de crescimento do Produto em função da escassez de divisas. A aceleração do crescimento implica elevação de importações que reduz o superávit ou aumenta o déficit comercial, intensifica o déficit em conta corrente e exige maior superávit na conta de capitais. A hipótese de que este financiamento não é infinito impõe algum teto para o déficit em conta corrente e, por consequência, neste raciocínio, para o crescimento do Produto.

O prêmio de risco Brasil é um indicador importante das condições de financiamento via conta financeira. O valor do prêmio sugere a percepção dos investidores em relação à economia brasileira e à disposição em manter/ampliar o financiamento. Um prêmio de risco alto significa maior custo para novas captações, tanto públicas como privadas, ou até mesmo baixa liquidez e ausência de demanda por ativos brasileiros emitidos em moda estrangeira. De forma rudimentar, a trajetória do prêmio de risco espelha as adversidades ou facilidades no financiamento do balanço de pagamentos e, nesse sentido, torna explícita a restrição externa.

Por sua vez, a restrição interna está relacionada à taxa de juros por dois canais. O endividamento público interno apresenta parcela significativa, superior a 50%, indexada à taxa de juros básica, o que salienta a dimensão fiscal da restrição: taxas de juros elevadas deprimem a capacidade estatal para a realização de despesas não financeiras, o que inclui, além de custeio, investimento estatal no setor produtivo. Simultaneamente, as taxas de juros afetam o comportamento do crédito e, por consequência, influenciam o nível de atividade. Segundo GARCIA (2003b), a pesquisa teórica e empírica suporta integralmente a hipótese de que a política monetária é impotente para aumentar a taxa de crescimento de longo prazo da economia,

³ Todos os dados estão disponíveis em <http://www.ibge.gov.br>, Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA).

é capaz apenas de suavizar as recessões, vide a experiência do FED ao início da década atual. A negação da capacidade da política monetária frouxa estimular o crescimento de longo prazo não é tão veemente quanto à possibilidade de que altas taxas de juros reais, vigorando de forma contínua, possam restringir a elevação do Produto em um horizonte médio. De fato, o insatisfatório desempenho recente da economia brasileira no período 1994-2000, em termos de crescimento, foi acompanhado por altas taxas de juros reais.

Se, do ponto de vista macroeconômico, a estagnação recente encontra determinantes nas duas famílias de restrições, o desafio consiste em melhor compreender como se combinam os entraves internos e externos. Se são processos independentes, assim devem ser tratados quanto à formulação da política econômica. Entretanto, se são interligados, o conhecimento acerca dessas conexões contribui para que os esforços na superação das restrições, sintetizados na formulação e implementação da política econômica, sejam mais eficientes.

A busca por evidências empíricas que contribuam para esclarecer as ligações e interações entre restrição interna e restrição externa requer algumas simplificações para ser viabilizada. Especificamente, foram escolhidas para a análise duas variáveis relacionadas às restrições, o prêmio de risco Brasil e a taxa de juros interna. Certamente, tais variáveis não esgotam o significado das restrições e não são suficientes para determinar, por si só, taxas de crescimento do Produto. Mas, certamente constituem elementos importantes no plano fiscal e no plano externo.

Antes de expor os resultados obtidos – tarefa realizada no capítulo II – convém definir estas variáveis e apresentar algumas considerações teóricas a respeito da dinâmica entre ambas.

Capítulo I

Teoria e hipóteses para o prêmio de risco Brasil e a taxa de juros doméstica

1.1 – Teoria envolvendo risco país

De acordo com a visão tradicional, o risco país reflete a situação econômica e financeira de um país, bem como a estabilidade política e desempenho histórico no cumprimento das obrigações financeiras, como indicam GARCIA&DIDIER (2001). As condições de arbitragem, sob perfeita mobilidade de capital, deveriam garantir que ativos denominados na mesma moeda, com mesmo prazo, oferecessem a mesma rentabilidade. Quando o local da emissão do ativo, o país a partir do qual se realiza a captação, afeta sistematicamente a rentabilidade oferecida, identifica-se o risco país. Este é um risco sistêmico, que contamina todos os ativos emitidos em um determinado país, e, por conseqüência, que não pode ser eliminado por operações de *hedge*.

Conforme CANUTO (2002), o risco país engloba tanto o julgamento quanto à capacidade do governo em cumprir suas obrigações financeiras quanto à probabilidade de implementação de inconversibilidade cambial ou restrições de remessas ao exterior. Nesses dois últimos itens estão contempladas operações cujos devedores podem ser privados, mas o pagamento é afetado por decisão do Estado. Por este motivo, o risco país, ou risco soberano, usualmente impõe um piso para o risco de tomadores privados do país em questão. O risco corporativo englobaria, além do risco específico àquela corporação, elementos comuns a todas as corporações daquele país. KATS&BEERS (2001) justificam a motivação pela qual a classificação do risco corporativo geralmente se situa abaixo do risco soberano, mas salientam que isso não constitui uma regra. Em função de diversos fatores, é possível que alguns tomadores privados obtenham classificação de crédito superior à classificação soberana.

O risco país reflete a probabilidade de ocorrência de *default*. Em uma definição ampla, conforme BHATIA (2002) e BEERS *et al* (2002), considera-se *default* toda situação em que o devedor: i) ou não é capaz, ii) ou não está disposto, a cumprir suas obrigações de dívida, de forma integral e pontual. Qualquer atraso, pagamento parcial, ou reestruturação de endividamento é encarado como *default*.

Supondo que o devedor age de forma racional, e, portanto, pagará suas obrigações apenas se isto lhe trazer mais ganhos que perdas, ARAÚJO (2002) percorre a literatura teórica sobre problemas enfrentados por economias emergentes no mercado de crédito internacional.

Iniciando pela decisão de concessão do crédito, de acordo com a teoria clássica, o determinante do fluxo de capital internacional é a expectativa de taxa de retorno. O capital se deslocaria de regiões relativamente ricas, com alta poupança e baixa produtividade marginal do capital, para regiões relativamente pobres, com baixa poupança e alta produtividade marginal do capital. Essa teoria, entretanto, valida apenas fluxos entre países de diferentes estoques de riqueza, não permite créditos ou investimentos, por exemplo, entre países ricos. A lacuna foi preenchida pela teoria de diversificação de portfólio, que incorporou o risco à análise. O fluxo de capital não é movido apenas pela maior taxa de retorno, pois esta deve ser ponderada pelo risco da operação. Como há correlação entre os riscos dos ativos, a composição da carteira de um investidor é formada a partir de uma combinação ótima entre retorno e risco de todos os ativos, analisados de forma simultânea. É importante observar, conforme mencionado há pouco, que ativos de um mesmo país apresentam correlação de risco em função de sua origem comum.

Do ponto de vista do devedor, a decisão de tomar crédito depende da expectativa de que o retorno marginal do capital supere seu custo marginal, ou seja, a aplicação do capital tomado deve render superior ao serviço dessa dívida. Contudo, esta avaliação é processada *ex-ante*, com base em uma expectativa. Após tomar recursos externos, o devedor deve realizar uma nova escolha, qual seja, honrar ou não a obrigação contraída. De fato, não existe regulação internacional para fluxo de capitais que estabeleça coerção sobre devedores soberanos. Em termos jurídicos, as penalidades aplicadas ao devedor seriam brandas, os credores podem obter direitos dentro de suas fronteiras, mas têm dificuldades em exercê-los no território do país devedor. Conforme MATTOS (2002), a doutrina legal da “imunidade soberana” limita a possibilidade de sanções diretas que poderiam ser exercidas pelos credores. Desse modo, não haveria incentivo para que o devedor deixasse de optar por não honrar o pagamento. Para o credor, diante dessa constatação, não restaria motivo para oferecer crédito.

O ponto central consiste na redução ou até mesmo perda total da capacidade de acesso do devedor inadimplente ao mercado de crédito internacional. ARAÚJO (2002) discute o conceito de equilíbrio reputacional creditando a primeira formalização do tema a EATON&GERSOVITZ (1983). O incentivo para que o devedor efetue seus pagamentos provém da sua necessidade de

sobrevivência no mercado de crédito internacional. Provavelmente, os ganhos que o devedor teria ao incorrer em *default* em um primeiro instante seriam superados pelas perdas em períodos posteriores, em função da ausência de crédito. A reputação do devedor é tratada como uma espécie de garantia das operações.

A opção do devedor por adotar estratégia de *default* dependerá de dois grupos de fatores. O primeiro deles engloba o grau de severidade das dificuldades em acessar o mercado de crédito caso o *default* seja adotado. Há incerteza em relação ao número de períodos para os quais esta dificuldade deve vigorar, e há incerteza quanto à parcela de credores que recusar-se-á a conceder crédito, se apenas aqueles que foram afetados pelo *default* ou um espectro mais amplo. O segundo grupo envolve o grau de importância – função utilidade - conferido pelo devedor à suavização do consumo, o quão custoso será deparar-se com a volatilidade expressa pela elevação do consumo – que tem como *proxy* a taxa de variação do Produto - no período imediatamente anterior ao *default* seguida pela redução nos períodos posteriores.

A resenha dessa literatura assinala também a presença de uma distorção normalmente empregada no âmbito da microeconomia, dessa vez no campo da macroeconomia. O risco político é um componente do risco país que pode ser entendido como gerador de assimetria de informações. O credor não será capaz de assimilar e analisar todas as informações além das suas fronteiras; comparativamente o devedor estará em melhores condições para obter informações mais seguras em relação às perspectivas do investimento e de seu risco. Isto pode gerar problemas de seleção adversa, com os emprestadores não distinguindo bons ou mau pagadores, e tratando todos como pertencentes a esta segunda categoria, negando refinanciamentos, e promovendo corte abrupto de crédito. É possível que se gerem também distorções de risco moral, pois o emprestador pode desconhecer a utilização dos recursos emprestados, se são direcionados ao consumo ou ao investimento, o que é crucial para a capacidade futura de saldo das dívidas.

1.2 – Medidas de risco país

A primeira forma de quantificar o risco país baseia-se na paridade coberta de taxa de juros. A existência de mercado futuro para a moeda estrangeira, acompanhada da livre movimentação de capitais, permite que qualquer diferencial entre taxa de juros doméstica e taxa

de juros externa converte-se em uma oportunidade de arbitragem, isto é, uma operação na qual há lucro com menor risco. Uma aplicação em moeda nacional, financiada por um empréstimo em moeda estrangeira, tem seu rendimento definido no momento presente por:

$$\text{R\$}[s(1+i)] \quad (1)$$

Na expressão, s representa o preço a vista da moeda estrangeira na qual se tomou o empréstimo externo, e i a taxa de juros da aplicação em moeda nacional.

No mesmo instante, o custo em moeda nacional do empréstimo externo pode ser definido via mercado futuro:

$$\text{R\$}[f(1+i^*)] \quad (2)$$

Na expressão, f representa o preço futuro da moeda estrangeira e i^* a taxa de juros do empréstimo externo. Para que não haja possibilidade de arbitragem, os dois fluxos, medidos em moeda nacional, devem ser iguais:

$$\text{R\$}[s(1+i) - f(1+i^*)] = 0 \quad (3)$$

$$f = \frac{s(1+i)}{(1+i^*)}$$

A manipulação algébrica da equação (3) conduz à definição de um valor para o preço futuro da moeda estrangeira. Quando a igualdade não for respeitada, e, por exemplo, $f < \frac{s(1+i)}{(1+i^*)}$, ocorre violação da condição de paridade coberta de taxa de juros: um agente nacional poderia tomar recursos no exterior, aplicá-los em moeda nacional, resgatar a aplicação, realizar o pagamento do empréstimo externo e, ao final da operação, auferir ganho. Na ausência de eventos como centralização cambial, e excluindo risco de crédito, o ganho esperado converte-se em ganho certo. Este diferencial entre taxas de juros doméstica e externa, combinado com a proteção para oscilações da taxa de câmbio, expressa o risco país no qual se oferece remuneração superior.

O risco país, rp , aparece na forma de um *spread* entre as taxas de juros doméstica e externa, ajustando a paridade:

$$i = i^* + (f - s) + rp \quad (4)$$

A disposição dos termos na equação (4) sugere a interpretação usual, segundo a qual a taxa de juros doméstica é endógena e formada, dentre outros elementos, a partir do risco país. Formular tal interpretação significa atribuir relações de causalidade às variáveis que compõem a equação (4).

Assim, a primeira forma de quantificar o risco país é através do diferencial entre as taxas de juros e da expectativa de desvalorização cambial embutida nos preços do mercado futuro de câmbio:

$$rp = i - i^* - (f - s) \quad (5)$$

A segunda forma de quantificar o risco país utiliza o rendimento medido em moeda estrangeira para ativos denominados em moeda nacional – cupom cambial – em substituição à taxa de juros doméstica combinada com a expectativa de desvalorização cambial. Uma possibilidade para medir o cupom cambial é utilizar os valores negociados em contratos de *swap* entre a rentabilidade proporcionada por uma aplicação indexada à evolução do preço da moeda estrangeira e de outra indexada a uma taxa de juros pré-fixada. O valor da taxa pré-fixada indica a expectativa do rendimento medido em moeda estrangeira, de forma semelhante à combinação juros internos/desvalorização cambial. Dessa forma, o cupom cambial poderia ser expresso em uma equação na qual cc representa o cupom cambial, i^* a taxa de juros externa e rp o risco país:

$$cc = i^* + rp \quad (6)$$

A terceira possibilidade para medir o risco país é observar o *spread* dos títulos soberanos do país em questão sobre títulos do Tesouro dos Estados Unidos, ambos denominados em dólares americanos e com mesma maturidade. Presume-se que o risco país dos Estados Unidos seja zero, o que faz com que o adicional de rentabilidade oferecido pelo outro título seja atribuído ao risco

do país em questão. O *spread* é calculado com base da cotação dos títulos no mercado secundário, e representa a estimativa do risco país. Na expressão, R representa a taxa de retorno oferecido por um título denominado em dólares americanos e emitido pelo governo do país em questão, R_{EUA} a taxa de retorno oferecida por um título denominado em dólares americanos e emitido pelo Tesouro dos Estados Unidos, e rp o risco país.

$$R = R_{EUA} + rp \quad (7)$$

1.3 - Hipótese clássica para a causalidade entre prêmio de risco Brasil e taxa de juros interna

A hipótese usual entende o risco Brasil como um componente da taxa de juros interna. GARCIA&DIDIER (2001) decompõem a taxa de juros interna em quatro elementos: taxa de juros externa, expectativa de depreciação cambial, risco cambial e risco Brasil, algo implícito na equação (4). Nas estimativas dos autores, o risco Brasil explica parcela substancial da taxa de juros doméstica ao longo do período 1995-98. Este tratamento supõe causalidade única, no sentido do risco país para taxa de juros doméstica.

A determinação do risco país, por sua vez, ocorre em função de fundamentos macroeconômicos domésticos e choques externos. GARCIA&DIDIER (2001) destacam como determinantes do risco país: o risco de convertibilidade, que mede a possibilidade de controle de capitais que impeçam a livre conversão de moeda nacional em divisas e a remessa de recursos para o exterior⁴; o grau de aversão ao risco de crédito na economia internacional (portanto, determinado exogenamente), expresso pela taxa de retorno oferecida por papéis com classificação abaixo de determinado nível (“*junkie bonds*”), informações obtidas através de agências de risco; condições fiscais internas simbolizadas pela expectativa de um ano a frente

⁴ Os autores sugerem como medida de risco de convertibilidade a comparação entre um contrato de valor futuro para a taxa de câmbio US\$/R\$ em Nova Iorque, e o mesmo tipo de contrato negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F). Somente a possibilidade de restrição de remessa dos recursos do Brasil para os Estados Unidos poderia explicar diferentes valores negociados nos mercados futuros das duas praças.

quanto ao déficit fiscal representado pela Necessidade de Financiamento do Setor Público; expectativa de um ano a frente quanto ao déficit em conta corrente do balanço de pagamentos; condições do mercado interno simbolizadas pelo retorno em moeda estrangeira de um índice de bolsa de valores, o Ibovespa.

A razão dívida externa líquida/ PIB comercializável⁵ é apontada por ROCHA *et all* (2002) como o mais importante determinante do risco Brasil, sendo este quantificado pelo *spread* do *CBond*. Os modelos que explicaram o risco Brasil a partir de outros indicadores como dívida externa líquida/exportações, importações/reservas internacionais, dívida total do setor público (dívida mobiliária acrescida da dívida externa pública líquida) / PIB foram considerados insatisfatórios. Ressalta-se ainda a inadequação de modelos lineares para a ação dos determinantes sobre o risco Brasil. Por fim, os resultados obtidos corroboram a hipótese de que o(s) determinante(s) do risco Brasil condiciona(m) o piso para as taxas de juros domésticas.

1.4 – Modelo teórico para crises de endividamento público

A hipótese alternativa atribui às taxas de juros domésticas brasileiras a condição de determinante do risco Brasil, e advoga a existência de causalidade (também) no sentido inverso ao tradicional. Basicamente, são as altas taxas de juros domésticas a principal explicação para o elevado risco Brasil e não o contrário. De modo informal, esta idéia está expressa em CIRNE DE TOLEDO (2002) e em BRESSER PEREIRA (2002a); uma formulação mais rigorosa encontra-se em BRESSER PEREIRA (2002b). Para desenvolver essa idéia, este último autor recorre a um modelo para crises de endividamento público discutido em ROMER (2001).

A preocupação central do modelo descrito em ROMER (2001, p.576) é identificar os motivos pelos quais os investidores não mais estariam dispostos a carregar títulos, independentemente da remuneração, e se esta situação poderia ocorrer de modo inesperado. O estoque de dívida pública D deve ser carregado pelos investidores, enquanto o governo oferece uma taxa de remuneração real R , o que define o serviço da dívida a ser honrado ao final do período como RD . A receita governamental disponível esperada é denominada T ; se esta excede

⁵ Inclui o Produto dos setores agrícola e industrial, exclui o do setor de serviços.

o serviço da dívida ao final do período, o governo paga os detentores da dívida, por outro lado, se T é inferior a RD , o governo incorre em *default*. T identifica a expectativa de receita governamental disponível para o serviço da dívida, isto é, já descontadas das despesas correntes.

O estoque D pode ser interpretado como a soma de dívida emitida em todos os períodos anteriores prestes a vencer, e de novo endividamento que o governo gostaria de contrair. A receita T pode ser vista como originária de impostos e tributos e também do financiamento via emissão de nova dívida. Ou seja, T pode ser interpretada como o superávit primário esperado, necessário para fazer frente à parcela do endividamento não rolado. T é uma função randômica, e sua função de distribuição acumulada é contínua. A idéia do modelo é examinar a partir de que momento o governo se torna incapaz de induzir os investidores a comprar sua dívida, e a situação de crise é definida pela incapacidade do governo de rolar o endividamento.

Uma hipótese do modelo é a de que ou o governo honra integralmente o serviço da dívida, ou não realiza qualquer pagamento, não havendo qualquer nível intermediário para *default*. A segunda hipótese assume que os investidores são neutros ao risco, o que origina a equação (8). Denotando a probabilidade de ocorrência de *default* por π , a remuneração esperada pelos investidores deve ser a mesma, seja a probabilidade anterior nula, para qualquer $0 \leq \pi \leq 1$. Em outras palavras, a neutralidade do investidor diante do risco deve igualar a receitas esperadas sob diferentes riscos. R^* denota a remuneração esperada sob ausência de risco:

$$(1 - \pi)R = R^* \quad (8)$$

A probabilidade de *default* pode ser escrita como função da remuneração livre de risco e da remuneração com algum risco, bastando rearranjar os termos da equação (8):

$$\pi = \frac{R - R^*}{R} \quad (9)$$

Assim, quando o pagamento do governo aos detentores dos títulos é tido como certo, isto é, $\pi = 0$, então $R = R^*$. Afim de que se respeite a equação (9), conforme cresce a probabilidade de *default*, maior deve ser a remuneração oferecida, o que torna a positiva a inclinação da curva descrita no espaço (π, R) . A função origina uma curva côncava, pois, considerando R^* fixo,

enquanto R é baixo, o valor da fração cresce rapidamente; com R alto, a taxa de crescimento da fração é reduzida, e a fração tende ao seu limite, a probabilidade tende a 100%. A curva descreve as combinações entre probabilidade de *default* e taxa de juros real que remunera a dívida do ponto de vista dos investidores.

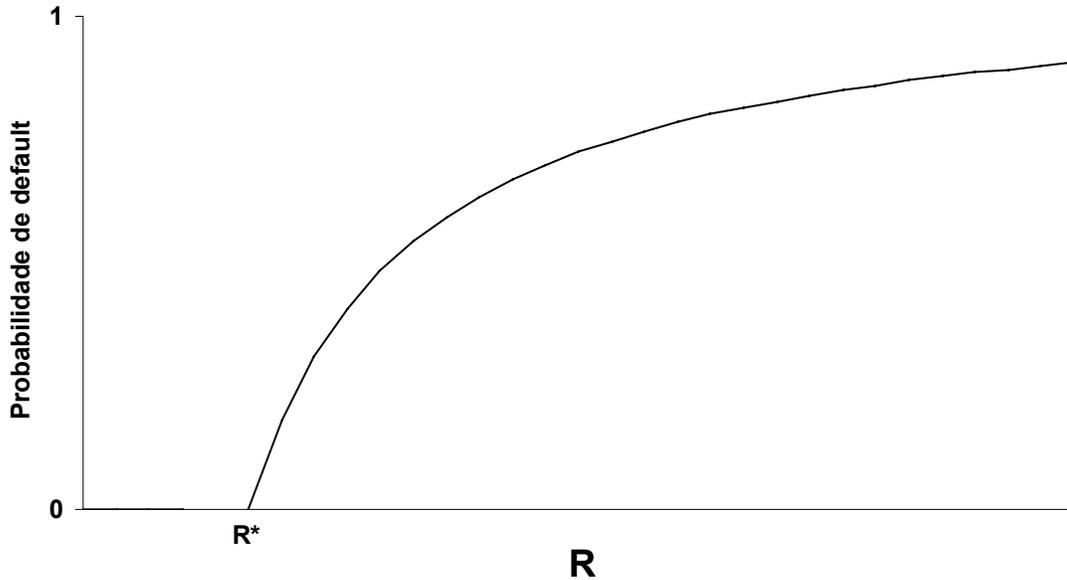


Figura 1 – Curva dos investidores

A segunda condição de equilíbrio é expressa por uma equação na qual a ocorrência de *default* é função da comparação entre a receita governamental e o serviço da dívida. Dado que a função de distribuição acumulada de T é contínua, a equação pode ser escrita como:

$$\pi = f(RD) \quad (10)$$

Considerando valores mínimos e máximos para a receita governamental esperada, T_{min} e T_{max} , a probabilidade de *default* é 0 se $R < T_{min}/D$ ou 1 se $R > T_{max}/D$. A condição para que a curva apresente formato de S é a aceitação da hipótese que a receita T tem uma função de densidade do tipo *bell-shaped*⁶. Nesse caso, conforme ROMER (2001, pg 578), o conjunto de

⁶ A distribuição normal é do tipo *bell-shaped*.

pontos de equilíbrio no espaço (π, R) origina uma curva com concavidade para cima no início, e concavidade para baixo no final. É importante ressaltar que a curva é traçada dada uma distribuição para T , e que modificações acerca das expectativas para maiores ou menores valores da receita governamental provocam deslocamentos, respectivamente, para a direita ou para a esquerda. A curva denota as combinações entre probabilidade de *default*, e taxa de juros real para remunerar a dívida, que satisfazem o devedor, isto é, o governo.

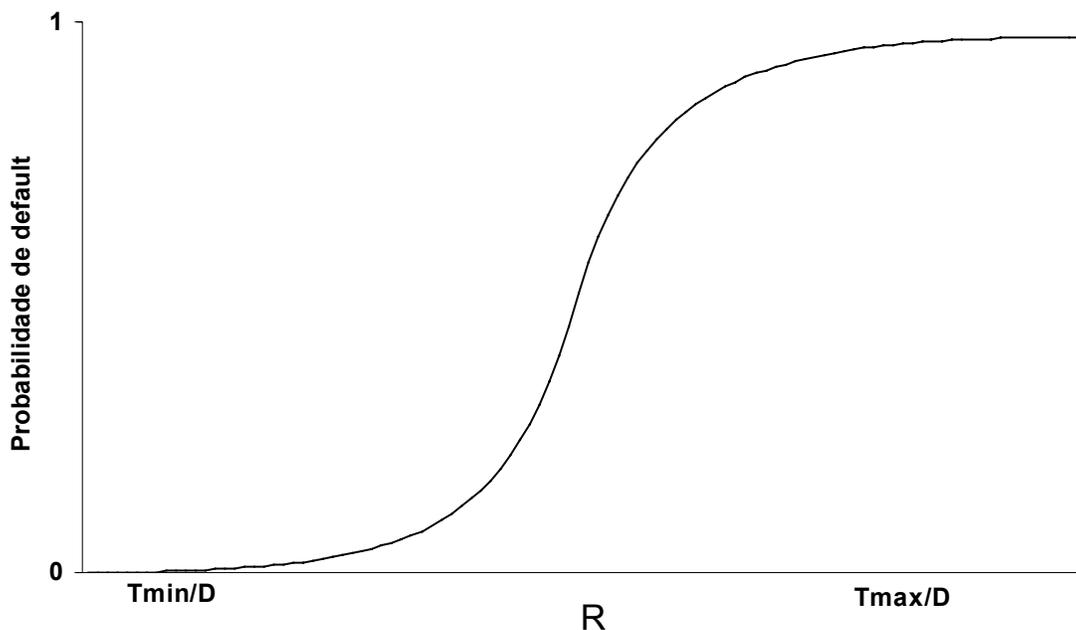


Figura 2 – Curva do governo

O equilíbrio se dá na intersecção das duas curvas, com as duas equações sendo satisfeitas. Ou seja, o equilíbrio depende da combinação entre as condições que levam os investidores a comprar e reter títulos e da capacidade de pagamento da dívida pelo governo. Nessa situação, a taxa de juros oferecida pelo governo é suficiente para que os investidores carreguem os títulos de dívida, e a probabilidade de *default* é condizente com a probabilidade de que a receita governamental seja inferior ao serviço da dívida, dada a taxa de juros oferecida. Entretanto, existe outro equilíbrio, que não satisfaz estas condições, sendo definido quando $R \rightarrow \infty$, o que faz com que $\pi \rightarrow 1$. Nesse caso, os investidores entendem que o governo não irá honrar a dívida vincenda e não aceitam deter títulos a nenhuma taxa de juros; se não há espaço para o carregamento de

títulos, de fato a probabilidade de *default* torna-se 1, o que, de modo circular, faz com que os investidores não aceitem carregar títulos mesmo a mais alta das taxas de juros. Nesse equilíbrio “perverso” não é possível ao governo emitir nova dívida mesmo que apenas para saldar os compromissos a vencer da dívida antiga, ou seja, promover rolagem integral do endividamento⁷.

É possível extrair do modelo quatro implicações, todas relevantes para este trabalho. A primeira delas, fundamental para o propósito desta dissertação, é a possibilidade de múltiplos equilíbrios. Do ponto de vista dos investidores, quanto mais elevada a probabilidade de *default*, maior a taxa de juros demandada para carregamento dos títulos. Para o governo, quanto maior a taxa de juros paga, mais elevada a probabilidade de *default*. Dessa forma, a inclinação das curvas é a mesma, taxa de juros e probabilidade de *default* se movem na mesma direção, seja do ponto de vista do governo ou dos investidores. A mesma inclinação, ao contrário de um modelo tradicional de oferta e demanda, permite a existência de mais de um ponto de intersecção, isto é, não define um único ponto de equilíbrio.

⁷ Um modelo simples, e bastante semelhante, pode ser encontrado em ARIDA (2002). Os equilíbrios em baixa ou alta taxas de juros são descritos, respectivamente, pelas situações em que o efeito juros (elevação de remuneração, de retorno) domina o efeito *default* (elevação de probabilidade de *default*, de risco) ou o inverso. A diferença entre os modelos reside no fato de que em ARIDA (2002) avalia-se a relação entre taxa de juros e taxa de câmbio (e, indiretamente, na taxa de inflação). O ponto relevante, que traduz uma idéia comum aos dois modelos, é a existência de um nível de taxa de juros reais a partir do qual novas elevações podem significar, ao contrário do que prevê a teoria econômica tradicional, desvalorização cambial. A interpretação de múltiplos equilíbrios, seu caráter estável/instável, e a dinâmica, é análoga ao modelo de ROMER(2001).

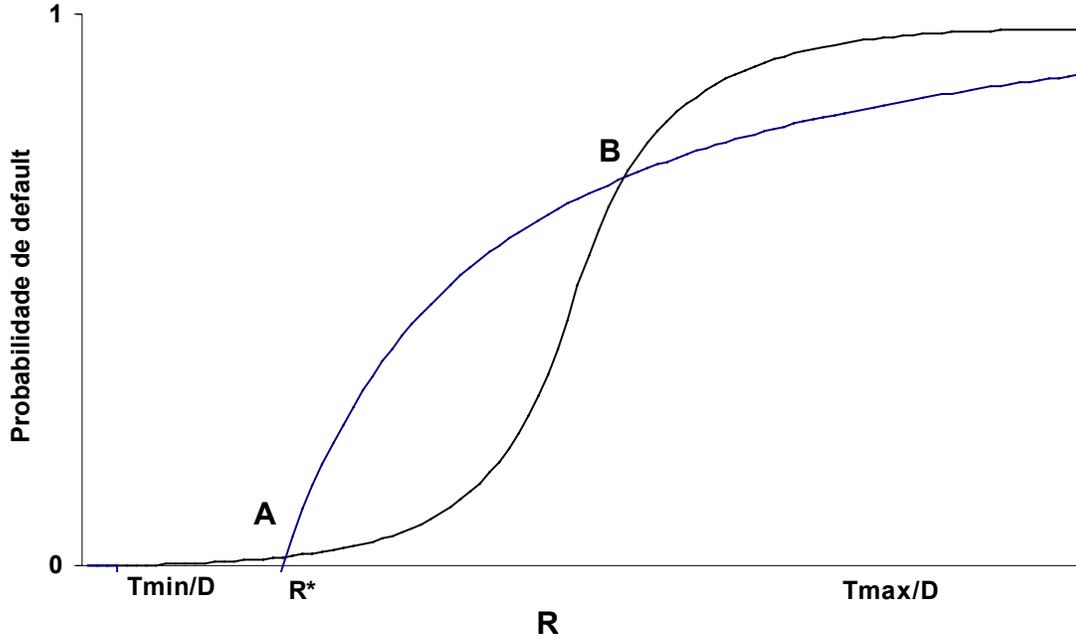


Figura 3 – Equilíbrios do modelo de ROMER (2001)

Na figura 3 estão ilustrados dois de três possíveis equilíbrios. No ponto A, a probabilidade de *default* é baixa e a taxa de juros compatível é pouco superior àquela na ausência de risco. No ponto B a probabilidade de *default* é significativamente maior, e o *spread* em relação a uma taxa de juros básica – vigente quando a probabilidade de *default* é tida como inexistente – é bastante elevado. O ponto C não está desenhado pois suas coordenadas seriam $\pi = 1$, mas $R = \infty$. É a situação na qual os investidores recusam-se a carregar títulos, mesmo com uma taxa de juros que tende ao infinito. Em termos dinâmicos, os pontos A e C representam equilíbrios estáveis, enquanto apenas o ponto B é um equilíbrio instável. Partindo de B, se os investidores crêem que a real possibilidade de *default* é levemente inferior à probabilidade associada a este ponto, aceitarão reter títulos a uma taxa de juros compatível com essa nova crença, também inferior à taxa de juros associada à B. Com a nova taxa de juros para o financiamento da dívida, a atual probabilidade de *default* torna-se de fato inferior a que havia sido anteriormente conjecturada pelos investidores, realimentando o processo e dando início a mais uma rodada. O mesmo argumento pode ser invocado para a hipótese de que, inicialmente, os investidores considerem a probabilidade de *default* levemente superior àquela associada ao ponto B. A idéia é que um equilíbrio em B pode ser facilmente deslocado, em direção aos pontos A ou C, respectivamente,

em função das expectativas otimistas ou pessimistas dos investidores. O caráter dessa expectativa, otimista ou pessimista, pode apresentar uma intensidade mínima, que já será suficiente para detonar a primeira rodada do processo que, ao cabo, pode significar o abandono do equilíbrio em B em direção aos pontos A ou C. Portanto, expectativas auto-realizáveis constituem-se como elemento importante do modelo.

A segunda implicação é a de que fundamentos macroeconômicos bastante diferentes não são requeridos para a obtenção de equilíbrios bastante distintos. Admite-se que economias com fundamentos semelhantes possam atingir equilíbrios totalmente diferentes, notadamente os pontos A e C, nos quais, o governo consegue emitir dívida sob baixas taxas de juro, ou perde totalmente sua capacidade de emissão, independentemente da taxa. A visualização dessa possibilidade pode ser obtida em um exercício de deslocamento das curvas. Por exemplo, um incremento em R^* , a taxa de juros básica, desloca para a direita a curva $\pi = \frac{R - R^*}{R}$, enquanto a elevação de D promove o deslocamento da curva $\pi = f(RD)$ para a esquerda. Para variações suficientemente pequenas de R^* e D a modificação do equilíbrio (π, R) é suave. Entretanto, existe um nível para o incremento de R^* a partir do qual a única intersecção existente entre as duas curvas passa a ser o ponto C, com a explosão da taxa de juros e a materialização do *default*. Na figura 4 o aumento de R^* para R^*_1 determina dois novos equilíbrios, em A_1 e B_1 . Uma nova elevação, de magnitude semelhante a anterior, de R^*_1 para R^*_2 , faz com que as curvas se cruzem apenas no ponto C. Nos dois movimentos, embora o acréscimo na taxa de juros básica tenha sido semelhante, a taxa de juros real de equilíbrio, R , varia marginalmente no primeiro deslocamento e explode no segundo.

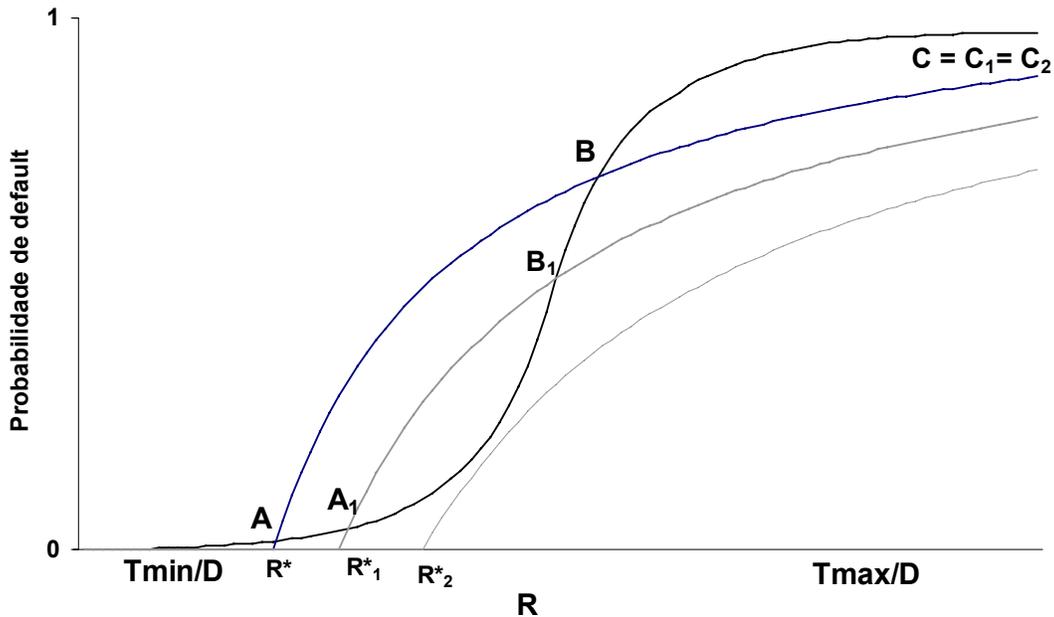


Figura 4 – Deslocamento de curvas

A transição do equilíbrio em A para o equilíbrio em C pode ser acionada por um mecanismo que não guarda relação direta nem proporcional com os fundamentos da economia. Assim, duas economias em equilíbrio instável, no ponto B, podem dirigir-se cada uma a equilíbrios estáveis distintos, pontos A e C, sem necessariamente apresentarem cenários distintos em termos de fundamentos.

A terceira implicação é a de que a ocorrência de *default* é geralmente inesperada; quando a probabilidade de *default* supera determinado valor, um valor crítico, as expectativas fazem com que a materialização do *default* seja quase imediata. A curva $\pi = f(RD)$ apresenta inclinação acentuada, próxima da vertical no trecho central, ou seja, a probabilidade de *default*, medida no eixo das ordenadas, rapidamente se desloca de valores baixos para altos. Dado que a curva

$\pi = \frac{R - R^*}{R}$ é menos inclinada, a situação na qual o *default* surge como único equilíbrio possível,

- ponto C, com probabilidade = 1 - é necessariamente precedida por um equilíbrio estável no qual a probabilidade é baixa. Dessa forma, considerando o ponto B como um equilíbrio instável, com o equilíbrio em C sendo precedido por um equilíbrio em A, o *default* é inesperado.

A quarta e última implicação é mais óbvia: apesar da importância das expectativas auto-realizáveis, os fundamentos também influenciam a possibilidade de *default*. Um incremento na

necessidade de financiamento do governo, na taxa de juros básica, sob ausência de risco de inadimplência, ou uma redução generalizada quanto às expectativas de receita governamental, deslocam a curva $\pi = \frac{R - R^*}{R}$ para baixo e para a direita, a curva $\pi = f(RD)$ para a esquerda, elevam as taxas de juros do equilíbrio em A, e aumentam marginalmente a possibilidade de *default*. Diminui ainda a distância da situação na qual o único equilíbrio possível é o ponto C.

1.5 – Hipótese alternativa: o componente endógeno do prêmio de risco Brasil

Analisando a situação brasileira em julho de 2002 - especificamente a possibilidade de um *default* e a escalada do prêmio de risco Brasil - WILLIAMSON (2002), assim como ARIDA (2002) e ROMER (2001), refere-se à possibilidade de múltiplos equilíbrios, e sublinha a capacidade dos agentes, ao formar suas expectativas, de conduzir o país ao equilíbrio “bom” ou ao equilíbrio “ruim”⁸. O primeiro corresponde à situação na qual os investidores crêem que o serviço da dívida pública será honrado, e então isto se torna realmente possível; o segundo significa que esta crença não existe e o *default* torna-se iminente. Para o autor, a possibilidade desses dois equilíbrios, a dependência das expectativas dos agentes⁹, e o espaço para ataques especulativos, exige fundamentos intermediários - nem excessivamente deteriorados, nem tão sólidos. A decomposição do endividamento brasileiro por moeda, prazo, indexador, e as perspectivas da evolução desse endividamento em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) conduzem à conclusão de que os fundamentos brasileiros estão, de fato, em nível intermediário. Surge daí outra observação comum à mensagem do modelo de ROMER (2001): fundamentos macroeconômicos de qualidade semelhante (contanto que estejam nesse nível intermediário) são

⁸ A análise baseia-se em modelos de crise de segunda geração, para os quais o mercado determina a posição de equilíbrio, de acordo com sua atuação e expectativas, dentre alguns equilíbrios possíveis. CURADO (2001) realiza uma apresentação sobre modelos de primeira e segunda geração.

⁹ MATTOS (2002) também assinala o caráter auto realizável das expectativas dos agentes em relação a probabilidade de *default*.

consistentes com equilíbrios opostos, *default* iminente ou continuidade do financiamento, conforme variam as expectativas de mercado.

GOLDSTEIN (2003) lembra que o arcabouço utilizado para análises de sustentabilidade da dívida geralmente desconsidera ou subestima o efeito da elevação brusca dos juros domésticos sobre as perspectivas para a taxa de crescimento do Produto. No modelo de ROMER (2001), por exemplo, não está explicitada a influência da variação (para cima) de taxa de juros R sobre a distribuição das expectativas acerca do superávit primário T , que define a posição da curva $\pi = f(RD)$, com a qual o governo se defronta. A consideração do impacto negativo da elevação da taxa de juros doméstica sobre a taxa de crescimento, e por conseqüência da receita fiscal potencial, constitui mais um fator segundo o qual choques de política monetária fragilizam o devedor e elevam o risco efetivo de *default*. Ainda que se admita que níveis elevados de taxa de juros sejam restritos ao curto prazo, criando condições para taxas de crescimento superiores no médio prazo, o argumento é o de que a volatilidade por si só prejudica a evolução do Produto¹⁰. E o equilíbrio instável, ponto B, sugere volatilidade.

A aplicação de um modelo como o apresentado por ROMER (2001) para o caso brasileiro, conforme interpretação de BRESSER PEREIRA (2002b), resulta na suspeita de que a economia esteja no equilíbrio instável do ponto B, e com maiores possibilidades de rumar para o equilíbrio do ponto C que do ponto A, de acordo com o ilustrado na figura 4.

Observando nesta mesma figura a curva $\pi = f(RD)$, em forma de S, a concavidade para cima da primeira parte indica que a velocidade com que a taxa de juros cresce é superior à velocidade de crescimento da probabilidade de *default*; a partir da inflexão, com a concavidade para baixo, esta relação se inverte, e a taxa de crescimento da probabilidade de *default* torna-se superior à velocidade de crescimento da taxa de juros. Isto sugere que, após a inflexão, a taxa de juros passa a atuar como amplificador do risco, que cresce exponencialmente. A suposição do autor é a de que o nível de taxa de juros real que remunera a dívida pública brasileira tem se mostrado suficientemente alto para trazer a combinação probabilidade de *default*, taxa de juros, à parte da curva na qual a concavidade é negativa, o que contribui para a aproximação do equilíbrio “perverso”. A taxa de juros alta passaria a debilitar o devedor, e é isto o que realimentaria o risco.

¹⁰ As dificuldades impostas pela volatilidade, tanto da taxa de juros real que incide sobre a dívida, quanto da taxa de crescimento da economia são destacadas também por FAVERO & GIAVAZZI (2002, pg 20-23).

Se a suposição é correta, trajetórias ascendentes do prêmio de risco Brasil podem estar descoladas de fundamentos, sendo melhores explicadas por um processo circular no qual as taxas de juros reais, determinadas no âmbito interno, contaminam o *spread* dos títulos externos brasileiros.

Um dos argumentos a favor da idéia de que, no caso brasileiro, em muitos momentos, notadamente os de turbulência, o prêmio de risco Brasil extrapola os fundamentos baseia-se na comparação com os *ratings* atribuídos ao risco soberano brasileiro por agências de risco. As duas agências de classificação de risco mais relevantes são Standard&Poors e Moody's. BEERS *et al* (2002) descrevem a metodologia empregada pela Standard&Poors para a classificação de risco soberano. São analisadas as seguintes categorias, algumas delas associadas a variáveis ou índices quantitativos, estas indicadas entre parênteses quando existentes:

- Risco político: estabilidade, transparência e legitimidade de instituições políticas, segurança nacional e fatores geopolíticos;
- Estrutura econômica e renda: distribuição de renda (índice de Gini), grau de orientação da economia ao mercado, flexibilidade da mão-de-obra, eficiência dos serviços públicos;
- Perspectivas de crescimento econômico: (taxa esperada de variação do PIB), (investimento / PIB), composição da poupança e investimento, padrão dessas taxas;
- Flexibilidade fiscal: análise de fluxos (déficit/superávit nominal), capacidade de elevação de receitas, qualidade e eficiência do gasto público, perspectivas das obrigações referentes a aposentadorias;
- Endividamento público: análise de estoques (endividamento público bruto e líquido / PIB), (despesa financeira pública / receita fiscal), composição do endividamento público por moeda, perfil temporal do endividamento público;
- Passivos contingenciais: porte e solidez de estatais não financeiras, solidez do sistema financeiro, estatal não financeiro e o sistema financeiro são causas potenciais de injeção de capital por parte do Tesouro;

- Estabilidade monetária: (taxas de inflação), (taxas de variação de oferta monetária e de crédito), compatibilidade entre regime cambial e objetivos monetários, fatores institucionais como independência do Banco Central;
- Liquidez externa: análise de fluxos externos, necessidades brutas de financiamento externo ((déficit em conta corrente + principal da dívida externa de médio e longo prazo com vencimento em um ano + dívida externa com prazo original inferior ou igual a um ano) / reservas cambiais oficiais), estrutura da conta corrente, composição dos fluxos de capitais;
- Endividamento externo do setor público: análise de estoques, posição internacional de investimentos – ativos e passivos de residentes contra não-residentes, (dívida externa pública bruta e líquida / (receita de exportação + receita de renda de investimentos + receita de transferências unilaterais)), composição do endividamento por moeda, sensibilidade do endividamento a taxas de juros, (serviço gerado pelo endividamento / reservas cambiais), perfil temporal do endividamento, acesso a créditos concedidos por agências de desenvolvimento;
- Endividamento externo do setor privado: distinção entre setores financeiros e não financeiros para análise de estoques, posição internacional de investimentos – ativos e passivos de residentes contra não-residentes, (dívida externa pública bruta e líquida / (receita de exportação + receita de renda de investimentos + receita de transferências unilaterais)), composição do endividamento por moeda, sensibilidade do endividamento a taxas de juros, (serviço gerado pelo endividamento / reservas cambiais), perfil temporal do endividamento, acesso a créditos concedidos por agências de desenvolvimento;

As categorias nas quais as agências de classificação de risco se apóiam ao atribuir os conceitos relativos ao risco soberano não se restringem a fundamentos macroeconômicos, incluem também desenho institucional, fatores políticos, entre outros. Contudo, os fundamentos macroeconômicos constituem o ponto de maior relevância no processo de determinação do grau de risco. A escala de classificação de risco soberano da Standard&Poors compreende os seguintes conceitos, ordenados do menor risco para o maior risco:

Tabela 2 – Ratings - Standard&Poors

Investment Grade

- 1) AAA
- 2) AA+
- 3) AA
- 4) AA-
- 5) A+
- 6) A
- 7) A-
- 8) BBB+
- 9) BBB
- 10) BBB-

Speculative Grade

- 11) BB+
 - 12) BB
 - 13) BB-
 - 14) B+
 - 15) B
 - 16) B-
 - 17) CCC+
 - 18) CCC
 - 19) CCC-
 - 20) CC
 - 21) C
 - 22) SD – *Seletive Default*
 - 23) D - *Default*
-

Segundo Bathia (2002), o conceito empregado pela Standard&Poors busca capturar a probabilidade da ocorrência de um *default*. Embora associado a uma probabilidade, o conceito não é construído tendo em vista estimá-la de modo pontual, mas sim com o objetivo de possibilitar ordenação. Por exemplo, não se sabe qual o valor da estimativa da probabilidade de *default* para um risco soberano classificado como BB-, apenas que esta probabilidade é inferior àquela associada a outro risco soberano de pior classificação, como a imediatamente posterior, B+. A tabela 3, elaborada para agosto de 2002, confronta um grupo de 20 países, tidos como mercados emergentes e classificados nos conceitos *Speculative Grade* da Standard&Poors, ordenados por dois critérios distintos: prêmio de risco país medido pelo *spread* em relação a títulos norte-americanos e seu conceito de risco soberano atribuído pela agência de classificação de risco.

Tabela 3 - Spreads soberanos e classificação de risco período base: agosto/2002

País	Spread EMBI+ pontos básicos	Spread até o próximo país	Conceito Standard&Poors
Argentina	6415	4135	22) SD
Nigéria	2280	576	não classificada
Equador	1704	61	17) CCC+
Brasil	1643	457	14) B+
Uruguai	1186	134	15) B
Líbano	1052	17	16) B-
Venezuela	1035	129	15) B
Turquia	906	17	16) B-
Colômbia	889	115	12) BB
Peru	774	124	13) BB-
Ucrânia	650	71	15) B
Rússia	579	59	13) BB-
Panamá	520	42	12) BB
Filipinas	478	4	11) BB+
República Dominicana	474	2	13) BB-
Paquistão	472	41	16) B-
Marrocos	431	2	12) BB
Egito	429	35	11) BB+
El Salvador	394	34	11) BB+
Bulgária	360		13) BB-

Fonte: JPMorgan (2002)

É necessário considerar que a Argentina, em agosto de 2002, encontrava-se em *default*, desse modo os títulos da república não apresentavam liquidez no mercado internacional. Assim, o

spread superior a 60% ao ano não representava títulos efetivamente negociados. Na ordenação com base no *spread* dos títulos soberanos, o Brasil, dentre os 20 países, oferece a quarta maior taxa de retorno, sendo classificado, à época, como “quarto país mais arriscado para se investir”. Contudo, se a ordenação fosse realizada de acordo com o conceito emitido pela agência de risco, e admitindo que o conceito da Nigéria indicasse maior risco que o brasileiro, o Brasil saltaria da 4ª para a 10ª posição de “mais arriscado” nessa mesma lista de 20 países. A distância que separa o *spread* dos títulos brasileiros em relação aos títulos do próximo país na classificação é de 457 pontos básicos, o que sinaliza o montante de redução do risco país necessário para que o Brasil obtivesse uma melhora na ordenação por esse critério. Somente Argentina e Nigéria deveriam realizar um esforço superior para melhorarem suas posições. Esta configuração permite avaliar o significado do risco Brasil, medido via *spread* de títulos soberanos, em termos relativos, bem como o suposto exagero desse indicador com relação aos fundamentos macroeconômicos. A conclusão final é que países classificados como mais arriscados que o Brasil têm seus títulos negociados com *spreads* significativamente inferiores aos dos títulos brasileiros.

Esta análise também foi realizada com a substituição da Standard&Poors pela Moody's, e a modificação da agência de risco não alterou as conclusões já obtidas.

A comparação da ordenação do risco soberano sob diferentes critérios leva a conclusões que funcionam como evidência a favor da idéia de que a correlação entre risco baseado em fundamentos – estimado via *rating* das agências – e risco país – estimado via *spread* dos títulos soberanos - não é perfeita. Aceitando que o *rating* das agências de risco responde aos fundamentos macroeconômicos dos países, conforme a definição metodológica das próprias agências, a ordenação pelo critério dos *ratings*, ou pelo critério do *spread* dos títulos soberanos, deveria resultar em uma lista semelhante, com poucas alterações no posicionamento dos países. Caso contrário, o risco país quantificado pelo *spread* dos títulos soberanos não estaria respondendo bem aos fundamentos macroeconômicos.

A demanda pelos títulos brasileiros pode ser influenciada por fatores que não dizem respeito diretamente à situação do país, mas a de outros mercados. Segundo CANUTO (2002), a ocorrência de crises em outros mercados emergentes pode fazer com que os investidores, diante de perdas, se vejam obrigados a ajustar suas carteiras vendendo títulos com alta liquidez, por exemplo, os brasileiros. Elevação de risco nas finanças globais, com origem na economia americana, também podem detonar um processo desse tipo.

A aceitação da correlação imperfeita entre fundamentos e risco país também encontra adeptos entre os investidores. Em 16 de junho de 2002, o estrategista chefe de mercado para a América Latina do JPMorgan, Graham Stock, em entrevista ao jornal Folha de S. Paulo, afirmou que o risco Brasil, então em torno de 1300 pontos, ocupando a 4ª posição mundial, não se mostrava compatível com a realidade dos fundamentos macroeconômicos brasileiros.

Algo semelhante pode ser dito em relação à taxa interna de juros; quando são comparados vários países, o Brasil remunera sua dívida interna a taxas superiores que outros países classificados como mais arriscados.

A dissociação entre o risco efetivo, baseado nos fundamentos, e o prêmio de risco Brasil¹¹ põe em xeque a hipótese clássica. Nesta, conforme interpretação da equação (4), a taxa de juros interna é formada a partir do prêmio de risco Brasil que, por sua vez, dependeria da capacidade do governo em honrar seus compromissos, sendo esta uma condição efetiva espelhada nos fundamentos. Se há problemas na resposta direta do prêmio de risco Brasil aos fundamentos, como ocorrem as determinações? Somente a determinação exógena, na equação (4), do prêmio de risco Brasil é capaz de confirmar a causalidade em um sentido único, em direção às taxas de juros internas. Em última instância, o raciocínio em favor de uma hipótese alternativa está questionando a perfeição do mercado – de títulos internacionais – em identificar a efetiva probabilidade de *default* de um determinado país.

O resumo da posição de BRESSER PEREIRA (2002b) é que tanto o prêmio de risco Brasil quanto as taxas de juros internas estão sobrevalorizadas em relação ao efetivo risco de *default*, e de que não é possível desprezar a causalidade no sentido taxa de juros interna → prêmio de risco Brasil. As elevações de taxa de juros internas é que influenciariam elevações de risco para o país - e não o contrário - de forma que o papel das taxas domésticas supera a força

¹¹ A existência da dissociação entre fundamentos e prêmio de risco Brasil é empiricamente contestada pela conclusão de vários trabalhos: ROCHA *et al* (2002) apresentam resultados segundo os quais o *spread* brasileiro responde diretamente à relação dívida externa líquida/PIB comercializável; GOLDSTEIN (2003) analisa diferentes países para o ano de 2002 e aponta a razão dívida externa / exportação como fator explicador para as diferenças entre prêmios de risco país. MUINHOS, ALVES & RIELLA (2002) apresentam modelo cujas variáveis explicativas são nível de reservas internacionais, dívida líquida do setor público em proporção do PIB e saldo em transações correntes como proporção do PIB, com resultados robustos para a estimação do *spread* do *CBond*.

dos fundamentos quando da determinação do risco país. Assim, países com fundamentos mais frágeis que o Brasil, ao praticar taxa de juros domésticas menores, são capazes de obter prêmios de risco país, representados por *spreads*, também menores. Por fim, é sobre a taxa de juros básica interna que a autoridade monetária tem algum poder de determinação.

Segundo CIRNE DE TOLEDO (2002a), o prêmio de risco Brasil não pode ser tomado como uma variável exógena, sob a qual o governo não detém controle, e que somente pode ser modificada a partir de um comportamento “responsável”. Isto porque, admitindo-se a possibilidade de arbitragens entre as taxas de juros internas e externas, a cotação dos títulos em moeda estrangeira de emissão da República brasileira, refletiria, além do risco de crédito, o risco de mercado dado pela expectativa de juros futuros em moeda nacional. Na tentativa de comprovar esta proposição, selecionou-se um título em moeda nacional para o qual não houvesse risco de mercado. O título denomina-se Letra Financeira do Tesouro (LFT), é pós-fixado e indexado via taxa praticada no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (taxa Selic), o que garante proteção contra flutuação da taxa de juros. Em fevereiro de 2001, o *spread* de tais títulos para vencimentos em 2003, 2004, 2005 e 2006 era de respectivamente 0,017%, 0,023%, 0,026% e 0,027% ao ano. Estes valores representariam, efetivamente a identificação do mercado quanto ao risco de crédito do governo brasileiro. Entretanto, o prêmio de risco Brasil mostrava-se substancialmente maior, em torno de 750 pontos básicos, ou 7,50% ao ano. Mesmo em abril do mesmo ano, quando o *spread* da LFT atingiu 0,55% ao ano para vencimento em 2003 e 1,10% ao ano para vencimento em 2006, o prêmio de risco Brasil atingiu cerca de 10,00% ao ano. O diferencial entre essas duas taxas, o *spread* da LFT e o prêmio de risco Brasil, estaria sinalizando simplesmente a expectativa pela elevação da taxa de juros interna.

O papel fundamental das expectativas quanto à política monetária na formação do prêmio de risco Brasil é novamente enfatizado em CIRNE DE TOLEDO (2002b). Argumenta-se, por exemplo, que a elevação da taxa de juros norte americana de curto prazo, no período 1999-2000, e o subsequente movimento de queda, não significam variações correspondentes no risco embutido nos títulos do governo, mas sim atos da política monetária praticada pelo Banco Central dos Estados Unidos. Nesse esquema, os juros de longo prazo refletem as expectativas quanto ao comportamento futuro da política monetária (taxa básica, de curto prazo), e não o risco efetivo. No caso brasileiro, a movimentação de capitais de fato permitiria a arbitragem para títulos públicos denominados em moeda nacional e em moeda estrangeira. Com expectativas de

desvalorização da moeda nacional estáveis, a alta de juros futuros em moeda nacional – formados internamente, com base em expectativas quanto à política monetária – puxaria o juro em dólares, elevando o *spread* entre os títulos de mesmo emissor e diferentes moedas. É este *spread* que os investidores internacionais observariam, de modo equivocado, tal qual uma medida de risco efetivo.

A descrição do processo atribui ao risco Brasil a qualidade de dependente em relação à taxa de juros doméstica. Ainda, a suposta confusão, por parte dos investidores externos, entre risco efetivo e ação de política monetária, reduz a capacidade de uma elevação de juros doméstico atrair capital externo e valorizar a taxa de câmbio, pois a ampliação da oferta de remuneração seria acompanhada de elevação de risco. O autor salienta ainda que altas taxas de juros simultaneamente reduzem a capacidade de crescimento da economia e elevam o passivo externo e o endividamento público.

HOLLAND&VIEIRA (2003) reiteram a idéia de que a combinação entre probabilidade de *default* e taxa de juros gera duas áreas distintas, delimitadas por um ponto crítico desta segunda variável. Além da taxa de juros, é relevante para a determinação da dinâmica desta segunda área, o nível de endividamento. Sob endividamento elevado (sugere-se como superior a 50% do PIB), taxas de juros acima do nível crítico são interpretadas como sinal de fragilidade e fazem com que o risco de *default* cresça exponencialmente e, nesse caso, é a trajetória do risco que segue a trajetória da taxa de juros. O encadeamento das relações segue a lógica já apresentada e sugerida por BRESSER PEREIRA (2002a): uma elevação da taxa de juros eleva a relação dívida/PIB, o que eleva a percepção de risco por parte dos investidores. Os autores sugerem ainda que, para países dependentes de influxo de capitais, turbulências externas afetam a taxa de câmbio e também elevam a relação dívida/PIB e a percepção de risco. Assim, nesses períodos, a probabilidade de *default* tende a se descolar dos fundamentos macroeconômicos; na ausência de choques externos, a correlação entre fundamentos e probabilidade de *default* é maior. A idéia que norteia a construção da hipótese alternativa é a de que existe uma taxa de juros suficientemente alta que, se oferecida aos investidores, provoca o temor de uma quebra, e pode provocar uma profecia auto-realizável. Seguindo a analogia realizada por ARIDA (2002), considerando a captação de um banco privado, taxas de juros ligeiramente acima do mercado são normalmente associadas à obtenção de volumosos recursos; taxas muito acima das do mercado sinalizam alto risco e podem significar reduzido volume de recursos.

Além da exposição teórica, HOLLAND&VIEIRA (2003) encontraram evidência empírica a favor da hipótese de causalidade juros domésticos → risco Brasil. O trabalho envolveu a realização de testes de Granger causalidade¹² para diversas variáveis, incluindo o prêmio de risco Brasil e o diferencial entre taxas de juros domésticas e externas. O prêmio de risco Brasil foi estimado a partir de um índice criado pelo banco JPMorgan, o *Emerging Market Bond Index Plus (EMBI+)*, composto por títulos de dívida externa. O *EMBI* Brasil é uma cesta com os mais importantes títulos da dívida externa brasileira que apresenta, dentre outras estatísticas, a taxa de retorno ponderada pelo peso de cada título na cesta, já descontada da taxa de retorno de um título norte-americano de maturidade semelhante. O diferencial de taxa de juros domésticas e externas foi obtido por

$$\left[\frac{(1+i)}{(1+e)(1+i^*)} - 1 \right] * 100$$

onde i é a taxa Selic, e a taxa nominal de câmbio, e i^* a taxa *Prime*. Para o teste, o *EMBI+* e o diferencial de taxa de juros foram tomados em médias mensais para o período de julho de 1994 a abril de 2002.

Os resultados apontaram que o diferencial de taxa de juros causou o prêmio de risco Brasil, no sentido de Granger, em modelos com apenas uma defasagem. Porém, o prêmio de risco Brasil não causou o diferencial de juros, no sentido de Granger, para qualquer número de defasagens. Isto significa que a incorporação de valores defasados do prêmio de risco Brasil não foi capaz de melhorar significativamente a predição para a série de diferencial de juros. A conclusão do artigo é de que há evidências no sentido dos investidores enxergarem alta probabilidade de *default* quando a política monetária consiste em altas taxas de juros reais.

¹² Esse teste foi proposto em GRANGER (1969) e está definido no capítulo II desta dissertação.

1.6 – A razão endividamento público / PIB e o componente financeiro do déficit

As altas taxas de juros como debilitadoras do devedor constituem ponto essencial para a argumentação a favor da hipótese alternativa de causalidade. O grau de debilitação do devedor, e sua capacidade de pagamento, no caso do setor público, podem ser aproximados pelo peso do endividamento em relação ao PIB. A dimensão do Produto é importante porque dá base para a arrecadação fiscal, enquanto a dimensão do endividamento exerce o mesmo papel em relação ao serviço – juros e amortizações - que será gerado. A idéia de que a razão endividamento público / PIB é uma variável central na formação de expectativas dos investidores e financiadores é compartilhada por vários setores, desde analistas financeiros e banqueiros¹³ até organizações multilaterais como o Fundo Monetário Internacional, que costumeiramente observa este valor, geralmente como meta indicativa, em acordos de assistência de liquidez a vários países, incluídos os do Brasil.

Para efeito de cálculo desta relação, utiliza-se no Brasil o conceito do endividamento líquido do setor público: são contabilizadas tanto as dívidas em moeda estrangeira como doméstica do setor público consolidado – municípios, estados, União e empresas estatais – mas abatidos todos os ativos, como reservas internacionais e outros créditos¹⁴. Considerando a discussão sobre a causalidade no sentido das taxas de juros internas em direção ao prêmio de risco Brasil, é relevante analisar qual a sensibilidade da razão endividamento público / PIB a modificações nas taxas de juros internas. Cabe observar ainda que modificações no prêmio de risco Brasil pouco afetam a relação dívida / PIB, uma vez que os fluxos de juros e amortizações dos títulos brasileiros de dívida externa são definidos no momento do lançamento do título, não sendo alterados por variações da cotação em mercados secundários. O único efeito possível é o da variação das reservas internacionais, caso os títulos externos brasileiros façam parte da carteira do Banco Central do Brasil, o que alteraria um dos ativos do setor público.

¹³ Ver por exemplo, a opinião de Dráusio Giacomelli, do JPMorgan de Nova Iorque, em PINTO (2002).

¹⁴ Para maiores informações a respeito da metodologia para o cálculo da dívida pública líquida, com a descrição de ativos e passivos, ver "Dívida Pública no Brasil", disponível em www.bcb.gov.br, Relacionamento com os Investidores, Perguntas Mais Frequentes.

A sensibilidade da relação dívida líquida do setor público / PIB às taxas de juros internas depende diretamente do perfil do endividamento interno, e do peso deste no endividamento líquido. O perfil do endividamento interno brasileiro mostra elevada participação por títulos indexados à taxa Selic, a taxa básica fixada pela autoridade monetária. No período 1999-2002 a participação de títulos públicos federais pós-fixados a partir deste indexador oscilou entre 49,8% e 69,2%, com média de 55,4%. Diferentemente de economias na qual a maior parte da dívida pública é prefixada, a brasileira apresentou um máximo de 15% de títulos federais nesta condição. Isto implica em impactos das decisões de política monetária sobre o estoque do endividamento interno e não apenas sobre o custo de captações futuras.

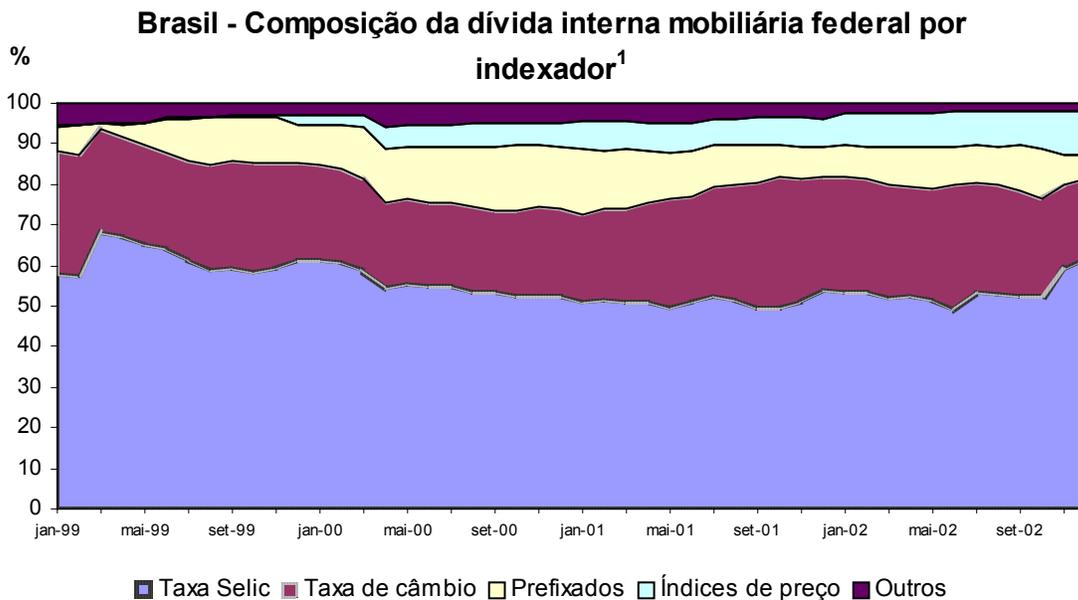


Figura 5 1/ Posição de custódia Fonte Banco Central do Brasil

A participação da dívida mobiliária federal é majoritária no endividamento público líquido total, respondendo, na média do período, por 86,0% deste.

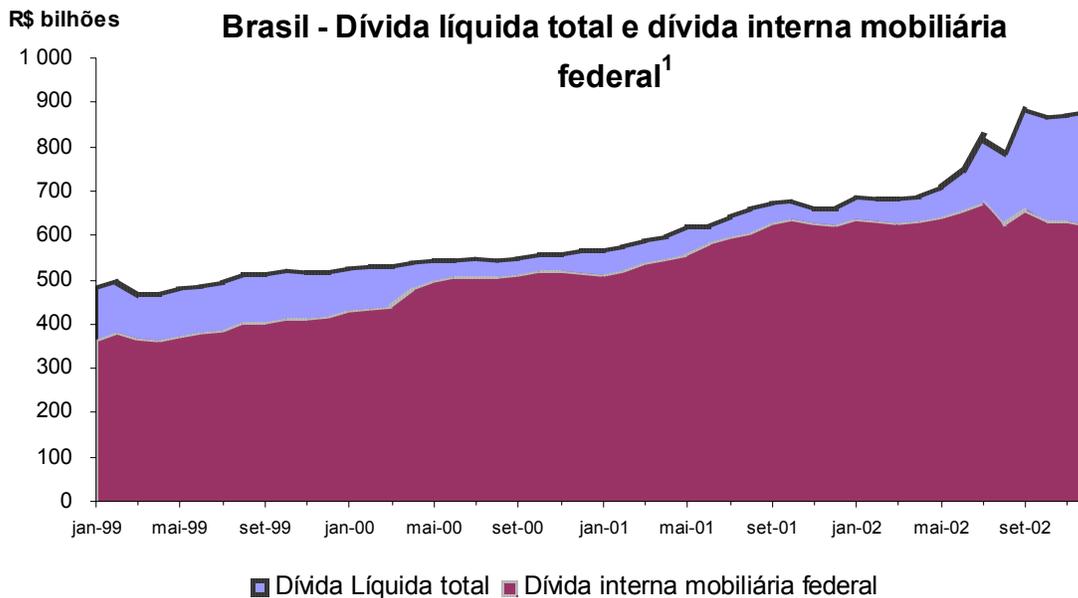


Figura 6 1/ 1999 e 2000, posição de custódia; 2001 e 2002, posição de carteira Fonte Banco Central do Brasil

Dessa forma, com cerca de 55% da dívida mobiliária federal indexada à taxa Selic, e 86% da dívida líquida total do setor público formada pela dívida mobiliária federal, quase metade do endividamento público líquido responde a variações na taxa Selic. Muito embora variações da taxa de câmbio - dada sua participação expressiva na indexação da dívida mobiliária federal somada à volatilidade da taxa no atual regime flutuante - afetem de forma contundente a relação endividamento / PIB, a influência da taxa básica de juros não pode ser desprezada.

Considerando as médias do período compreendido entre 1999 e 2002, para a participação de títulos indexados à taxa Selic no endividamento líquido total, e a relação dívida/PIB, é possível estimar o impacto de uma variável sobre a outra. Supondo, simplificadamente, que a taxa Selic não apresenta qualquer influência sobre os ativos do governo, e que não modifica outras variáveis relevantes, cada ponto percentual de elevação real - calculada via deflator do PIB - da taxa Selic significa um acréscimo em torno de 0,25 ponto percentual na relação endividamento / PIB. Com base nos estoques do primeiro semestre de 2002, WILLIAMSON (2002) implicitamente estima essa elasticidade, também de maneira simplificada, em torno de 0,22.

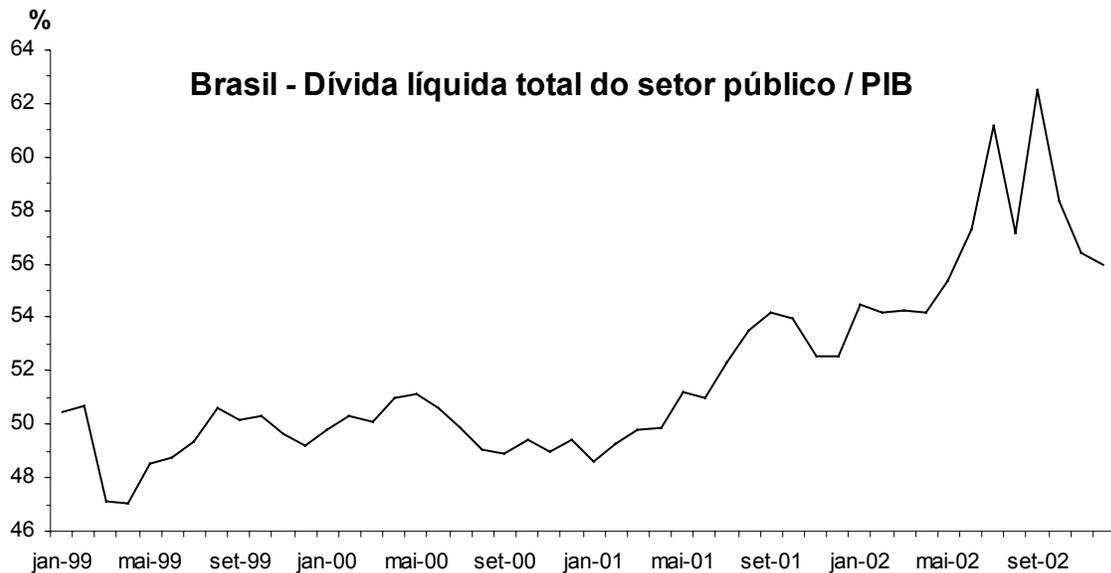


Figura 7 Fonte: Banco Central do Brasil

É importante observar que o nível de endividamento público brasileiro responde imediatamente às variações nos indexadores - a taxa Selic é um deles - independentemente da data de vencimento dos títulos. Mesmo que a despesa não venha a se materializar - até o vencimento indexador pode recuar, ou o título pode ser rolado - ela é computada no instante presente. A volatilidade dos indexadores reflete-se diretamente no endividamento, principalmente em séries nas quais a frequência da informação é alta, como séries mensais por exemplo.

A defesa da hipótese da existência de alguma causalidade no sentido taxa de juros interna → risco país apóia-se na idéia de que o componente financeiro do déficit fiscal brasileiro é significativo. CÂMARA NETO&VERNENGO (2002) chamam a atenção para o esforço fiscal realizado pelo governo brasileiro na década de 1990: apenas nos anos de 1996 e 1997 não houve superávit primário, mas sim déficit de 0,1 e 1,0% como proporção do PIB, respectivamente. Para os anos de 1999 e 2000, o superávit primário atingiu 3,2 e 3,5% do PIB. Entretanto, o superávit operacional, que não exclui o pagamento dos juros reais sobre a dívida pública, existiu apenas nos anos de 1993 e 1994, respectivamente 0,3% e 1,4% do PIB. Para os anos de 1999 e 2000, mesmo com os referidos superávits primários, o déficit operacional chegou, respectivamente, a 9,4 e 1,2% do PIB. A magnitude das despesas públicas financeiras é fundamental para explicar a

simultaneidade de expressivos superávits primários e trajetória crescente da relação endividamento público total / PIB¹⁵.

Tabela 4 - Brasil – Resultados fiscais 1991-2000

Ano	Superávit Primário (% do PIB)	Superávit Operacional (% do PIB)	Dívida Pública Líquida (% do PIB)
1991	2,8	-1,4	37,9
1992	2,3	-2,2	37,2
1993	2,7	0,3	33,0
1994	5,3	1,4	29,2
1995	0,4	-4,9	30,5
1996	-0,1	-3,8	33,3
1997	-1,0	-4,3	34,5
1998	0,0	-7,5	42,4
1999	3,2	-9,4	49,5
2000	3,5	-1,2	49,5

Fonte: CÂMARA NETO&VERLENGO *apud* Banco Central do Brasil e FGV Dados

A coexistência entre superávits primários expressivos e altas taxas de juros reais depõe contra a idéia de que estas são explicadas, primordialmente, pela ausência ou insuficiência de ajuste fiscal. Desse modo, a relação, ou, a causalidade, seria novamente inversa à usual¹⁶: o endividamento (acúmulo de déficits) é alto, principalmente porque as taxas de juros que o remuneram também são altas. Os autores reafirmam a sugestão do caráter exógeno das taxas de juros¹⁷, e a interpretam como variável crucial para a solução das questões fiscais brasileiras, o que está diretamente relacionado a probabilidade de um *default* brasileiro.

¹⁵ Para uma interpretação da evolução da dívida interna pública brasileira ver VERSIANI (2003)

¹⁶ A proposta usual é a de que a magnitude do superávit primário forma expectativas que influenciam as taxas de juros reais, ver GOLDFAJN (2002, pg 16-8).

¹⁷ Os autores vão além e, sugerem que o controle da taxa de juros doméstica pela autoridade monetária, mesmo sob taxas de câmbio flexíveis, implica na necessidade de “uma conta de capital mais fechada”, com a introdução de controles sobre os fluxos internacionais e redução da liberalização financeira. Países como a China, Índia, Coréia do Sul e Malásia, são citados como exemplo em função de seus desempenhos macroeconômicos durante e após a crise asiática de 1997.

1.7 - Cenários de sustentabilidade do endividamento

A possibilidade de que um governo não venha a honrar seus compromissos financeiros, a probabilidade de *default*, é objeto de estudo em exercícios de sustentabilidade da dívida. Segundo BARNHILL&KOPITS (2003) a crescente abertura da conta de capital fez com que o foco da análise da posição fiscal de um país se deslocasse da observação do fluxo, Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP), para o estoque do endividamento público, o que envolve não apenas um período, mas um horizonte temporal. A capacidade de o governo cumprir a restrição orçamentária intertemporal pode influenciar as expectativas dos agentes, de modo que a suspeita de dificuldades no cumprimento desta restrição poderiam levar a um ataque especulativo sob a forma de significativas saídas de capital e, eventualmente, perda do acesso ao mercado financeiro internacional.

O autor define a condição de solvência em um equilíbrio intertemporal. A condição é dada pelo valor presente da dívida líquida do setor público em um horizonte temporal infinito¹⁸:

$$W = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{Z_t}{(1+r)^t} - \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\gamma \Delta C_t}{(1+r)^t} - \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\Delta B_t}{(1+r)^t} \quad , \quad Z_t = T_t - G_t$$

onde W é a dívida líquida do setor público;

Z é o superávit primário determinado pela estrutura fiscal em vigor;

ΔC é o fluxo líquido de passivos contingentes;

γ é a probabilidade de realização da contingência;

ΔB é o fluxo líquido que impacta o endividamento público;

r é a taxa de desconto;

T é a receita de impostos já excluídas as transferências obrigatórias;

G é o nível de despesas governamentais já excluídas as financeiras.

¹⁸ A apresentação exclui a receita proveniente do comércio de recursos naturais - petróleo, por exemplo - presente no trabalho original que produz uma aplicação específica ao caso do Equador.

Se $W \geq 0$ o setor público é classificado como solvente e a restrição orçamentária intertemporal é completamente satisfeita. É relevante observar que essa condição permite solvência mesmo que os valores correntes não pareçam favoráveis. Se a perspectiva futura for positiva, com inversão da trajetória, a condição poderá ser satisfeita. O conceito de sustentabilidade é mais amplo e não admite modificações abruptas de trajetória, ou seja, não admite mudanças drásticas de política econômica. Para MATTOS (2002), enquanto a condição de solvência mede a capacidade de pagamento, o conceito de sustentabilidade mede a disposição em fazê-lo.

Assim, a avaliação de sustentabilidade implica na análise da escolha de políticas econômicas e no modo como estas afetam os parâmetros definidos na condição de solvência. Retornando à equação de solvência, presume-se que as receitas de impostos excluídas as transferências obrigatórias dependem do nível de atividade econômica, da estrutura arrecadatória e de seu nível de eficiência. A despesa governamental é função de gastos obrigatórios e discricionários com pagamentos de salários, bens e serviços. Os passivos contingenciais, e suas possibilidades de conversão em endividamento público dependem, em conjunto, de programas de seguridade social, desastres naturais, nível de atividade econômica, tendências demográficas, supervisão bancária e capitalização do sistema bancário. Assim, é possível reescrever o valor presente da dívida líquida do setor público em função de parâmetros:

$$W = VP(q, r, r^*, f, p)$$

onde VP é uma função que indica o valor presente dos fluxos;

q é o nível do Produto;

r é a taxa de juros doméstica;

r^* é a taxa de juros externa;

f é a taxa de câmbio;

p é o nível de preços doméstico.

Portanto, além da taxa de câmbio real, e da taxa de crescimento do Produto, a taxa de juros real que incide sobre o endividamento público é uma variável central em todos os exercícios de cenários para sustentabilidade de dívida, incluindo aqueles realizados para o Brasil

recentemente. A taxa de juros destes exercícios é a mesma do modelo teórico, uma média ponderada de acordo com a composição do endividamento por indexador. Nesse sentido, como já apresentado, a taxa Selic é um componente da taxa de juros real média, que é calculada de modo implícito, isto é, obtida pelo quociente entre o total de despesas financeiras e o estoque do endividamento.

SCHWARTSMAN (2002) observou a expansão de 16 pontos percentuais da relação dívida pública líquida / PIB entre 1998 e 2002, e construiu uma abertura para este dado, elencando a contribuição de fatores expansionistas e contracionistas. Dentre os fatores expansionistas, o que contribuiu de forma mais intensa, no acumulado do período, foram os juros, com 23,2 pontos percentuais. Salieta ainda que "o custo médio da dívida não depende dos *spreads* soberanos, mas sim da taxa Selic determinada pelo governo", e que um governo que contraiu dívida a uma determinada taxa precisa reestruturar esse passivo se necessitar de um custo mais baixo, como a Argentina em 2001. No caso do Brasil, a alteração do custo pode ocorrer via determinação da taxa básica, sem a obrigatoriedade de uma reestruturação. Em termos de probabilidade de *default*, o autor entende que não há motivos para se acreditar em uma reestruturação do endividamento público brasileiro. O principal argumento é o de que a taxa de câmbio real é extremamente relevante para a evolução da relação dívida / PIB, e esta taxa não pode se expandir indefinidamente, e que já estava em patamar elevado à época.

Após estimar, em agosto de 2002, a probabilidade de *default* brasileiro em 70%¹⁹, GOLDSTEIN (2003) recalculou esta probabilidade, em fevereiro de 2003, trazendo-a para a faixa de 55-60%. Para justificar esse valor, ainda elevado, o autor destaca, dentre outros dois fatores primordiais, sua estimativa de taxa média de juros reais incidentes sobre a dívida pública em 10,5% a.a. para 2003. Sustenta, além disso, que taxas a partir de 13%, em um horizonte de 10 anos, praticamente garantem o veredicto de insustentabilidade da dívida.

GOLDFAJN (2002) utiliza em seu exercício horizonte de dez anos e taxa média de juros reais de 9%. Surge daí um cenário no qual a relação dívida/PIB é declinante, o que garante a sustentabilidade do endividamento no tempo, e traduz probabilidade de *default* implicitamente menor. Novamente, boa parte do argumento baseia-se na idéia de que a taxa de câmbio real não

¹⁹ GOLDSSTEIN, M. "Brazil's Unwatched Borrowing", Personal View, *Financial Times*, 29 de agosto de 2002.

pode crescer indefinidamente, e que as taxas de juros reais não devem manter-se em nível elevado por períodos de longo prazo.

Muito embora discorde veementemente da hipótese de causalidade no sentido das taxas de juros internas para o risco país, GARCIA (2003) considera que a sustentabilidade da dívida pública não depende apenas da manutenção de altos superávits primários, mas também da redução do nível de taxa de juros reais.

Ao propor uma avaliação de sustentabilidade fiscal baseada em modelos do tipo *Value at Risk*, BARNHILL&KOPITS (2003) argumentam que economias emergentes são particularmente vulneráveis a súbitas modificações de expectativas do mercado em ambiente financeiro e econômico de elevada volatilidade. Dessa forma, a incerteza quanto às trajetórias dos parâmetros que originam cenários de sustentabilidade fiscal, dentre os quais a taxa de juros real está incluída, reduz o grau de confiança para esses exercícios.

Esta seção enfatizou o papel da taxa de juros real como parâmetro chave em cenários de sustentabilidade fiscal, e determinação de probabilidade de *default*. Ressaltou ainda o papel das expectativas dos agentes e a incerteza associada à trajetória da taxa de juros real.

CAPÍTULO II

Teste de causalidade: prêmio de risco Brasil e taxa de juros doméstica 1999-2002

2.1 - Escolha das variáveis

O objetivo deste capítulo é buscar evidência empírica acerca da hipótese alternativa que envolve a relação entre o prêmio de risco Brasil e as taxas de juros domésticas. Seja na versão absoluta ou relativa, esta hipótese propõe a existência de causalidade no sentido da taxa de juros doméstica para o prêmio de risco Brasil. A realização desta busca será realizada por um teste de causalidade originalmente proposto por GRANGER (1969) e presente em outros trabalhos como FERREIRA (1993), HOLLAND&VIEIRA (2003), SILVA (2002), e MOREIRA&ROCHA (2003).

O primeiro passo para a realização do teste consiste na seleção de quais variáveis, em termos práticos e conceituais, mostram-se mais adequadas ao propósito indicado. Iniciando pelo prêmio de risco Brasil, a primeira escolha se dá entre três alternativas, já apresentadas anteriormente: paridade coberta de taxa de juros, cupom cambial medido diretamente por uma taxa de *swap* e *spread* de títulos soberanos sobre títulos do Tesouro dos Estados Unidos.

Esta última parece ser a alternativa mais indicada, por vários motivos. Primeiramente, os volumes diário de transações e de recursos, envolvendo títulos de dívida externa brasileira, são maiores em comparação aos mercados domésticos de futuro de câmbio e de *swaps* DixCâmbio. Ou seja, é um mercado geralmente mais líquido. Além disso, esta alternativa capta as expectativas de um universo mais amplo, considera também agentes que não estão operando diretamente no mercado doméstico, mas estão relacionados ao Brasil por meio do mercado internacional. Por último, os dados de cotação dos títulos nos mercados secundários são obtidos com facilidade.

Definida a opção pela estimação do risco via *spread* de título soberano, as próximas escolhas referem-se à especificação do papel a ser utilizado. Inicialmente, os títulos soberanos de maior liquidez, portanto mais indicados para a comparação com os americanos eram os *Bradies*, papéis emitidos em 1994, no âmbito da reestruturação e securitização do endividamento externo brasileiro, processo conhecido como Plano *Brady*. Muitos estudos relacionados ao prêmio de risco Brasil optam pelo *Capitalization Bond (CBond)*, o *Brady* responsável pelo maior volume individual de negociação dentre os papéis emitidos pela República do Brasil. Entretanto, nos anos

recentes a participação do *CBond* no total do passivo da República nesta modalidade vem decaindo, seja pela emissão de novos papéis, seja por operações de troca nas quais o investidor adquire o novo título entregando ao governo brasileiro papéis antigos. Paulatinamente, a República brasileira passou a efetuar captações externas de recursos novos, emitindo *Globals*, títulos em dólar e com amortização em uma única parcela, na data do vencimento. Nas operações de troca, ocorreu o lançamento de *Globals* com a aceitação de *Bradies* para o pagamento. Dessa forma, os *Bradies* foram perdendo participação no passivo externo da República.

A diversificação dos títulos, e a escolha de um deles para possibilitar a extração do risco Brasil, torna-se uma decisão complexa, acentuada pela possibilidade da série a ser analisada envolver um período longo, o que pode ocasionar alguma volatilidade na participação de um papel específico no mercado como um todo. Assim, a variável escolhida para estimar o risco Brasil é o *spread* não de um título específico, mas de uma cesta na qual a taxa de retorno oferecida por cada título é ponderada de acordo com alguns itens: volume negociado, saldo devedor em valor de face e participação, tanto no passivo externo em títulos do país, quanto no mercado da região – América Latina – ou dos países emergentes em geral.

O banco JPMorgan construiu uma série contendo várias informações para uma cesta nesses moldes²⁰, incluindo um *spread* geral, resultado dos *spreads* individuais dos títulos, ponderados por critérios fixos, mas que geram uma composição que varia no tempo. Este *spread* geral pode ser definido como o diferencial entre o retorno médio proporcionado pelos títulos dessa cesta, e o retorno médio por títulos do Tesouro dos Estados Unidos, de características mais próximas possíveis (mesma maturidade). Como já visto, isto representa uma das alternativas para estimar o risco Brasil. A cesta mais completa, que engloba todos os títulos brasileiros significativos, inclusive os emitidos após a reestruturação da dívida brasileira, Plano *Brady*, denomina-se *Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+)*.

Efetuada a opção pela série que representa o prêmio de risco Brasil, o critério para a escolha de uma série que represente a taxa de juros interna baseia-se na maior correlação entre as duas variáveis. O mercado de títulos públicos denominados em moeda nacional é regido pela taxa

²⁰ Ver detalhes metodológicos e composição das cestas em “Introduction to the J.P.Morgan Emerging Markets Bond Index (EMBI)”, fevereiro/1995, “Introducing the Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+)”, julho/1995, e “Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+): Methodology”, julho/1995, www.jpmorgan.com

Selic, o que faz desta uma taxa fundamental tanto para a política fiscal como monetária. A taxa Over/Selic apresenta variação diária e flutua ao redor da meta para a taxa Selic, definida pelo COPOM. A figura 8 ilustra a evolução da taxa Over/Selic em comparação ao *spread* medido pelo *EMBI+*:

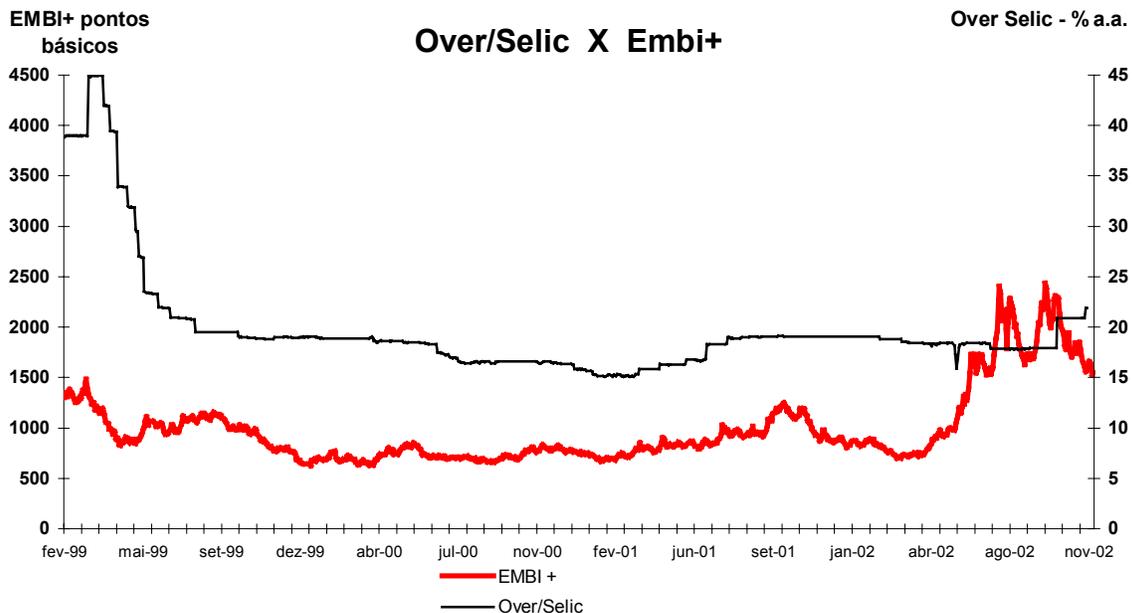


Figura 8 Fonte: Banco Central do Brasil, JPMorgan, elaboração própria

Para o período analisado, de fevereiro de 1999 a novembro de 2002, a correlação entre as duas séries é positiva, mas de apenas 0,18. A variância da série diária para a taxa Over/Selic é consideravelmente menor que a variância para a série *EMBI+*; enquanto a primeira série flutua ao redor de um valor que pode ser alterado, na maioria dos casos, a cada mês, não há regras que influenciam o comportamento da segunda série. Além disso, o perfil temporal da dívida interna indica um prazo médio algumas vezes menor que o da dívida externa, e essa estrutura prejudica a comparação das duas taxas.

A alternativa com respeito a série de taxa de juros interna é construí-la a partir de um *swap* entre uma taxa pré-fixada e outra pós-fixada, indexada pela taxa do Depósito Interfinanceiro (DI), negociada em operações no mercado interbancário. Este contrato de troca de fluxos existe no Brasil e é negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo, a

BM&F²¹. As vantagens em relação à taxa Over/Selic são três: os contratos são negociados para diferentes prazos, permitindo estimar uma taxa de 360 dias, e não de um dia; a variância da série é da mesma ordem de grandeza do *EMBI+*; a taxa capta de forma mais precisa a alteração de expectativas dos agentes econômicos, fato ressaltado nos modelos teóricos. A evolução da taxa para o *swap* de 360 dias *DixPRÉ* e do *EMBI+* está retratada na figura 9, a seguir:

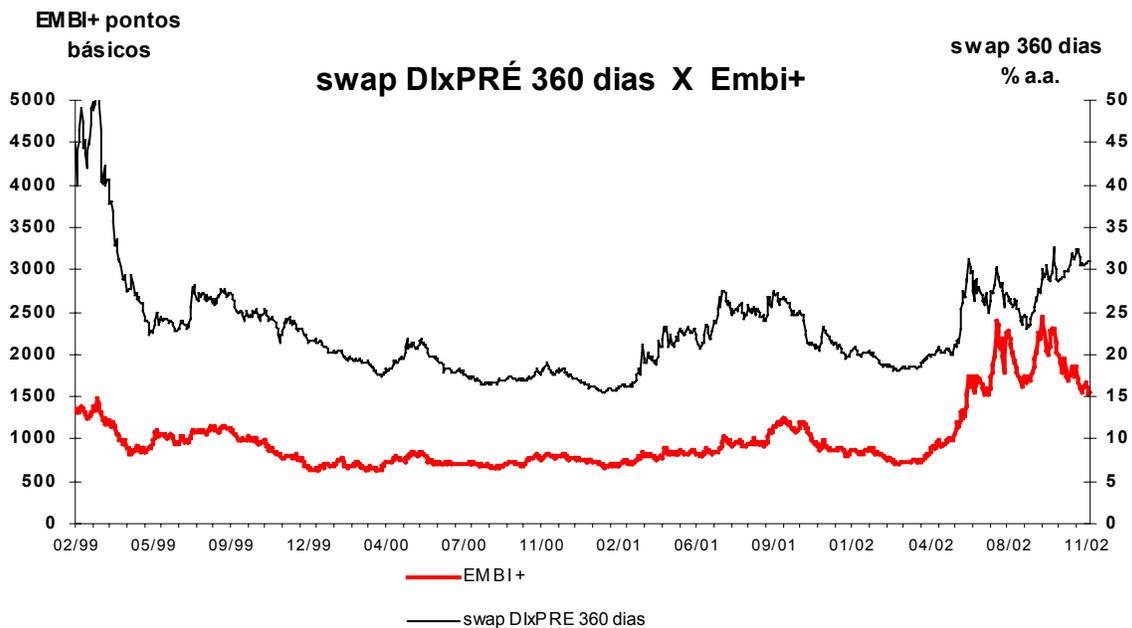


Figura 9 Fonte: JPMorgan, BM&F, elaboração própria.

A correlação entre as duas séries é consideravelmente mais alta, 0,63. A comprovação de que as duas séries se movimentam em um padrão semelhante constitui um indicador positivo para um estudo no qual se busca investigar causalidade entre as variáveis.

Ao escolher a série de *swaps*, sinalizadora de expectativas, está se admitindo que os movimentos da taxa básica Selic afetam o mercado futuro de juros. Essa suposição é importante, pois o serviço do endividamento público, e sua relação com o PIB, são de fato alterados pela taxa Selic e não pela negociação das taxas futuras. De fato, a correlação entre as séries *swap* *DixPRÉ* 360 dias e Over/Selic é de 0,76.

²¹ Descrição detalhada deste contrato pode ser obtida em <http://www.bmf.com.br>

Finalmente, a escolha do período para a análise das séries não foi aleatória. O mês de janeiro de 1999 foi marcado por profunda modificação na condução da política cambial brasileira. Um mês após o abandono da política de minibandas cambiais e desvalorização reduzida e contínua, definiu-se um novo regime, com taxas de câmbio flutuantes. O que se seguiu foram meses de volatilidade na taxa de câmbio, de juros, e do risco Brasil, culminando com o ano eleitoral de 2002. As expectativas quanto ao novo presidente brasileiro, e suas ações quanto ao endividamento público foram tomadas por analistas como propulsoras de volatilidade dos mercados e, dentre outros fatos, como fundamentais para a elevação do patamar do prêmio de risco Brasil, notadamente no período abril-outubro de 2002²². Desse modo, o período amostral engloba exclusivamente o regime cambial de taxas flutuantes e trajetórias ascendentes do prêmio de risco Brasil.

Além disso, o menor valor da relação dívida líquida do setor público / PIB no período é de 47%, conforme exposto no capítulo anterior, figura 7. A composição do endividamento permanece centrada em taxas de juros pós fixadas – capítulo anterior, figura 5, e o perfil temporal é curto. O volume e as características do estoque de endividamento público ao longo de 1999-2002 são essenciais para condicionar o teste de causalidade a ser realizado, e, juntamente com as trajetórias ascendentes de risco país e expectativa de juros domésticos, para argumentar que este é um período de estresse.

2.2 - Modelos restritos

A restrição dos modelos caracteriza-se pela presença de uma única série, ou seja, a variável será função apenas de seus valores defasados. Na seção posterior a liberação da restrição permitirá a construção de modelos nos quais a variável será função de seus valores no passado, mas também de outras variáveis defasadas. Dessa forma, os modelos trabalharão com duas séries em simultâneo.

²² A questão das expectativas políticas, e o temor de um *default* brasileiro, o que inclui qualquer forma de reestruturação do endividamento, é abordada por WILLIAMSON (2002, seção 4). A volatilidade dos mercados brasileiros em 2002 é bem descrita por GOLDSTEIN (2003).

2.2.1 - Modelos restritos para o prêmio de risco Brasil

Os valores diários do *EMBI+* Brasil para o período de fevereiro de 1999 a novembro de 2002 constituem uma amostra de 938 observações, utilizada como estimativa para o prêmio de risco Brasil. Aparentemente, a observação visual da série do prêmio de risco Brasil nas figura 8 e 9 aponta a não estacionariedade da variável. Com o objetivo de estabilizar a variância, a primeira transformação realizada foi tomar os valores diários do *EMBI+* em logaritmo natural. Para estabilizar a média realizou-se a segunda transformação, na qual a série foi tomada em sua primeira diferença. Foram realizados testes de raiz unitária para verificar se esta ordem de integração é correta. Sob hipótese nula de raiz unitária contra hipótese alternativa de estacionariedade, procedeu-se a um teste do tipo *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* com três especificações: isenta de componentes determinísticos, com constante, com constante e tendência.

Tabela 5 - Teste de raiz unitária *ADF* (Dickey-Fuller aumentado)

Hipótese nula: a variável logaritmo natural de *EMBI+* não é estacionária

	Modelo isento de componentes determinísticos	Modelo com constante	Modelo com constante e tendência
logaritmo natural <i>EMBI+</i> em nível			
Estatística	0,22	-1,48	-1,94
logaritmo natural <i>EMBI+</i> 1ª diferença			
Estatística	-20,69	-20,68	-20,76
valor crítico ^{1/} ao nível de significância de 5%	-1,94	-2,92	-3,46
valor crítico ^{1/} ao nível de significância de 1%	-2,60	-3,44	-4,00

1/ valores tabelados por MacKinnon para amostras de qualquer tamanho

Com a rejeição da hipótese nula para a variável em primeira diferença, e a aceitação de estacionariedade com $d = 1$, resta definir os valores dos parâmetros p e q para identificar um modelo *Auto Regressive Integrated Moving Average (ARIMA)* com seus parâmetros característicos: p , d , e q .

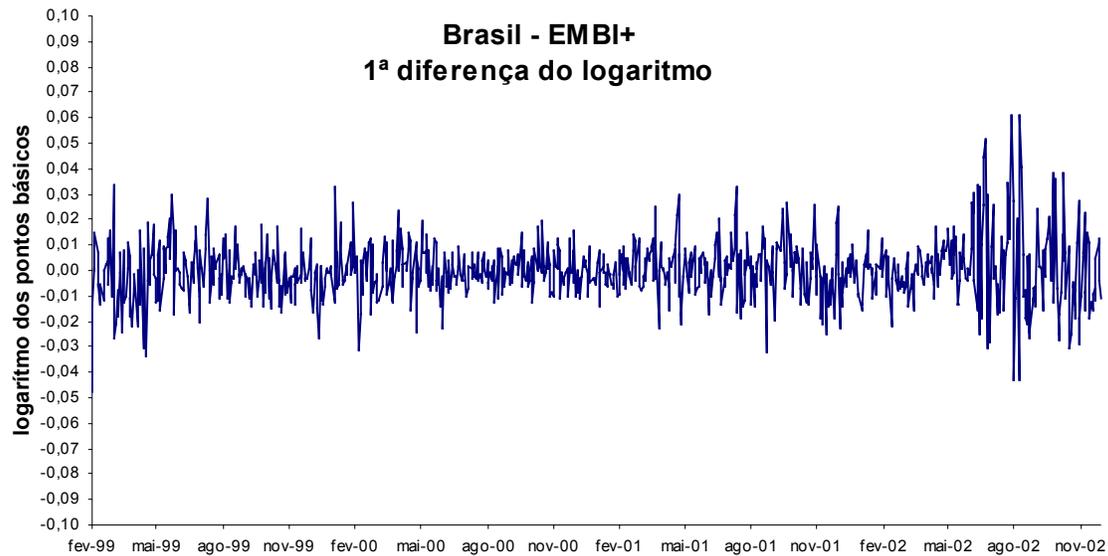


Figura 10 Fonte: JPMorgan, elaboração própria.

As funções de autocorrelação e autocorrelação parcial contribuem para a identificação dos valores de p e q apropriados para a descrição do comportamento da série. Nas figuras 11 e 12, as linhas tracejadas representam um intervalo de confiança de 95%, para o qual não é possível rejeitar a hipótese de que os valores estimados representam parâmetros teóricos que na verdade são iguais a zero.

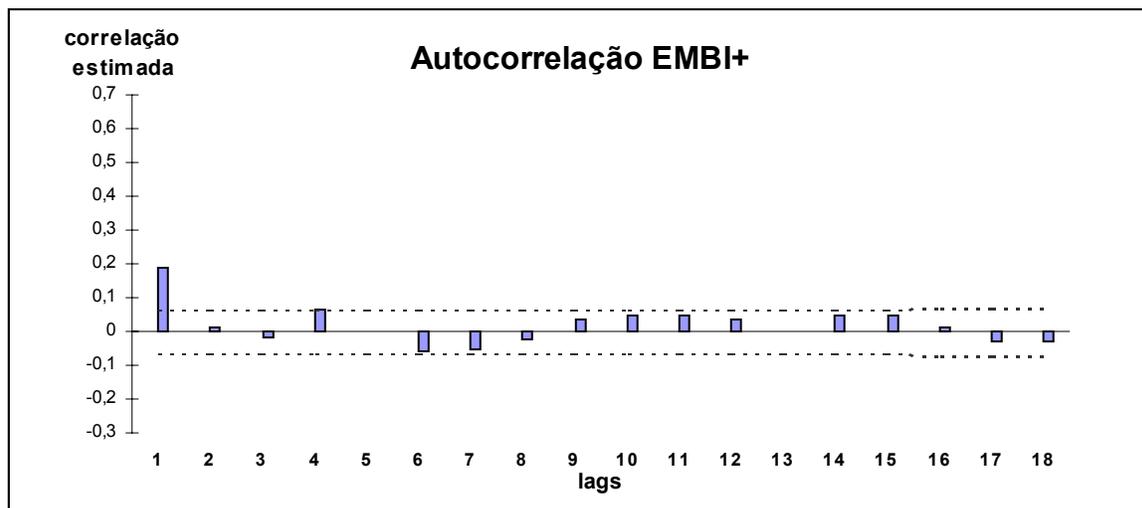


Figura 11

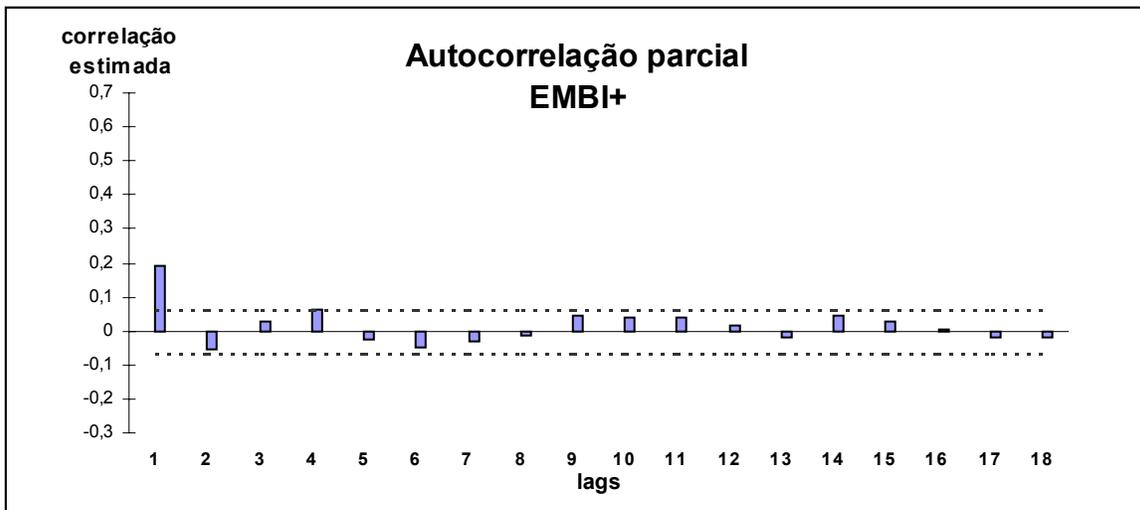


Figura 12

Os baixos valores de ambas as correlações confirmam a estacionariedade da série, e apresentam formato semelhante: a primeira defasagem é significativamente superior a zero, enquanto as outras correlações descrevem uma senóide amortecida, e não são significativas. Neste caso, o modelo conteria um termo auto-regressivo e outro para médias móveis, formando um *ARIMA* (1,1,1). Optou-se, ainda, pela supressão do termo constante, em virtude da série, diferenciada, flutuar ao redor de zero.

A estimação de um modelo nesse formato apresentou baixa correlação entre os resíduos, mas ambos os parâmetros não se mostraram estatisticamente diferentes de zero. A checagem da estimação conduziu a dois outros modelos, que se ajustaram de modo satisfatório aos dados. O primeiro deles, com três termos auto-regressivos, e um termo de médias móveis foi estimado nos seguintes valores:

$$z_t = -0,79649z_{t-1} + 0,14238z_{t-2} - 0,06066z_{t-3} + 0,99805a_{t-1} + a_t$$

$$\text{onde } z_t = x_t - x_{t-1}, \quad x_t = \log(\text{EMBI+}) \text{ e } a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Os quatro parâmetros são significativos ao nível de 1%, e a área para a aceitação da hipótese de que a correlação entre os resíduos é zero é inferior a 5% apenas para os *lags* de 1 a 6.

Tabela 6 - Modelo restrito *ARIMA(3,1,1)* para *EMBI+*

Parâmetro	Valor estimado	Estatística <i>t</i>	Probabilidade
AR (1)	-0,79649	-29,47	< 0,0001
AR (2)	0,14238	18,89	< 0,0001
AR (3)	-0,06066	2,33	0,0002
MA (1)	-0,99805	-70,16	< 0,0001
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística <i>Chi Quadrado</i>		Probabilidade
lag 1 a 6	6,51		0,0387
lag 1 a 12	12,73		0,1215
lag 1 a 18	17,10		0,2507
lag 1 a 24	20,05		0,4546
Desvio Padrão			1,14405
Soma de Quadrados dos Resíduos:			1 222,47

Outro ajuste satisfatório foi obtido a partir de um modelo com apenas um parâmetro, o termo de médias móveis. A estimativa do parâmetro mostrou-se significativa, o teste para autocorrelação dos resíduos confirmou a hipótese nula, e a soma dos quadrados dos resíduos é semelhante ao do modelo anterior. O modelo estimado foi:

$$z_t = 0,20872a_{t-1} + a_t$$

$$\text{onde } z_t = x_t - x_{t-1}, \quad x_t = \log(\text{EMBI}+) \quad \text{e} \quad a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Tabela 7 - Modelo restrito *ARIMA(0,1,1)* para *EMBI+*

Parâmetro	Valor estimado	Estatística <i>t</i>	Probabilidade
MA (1)	-0,20782	-6,53	< 0,0001
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística <i>Chi Quadrado</i>		Probabilidade
lag 1 a 6	6,81		0,2351
lag 1 a 12	12,40		0,3069
lag 1 a 18	17,41		0,4272
lag 1 a 24	20,36		0,6204
Desvio Padrão			1,14435
Soma de Quadrados dos Resíduos:			1 227,03

2.2.2 - Modelos restritos para a taxa de swap DIXPRÉ 360 dias

A taxa de juros de 360 dias, para ativos em moeda nacional, foi estimada a partir de uma taxa de *swap* DIXPRÉ. A taxa é obtida a partir de um contrato, no caso, de 360 dias, no qual as partes comprometem-se a realizar uma troca de fluxos. Uma das partes remunera o valor do contrato pela taxa de juros acumulada no mercado interbancário, isto é, pelas taxas de Depósito Interfinanceiro. A outra parte pré fixa uma taxa de juros, que representa o “preço” do contrato. A série contendo observações diárias para a média dos preços dos contratos para liquidação em 360 dias foi coletada para o período de fevereiro de 1999 a novembro de 2002. São 938 observações, exatamente para os mesmos dias da série para o *EMBI+*, apresentada na seção anterior.

Aparentemente, a observação visual da série de taxas de *swap* na figura 9 aponta o caráter não estacionário da variável. Novamente, na tentativa de estabilizar a variância da série, os valores foram tomados em logaritmo natural. Para estabilizar a média da série, os logaritmos foram tomados em sua primeira diferença. Foram realizados testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração correta. Sob hipótese nula de raiz unitária contra hipótese alternativa de estacionariedade, procedeu-se a um teste ADF com três especificações: isenta de componentes determinísticos, com constante, com constante e tendência.

Tabela 8 - Teste de raiz unitária ADF (Dickey-Fuller aumentado)

Hipótese nula: a variável logaritmo natural de *swap* 360 dias não é estacionária

	Modelo isento de componentes determinísticos	Modelo com constante	Modelo com constante e tendência
logaritmo natural swap 360 dias em nível			
Estatística	-0,10	-1,88	-1,71
logaritmo natural swap 360 dias 1ª diferença			
Estatística	-23,91	-23,90	-24,07
valor crítico ^{1/} ao nível de significância de 5%	-1,94	-2,92	-3,46
valor crítico ^{1/} ao nível de significância de 1%	-2,60	-3,44	-4,00

1/ valores tabelados por MacKinnon para amostras de qualquer tamanho

A hipótese nula foi aceita quando a variável foi considerada em nível, $d=0$, mas rejeitada quando a variável foi tomada em primeira diferença, $d=1$. Assim, a série é considerada estacionária em primeira diferença.

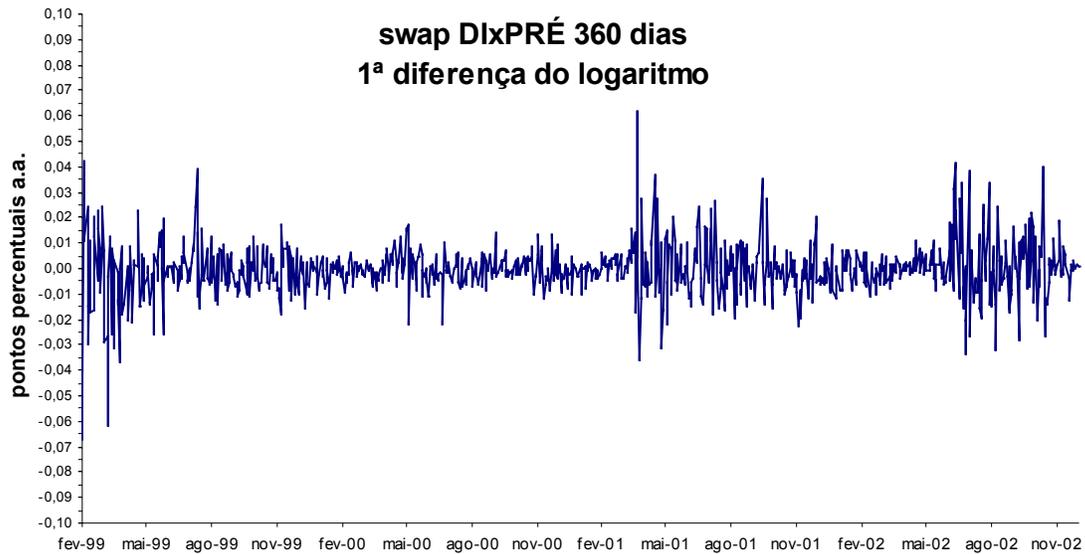


Figura 13 Fonte: BM&F, elaboração própria.

A etapa de identificação do modelo inicia-se com a análise das autocorrelações e autocorrelações parciais. Nas figuras 14 e 15, as linhas tracejadas representam um intervalo de confiança, de 95%, para o qual não é possível rejeitar a hipótese de que os valores estimados representam parâmetros teóricos que na verdade são iguais a zero:

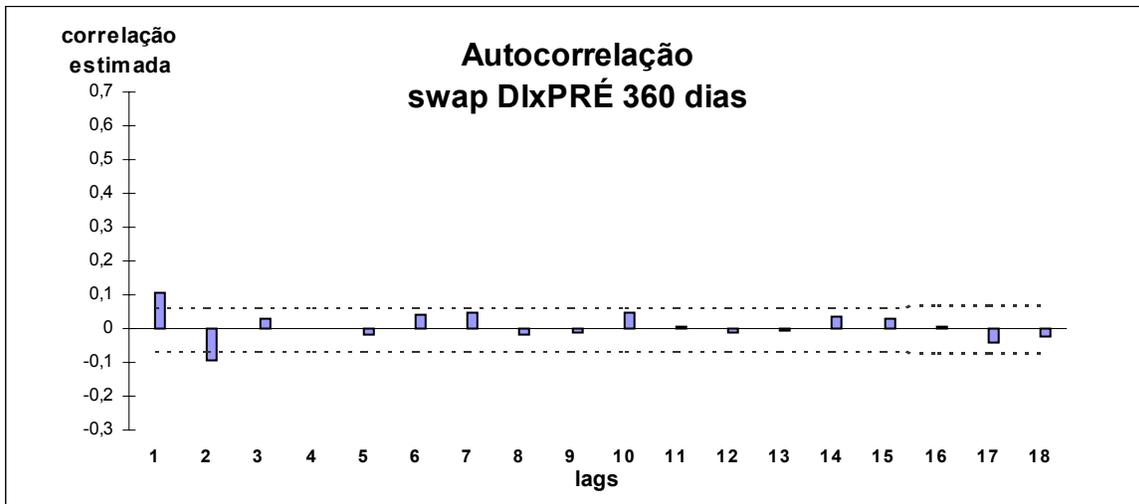


Figura 14

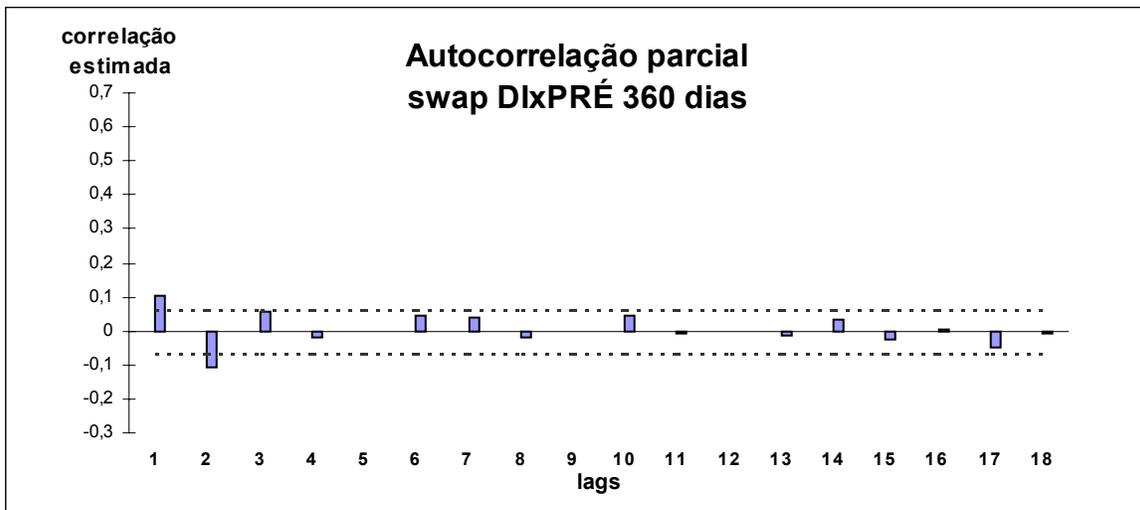


Figura 15

A análise das funções de autocorrelação sugere que as estimativas para uma e para duas defasagens são estatisticamente diferentes de zero. Para a função autocorrelação parcial, além das defasagens de tamanho um ou dois, a de tamanho três encontra-se no limite de tornar-se significativa. A partir daí, estimou-se um modelo com dois termos auto-regressivos e dois termos de médias móveis. A etapa da checagem permitiu aperfeiçoar o modelo inicial e promover novas estimativas para dois modelos que proporcionaram bons ajustes.

O primeiro modelo é formado por um termo auto-regressivo, três termos para médias móveis, exclui o termo constante formando um $ARIMA(3,1,1)$. A estimativas desses quatro termos resultou em:

$$z_t = 0,97484z_{t-1} - 0,85121a_{t-1} - 0,22603a_{t-2} + 0,11600a_{t-3} + a_t$$

$$\text{onde } z_t = x_t - x_{t-1}, \quad x_t = \log(\text{swap}) \quad \text{e} \quad a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Dos quatro parâmetros estimados, todos se mostraram estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%. A hipótese de não correlação entre os resíduos foi rejeitada, e a ausência do termo constante foi justificada pelo valor da média amostral da série inferior ao dobro do seu desvio padrão, isto é, não se rejeitou a hipótese de que o verdadeiro valor da média da série seja zero.

Tabela 9 - Modelo restrito *ARIMA* (1,1,3) para *swap*

Parâmetro	Valor estimado	Estatística <i>t</i>	Probabilidade
AR (1)	0,97484	17,46	< 0,0001
MA (1)	0,85121	5,30	< 0,0001
MA (2)	0,22603	-3,55	< 0,0001
MA (3)	-0,11600	26,53	0,0004
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística <i>Chi Quadrado</i>		Probabilidade
lag 1 a 6	1,54		0,4625
lag 1 a 12	5,15		0,7413
lag 1 a 18	9,60		0,7911
lag 1 a 24	20,66		0,4174
Desvio Padrão			1,01623
Soma de Quadrados dos Resíduos:			964,57

A segunda alternativa é a de um modelo sem termos auto-regressivos e com dois termos de médias móveis, um *ARIMA* (0,1,2) estimado nos seguintes valores:

$$z_t = 0,12783a_{t-1} - 0,10341a_{t-2} + a_t$$

$$\text{onde } z_t = x_t - x_{t-1}, \quad x_t = \log(\text{swap}) \quad \text{e} \quad a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

A correlação entre os resíduos foi rejeitada, os dois parâmetros são significativos a menos de 1%. Em comparação ao modelo anterior, a supressão de dois parâmetros resultou em um acréscimo de 0,3% na Soma do Quadrado dos Resíduos.

Tabela 10 - Modelo restrito *ARIMA* (0,1,2) para *swap*

Parâmetro	Valor estimado	Estatística <i>t</i>	Probabilidade
MA (1)	-0,12783	-3,92	< 0,0001
MA (2)	0,10341	3,18	0,0015
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística <i>Chi Quadrado</i>		Probabilidade
lag 1 a 6	2,38		0,6655
lag 1 a 12	6,83		0,7418
lag 1 a 18	10,35		0,8477
lag 1 a 24	22,06		0,4563
Desvio Padrão			1,01664
Soma de Quadrados dos Resíduos:			967,40

2.3 - Modelos não restritos

Nesta seção a modelagem das séries inclui duas classes de variáveis: valores passados da própria série e valores passados de uma segunda série. O objetivo é construir dados para a seção seguinte, na qual se pretende verificar o quanto a inclusão da segunda série como explicativa melhora a predição da primeira série.

Os modelos não restritos foram construídos apenas com termos auto-regressivos, isto é, considerou-se apenas o número de parâmetros da regressão original, desprezando-se a composição entre termos auto-regressivos e médias móveis.

Cabe observar ainda que, do ponto de vista da redução da Soma dos Quadrados dos Resíduos, a inclusão de apenas um parâmetro relativo à segunda série mostrou-se relevante. Os modelos com mais de um termo auto-regressivo para a segunda série foram pouco eficientes para promover a redução da Soma de Quadrados de Resíduos já obtidas com a inclusão do primeiro parâmetro.

2.3.1 - Modelos não restrito para o prêmio de risco Brasil

Ao modelo restrito para o prêmio de risco Brasil,

$$z_t = 0,20872a_{t-1} + a_t$$

onde $z_t = x_t - x_{t-1}$, $x_t = \log(EMBI+)$ e $a_t \sim N(0, \sigma^2)$,

acrescentou-se um termo auto-regressivo, com uma defasagem, da série de taxa de *swaps* DIxPRÉ 360 dias. Além disso, o termo de médias móveis do modelo original foi transformado em auto-regressivo. O modelo sem restrição foi estimado nos seguintes valores:

$$z_t = 0,11145z_{t-1} + 0,17429z_{t-1}^{(y)} + a_t$$

onde $z_t = x_t - x_{t-1}$, $x_t = \log(EMBI+)$, $z_t^{(y)} = y_t - y_{t-1}$, $y_t = \log(\text{swap})$ e

$$a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Os dois parâmetros mostraram-se significativos a 1%, a hipótese de não haver correlação entre os resíduos foi aceita, e a inclusão da nova variável reduziu a Soma de Quadrado dos Resíduos em 3,1%.

Tabela 11 - Modelo I não restrito para *EMBI+*

Parâmetro	Valor estimado	Estatística t	Probabilidade
AR (1) EMBI	0,11145	3,02	0,0026
AR (1) Swap	0,17429	4,16	0,0001
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística Chi Quadrado		Probabilidade
lag 1 a 6	8,79		0,1177
lag 1 a 12	15,89		0,1451
Desvio Padrão			1,1268
Soma de Quadrados dos Resíduos:			1 188,42

Também foi acrescentado um termo auto-regressivo ao modelo restrito na forma ARIMA (3,1,1). Todos os quatro parâmetros do modelo restrito foram considerados como auto-regressivos. O novo modelo estimado foi

$$z_t = 0,12032z_{t-1} - 0,05340z_{t-2} + 0,01650z_{t-3} + 0,05122z_{t-4} + 0,18200z_{t-1}^{(y)} + a_t$$

$$\text{onde } z_t = x_t - x_{t-1}, x_t = \log(EMBI+), z_t^{(y)} = y_t - y_{t-1}, y_t = \log(\text{swap}) \text{ e } a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Apesar da aceitação da hipótese de que não há correlação entre os resíduos, e da redução do SQR em 3,2%, três dos quatro coeficientes da variável original foram estimados de modo não significativo. Porém, o coeficiente para a variável da série de *swap*, recém incluído, mostrou-se significativo.

Tabela 12 - Modelo não restrito II para EMBI+

Parâmetro	Valor estimado	Estatística t	Probabilidade
AR (1) EMBI	0,12032	3,19	0,0015
AR (2) EMBI	-0,05340	-1,61	0,1072
AR (3) EMBI	0,01650	0,50	0,6186
AR (4) EMBI	0,05122	1,59	0,1129
AR (1) Swap	0,18200	4,16	0,0001
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística <i>Chi Quadrado</i>		Probabilidade
lag 1 a 6	3,08		0,2145
lag 1 a 12	10,90		0,2077
Desvio Padrão			1,1260
Soma de Quadrados dos Resíduos:			1 182,93

2.3.2 - Modelo não restrito para a taxa *swap* DIxPRÉ 360 dias

O modelo restrito para a taxa de *swap* DIxPRÉ assumiu a forma ARIMA (1,1,3):

$$z_t = 0,97484z_{t-1} - 0,85121a_{t-1} - 0,22603a_{t-2} + 0,11600a_{t-3} + a_t$$

$$\text{onde } z_t = x_t - x_{t-1}, \quad x_t = \log(\text{swap}) \quad \text{e} \quad a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

A utilização de quatro termos auto-regressivos para a série original, e a inclusão de um novo termo para a segunda série, formaram o modelo não restrito:

$$z_t = 0,08965z_{t-1} - 0,08835z_{t-2} + 0,05374z_{t-3} - 0,01706z_{t-4} + 0,03638z_{t-1}^{(y)} + a_t$$

$$\text{onde } z_t = x_t - x_{t-1}, \quad x_t = \log(\text{swap}), \quad z_t^{(y)} = y_t - y_{t-1}, \quad y_t = \log(\text{EMBI+}) \quad \text{e} \quad a_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Dos cinco parâmetros estimados, dois são significativos a 5%, um é significativo a 10%, e os outros dois, incluindo o da nova série, não são significativos. Aceitou-se a hipótese de não correlação entre os resíduos, bem como se reduziu a soma dos seus quadrados, em 7,9%.

Tabela 13 - Modelo não restrito I para swap

Parâmetro	Valor estimado	Estatística <i>t</i>	Probabilidade
AR (1) Swap	0,08965	2,36	0,0187
AR (2) Swap	-0,08835	-2,67	0,0079
AR (3) Swap	0,05374	1,67	0,0953
AR (4) Swap	-0,01706	-0,54	0,5871
AR (1) EMBI	0,03638	1,11	0,2212
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística <i>Chi Quadrado</i>		Probabilidade
lag 1 a 6	1,48		0,2371
lag 1 a 12	7,55		0,4762
Desvio Padrão			0,9760
Soma de Quadrados dos Resíduos:			888,75

Considerando-se o modelo não restrito, ARIMA (0,1,2) originalmente estimado,

$$z_t = 0,12783a_{t-1} - 0,10341a_{t-2} + a_t$$

onde $z_t = x_t - x_{t-1}$ e $x_t = \log(\text{swap})$, e $a_t \sim N(0, \sigma^2)$

O melhor ajuste para um modelo não restrito se deu com o acréscimo de um termo auto-regressivo para a variável *EMBI+*. Os dois termos de médias móveis do modelo restrito foram transformados em auto-regressivos. O novo modelo, para a variável original *swap*, foi estimado em:

$$z_t = 0,05819z_{t-1} - 0,11231z_{t-2} + 0,05151z_{t-1}^{(y)} + a_t$$

onde $z_t = x_t - x_{t-1}$, $x_t = \log(\text{Swap})$, $z_t^{(y)} = y_t - y_{t-1}$ e $y_t = \log(\text{EMBI+})$ e $a_t \sim N(0, \sigma^2)$

Dos três parâmetros estimados, apenas um é significativo a 1%. A hipótese de não correlação entre os resíduos permanece aceita e a Soma de Quadrados dos Resíduos foi reduzida em 6,5%.

Tabela 14 - Modelo não restrito II para swap

Parâmetro	Valor estimado	Estatística t	Probabilidade
AR (1) Swap	0,05819	1,57	0,1172
AR (2) Swap	-0,11231	-3,51	0,0005
AR(1) EMBI	0,05151	1,57	0,1169
Autocorrelação entre os resíduos			
Hipótese nula: conjuntamente, as autocorrelações entre os resíduos são iguais a zero			
Lags	Estatística Chi Quadrado		Probabilidade
lag 1 a 6	5,07		0,2805
lag 1 a 12	9,89		0,4521
Desvio Padrão			0,9842
Soma de Quadrados dos Resíduos:			904,72

2.4 - Teste de causalidade – comparação entre modelos restritos e não restritos

O princípio do teste de Granger supõe que existe causalidade se a inclusão de valores defasados de uma nova variável melhora a capacidade de predição para o modelo da variável original. O critério de avaliação para a “melhora” da capacidade de predição do modelo é a redução da Soma de Quadrados de Resíduos, utilizada em um tradicional teste do tipo F:

$$F_{(p_{nr}-p_r, n-p_{nr})} = \frac{(SQR_r - SQR_{nr}) / (p_{nr} - p_r)}{SQR_{nr} / (n - p_{nr})}$$

onde

SQR_r = Soma de Quadrado de Resíduos do modelo restrito

SQR_{nr} = Soma de Quadrado de Resíduos do modelo não restrito

p_r = número de parâmetros do modelo restrito

p_{nr} = número de parâmetros do modelo não restrito

n = tamanho da amostra

Nesta expressão, o numerador compara a redução da Soma de Quadrados de Resíduos com a quantidade de parâmetros acrescentados para obtê-las. Estes parâmetros referem-se somente à variável recentemente incluída na regressão, e a sua quantidade equivale ao número de restrições impostas no modelo. A hipótese nula para esse teste é a de que todos os parâmetros incluídos na regressão não restrita, portanto da nova variável, sejam, conjuntamente, iguais a zero. Se isto for refutado, a melhora na capacidade de predição do modelo existe, e se deve à influência da nova variável. Nesse caso, pode-se afirmar que a nova variável granger-causa a variável original.

O teste foi realizado com as variáveis *EMBI+* e *swap*, representando respectivamente o prêmio de risco Brasil e a taxa de juros interna de 360 dias, para o período de fevereiro de 1999 a novembro de 2002. A causalidade foi testada nas duas direções, tanto *EMBI+* \rightarrow *swap* quanto *swap* \rightarrow *EMBI+*, onde o símbolo \rightarrow pode ser entendido como causação no sentido de Granger. A causalidade foi testada com todos os modelos restritos e não restritos expostos até aqui, o que inclui modelos com alguns coeficientes não significativos. A tabela 15 sintetiza os principais resultados obtidos:

Tabela 15 - Modelos restritos e não restritos para *EMBI+* e taxa de juros nominal

Variável	Embi		Swap	
Modelo restrito	ARIMA (3,1,1)	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (1,1,3)	ARIMA (0,1,2)
Modelo não restrito				
nº de termos autoregressivos na variável original	4	1	4	2
nº de termos autoregressivos na variável acrescida	1	1	1	1
total de parâmetros	5	2	5	3
Estatística F (1,938 - total de param.)	30,41	31,19	79,59	64,78
Valor crítico F (1,1000) 5%	3,85	3,85	3,85	3,85
Valor crítico F (1,1000) 1%	6,66	6,66	6,66	6,66

A transformação do modelo restrito em não restrito não se deu apenas pelo acréscimo de termos referentes à nova variável, uma vez que no primeiro ajuste permitiu-se a utilização de termos de médias móveis. Muito embora esta opção permita a estimação de um modelo restrito com resultados superiores em termos de formato apropriado para a função de autocorrelação, quantidade de parâmetros significativos, e autocorrelação entre os resíduos, pode-se argumentar que a comparação com o modelo não restrito ficaria prejudicada. Entretanto, a utilização de modelos restritos exclusivamente com termos auto-regressivos, de forma que os respectivos modelos não restritos tornem-se simples acréscimos de coeficientes da variável nova, não alteram o básico das conclusões derivadas dos resultados já obtidos. A baixa sensibilidade dos resultados à forma do modelo restrito reforça as conclusões.

Tabela 16 - Modelos restritos e não restritos, somente com termos auto-regressivos, para *EMBI+* e taxa de juros nominal

Variável	Embi		Swap	
Modelo restrito	ARIMA (0,1,4)	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (0,1,4)	ARIMA (0,1,2)
Modelo não restrito				
nº de termos autoregressivos na variável original	4	1	4	2
nº de termos autoregressivos na variável acrescida	1	1	1	1
total de parâmetros	5	2	5	3
Estatística F (1,938 - total de param.)	26,84	38,38	81,81	67,48
Valor crítico F (1,1000) 5%	3,85	3,85	3,85	3,85
Valor crítico F (1,1000) 1%	6,66	6,66	6,66	6,66

A estatística F cresce conforme a introdução de coeficientes para a segunda variável reduz a Soma dos Quadrados dos Resíduos, isto é, melhora a capacidade de predição dos modelos. Ambas as variáveis, *EMBI+* e *swap*, apresentam estatísticas F bastante superiores ao valor crítico, mesmo ao nível de significância de 1%. Isso confirma a existência de *feedback*, isto é, as duas séries se influenciam de modo simultâneo, *EMBI+* → *swap* ao mesmo tempo em que *swap* → *EMBI+*. Entretanto, de modo geral, os efeitos de *swap* em *EMBI+* aparentam ser mais

intensos que os de *EMBI+* em *swap*: considerando os quatro valores da estatística F obtidos para a variável *swap*, estes são de 169 a 305% superiores aos números referentes a variável *EMBI+*.

Deste modo, os resultados deste teste apontam duas conclusões principais: i) o prêmio de risco Brasil influencia a formação de expectativas quanto à taxa de juros interna de 360 dias, e a formação desta última taxa também influencia o prêmio de risco Brasil; ii) dentre estas duas influências, a da expectativa da taxa de juros interna sobre o prêmio de risco Brasil é a de maior intensidade.

2.5 – Teste de causalidade utilizando taxa de juros real

O modelo teórico de crises de endividamento examinado no capítulo I, bem como os exercícios de sustentabilidade de dívida já referidos no mesmo capítulo tratam da taxa de juros real. A maior dificuldade, do ponto de vista prático, para a realização de um teste de causalidade entre prêmio de risco Brasil e taxa de juros real decorre do fato de que este trabalho, em função dos seus objetivos, considera adequado observar as expectativas sobre taxas de juros. Assim, a expectativa sobre a taxa de juros nominal foi obtida via swap DIXPRÉ 360 dias, mas a expectativa da taxa de juros real depende da disponibilidade de uma variável para expectativa sobre inflação em 12 meses.

A enquete FOCUS, realizada pelo Banco Central do Brasil²³ a partir de 1999, colhe junto a instituições financeiras e consultorias da área econômica expectativas em relação a uma variedade de indicadores e variáveis, dentre os quais índices de inflação. Inicialmente, foi necessário definir qual índice inflacionário seria adotado para a deflação da expectativa da taxa de juros nominal. O índice escolhido foi o IGP-DI, por três motivos: é o índice utilizado nas estimativas do Banco Central para PIB real, contempla na sua cesta de mercadorias tanto preços para o atacado quanto para o varejo, um “misto” entre preços ao consumidor e no atacado, apresenta uma série mais longa que outros candidatos, considerando não apenas o ano fechado, mas a expectativa para os 12 meses futuros.

²³ A metodologia e os dados estão disponíveis em <http://www.bcb.gov.br>, no ícone relacionamento com os Investidores

O passo seguinte consistiu na admissão de algumas simplificações para obter uma série diária para o período 1999-2002. A pesquisa foi realizada com periodicidade semanal e não diária. Optou-se por estender o valor semanal a todos os dias úteis da semana, de modo uniforme. Além disso, entre abril de 1999 e meados de 2000 não se pesquisou a expectativa para o IGP-DI para os próximos 12 meses, a partir da data da pergunta, mas sim a expectativa para o IGP-DI acumulado ao término de cada ano. A transformação da variável expectativa para o ano fechado para expectativa em 12 meses foi realizada com a suposição de linearidade entre os dias. Isto quer dizer, por exemplo, que uma expectativa de 10% para o IGP-DI para ao final do ano de 2001 e 12% ao final do ano de 2002 resultou em uma expectativa de 11%, o ponto médio das duas previsões, para o IGP-DI em 12 meses a partir de julho de 2001. A ponderação entre as expectativas entre dois anos fechadas foi dada de acordo com o número de dias pesquisados em cada ano.

A correlação entre a série de taxa de juros real esperada e o *spread* medido pelo *EMBI+* mostrou-se superior àquela obtida com a taxa de juros nominal. Situou-se em 0,77 para o período da amostra considerada, de abril de 1999 a novembro de 2002, período este ligeiramente menor que o utilizado para o teste com a taxa de juros nominal.

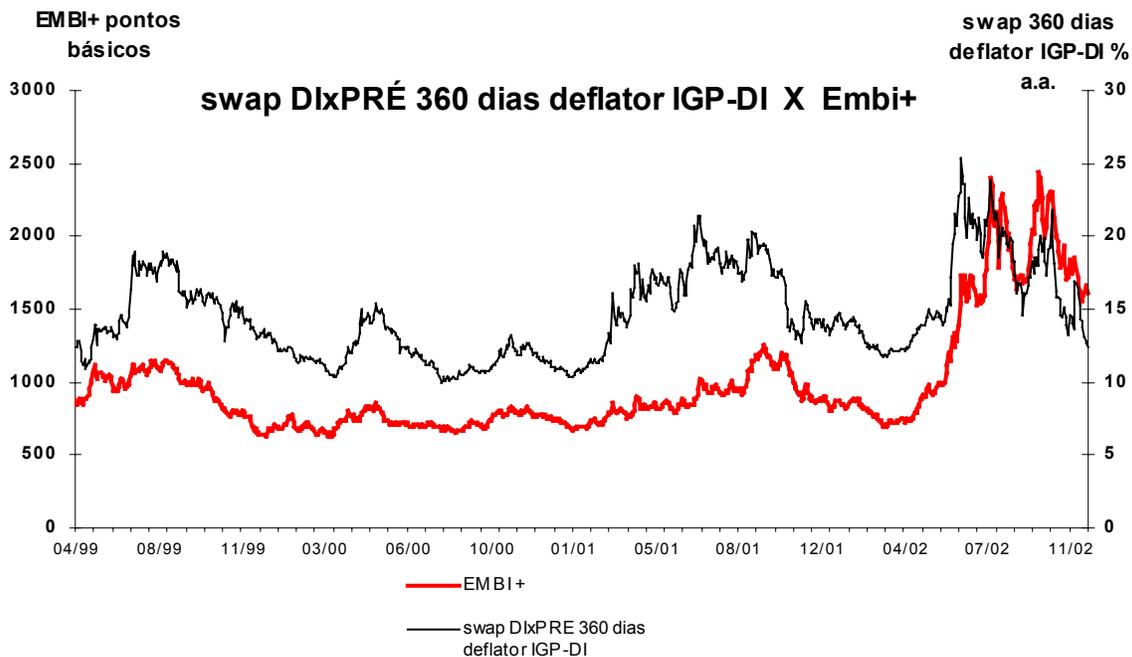


Figura 16

Fonte: JPMorgan, BM&F, banco Central do Brasil, elaboração própria.

A amostra apresentou 879 observações e a construção de modelos restritos e não restritos foi análoga a do teste com a taxa de juros nominal. Considerando somente modelos com termos auto-regressivos, os resultados do teste de causalidade estão sintetizados na tabela 17, a seguir:

Tabela 17 - Modelos restritos e não restritos, somente com termos auto-regressivos, para EMBI+ e taxa de juros real

Variável	Embi		Swap 360 dias - expectativa de IGP-DI 12 meses	
	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (4,1,0)	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (7,1,0)
Modelo restrito				
Modelo não restrito				
nº de termos autoregressivos na variável original	1	4	2	7
nº de termos autoregressivos na variável acrescida	1	1	1	1
total de parâmetros	2	5	3	8
Estatística F (1, 879 - total de parâmetros)	8,97	6,42	5,74	7,71
Valor crítico F (1,1000) nível de significância	3,85	3,85	3,85	3,85
Valor crítico F (1,1000) nível de significância	6,66	6,66	6,66	6,66

Das duas conclusões obtidas do teste da seção anterior uma se mantém e a outra não. A relação de *feedback* entre as duas variáveis é mantida, a predição de qualquer uma das duas melhora com a inclusão da outra. Isto reafirma a bicausalidade, isto é, o prêmio de risco Brasil granger-causa a expectativa quanto à taxa de juros doméstica real, assim como a expectativa para a taxa de juros doméstica real também granger-causa o prêmio de risco Brasil. O que muda é a relação entre as intensidades dessas duas influências. Se com a taxa de juros nominal a causação no sentido taxa de juros risco parecia mais intensa que a causação inversa, com a taxa de juros real esta diferença não se verifica, ou seja, ambas as causalidades aparentam intensidades semelhantes.

MOREIRA&ROCHA (2003) obtiveram resultados distintos, rejeitando a hipótese alternativa de causalidade. A partir de uma amostra com observações diárias para o período de março de 1999 a novembro de 2002, os autores realizaram um teste de causalidade de Granger e concluíram que alterações no prêmio de risco país precedem (granger-causam) flutuações na taxa de juros doméstica, mas estas não precedem (granger-causam) as flutuações do prêmio de risco. De forma distinta ao teste aqui apresentado, os autores utilizaram como medida do prêmio de

risco Brasil o *spread* do *CBond* e não do *EMBI+*. Quanto à taxa de juros doméstica, todas nominais, os autores utilizaram duas taxas, a Selic e um *swap* da BM&F, não de 360 dias, mas de 180 dias. A diferença na escolha das variáveis pode justificar, em alguma medida, a diversidade dos resultados.

Os resultados obtidos no presente trabalho reafirmam em parte aqueles apresentados por HOLLAND&VIEIRA (2003), segundo os quais o investidor - dada a expectativa de desvalorização cambial - considera alta a probabilidade de *default* quando espera que a autoridade monetária venha a praticar política de elevadas taxas de juros reais. Os resultados diferem, entretanto, no que diz respeito à ocorrência de bicausalidade, pois HOLLAND&VIEIRA (2003) aceitam a hipótese de que o risco Brasil não granger-cause o diferencial entre juros domésticos e externos. Justificativas plausíveis para esta diferença são proporcionadas por dois fatores: o presente trabalho utilizou amostra com observações diárias para o período de fevereiro de 1999 a novembro de 2002, em comparação a observações mensais para o período de julho/1994 a abril/2002; o presente trabalho utilizou como taxa de juros doméstica a expectativa de taxa de médio prazo dada por um *swap* DIXPRÉ de 360 dias, em comparação ao diferencial de taxa de juros doméstica e externa, precisamente a taxa Selic e a *Prime Rate*.

A evidência empírica coletada para o período analisado conduz à aceitação da hipótese de causalidade taxa de juros doméstica → prêmio de risco Brasil, proposta por BRESSER PEREIRA (2002b). Não foi possível rejeitar, entretanto, a hipótese de causalidade no sentido inverso, prêmio de risco Brasil → taxa de juros doméstica.

Conclusões

A relação entre prêmio de risco país e taxa de juros é estreita, mas não necessariamente constante. Este trabalho analisou uma hipótese de causalidade entre as variáveis para um país específico – o Brasil – em um período específico – 1999 a 2002. A medida em que estas condições são consideradas como influentes no processo de determinação das causalidades, não se trata de conclusões que possam ser naturalmente estendidas a um caso geral ou mesmo capazes de originar recomendação de política econômica sem as devidas qualificações.

A hipótese testada pode ser desdobrada em duas versões: a absoluta assume um único sentido de determinação, das taxas de juros domésticas para o prêmio de risco Brasil. A versão relativa admite que taxas de juros domésticas e prêmio de risco Brasil influenciam-se de forma simultânea, isto é, a causalidade vigora nos dois sentidos. Os resultados obtidos corroboraram a versão relativa da hipótese, ainda que a intensidade das causalidades varie em função da taxa de juros ser nominal ou real.

O segundo ponto relevante consiste na interpretação do termo causalidade. A técnica econométrica utilizada, o teste de Granger, compreende causalidade unicamente como precedência temporal, isto é, situações na qual movimentos em uma variável são precedidos no tempo por movimentos semelhantes em outra variável. Não se está interpretando causalidade como a definição de um valor para um parâmetro de sensibilidade para a variação do prêmio de risco em função da variação da taxa de juros doméstica. Nesse contexto, apenas duas variáveis estão em discussão, mas é extremamente razoável supor que a determinação do prêmio de risco Brasil e das taxas de juros domésticas dependem de outras variáveis excluídas da análise. Isto posto, torna-se claro o alerta de que os resultados obtidos não sugerem que a condução da taxa de juros doméstica por um determinado caminho signifique, necessariamente, a possibilidade de determinar a trajetória do prêmio de risco.

Outra qualificação consiste em observar as já citadas especificidades da análise e sua importância sobre os resultados. A posição fiscal e externa de uma economia é fundamental para a aceitação da hipótese testada de causalidade, pode-se argumentar que existe um nível de endividamento crítico, um nível de necessidade de financiamento em moeda estrangeira crítico, que, quando atingidos, permitem o surgimento da causalidade no sentido taxa de juros doméstica → risco. Em períodos de crise e acentuação da volatilidade dos mercados, o espaço para a

verificação deste tipo de causalidade também cresce. Em suma, a constituição de um círculo vicioso envolvendo elevação de juros domésticos e elevação de prêmio de risco país está ancorada em níveis de endividamento e dependência do financiamento externo além dos prudenciais.

O círculo vicioso e a dinâmica dos modelos teóricos empregados na descrição desse processo estão baseados em expectativas. Isto explica a opção pela utilização de taxas de juros domésticas esperadas pelos agentes, em oposição às taxas efetivamente ocorridas e remuneradoras do endividamento público. A avaliação da condição de solvência do setor público é realizada *ex-ante* e é isto que influencia movimentos correntes das variáveis analisadas e se relaciona com turbulência e volatilidade dos mercados. O papel central das expectativas e o olhar para o futuro fazem com que a possibilidade de alteração das trajetórias das variáveis seja amplificada.

A interpretação dos resultados relativos à hipótese apresentada não se substancia na recomendação de que uma política de redução das taxas de juros seja capaz de promover a redução do prêmio de risco Brasil. As séries foram analisadas em um período de tensão, seja pela introdução de um novo regime cambial, pelas expectativas quanto à condução da política econômica sob um novo governo, ou por movimentos ascendentes de câmbio, juros e dívida, concentrados em 2001 e com maior intensidade em 2002. Portanto, é mais indicado interpretar os resultados obtidos no contexto de trajetórias ascendentes que descendentes – o caso de uma política ativa de redução das taxas de juros.

Nesse sentido, é possível argumentar que, sob condições específicas, como as vigentes na economia brasileira e mundial no período em questão, pode haver um limite para a capacidade da taxa de juros doméstica atrair capitais e reduzir a percepção de risco por parte dos investidores. Os efeitos fiscais colaterais da elevação da taxa de juros domésticas acima de certo nível tornam-se fortes o suficiente para impossibilitar a utilização desse instrumento, ao qual o fluxo de capitais, e por conseqüência o risco normalmente respondem.

Referências bibliográficas

ARAÚJO, C. H. V. “Political risk, incentives and international credit market equilibrium”, *The Brazilian Review of Econometrics*, volume 22, nº 2, nov./2002.

ARIDA, P. “Múltiplos Equilíbrios”, *Revista de Economia Política*, volume 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002.

BARNHILL, T. M.; KOPITS G. “Assesing Fiscal Sustainability Under Uncertainty”, IMF Working Paper WP/03/79, disponível em <http://www.imf.org>, abr./ 2003

BATHIA, A. V. “Sovereign Credit Ratings Methodology: An Evaluation”, IMF Working Paper WP/02/170, disponível em <http://www.imf.org>, out./2002.

BOGDASNKY, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. “Implementing Inflation Target in Brazil” Banco Central do Brasil Working Paper Series nº 1, disponível em <http://www.bcb.gov.br>, 2000.

BEERS, D. T; CAVANAUGH, M.; OGAWA, T. “Ratings de Crédito Soberano: Principais Conceitos”, disponível em <http://www.standardandpoors.com.br>, 03 de abril de 2002

BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL, vários números, disponível em <http://www.bcb.gov.br>

BRESSER PEREIRA, L. C. “A armadilha dos juros”, *Folha de S. Paulo*, 10 de fevereiro de 2000a.

_____. “Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade”, *mimeo*, disponível em <http://www.bresserpereira.org.br>, 2002b.

CANUTO, O. “O Caleidoscópio dos Riscos”, *Conjuntura Econômica*, julho de 2002.

CÂMARA NETO, A. F. & VERNENGO, M. “Uma Releitura Heterodoxa de Bresser-Nakano”, *Revista de Economia Política*, volume 22, nº 4 (88), 2002.

CERQUEIRA, C. A. “Dívida Externa Brasileira – Processo Negocial: 1983-1996”, Brasília, Bacen, 1997.

CIRNE DE TOLEDO, J. E “O Ovo e a Galinha”, entrevista à *CARTA CAPITAL*, n. 200, pgs. 51-52, 31 de julho de 2002a.

CIRNE DE TOLEDO, J. E. “Risco-Brasil: O Efeito-Lula e os Efeitos-Banco Central”, *Revista de Economia Política*, volume 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002b.

CURADO, M.L. “Rigidez comercial, movimentos de capital e crise cambial”, Tese de Doutorado, Unicamp, Campinas, 2001.

EATON, J.; GERSOVITZ, M. “Country Risk: Economic Aspects”, Yale University, Economic Growth Center, Center Paper nº 349, 1983.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. “Why Are Brazil’s Interest Rates So High?”, IGIER, disponível em www.igier.uni-bocconi.it/personal/giavazzi/homepage.htm, 2002.

FERREIRA, A. H. B. “Testes de Granger-causalidade para a balança comercial brasileira”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 47, nº 1, jan./mar., 1993.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. “Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil”, disponível em <http://www.econ.puc-rio.br/Mgarcia>, 2001.

GARCIA, M. G. P. “Brazil in the 21st century: How to Escape the High Real Interest Trap?”, disponível em <http://www.econ.puc-rio.br/Mgarcia>, 2003.

_____. “Política Monetária e Crescimento Econômico”, *Valor Econômico*, 21 de março de 2003b.

GOLDFAJN, I. “Há Razões para Duvidar que a Dívida Pública do Brasil é Sustentável?”, Nota Técnica do Banco Central, nº 25, Brasília, jul./2002.

GOLDSTEIN, M. “Debt Sustainability, Brazil and IMF”, disponível em <http://www.iie.com>, Institute for International Economics, feb./2003.

GRANGER, C. W. J. “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models”, *Econometrica*, nº 34, jul./1969.

GUJARATI, D. N. “Basic econometrics”, 3rd ed., McGraw-Hill, 1995.

HOLLAND, M.; VIEIRA, J. F. “Country Risk Endogeneity, Capital Flows and Capital Controls in Brazil”, *Revista de Economia Política*, Volume 23, nº 1 (89), jan.-mar./2003.

INDICADORES ECONÔMICOS, Banco Central do Brasil, Brasília, vários números.

JPMORGAN “Emerging Markets Bond Index Monitor”, Emerging Markets Research, disponível em <http://www.morganmarkets.com>, 30 de agosto de 2002.

KATZ L. F.; BEERS. D. T. “Risco Soberano e Ratings acima do Soberano”, disponível em <http://www.standardandpoors.com.br>, jun./2001.

MADDALA, G. S. “Introduction to econometrics”, 2nd ed., Prentice-Hall, 1992.

MATTOS, C. C. A. “Risco Soberano no Seguro de Crédito à Exportação no Brasil: Elementos de Análise”, Ministério da Fazenda, Secretaria de Assuntos Internacionais, mimeo, 2002.

MOREIRA, R. B. & ROCHA, K. “Determinantes do Risco Brasil: Fundamentos e Expectativas – uma Abordagem de Risco de Crédito”, IPEA, Texto para Discussão, abr./2003.

- MORETTIN, P. A. & TOLOI, C. M. C. “Previsão de Séries Temporais”, São Paulo: Atual, 1987.
- MUINHOS, M.K., ALVES, S.A.L.; RIELLA, G. “Modelo Estrutural com Setor Externo: Endegenização do Prêmio de Risco e de Câmbio”, Trabalhos para Discussão nº 42, Banco central do Brasil, Brasília, jun./2002.
- PINTO, C. “Razões para desconfiar do Brasil”, *Folha de S. Paulo*, 14 de fevereiro de 2002.
- ROCHA, K. & MOREIRA, R. B. & MAGALHÃES, R. “Determinantes do *Spread* Brasileiro: uma Abordagem Estrutural”, IPEA, Texto para Discussão n. 890, jun./2002.
- ROMER, D. “Advanced Macroeconomics”, 2nd ed., Singapore: McGraw-Hill, 2001.
- SCHWARTSMAN, A. "Por que o Brasil não vai quebrar", *Folha de S. Paulo*, 20 de outubro de 2002.
- SILVA, I. F. B. R. “Causalidade entre a taxa de Câmbio e a Taxa Selic sobre a Necessidade de Financiamento do Setor Público”, *mimeo*, Universidade de Brasília, Brasília, 2002.
- VERSIANI, F. R. “A Dívida Pública Interna e Sua Trajetória Recente”, Texto para Discussão nº 284, Universidade de Brasília, Brasília, 2003
- WILLIAMSON, J. “Is Brazil Next?”, disponível em <http://www.iie.com>, Institute for International Economics, Policy Briefs 02-7, Washington, agosto/2002.