

### 3

## Insustentabilidade da Dívida: Abordagem de Gerenciamento de Risco com a Dívida Decomposta por Indexador

Nesse capítulo utilizaremos outra abordagem, a de gerenciamento de risco, para verificar a sustentabilidade da dívida pública. Decompor a dívida interna mobiliária federal por indexador e examinaremos, através de simulações de *bootstrap* e Monte Carlo, trajetórias para relação dívida/PIB. Queremos apontar o efeito da composição na probabilidade de haver insustentabilidade da dívida. Dessa forma, usaremos outra estratégia para verificar o que ocorre com a sustentabilidade quando mudamos o gerenciamento da dívida.

Em um primeiro momento, vamos apresentar a metodologia de gerenciamento de risco. Na seção posterior, apresentamos as simulações de *bootstrap* (em bloco) e Monte Carlo para as trajetórias da dívida. Logo após, apresentaremos estatísticas de risco para dívida pública mobiliária federal interna e faremos exercícios de estática comparativa para suas diferentes composições. Também mostraremos o intervalo de confiança para as participações dos títulos por indexador na dívida.

### 3.1

#### Metodologia

A metodologia de gerenciamento de risco é a utilizada por Garcia e Rigobon (2004). O ponto inicial é a equação de dinâmica da dívida. A partir dela, descrevemos trajetórias para dívida períodos à frente utilizando simulações das trajetórias de variáveis aleatórias. Para isso, estimaremos um VAR (Vetor Auto-regressivo) com duas defasagens utilizando seis variáveis aleatórias, a saber: as taxas acumuladas em 12 meses de inflação medidas pelo IGP-M e IPCA<sup>15</sup>, de

---

<sup>15</sup>Colocamos as duas taxas de inflação ao mesmo tempo no Var em decorrência de nossa equação da dívida ser decomposta em dois títulos indexados a preços (um a IGP-M e outro a IPCA). Desse modo, temos que fazer simulação para as duas taxas de inflação.

depreciação cambial nominal, de crescimento nominal do PIB<sup>16</sup>, o superávit primário em 12 meses em relação ao PIB e, por fim, a taxa nominal anualizada de juros Selic. No que diz respeito às defasagens do VAR, o que dificulta a utilização de mais de duas é a nossa restrição de pequena amostra. Além disso, os testes Akaike e Schwarz para especificação do modelo não nos oferece respostas conclusivas. O VAR de variáveis macroeconômicas é representado abaixo:

$$A_t = c + B(L)A_t + v_t$$

$$A_t \equiv (\tilde{\pi}_t, \tilde{\rho}_t, \tilde{r}_t, \tilde{\varepsilon}_t, \tilde{y}_t, \tilde{s}_t)$$

$$v_t \sim N(0, \Omega)$$

onde  $\mathbf{A}$  é um vetor de variáveis aleatórias,  $\mathbf{c}$  é um vetor de coeficientes,  $\mathbf{B(L)}$  é o operador de defasagem, e  $\mathbf{v}$  é um vetor de erros normalmente distribuídos com média zero e matriz de covariância  $\Omega$ . Em algumas de nossas simulações, a hipótese de normalidade será abandonada devido ao fato de testes empíricos rejeitarem tal hipótese. Para lidar com esse problema faremos um *bootstrap* com os resíduos da forma reduzida, ou seja, utilizaremos os erros estimados pelo VAR e, então, faremos re-amostragem a partir deles. Outro problema pode surgir da dependência entre os resíduos do modelo autorregressivo, isto é, a não rejeição da existência de autocorrelação serial. Nessa situação, a execução de *bootstrap* em bloco é o procedimento sugerido, no qual a ordem da autocorrelação determinará o tamanho dos grupos para o sorteio.

Dado o sistema de equações em diferenças que definem o nosso modelo, vamos simular 20.000 trajetórias das variáveis aleatórias 10 anos para frente. Para isso, utilizaremos os coeficientes do VAR, tomando os resíduos da forma reduzida e as condições iniciais dadas pela média móvel das variáveis do modelo. Geradas as trajetórias para as variáveis macroeconômicas, as substituiremos na equação de dinâmica da dívida para encontrar as razões de endividamento em relação ao PIB. As vantagens desse procedimento foram apresentadas por Garcia e Rigobon (2005). Primeiramente, não precisamos estimar a causalidade contemporânea

---

<sup>16</sup> Usamos a taxa nominal de crescimento do PIB ao invés da taxa real por dois motivos: (i) todas as variáveis do Var estão em termos nominais e (ii) para evitar o uso do deflator implícito do PIB em nossas simulações.

entre as variáveis macroeconômicas, pois o que nos interessa é o fato de VAR ser o melhor previsor da dinâmica conjunta das variáveis. Nesse contexto, qualquer ordenamento no VAR produzirá a mesma matriz de covariância da forma reduzida. Em segundo lugar, poderemos usar o procedimento para estimar regressões iterativas. Isso descreverá o poder preditivo do modelo e realizar testes fora da amostra. Em terceiro lugar, variáveis e choques que não são parte da equação de acumulação da dívida ainda têm impacto sobre a dinâmica da dívida. Por fim, igualmente se as variáveis não são incluídas no VAR, é possível que os efeitos delas se dêem através das variáveis contidas no modelo auto-regressivo vetorial.

O aprimoramento nesta dissertação à metodologia de Garcia e Rigobon (2005) é que a equação de dinâmica foi decomposta por indexadores da dívida pública, como pode ser visto a seguir:

$$\begin{bmatrix} d_{\pi} \\ d_{\rho} \\ d_{rt} \\ d_{s} \\ d_{pt} \\ d_{ot} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1+c_{\pi}+\tilde{\pi}_t}{1+\tilde{y}_t} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1+c_{\rho}+\tilde{\rho}_t}{1+\tilde{y}_t} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1+\tilde{r}_{rt}}{1+\tilde{y}_t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1+c_{s}+\tilde{\varepsilon}_t}{1+\tilde{y}_t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1+c_{pt}}{1+\tilde{y}_t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1+c_{ot}}{1+\tilde{y}_t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{\pi-1} \\ d_{\rho-1} \\ d_{rt-1} \\ d_{s-1} \\ d_{pt-1} \\ d_{ot-1} \end{bmatrix} - \frac{1}{Td_{t-1}} \begin{bmatrix} d_{\pi-1} \\ d_{\rho-1} \\ d_{rt-1} \\ d_{s-1} \\ d_{pt-1} \\ d_{ot-1} \end{bmatrix} \tilde{s}_t$$

e em notação matricial,

$$d_t = \tilde{R}_t d_{t-1} - \frac{1}{Td_{t-1}} d_{t-1} \tilde{s}_t \quad (2)$$

onde:  $d_{\pi}$  é a razão dívida federal mobiliária/PIB em títulos indexados ao IGP-M,  $d_{\rho}$  é a dívida/PIB indexada ao IPCA,  $d_{rt}$  é dívida federal mobiliária/PIB indexada à selic,  $d_{s}$  é relação dívida federal mobiliária/PIB atrelada ao câmbio,  $d_{pt}$  é a

dívida prefixada em relação ao PIB,  $d_{ot}$  é a dívida em outros indexadores,  $\pi$  é a taxa de inflação acumulada dos últimos meses medida pelo IGP-M,  $\rho$  é a taxa de inflação acumulada dos últimos 12 meses medida pelo IPCA,  $r$  é a taxa de juros Selic,  $\varepsilon$  é a taxa nominal de depreciação cambial acumulada nos últimos 12 meses,  $c_\pi$  é o cupom dos títulos indexados ao IGP-M,  $c_p$  é o cupom dos títulos indexados ao IPCA,  $c_\varepsilon$  é o cupom da dívida ao câmbio,  $c_p$  é o cupom da dívida prefixada, e  $c_o$  é a taxa de juros de outras dívidas,  $T$  é o vetor somatório e  $s$  é o superávit primário em relação ao PIB.

Substituindo recursivamente, temos a trajetória de cada parcela da dívida de acordo com seu indexador. Para cada período somamos todas as dívidas por indexador e, desse modo, obtemos a trajetória da dívida pública mobiliária federal interna em relação ao produto interno bruto.

Algumas razões justificam a decomposição da dívida por indexador. Primeiro, capta-se o efeito que cada indexador tem sobre a dinâmica da dívida. Segundo, permite-nos fazer exercícios de estática comparativa para verificar o que ocorre com a trajetória da dívida caso a composição da dívida seja modificada.

Contudo, gera-se uma dificuldade adicional que é saber qual parte da dívida é paga com o superávit primário. Em decorrência disso, supusemos que o superávit primário é abatido na dívida por indexador de acordo com sua participação na dívida mobiliária federal, no período imediatamente anterior. Um outro ponto remete à questão sobre o conceito de dívida a ser utilizado. Apesar de no Brasil ser comumente utilizado o de dívida líquida do setor público consolidado, utilizaremos nesse capítulo a dívida pública mobiliária federal interna. Uma das razões de utilizar a dívida mobiliária é que ela tem o tamanho aproximado da dívida líquida do setor consolidado (Veja na figura seguinte). Outro motivo é que a composição da dívida mobiliária por indexador é fornecida com exatidão. Por outro lado, a dívida líquida do setor público consolidado por indexador é fornecida com certos ajustes para o conceito líquido que dificultam nossa análise.

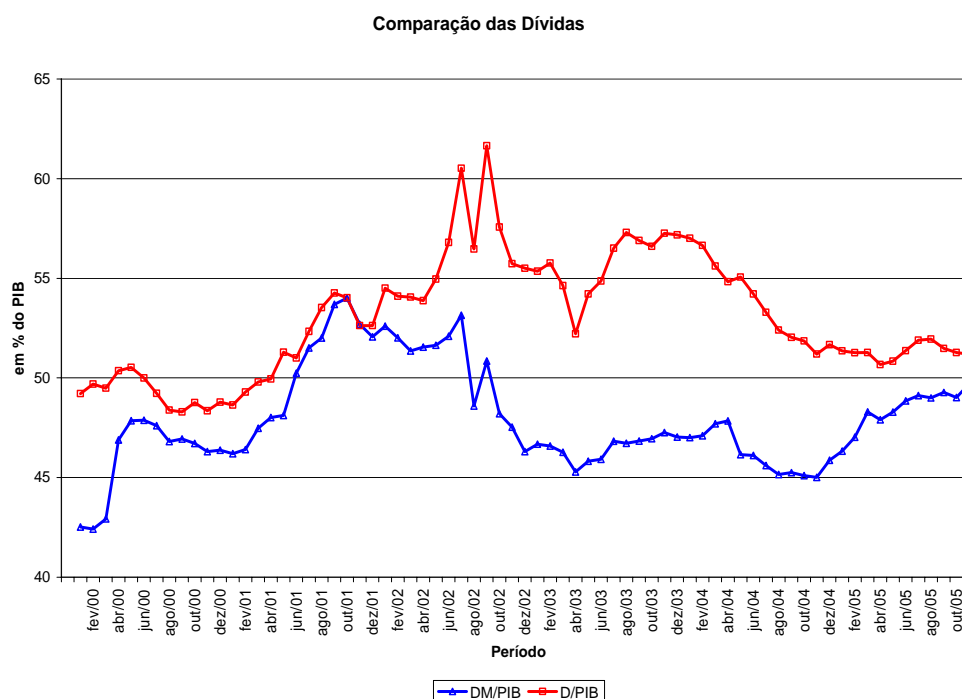


Figura 3: Dívida Interna Mobiliária Federal e Dívida Líquida do Setor Público Consolidado.

Tendo as diversas trajetórias para a dívida mobiliária federal, nós mostraremos qual é a trajetória máxima, mínima, mediana e o intervalo bi-caudal de 5%. Além disso, estimaremos a variância da relação dívida/PIB para as previsões de 10 anos à frente e a variância ajustada pelo horizonte. Em um outro estágio, estimaremos uma estatística de risco que é a proporção das vezes que a relação dívida mobiliária/PIB esteve acima de um limiar, digamos 60, 70 ou 100% do PIB, ou cresceu mais que 5% em dois anos.

### 3.2

#### Simulação e Dados

Nessa seção apresentaremos os dados e os resultados das simulações *bootstrap* em bloco e Monte Carlo para as trajetórias da relação dívida interna mobiliária/PIB e, através das dinâmicas, analisaremos o risco de insustentabilidade.

O gráfico seguinte apresenta a evolução da composição da dívida mobiliária federal para os principais indexadores englobando o período que se inicia em janeiro de 2000 e se encerra em setembro de 2005. Nota-se que a parcela da dívida indexada à selic se mantém como a mais expressiva da dívida pública mobiliária federal interna (DPMFi), com participação acima dos 50%. Como a dívida brasileira está fortemente indexada à taxa de juros básica da economia, há momentos em que as medidas de política monetária podem ter efeitos colaterais nada desprezíveis sobre a evolução da relação dívida/PIB. Outro fato importante é o lançamento de dívida indexada ao IPCA<sup>17</sup> que apesar da reduzida expressividade nos títulos domésticos, o aumento de sua participação nesse montante está sendo almejado pelo Tesouro Nacional. Por outro lado, a proporção de títulos indexados a câmbio, após a crise política de 2002, apresentou tendência de queda. A participação da dívida prefixada vem gradualmente aumentando desde maio de 2003, seguindo um ambiente econômico mais estável.

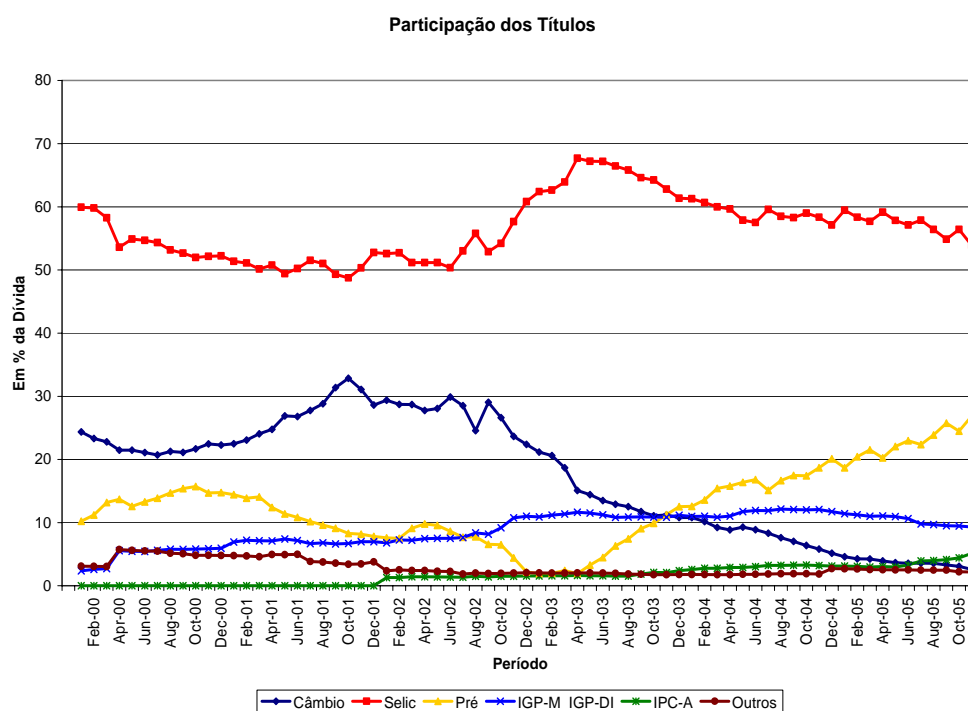


Figura 4: Participação das Dívidas por Indexador na DPMFi.

<sup>17</sup>São contabilizadas na dívida mobiliária a partir de janeiro de 2002

Primeiramente mostraremos a simulação da trajetória da dívida na ausência de risco, ou seja, tomaremos as condições iniciais das variáveis e dívidas por indexador e substituiremos recursivamente para encontrarmos o tamanho das dívidas 10 anos para frente. As condições iniciais são dadas pela média móvel de 12 meses das variáveis que entram na equação de dinâmica da dívida. A única exceção diz respeito ao superávit primário que supomos 4,25% do PIB para os próximos 10 anos, de acordo com a meta de superávit primário do governo federal<sup>18</sup>. Para cada período à frente somamos todas as dívidas por indexador, para termos a DPMFi total. A figura 4 aponta uma trajetória para a dívida mobiliária federal cadente saindo de aproximadamente 49,3% em setembro de 2005 para aproximadamente 30,7% em setembro de 2015, por consequência, uma trajetória sustentável.

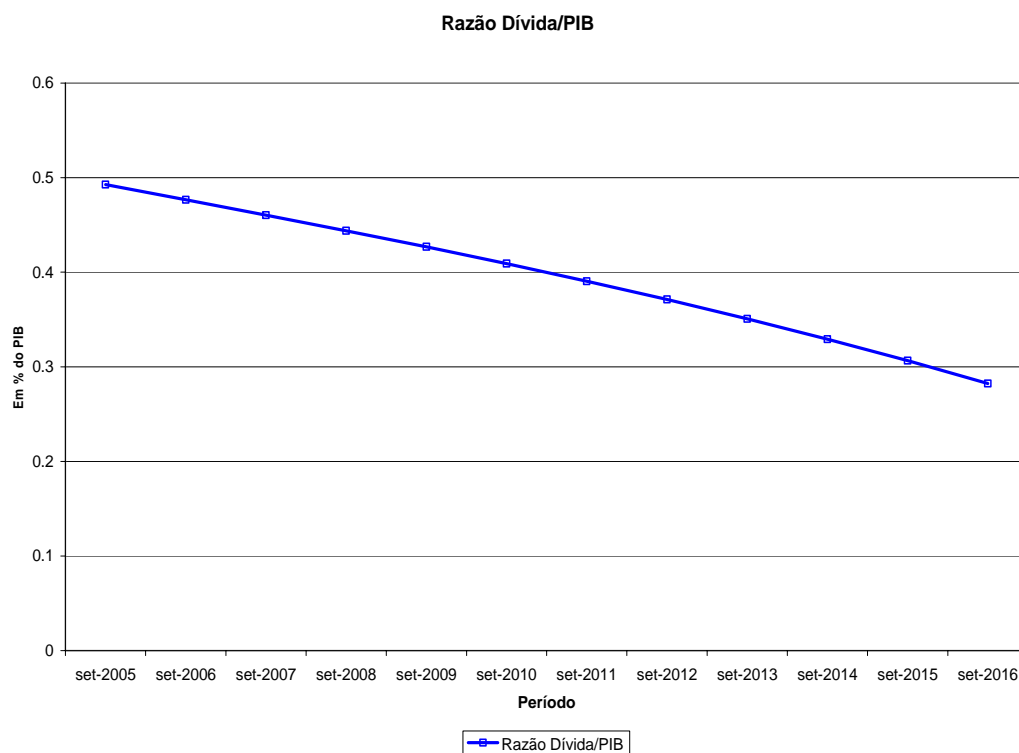


Figura 5: Razão Dívida Mobiliária Federal/PIB na Ausência de Risco.

<sup>18</sup>Posteriormente, quando colocamos risco na simulação, nosso exercício será com a média móvel dos últimos 12 meses para o superávit primário.

Entretanto, quando colocamos risco na simulação existirão trajetórias em que a relação dívida mobiliária/PIB será explosiva. A simulação será feita da seguinte maneira: primeiro faremos uma média móvel de doze meses com as variáveis do VAR para termos desse modo as condições iniciais. Os resultados não são sensíveis se usarmos média móvel de nove meses ou quinze meses. Através dos resíduos da forma reduzida e dos coeficientes do VAR, geraremos 20.000 trajetórias dez anos à frente para a dívida mobiliária federal.

Ao realizarmos testes empíricos sobre os resíduos do nosso VAR, rejeitamos a normalidade conjunta dos erros, o que vai contra uma das hipóteses da simulação de Monte Carlo. Nessa situação, seria recomendada a utilização do *bootstrap*, baseada na distribuição empírica dos resíduos, tendo como hipótese a independência entre os erros do Var. Na tabela a seguir a seguir apresentamos o teste LM para correlação serial conjunta, o qual sugere autocorrelação na segunda defasagem (a 5% de significância), para a amostra que se estende até setembro de 2005.

Tabela 4: Teste LM para autocorrelação conjunta nos resíduos

VAR Residual - Teste LM para Correlação Serial		
H0: Nenhuma correlação serial na defasagem de ordem h		
Amostra: 1996M01 2005M09		
Observações: 114		
Defasagem	LM-Stat	Prob
1	43.58	0.18
2	58.27	0.01
3	32.47	0.64
4	47.17	0.10
5	25.29	0.91
6	25.10	0.91
Probabilidades de uma qui-quadrado com 36 gl.		

Dado que a independência dos erros foi empiricamente rejeitada, teremos que utilizar a técnica de *bootstrap* em bloco em nossas simulações, com a desvantagem de perdermos alguns graus de liberdade em nossa amostra. Nesse caso cada grupo será formado pelos períodos t, t-1 e t-2, de modo que a dependência entre os resíduos será captada pelo sorteio.



Cabe ressaltar que nesse exercício os resultados não são qualitativamente diferentes dos que são feitos a partir da simulação de Monte Carlo com a hipótese de normalidade e independência dos erros da forma reduzida.

Com relação às variáveis macroeconômicas do VAR, além das seis enumeradas anteriormente, estimaremos regressões com duas variáveis a mais: uma medida de termos de troca (taxa de câmbio real) e uma medida de risco-país (EMBIG). Os resultados não são qualitativamente diferentes quando são excluídas essas variáveis. Na figura 5, para o último período (setembro de 2005) apresentaremos as trajetórias de máximo, mínimo, mediana e intervalo de 95%.

Com relação à estacionariedade das variáveis do modelo auto-regressivo vetorial, observamos que séries, como desvalorização cambial nominal e superávit primário/PIB, não são estacionárias. Anunciamos, todavia, a pouca potência dos testes Dickey-Fuller e Phillips-Perron em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em pequenas amostras. Ao estimarmos as funções impulso-resposta obtidas do VAR, verificamos que as trajetórias passos à frente convergem para zero ou para outro nível. No primeiro caso temos a estacionariedade das séries, enquanto no segundo caso há cointegração.

A figura a seguir reporta uma série de estatísticas sobre a trajetória da dívida dez anos à frente a partir de setembro de 2005.

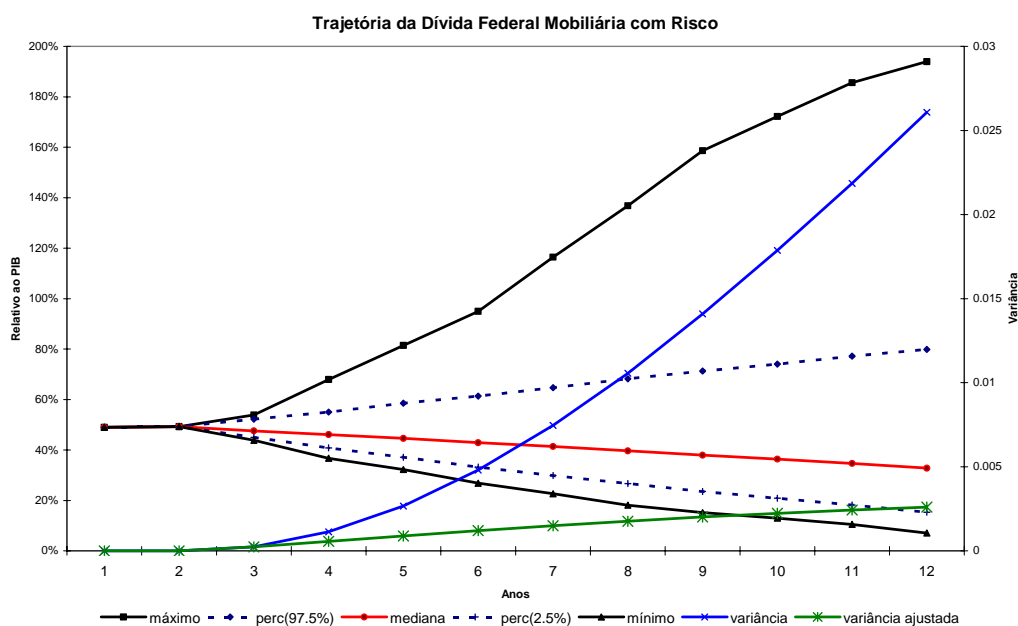


Figura 6: Trajetória da Dívida Federal Mobiliária a partir de Setembro de 2005.

Em  $t = 1$  e  $2$ , temos agosto e setembro de 2005 respectivamente, e a partir daí temos um ano a mais para cada ponto no eixo horizontal da figura 5. Na presença de risco a mediana da relação dívida mobiliária/PIB cai substancialmente nos próximos dez anos, enquanto há trajetórias em que a dívida atinge montantes insustentáveis para o limiar de países emergentes, seguindo Garcia e Rigobon (2005), e de acordo com a definição de períodos de insustentabilidade<sup>19</sup>. A variância da dívida mobiliária/PIB cresce rapidamente com o tempo e de maneira mais rápida do que a sugerida por um passeio aleatório – cuja variância de  $T$  períodos à frente é  $T$  vezes a variância de um período à frente. Isso pode ser visto pela variância ajustada pelo horizonte na figura 5. Para o último período (setembro 2015), observamos que a dívida estará entre aproximadamente 7% e 80% do produto interno bruto, para um intervalo de confiança de 95% para dívida mobiliária federal interna.

Na próxima seção, realizaremos simulações dentro da amostra no período que se inicia em janeiro de 2001. Nesse caso, estamos interessados apenas em estimar estatísticas de risco para a dívida e em apresentar a história dessas para o período desde janeiro de 2001.

### 3.3

#### Risco da Dívida Federal Mobiliária e Risco Soberano

O exercício que faremos nessa seção será o de calcular estatísticas de risco da dívida pública mobiliária federal interna. Através dos resíduos simulados, condições iniciais para variáveis macroeconômicas e dívida, coeficientes do VAR e equação de acumulação da dívida, geraremos 500.000 trajetórias dez anos à frente<sup>20</sup>. Faremos previsões dentro da amostra para a relação DPFMi/PIB começando de janeiro de 2001. As variáveis aleatórias serão IGP-M, IPCA, taxa de depreciação cambial, taxa de crescimento nominal do PIB e superávit primário/PIB acumulados nos últimos 12 meses e a taxa selic anualizada. As

---

<sup>19</sup>Em Garcia e Rigobon (2005), os limiares de insustentabilidade eram razões dívida/PIB de 67%, 75%, 85%, 95% e 100%.

<sup>20</sup>As simulações poderiam ser feitas com menos trajetórias, mas dado que não há nenhum custo incremental nisso, preferimos rodar com mais trajetórias.

estatísticas serão dadas pela proporção das vezes que a relação dívida mobiliária/PIB, para os próximos dez anos, ultrapassa um patamar considerado alarmante para países emergentes - digamos 60%, 70% ou 100% do PIB - ou a definição de períodos de insustentabilidade dada em capítulo anterior, isto é, a relação dívida/PIB cresce mais que 5% em dois anos. Todavia essa definição é uma aproximação grosseira da que foi dada no capítulo anterior, uma vez que não inclui a necessidade de reação do governo, que estamos fixando que o crescimento da dívida deva se dar em dois anos (e não em até) e que estamos usando a dívida pública mobiliária federal interna.

Para o patamar de 60%, faremos simulação através de *bootstrap* em bloco com os resíduos da forma reduzida do VAR<sup>21</sup>. Na maior parte das vezes, os testes LM empiricamente apontam para autocorrelação na segunda defasagem<sup>22</sup>. Referente aos outros limiares, as simulações de Monte Carlo serão feitas utilizando a hipótese de normalidade dos resíduos da forma reduzida. A maior crítica, para esse último caso, decorre do fato da distribuição empírica dos erros não ser normal. Apesar disso, as trajetórias de Monte Carlo e *bootstrap* são similares, diferenciando-se apenas no que diz respeito às magnitudes das probabilidades.

A figura 7 ilustra a evolução das estatísticas de risco para a dívida pública federal mobiliária. A simulação com *bootstrap* em bloco é dada pelo gráfico de barras.

---

<sup>21</sup>Isto é, a distribuição de probabilidade se baseia na distribuição empírica dos resíduos através de técnica de re-amostragem.

<sup>22</sup>Em alguns casos não se rejeita a hipótese nula de nenhuma autocorrelação nos resíduos da forma reduzida do Var.

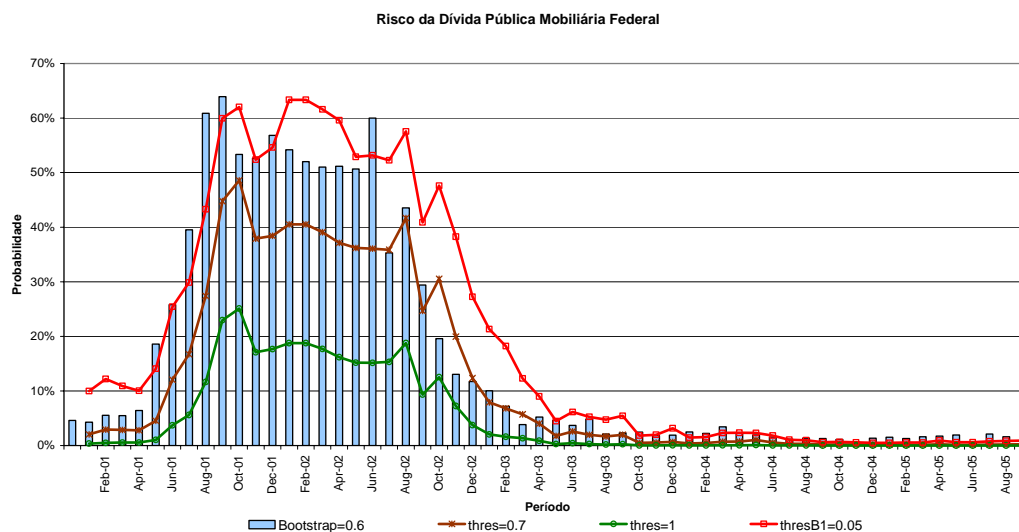


Figura 7: Evolução da Estatística de Risco para a Dívida Mobiliária/PIB.

O período de maior risco é o que se inicia em junho de 2001 e se encerra em março de 2003, englobando todo o momento de incertezas a respeito da eleição presidencial e dos rumos da política econômica. Existia o temor de que se a esquerda ganhasse a presidência, haveria mudanças radicais na condução da economia. Após a sua vitória nas urnas, o governo Lula gradativamente convenceu o mercado de que a política macroeconômica adotada teria um viés ortodoxo. À luz disso, as medidas de risco-país se reduziram consecutivamente, assim como a probabilidade da dívida se tornar insustentável em nossas simulações. Em 2004 e 2005 o risco da dívida mobiliária federal caiu para níveis próximos a 1%.

A seguir apresentaremos uma análise de sensibilidade da DPMFi à variação de um ponto percentual na taxa de câmbio. Os períodos de maior sensibilidade à desvalorização da moeda ocorreram concomitantemente aos casos de maiores riscos dados pela probabilidade da dívida alcançar 60% do PIB, como é destacado na figura. Dessa forma, os fatos estilizados sugerem novamente evidências dos efeitos desfavoráveis sobre o montante da dívida mobiliária devido à alta indexação a moeda estrangeira.

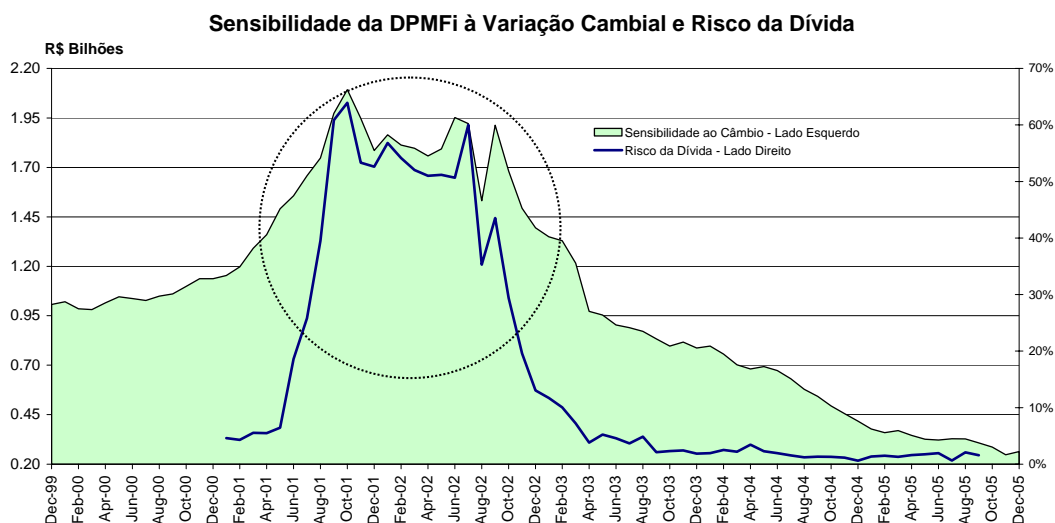


Figura 8: Sensibilidade da DPMFi ao Câmbio e Risco de Insustentabilidade da Dívida.

Há um achatamento das caudas mais pronunciado na simulação do risco da dívida (ver figura 6) do que na trajetória da sensibilidade ao câmbio (ver figura 7). Em parte isso se deveu às condições iniciais dadas para a depreciação cambial, ou seja, maior perda de valor do real frente ao dólar implica em elevações na magnitude dos serviços da dívida e, por conseqüência, aumenta a probabilidade da razão dívida mobiliária/ PIB atingir 60%. A figura abaixo ilustra a trajetória da depreciação da moeda do país no acumulado em 12 meses:

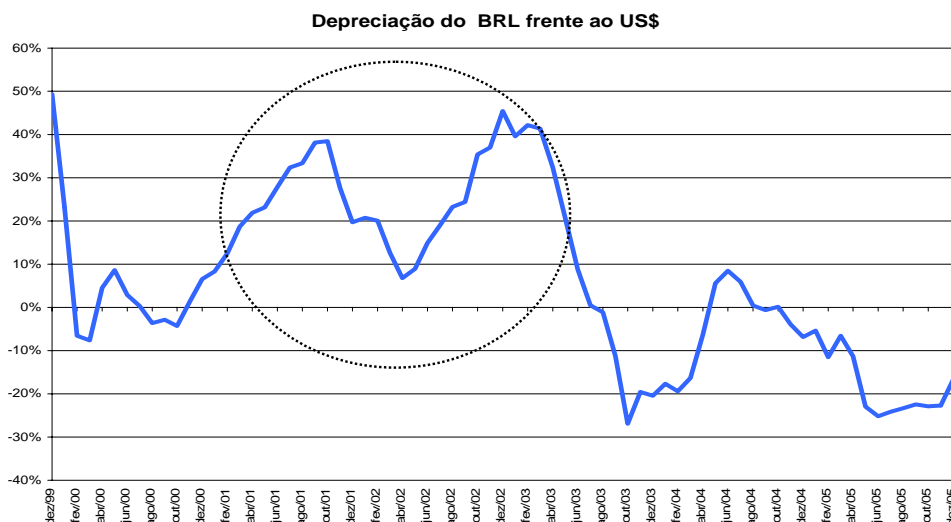


Figura 9: Depreciação do real frente ao Dólar: Dez/99 a Dez/05.

O período de maior exposição dívida coincidiu com a época de maior depreciação cambial, o que majorou a deterioração do indicador de solvência da dívida pública. Não se pode descartar que há certa endogeneidade da sensibilidade da dívida às variações no câmbio. Dessa maneira, uma maior depreciação da moeda aumentaria a parcela da dívida indexada ao câmbio e, por conseguinte, ampliaria a sensibilidade da dívida. Também poderia ocorrer um caso em que o governo reagiria a uma fuga de capitais e, para evitar uma perda de valor da moeda doméstica ainda maior, emitiria títulos indexados ao câmbio e/ou faria *swaps*, o que também elevaria a exposição da dívida aos choques externos.

Os períodos de menor risco da dívida ocorreram em paralelo com os momentos da apreciação cambial e com uma relativa menor exposição cambial, reduzindo abruptamente a probabilidade da razão dívida mobiliária/PIB atingir 60%. Dada a matriz de covariância, as condições iniciais de câmbio mais favoráveis, tornam as trajetórias da dívida consideravelmente menos insustentáveis na simulação.

As trajetórias das medidas de risco contidas em Garcia e Rigobon (2005), que são estimadas até julho de 2003, apresentam como intervalo de maior risco o mesmo que foi indicado na figura 8. Diferentemente do artigo de Garcia e Rigobon, que apresentava como pico de risco setembro de 2002, o nosso trabalho tem como período de maior insustentabilidade agosto de 2001. O primeiro caso coincide com o momento de maior depreciação cambial enquanto o segundo está mais próximo ao período de maior sensibilidade da dívida ao câmbio. Outra diferença diz respeito às escalas de riscos, utilizando os mesmos limiares. Por exemplo, no nosso trabalho a probabilidade da relação dívida/PIB alcançar 100% tem como intervalo 0,01% a 25%, enquanto que no outro trabalho a probabilidade para o mesmo patamar de dívida/PIB pode chegar até 60%.

O nosso próximo passo é comparar nossa medida de risco da dívida com índices de risco de títulos soberanos. A medida de risco soberano é o EMBIG (Brasil)<sup>23</sup>. A figura abaixo ilustra a história das duas medidas de risco.

---

<sup>23</sup>Média ponderada dos principais títulos de dívida soberana selecionados a partir de critérios definidos pela JP Morgan.

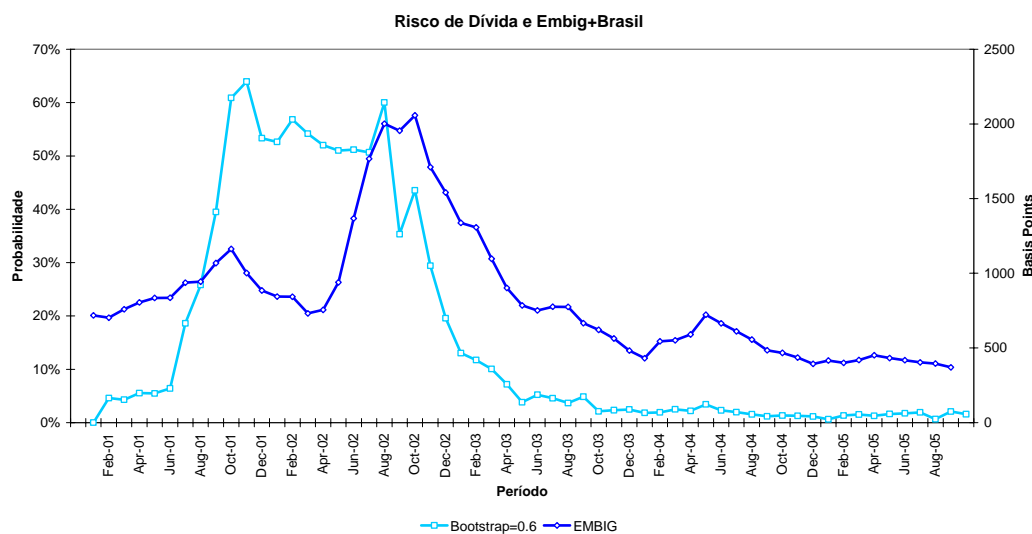


Figura 10: EMBIG e Estatística de Risco da Dívida Federal Mobiliária/PIB.

A estatística de risco da dívida utilizada é a probabilidade da dívida federal mobiliária interna ultrapassar 60% do PIB<sup>24</sup>. As duas medidas de risco, grosso modo, tiveram histórias parecidas. A correlação entre as duas séries é por volta de 55% em nível e aproximadamente 19% em primeira diferença.

Desse modo, o próximo passo é imaginar uma estratégia simples que nos permitisse lucrar com o índice de risco-país. A regra seria a seguinte: em  $t$  observa-se a probabilidade de insustentabilidade da dívida. Se essa aumentar em relação ao período  $t-1$ , compra-se o índice EMBIG. Caso contrário, vende-se todo montante aplicado. Em  $t+1$  observamos a lucratividade dessa operação. No período que se inicia em janeiro de 2001 até setembro de 2005, observamos que ao utilizarmos essa estratégia, ao aplicar R\$1.000,00 em janeiro de 2004 obteríamos R\$2.281,70, ao final de setembro de 2005. Dessa maneira, exemplificamos com uma regra simples o poder de precedência do índice de insustentabilidade da dívida. A tabela a seguir compara o retorno em reais (R\$) de nossa estratégia em relação ao investimento em outros índices, às taxas de juros (Libor americana de seis meses e CDI) e à taxa de câmbio (R\$/US\$).

<sup>24</sup>Lembrando que essa estatística foi dada através da simulação com *bootstrap*.

Tabela 5: Rentabilidade em Reais de Investimentos em Índices de Bolsa de Valores (Bovespa e Nova Iorque), Taxas de Juros (Libor e CDI), Taxa de Câmbio e Risco-Dívida para o período de janeiro de 2001 a setembro de 2005.

	Investimentos em Índices					
	Risco-Compra	LIBOR	Ibovespa	NYSE	CDI	Dólar
<b>Rentabilidade</b>	128,17%	74,73%	78,72%	52,50%	125,25%	57,09%

A Libor usada é a americana de 6 meses e a cotação do dólar usada é de venda no comercial.

Devemos anunciar que o comportamento de nossa estatística de risco da dívida é baseado na história das variáveis aleatórias, não levando em consideração aspectos de mudança futura da política econômica. Por exemplo, o governo pode anunciar uma mudança para meta de superávit primário que produziria diferentes trajetórias para a dívida/PIB<sup>25</sup>, ou o governo poderia mudar o perfil da dívida mobiliária em termos de composição e prazo entre outras mudanças de política. Nesse contexto, seria interessante um modelo que incorporasse funções de reação da autoridade fiscal em relação a superávit e gerenciamento. Com relação ao superávit, Cekasuns, Debrun e Ostry (2006) estimam funções de reação através de dados em painel com 34 países entre 1990 e 2004 e usam essas para estimar suas estatísticas de risco para dívida em contraposição ao nosso trabalho que coloca o superávit primário no VAR. Lopes e Cabral (2005) estimam um modelo macro-estrutural.

Os resultados obtidos nessa seção são condizentes aos reportados por Garcia e Rigobon (2005), no qual a estatística de risco para dívida prediz a medida de risco-Brasil e possui uma evolução similar à encontrada em nossas simulações. O que há de contribuição em relação ao trabalho anterior é o fato de termos decomposto a dívida por indexador e simulado através de técnica de re-amostragem dos resíduos da forma reduzida do VAR. Nas seções posteriores, estudaremos a composição da dívida.

<sup>25</sup>Devemos lembrar que o superávit primário faz parte de nosso VAR, de modo que a reação da autoridade fiscal se dá através de choques nas outras variáveis macroeconômicas no modelo.



### 3.4

#### Mudança de Composição da Dívida Pública Mobiliária Federal e o Risco de Dívida

Nessa seção faremos um exercício de estática comparativa para verificar o que ocorre com o risco da dívida quando mudamos a composição da dívida pública mobiliária federal interna. Tomando como base a composição da dívida de setembro de 2005, estamos interessados em saber em quanto aumentaria a probabilidade de ocorrer insustentabilidade se elevássemos em um ponto percentual a participação de um tipo de título por indexador, reduzindo em proporções iguais outros. Para as condições iniciais assumimos<sup>26</sup>: (i) e (ii) IPCA e IGPM iguais a 4,5%, (iii) taxa de juros nominal de 15%, (iv) desvalorização nominal cambial de 3%, (v) PIB nominal crescendo a 8,2% e (vi) superávit primário de 4,25% do PIB. As probabilidades são dadas pela simulação (bootstrap em bloco). A tabela abaixo apresenta em quanto se elevaria a probabilidade de insustentabilidade, em relação à composição de setembro de 2005, se a participação percentual dos títulos por indexador aumentasse em um ponto percentual.

Tabela 6: Variação de um Ponto Percentual na Participação da Dívida por Indexador na DPMFi e o Risco de Insustentabilidade da Dívida.

Dívida por indexador	Sensibilidade
Selic	1.2%
Dólar	2.1%
IPCA	-1.4%
IGPM	-1.2%
Prefixada	-0.7%

<sup>26</sup>Para o câmbio estamos assumindo equilíbrio e paridade poder de compra, isto é, a desvalorização cambial é aproximadamente a diferença entre a inflação doméstica e a internacional (hipóteses: inflação interna (4,5%) menos externa (1,5%)). Além disso, estamos supondo que o crescimento real do PIB seja de 3,5%.

Nossas simulações apontam que as ampliações das participações dos títulos indexados ao dólar e à taxa de juros selic na dívida elevam a probabilidade de insustentabilidade, enquanto os atrelados a preços e prefixados mitigam o risco. A dívida indexada ao câmbio é a que traz maior risco, sendo que o aumento de 1% em sua participação amplia a probabilidade de insustentabilidade em 2,1% em comparação à composição base (set/05). Nosso exercício desse modo recomenda uma redução da parcela de títulos indexados ao câmbio e à Selic e emissões de dívida prefixada e atrelada a preços como forma de reduzir o risco de insustentabilidade. Entretanto, nossas simulações não levam em consideração os custos das emissões desses títulos, o que tornar a estratégia pouco atraente. Isso porque, os agentes só estariam dispostos a aceitar o título com algum prêmio de risco e/ou com uma maturidade relativamente curta. Nesse último caso, haveria um aumento do risco de rolagem que talvez mais que compensasse a redução do risco da dívida atingir algum patamar crítico.

A troca entre risco e retorno dos títulos que é discutida no trabalho de Lopes e Cabral (2005). Os autores apresentam duas abordagens para o gerenciamento de dívida pública, um modelo estocástico de finanças e outro modelo macro-estrutural para determinar a trajetória das variáveis aleatórias que determinarão o risco e o retorno da dívida. O retorno da dívida é dado pelo custo de carregamento da dívida e o risco pela volatilidade da razão dívida/PIB da carteira considerada. A partir dos riscos e retornos, é construída uma fronteira eficiente para a carteira de títulos públicos. Assim como em nosso trabalho, propõe-se a redução da parcela dos títulos atrelados à taxa de juros Selic e o aumento dos indexados a preço. Quando se leva em conta o modelo macro-estrutural, o risco depende da forma como a regra de Taylor pondera inflação e hiato do produto. A maneira como o governo deve alocar os títulos dependerá de sua preferência por risco.

Devemos mencionar também a utilização de títulos indexados ao PIB como forma de reduzir o risco da relação dívida/PIB alcançar patamares alarmantes. Borensztein e Mauro (2002) apontam as vantagens de indexar a dívida ao crescimento real do PIB em países emergentes. A partir de simulações, mostram que há menor volatilidade na razão dívida/PIB quando os títulos são indexados ao crescimento real do PIB. Quando há uma recessão em um país emergente, o esforço fiscal para o pagamento de juros da dívida é menor, devendo isso ao fato

de que um reduzido crescimento do PIB gerar um menor componente de juros. Por outro lado, quando há uma espiral de crescimento real do PIB o pagamento de juros se eleva. Desse modo, existe uma menor variância da razão dívida/PIB. Há, entretanto, algumas críticas ao uso de títulos indexados ao crescimento real do PIB: (i) o governo pode fornecer intencionalmente estatísticas que subestimem o real crescimento do PIB, (ii) o crescimento real do PIB pode ser enviesado para baixo por estratégia do governo, (iii) o prêmio de risco para títulos indexados ao PIB poderia ser elevado. Quanto ao primeiro item, dificilmente o governo apresentaria seu desempenho pior de que de fato é, em termos de crescimento do PIB, dado que a elevação dos níveis de renda é vista como medida de desempenho da autoridade nacional. Visando a uma melhor imagem perante a sociedade local e internacional, além dos objetivos eleitorais, o governo não teria razão de publicar os dados de maneira subestimada. Com relação ao segundo item, além das observações anteriores, acrescentamos o fato de o governo não ter como influenciar totalmente as taxas de crescimento do PIB, justamente porque as empresas e agentes privados tomam decisões de investimento e consumo que são independentes das tomadas pelo governo central. Por fim, com relação ao último item, Borensztein e Mauro (2002) estimam através de um CAPM (modelo de precificação de ativos de capital), com vários países emergentes, o prêmio de risco que seria cobrado por um título indexado ao crescimento real do PIB, mostrando que para países como Argentina e Brasil, por exemplo, tal prêmio seria relativamente baixo.

### 3.5

#### **Intervalos para a Participação da Dívida por Indexador**

A partir das simulações de *bootstrap* para dívida mobiliária, construímos intervalos para a distribuição de 20.000 trajetórias oito anos à frente para a participação de cada indexador na dívida federal mobiliária, a partir de setembro de 2005. Nesse exercício de simulação vamos supor que o governo mantenha o gerenciamento da dívida constante, de modo que variações nas participações são dadas por diferenças de rentabilidade entre os títulos. Em  $t=1$  apresentamos os dados de agosto de 2005, em  $t=2$  de setembro de 2005 e, depois, a cada ponto do

eixo horizontal temos um ano à frente. Com relação da dívida mobiliária indexada à selic, apontamos um patamar ainda acima dos 50% de toda dívida mobiliária, podendo atingir níveis acima de 70%, mantidas as condições iniciais para nossas variáveis aleatórias e se a autoridade fiscal mantiver constante o gerenciamento da dívida. A mediana é gradualmente cadente nunca se situando abaixo da metade superior na participação nos títulos.

No que concerne aos títulos prefixados, verifica-se que têm o segundo maior peso na dívida mobiliária, sendo que a mediana alcança os 30% da dívida mobiliária em oito anos. Os títulos indexados ao câmbio alcançam, em algumas trajetórias, participação nula na dívida. Como se sabe, em janeiro de 2006, o governo se tornou ativo no que diz respeito à dívida pública mobiliária federal interna atrelada ao câmbio, devido à decisão de gerenciamento por parte do Tesouro com os *swaps* reversos. A respeito dos títulos indexados a preço (IGP-M ou IPCA), observa-se que esses mantêm em níveis relativamente baixos em relação à dívida mobiliária total, dada que a gestão da dívida continue a mesma. Todavia, o Tesouro toma decisões de gerenciamento da dívida de acordo com o ambiente econômico-financeiro. Um aprimoramento futuro desse trabalho, seria a inclusão de uma função de reação do Tesouro ao nosso modelo.

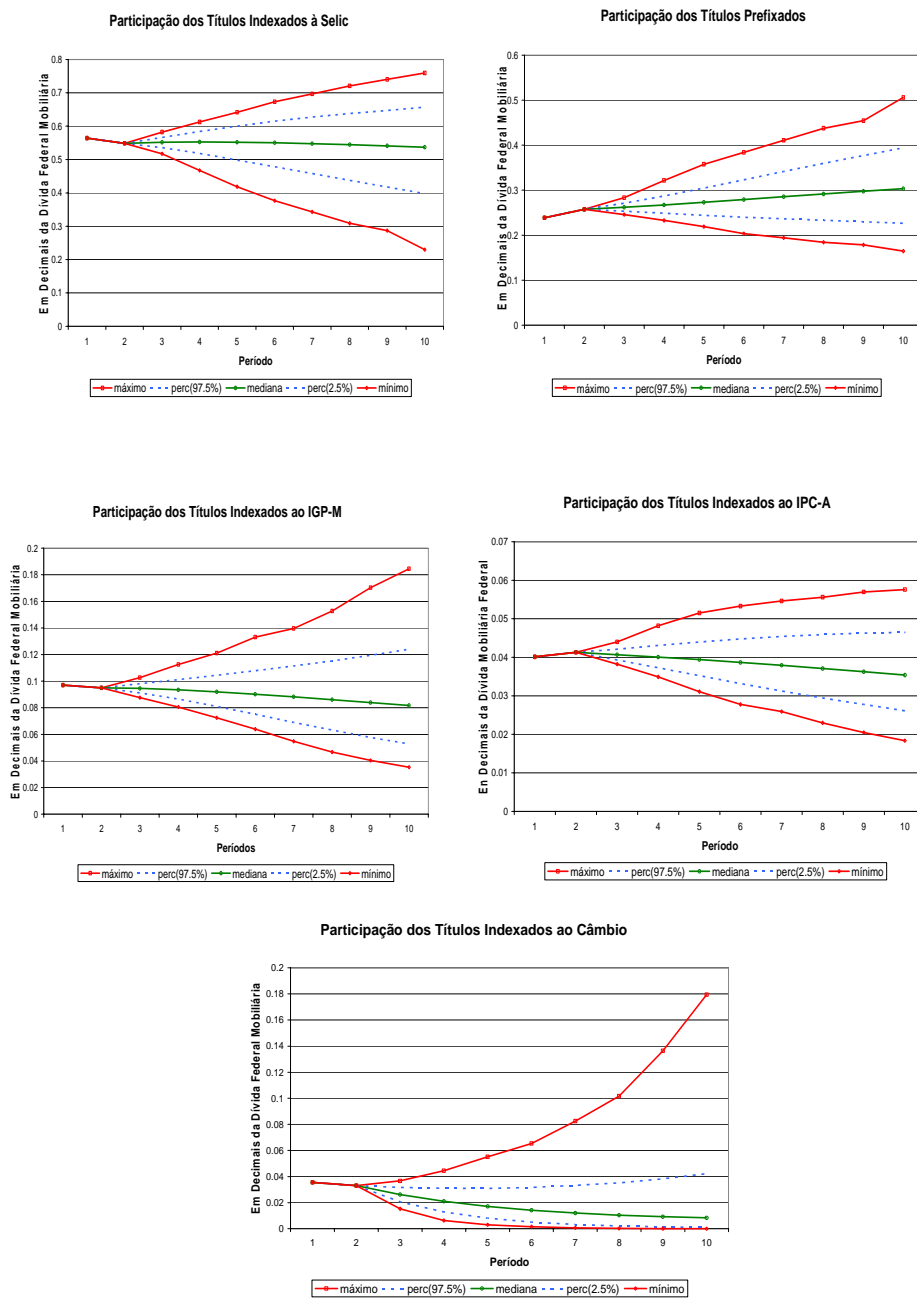


Figura 11: Intervalo para Participação dos Títulos na Dívida Pública Mobiliária Federal.