

Gestão da dívida pública: a experiência do Brasil

Helder Ferreira de Mendonça e Viviane Santos Vivian

Este artigo analisa o gerenciamento da dívida pública no Brasil considerando os principais modelos teóricos recentes. Ademais, examina o possível efeito sobre a taxa de juros básica devido à estratégia adotada pelo Tesouro Nacional a partir de 1999. Os resultados indicam que a estratégia adotada pelo Brasil para a gestão da dívida pública foi baseada nas recomendações de Calvo e Guidotti (1990). Também foi observado que o prazo médio da dívida pública, a parcela de títulos indexados ao indicador do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) e a razão dívida pública/produto interno bruto, têm um papel significativo na determinação da taxa de juros básica. É importante notar que os esforços do governo para aumentar o prazo da dívida pública e atenuar efeitos perniciosos sobre a taxa de juros não devem ser desprezados.

Helder Ferreira de Mendonça
Professor Titular da Universidade
Federal Fluminense – Departamento
de Economia, e pesquisador
do Conselho Nacional de
Desenvolvimento Científico e
Tecnológico (CNPq),
Brasil
✉ helderfm@hotmail.com

Viviane Santos Vivian
Mestre em Economia,
Universidade Federal Fluminense –
Departamento de Economia,
Brasil
✉ dvivian@uol.com.br

I

Introdução

Na década de 1980, a dívida pública dos Estados Unidos cresceu com rapidez, o que deu um grande impulso ao debate sobre a sustentabilidade fiscal. Não obstante, esta discussão não se limita apenas ao caso dos Estados Unidos. Por exemplo, em países como a Bélgica, Irlanda e Itália, a relação dívida pública/PIB chegou a ser equivalente ou superior a 100% e os gastos com o serviço da dívida pública representaram uma porcentagem significativa do orçamento público. Além disso, o aumento das taxas de juros reais e a desaceleração do crescimento econômico ameaçaram colocar a relação dívida pública/PIB em uma trajetória explosiva.

No final dos anos 1980, a maioria dos países havia empreendido programas austeros de ajuste dos orçamentos. Em 1989, por exemplo, a Alemanha e os Estados Unidos conseguiram estabilizar a relação dívida pública/PIB e no Reino Unido estava em marcha um amplo programa baseado na estratégia de privatização. Contudo, em alguns países a implementação dos programas de ajuste não havia conseguido promover o equilíbrio fiscal.

Segundo Dornbusch e Draghi (1990), o contexto macroeconômico observado em alguns países na década de 1980 coloca em evidência diversas questões relacionadas ao equilíbrio fiscal:

- i) Qual é a racionalidade microeconômica de o governo ter que escolher entre um aumento da dívida pública e o equilíbrio fiscal?
- ii) Existem consequências macroeconômicas (por exemplo, efeitos na atividade econômica e na taxa de juros) derivadas da magnitude do déficit público ou da decisão de financiar o governo mediante um aumento da dívida pública?
- iii) Como os países tratam seus déficits ao longo do tempo?
- iv) Quando a dívida pública é alta, existe um modelo teórico que oriente sobre os prazos de vencimento adequados ou sobre a indexação adequada da dívida pública?

Em relação à última destas perguntas, foram elaborados vários modelos teóricos sobre a gestão da dívida pública. Em termos gerais, existem cinco modelos que consideram o assunto: o de Calvo e Guidotti (1990); o de Giavazzi e Pagano (1990); o de Barro (2003); o de Missale, Giavazzi e Benigno (2002), e o de Giavazzi e Missale (2004).

Atualmente, o debate sobre o tema recebe atenção nos países em desenvolvimento. No final de 1999, o Tesouro Nacional brasileiro, inspirado em modelos de gestão da dívida pública como o de Giavazzi e Pagano (1990) e o de Calvo e Guidotti (1990), anunciou uma estratégia para ampliar os prazos de vencimento dos títulos federais. Além disso, na tentativa de melhorar a composição do passivo público, foi feito um esforço para aumentar a proporção dos títulos públicos prefixados e indexados aos índices de preços, e diminuir a proporção dos títulos pós-fixados e indexados à taxa de câmbio. O ponto principal é o gerenciamento da dívida voltado para o aumento da credibilidade.

Com o propósito de avaliar a estratégia adotada no Brasil para a gestão da dívida pública, este trabalho realiza uma análise empírica e examina o possível efeito da estratégia seguida pelo Tesouro Nacional brasileiro sobre a taxa de juros básica. Além desta introdução, o artigo possui mais quatro seções. A seção II mostra as principais características dos modelos contemporâneos de gestão da dívida pública; a seção III mostra o desempenho da gestão da dívida pública brasileira no período 2000-2005; a seção IV faz uma análise empírica; e a seção V apresenta as conclusões.

II

Modelos contemporâneos de gestão da dívida pública

A análise teórica da gestão da dívida pública recebeu uma atenção especial no princípio da década de 1990, a partir das análises de Calvo e Guidotti (1990) e de Giavazzi e Pagano (1990). Calvo e Guidotti (1990) examinaram vários contextos para a indexação da dívida pública e a estrutura de seus prazos de vencimento, estudando o seu impacto e sua eficácia. Com esse objetivo, os autores mencionados analisaram a indexação considerando dois períodos (0 e 1): o governo no período 0 compromete completamente as atuações do governo no período 1 (pré-comprometimento total). Os resultados indicam que é desejável a plena indexação da dívida pública. Contudo, essa plena indexação pode acarretar um aumento da carga tributária como fonte de financiamento do setor público. Portanto, a estratégia ótima para a gestão da dívida pública consiste em ampliar seus prazos de vencimento e indexá-la parcialmente.

Giavazzi e Pagano (1990) investigaram se é possível reduzir o risco de uma crise de confiança com uma correta estruturação dos vencimentos da dívida pública. De acordo com esta visão, a crise de confiança é definida como um aumento da probabilidade de que o regime monetário mude. O contexto utilizado pelos autores citados é um regime de câmbio fixo e a conclusão obtida é que a capacidade do banco central de resistir a uma crise de confiança depende em grande medida, do sucesso que o Tesouro Nacional tenha no refinanciamento da dívida pública. Portanto, o risco de uma mudança no regime cambial se atenua (mantendo-se a taxa de câmbio fixa) por meio de um aumento no prazo médio da dívida pública ou via suavização de pagamentos de juros e de amortização.

Recentemente, os trabalhos de Missale, Giavazzi e Benigno (2002), Barro (2003) e Giavazzi e Missale (2004) estimularam o debate acerca da composição ótima para a gestão da dívida pública. Missale, Giavazzi e Benigno (2002) fizeram uma análise empírica de como os governos escolhem o prazo de vencimento quando adota um programa de estabilização fiscal. Nesse contexto, supuseram que o objetivo do governo é conseguir um superávit fiscal que permita estabilizar a relação dívida pública/PIB. Para tanto, estudaram 72 casos de estabilização fiscal em países da Organização

de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) ocorridos entre 1975 e 1998, e examinaram em cada caso a estratégia de emissão de títulos empregada pelos governos dois anos depois do início do plano de estabilização. A análise incluiu um jogo entre dois governos que se diferenciavam em sua capacidade de cortar gastos. Conseqüentemente há expectativas diferentes em relação à taxa de juros que estará em vigor, uma vez concluído o plano de estabilização.

A análise de Missale, Giavazzi e Benigno (2002) assinala que os governos tendem a ampliar os prazos de vencimento da dívida pública quando a informação é assimétrica, porque assim se reduz o risco de refinanciamento e aumentam as expectativas de êxito do esforço fiscal. Segundo os referidos autores, o governo pode emitir títulos com pagamentos concentrados no curto prazo, no caso em que os investidores não conheçam a capacidade do governo de colocar em prática as políticas anunciadas (presença de informação assimétrica). A ideia é que esse procedimento deve ser adotado se o custo a longo prazo é mais alto quando comparado com as expectativas em relação à futura taxa de juros.

Barro (2003) observou que a suavização da carga tributária estimula o governo a emitir títulos cujos pagamentos são contingentes aos gastos. Quando o gasto é igual em todos os períodos, a dívida pública deve ser estruturada na forma de perpetuidades indexadas (consoles). Esta estrutura isola as restrições orçamentárias a partir das variações inesperadas nos preços de mercado de títulos indexados com diferentes prazos de vencimento.

O modelo de Giavazzi e Missale (2004) supõe que o principal objetivo da gestão da dívida pública no Brasil é alcançar a estabilidade da relação dívida pública/PIB, reduzindo assim a probabilidade de crise. Para que essa relação se estabilize é preciso que o governo consiga fontes de financiamento com custos baixos e baixa volatilidade de retorno. Portanto, a escolha dos instrumentos da dívida pública implica um *trade-off* entre o risco e o custo esperado do serviço da dívida. Sob esta perspectiva, a estrutura ótima da dívida pública indexada depende da avaliação do custo e do risco. O risco é minimizado se um instrumento oferece

proteção frente às variações no superávit primário e na razão dívida pública/PIB, e se a variância dos retornos é relativamente baixa.

Cabe assinalar que os modelos de Missale, Giavazzi e Benigno (2002) e de Giavazzi e Missale (2004) supõem que o objetivo do governo é estabilizar a relação dívida pública/PIB. Além disso, ambos os modelos analisam a composição ótima para a dívida pública, tendo em conta a compensação entre o custo do serviço da dívida e o risco de refinanciamento. Contudo, o primeiro avalia uma estrutura ótima de prazos de vencimento para a dívida pública, enquanto o segundo examina a composição ótima de indexação da dívida. Por outro lado, os modelos de Giavazzi e Pagano (1990), Missale, Giavazzi e Benigno (2002) e Barro (2003) sugerem que a ampliação do prazo médio dos vencimentos da dívida pública é uma estratégia

ótima. De forma diferente, Calvo e Guidotti (1990) levam em conta ambas as perspectivas.

Em síntese, é possível distinguir na literatura especializada três visões de gestão da dívida pública. A primeira, representada pelos modelos de Calvo e Guidotti (1990) e de Giavazzi e Pagano (1990), destaca o problema da inconsistência dinâmica das políticas fiscais. A segunda (a da análise de Barro, 2003), considera a suavização da carga tributária em um contexto no qual os gastos públicos são exógenos para obter a estrutura ótima da dívida pública. A terceira, representada por Missale, Giavazzi e Benigno (2002) e Giavazzi e Missale (2004), centra-se no objetivo de estabilizar a relação dívida pública/PIB. Em linhas gerais, todas elas concluem que a ampliação do prazo médio dos vencimentos da dívida pública e a indexação parcial da dívida são as estratégias ótimas.

III

A gestão da dívida pública no Brasil

Esta seção descreve de forma breve a evolução do gerenciamento da dívida pública no Brasil entre janeiro de 1999 (quando houve mudança no regime de câmbio) e dezembro de 2005¹, centrando-se em três aspectos: a razão dívida pública/PIB, a estrutura da dívida pública e o prazo médio de vencimento da dívida pública.

Entre janeiro de 1999 e dezembro de 2005, a média da razão dívida pública/PIB correspondeu a 53,13%. Entretanto, entre 1999 e 2000 esta razão oscilou ao redor de 49,95% (ver gráfico 1). Depois deste período, a dívida aumentou substancialmente e em setembro de 2002 alcançou 63,62%. A aceleração do crescimento da dívida pública no segundo semestre de 2002 deveu-se ao “temor do mercado” frente a uma possível vitória de Luiz Inácio Lula da Silva nas eleições presidenciais que se aproximavam. Um discurso em que esse candidato expressou ideias pouco ortodoxas acentuou a percepção de risco por parte dos investidores e desencadeou um processo de aumento da taxa de juros e desvalorização da

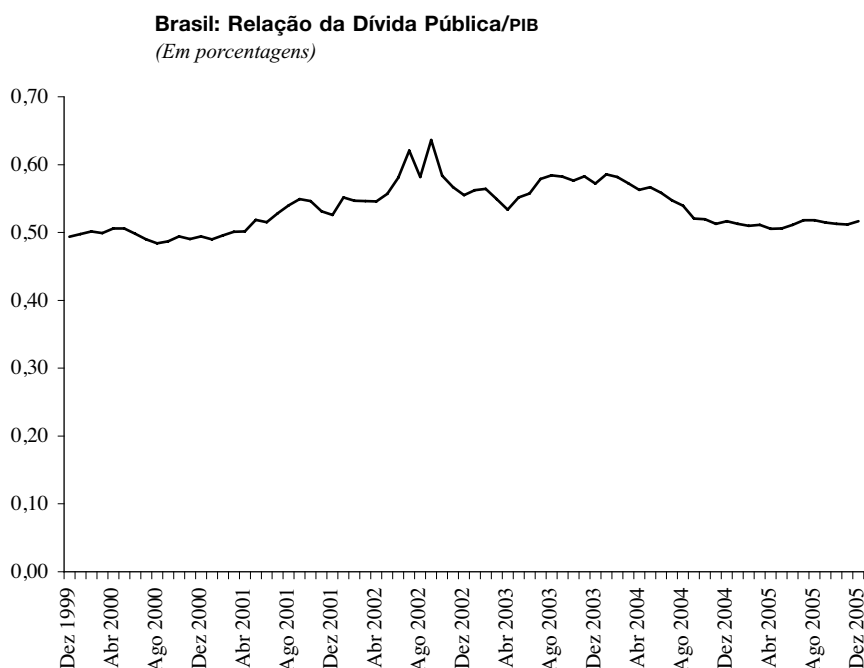
moeda. Contudo, a vitória do candidato e o início do novo governo em 2003 não significaram mudança na condução da política econômica. Destarte, o esforço fiscal destinado a reduzir a relação dívida pública/PIB foi fortalecido e o resultado foi uma queda desta razão para aproximadamente 50% no final de 2005.

A mudança do regime de câmbio para flexível e a adoção de metas de inflação em 1999 representam um importante ponto para explicar as trajetórias da dívida pública indexada à taxa de juros e da dívida indexada à taxa de câmbio. Em linhas gerais, com a desvalorização da moeda, a utilização da taxa de câmbio como um dos principais elementos de indexação deixou de ser atrativa. Por outro lado, o uso da taxa de juros continuou sendo relevante. A justificativa é que com o uso de metas de inflação o principal instrumento à disposição dos bancos centrais é a taxa de juros. Logo, a estratégia adotada pelo Banco Central do Brasil para implementar um processo deflacionário aumentou a demanda de títulos indexados a esta variável.

Em dezembro de 1999 a participação dos títulos prefixados era de 9%. Esta participação aumentou, atingindo 15% ao final de 2000 em linha com a estratégia de redução gradual da exposição do Tesouro Nacional ao risco de flutuações de curto prazo das

¹ A análise se baseou em diversos relatórios do Tesouro Nacional brasileiro. Veja em Wolswijk e Haan (2005) uma análise da gestão da dívida pública na zona do euro.

GRÁFICO 1



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Brasil.

variáveis econômicas. Entretanto, devido à volatilidade do mercado financeiro nacional em 2001, reduziu-se a participação percentual dos títulos prefixados no total da dívida pública mobiliária federal interna (chegando a 1,91% em abril de 2003). Nesse período, o Tesouro Nacional teve que escolher entre aumentar a proporção de títulos prefixados à custa de elevar o risco de refinanciamento, ou aceitar uma redução no percentual da dívida prefixada e ampliar o prazo médio da dívida. A decisão do Tesouro Nacional foi reduzir o volume dos títulos prefixados de curto prazo.

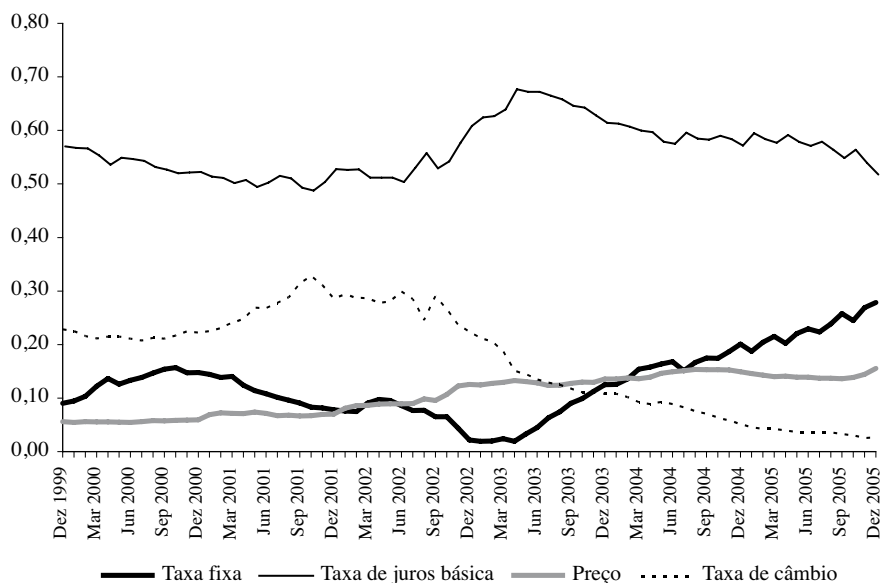
Em 2002, o Tesouro Nacional, desejando melhorar o gerenciamento da dívida, adotou a técnica de gestão de ativos e passivos (*assets and liabilities management*). O principal ponto a ser destacado foi a necessidade de substituição dos títulos indexados à taxa de juros (*over/SELIC*) e à taxa de câmbio por títulos prefixados e indexados aos índices de preços. Entretanto, a participação de títulos indexados à taxa de juros na composição da dívida pública aumentou e alcançou 60,8% em dezembro de 2002. Por outro lado, houve uma diminuição na participação dos títulos indexados à taxa de câmbio e aumentou a parcela indexada aos índices de preços (vide gráfico 2). Este comportamento se deveu, em grande medida, à desvalorização da moeda e a um aumento de preços acima do esperado pelos agentes econômicos.

Nos anos 2003, 2004 e 2005 a gestão da dívida pública baseou-se na mesma estratégia anunciada em 2002. Em outras palavras, a ideia foi reduzir de forma gradual a participação de títulos indexados à taxa de câmbio e à taxa de juros e aumentar a participação de títulos prefixados e indexados aos índices de preços na composição da dívida pública. Esta estratégia teve êxito parcial. O bom resultado foi o aumento considerável da proporção de títulos prefixados e indexados aos índices de preços, e a redução dos títulos indexados à taxa de câmbio para um nível desprezível. Não obstante, no período analisado, a participação dos títulos indexados à taxa de juros se manteve relativamente estável e elevada (51,77% em dezembro de 2005) e continuou sendo o principal indicador da dívida pública. Esta observação evidencia que o mercado ainda não havia eliminado completamente o risco de crise de refinanciamento.

Cabe assinalar que o Tesouro Nacional tentou suavizar a estrutura de vencimentos da dívida pública. O prazo médio de vencimento, maturidade, da dívida subiu de 27,13 meses para 36,23 meses entre janeiro de 1999 e agosto de 2001, e manteve-se relativamente estável até maio de 2002 (vide gráfico 3). Depois deste período, a tendência observada foi uma queda na maturidade da dívida devido à falta de confiança do mercado doméstico. A maturidade da dívida

GRÁFICO 2

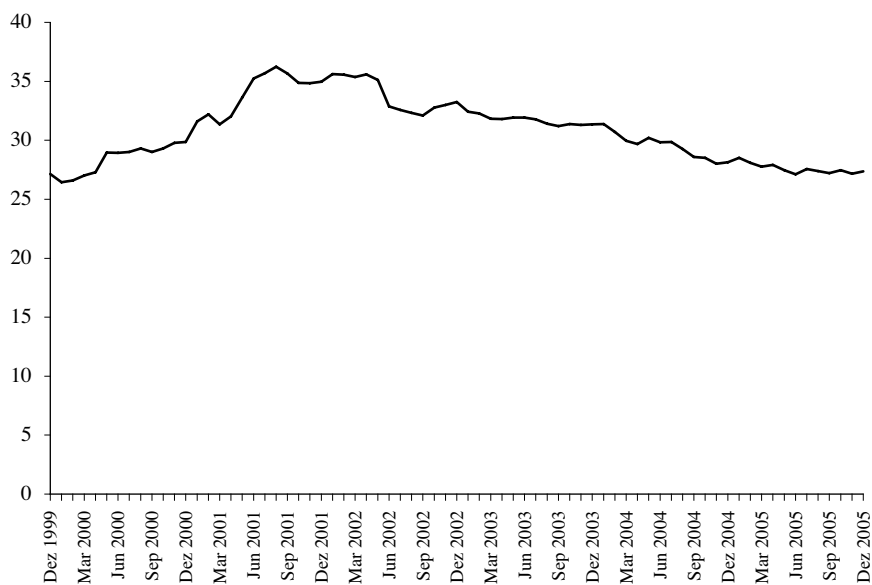
Brasil: composição da dívida pública segundo os fatores de indexação



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Brasil.

GRÁFICO 3

Brasil: prazo médio de vencimento da dívida pública



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Brasil.

pública em janeiro de 2006 (28,76 meses) é menor do que a média do período 1999-2006 (30,78 meses) e é próxima à registrada em 1999. Em suma, a estratégia adotada pelo Tesouro Nacional não foi suficiente para garantir uma ampliação sustentada do prazo médio de vencimento da dívida pública.

Portanto, é observado que o perfil da dívida pública no Brasil melhorou de forma gradual no período

analisado. Entretanto, a razão dívida pública/PIB é ainda muito alta (51,65% em dezembro de 2005), o que por sua vez acarreta um problema para controlar a taxa de inflação e dificulta uma queda significativa da taxa de juros básica (*over/SELIC*)². Este problema é especialmente grave para a economia do Brasil, cuja taxa de crescimento econômico no período estudado foi baixa.

IV

Análise empírica

Esta seção apresenta evidência empírica por meio da aplicação do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) e do modelo autorregressivo vetorial (VAR) com o objetivo de analisar a relação existente entre a razão dívida pública/PIB e as principais variáveis que determinam o perfil da dívida pública brasileira. O principal objetivo é identificar, a partir dos modelos apresentados na seção II, a base teórica da estratégia adotada no Brasil no período compreendido entre dezembro de 1999 e dezembro de 2005.

Os dados utilizados nesta análise possuem frequência mensal e as variáveis empregadas são descritas a seguir.

- i) *Relação Dívida Pública/PIB (DEBGDP)*. Mudanças nesta variável são cruciais para a análise, pois elas refletem o que se faz em matéria de gestão da dívida pública. Conforme assinalaram Giavazzi e Missale (2004), esta é a principal variável para os países onde a vulnerabilidade fiscal torna a estabilização da dívida a principal meta da gestão da dívida pública.
- ii) *Composição da dívida pública*. Na gestão da dívida pública esta variável é muito importante, pois um aumento da razão dívida pública/PIB é positivamente relacionado com a indexação da dívida. No caso do Brasil, os principais indexadores são: a taxa *over/SELIC*, que é a taxa de juros básica da economia (*SELINDEX*), a taxa de câmbio (*EXCINDEX*) e o índice de preços (*PRECINDEX*). Além disso, a partir da soma das participações de cada um dos indexadores na composição da dívida pública, criou-se uma variável independente denominada *INDEX*, que representa a parcela total da dívida pública que está atrelada a algum fator de indexador. Os títulos prefixados (*FRS*) também são considerados na análise.

- iii) *Prazo médio da dívida pública (AMPD)*³. É esperada uma forte conexão entre esta variável e a dívida pública. Por exemplo, segundo Giavazzi e Pagano (1990), a ampliação do prazo médio da dívida pública pode reduzir a quantidade de títulos que precisa ser refinanciada durante um período de crise.

- iv) *Volume dos títulos públicos federais em poder do público a vencer em 12 meses (SHP)*. Esta variável funciona como *proxy* para a concentração de vencimentos da dívida pública. De acordo com Giavazzi e Pagano (1990), em equilíbrio, a probabilidade de que o banco central seja capaz de resistir a uma crise de confiança depende da maturidade média da dívida pública, da concentração dos vencimentos e do tamanho da parcela da dívida a ser rolada a cada período.
- v) *Superávit primário*. Esta variável representa o esforço do governo para equilibrar as finanças públicas; nesse sentido, os aumentos do superávit primário devem reduzir o nível da dívida pública.

Para a análise empírica, um primeiro procedimento a ser realizado é o exame de como o processo estocástico gerador das séries se comporta ao longo do tempo, isto é, verificar a ordem de integração das séries. Desta forma, evitam-se problemas de espuriedade nos resultados obtidos pelos modelos são. Com o

² A taxa SELIC é a média ponderada das taxas utilizadas em operações interbancárias com pacto de recompra *overnight* e lastreadas por bônus registrados na SELIC. Daqui por diante serão usadas indistintamente, por conveniência, as expressões SELIC, *over/SELIC* e taxa de juros básica.

³ A Secretaria do Tesouro Nacional iniciou esta série em fevereiro de 2000.

objetivo de testar a presença de raiz unitária nas séries supracitadas, foram realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller ampliado e Phillips-Perron. Os resultados, de ambos os testes, indicam que todas as séries analisadas são I (1) (vide quadros A1 e A2)⁴.

Os resultados sobreditos sugerem que na regressão seria adequado utilizar as séries em primeira diferença. Contudo, esse procedimento pode implicar a perda da relação de longo prazo entre elas. Portanto, é preciso avaliar se uma combinação linear entre as séries é estacionária, ainda que individualmente as séries sejam não-estacionárias. Em outras palavras, é necessário verificar se as séries são cointegradas, pois, dessa forma, o uso das séries em nível nas regressões implicaria estatísticas confiáveis.

$$DEBGDP = f(SELINDEX, EXCINDEX, PRINCINDEX, AMPD) \quad (1)$$

$$DEBGDP = \quad (2)$$

$$0,0251 + 0,2971 \text{ SELINDEX } (-6) + 0,1344 \text{ PRINCINDEX } (-6) + 0,0747 \text{ EXCINDEX } (-6) + 0,0102 \text{ AMPD } (-6)$$

(0,5813) (5,1122) (0,9372) (0,0747) (6,9825)

$$R^2 = 0,7740 \quad DW = 1,080979 \quad n = 67$$

Teste de correlação serial

Estatística F	9,548393	Prob. F (2,60)	0,000251
Obs. *R ²	16,17619	Prob. chi 2 (2)	0,000307

Teste de heteroscedasticidade

Estatística F	1,255561	Prob. F (14,52)	0,266603
Obs. *R ²	16,92660	Prob. chi2 (14)	0,260110

Nota: estatísticas *t* entre parênteses.

Ainda que não seja possível identificar *ex ante* os sinais esperados dos coeficientes relacionados ao grau de indexação da dívida pública, o sinal esperado para o prazo médio corresponde a $\partial f / \partial AMPD < 0$.

O teste de cointegração proposto por Johansen (1991) —baseado na significância dos autovalores— indica que o traço estatístico rejeita a hipótese de não cointegração a um nível de significância de 5%, mas não a hipótese de que existe mais que uma relação de cointegração (quadro A3). Dado que as séries são cointegradas e, portanto, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, a equação (1) pode

1. Estimativa dos modelos

a) Modelo 1

O primeiro modelo captura a ideia presente no modelo de Calvo e Guidotti (1990) sobre o gerenciamento da dívida pública. Este modelo sugere que a ampliação do prazo médio da dívida combinada com um nível adequado de indexação da dívida pública constitui uma boa estratégia para assegurar a credibilidade da política econômica e, portanto, estabilizar a razão dívida pública/PIB. Assim, o modelo teórico considera uma variável independente relativa à indexação da dívida pública e outra relativa ao prazo médio de vencimento da dívida pública. O modelo a ser testado é dado por:

ser estimada com as séries em nível sem o problema de espuriedade nos resultados.

Os resultados da equação 2 indicam que o financiamento da dívida pública por meio de títulos indexados aos preços, à taxa de juros e à taxa de câmbio implica um aumento da dívida pública. Ao contrário do esperado sob a perspectiva teórica, a ampliação do prazo médio da dívida também aumenta a razão dívida pública/PIB⁵.

Considerando-se que o número de graus de liberdade é maior do que 20 e que o nível de significância é de 0,05, a hipótese nula deve ser rejeitada se as

⁴ Todos os quadros e gráficos cuja numeração é precedida pela letra A encontram-se no Apêndice .

⁵ O número de defasagens na equação foi definido com base no critério de Schwartz.

estatísticas t são (em módulo) maiores que 2. Nesse caso, somente SELINDEX e AMPD são estatisticamente significativos. O R^2 indica que 77% da variação da dívida pública podem ser explicados pelas variáveis presentes no modelo. Além disso, a estatística F indica rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes de inclinação são iguais a zero ao nível de 5%. Com o objetivo de testar a correlação serial nos resíduos, a estatística Durbin-Watson (1,08) indica a presença de autocorrelação positiva. Este resultado — a existência de correlação serial — foi confirmado pelo teste

Breusch-Godfrey. Para verificar a heteroscedasticidade dos resíduos realizou-se um teste White e detectou-se a presença de heteroscedasticidade.

Devido à presença de autocorrelação e de heteroscedasticidade na regressão, o modelo foi reestimado utilizando-se a matriz de Newey-West. A nova regressão (equação 3) indica, uma vez mais, que os coeficientes SELINDEX e AMPD são estatisticamente significativos ao nível de 0,05. Portanto, observa-se que as evidências empíricas não estão em consonância com a análise teórica de Calvo e Guidotti (1990).

$$DEBGDP = \quad (3)$$

$$0,0251 + 0,2971\text{SELINDEX} (-6) + 0,1344\text{PRICINDEX} (-6) + 0,0747\text{EXCINDEX} (-6) + 0,0102\text{AMPD} (-6)$$

(0,5806) (5,1589) (0,6905) (0,8189) (4,6120)

$$R^2 = 0,7740 \quad DW = 1,080979 \quad n = 67$$

b) Modelo 2

Este modelo leva em consideração a análise elaborada por Giavazzi e Pagano (1990). Portanto, as variáveis utilizadas na regressão são: AMPD, SHP e o superávit primário (PS). A justificativa para o uso do superávit primário é que ele representa uma variável capaz de reduzir a relação dívida pública/PIB. Dado que o teste de Johansen indica que a hipótese de não cointegração das séries é aceita ao nível de significância de 0,05 (quadro A3), o modelo empírico é:

$$D(DEBGDP) = f(D(AMPD), D(SHP), D(PS)) \quad (4)$$

sendo os sinais esperados expressos pelas derivadas parciais: $\partial f / \partial D(\text{amdp}) < 0$, $\partial f / \partial D(\text{shp}) > 0$, $\partial f / \partial D(\text{ps}) < 0$.

O resultado indica que a ampliação do prazo médio de vencimento da dívida pública, a geração de superávit primário e o aumento da concentração da maturidade dos títulos da dívida pública aumentam a razão dívida pública/PIB. Entretanto, ainda que os resultados revelem que algum coeficiente tem significância estatística, a estatística F não é significativa, e a estatística Durbin-Watson (2,5735) indica a presença de autocorrelação negativa (vide equação 5). O teste de Breusch-Godfrey confirma a presença de autocorrelação ao nível de confiança de 0,05. Além disso, o teste White revela o problema de heteroscedasticidade na regressão.

$$D(DEBGDP) = 0,0005 + 0,1530D(SHP) + 0,0024D(PS) + 0,0080D(AMPD) \quad (5)$$

(0,2685) (1,2018) (0,6063) (0,7448)

$$R^2 = 0,0271 \quad DW = 2,5735 \quad n = 72$$

Teste de correlação serial

Estatística F	5,784035	Prob. F (2,66)	0,004846
Obs. *R ²	10,73768	Prob. chi 2 (2)	0,004660

Teste de heteroscedasticidade

Estatística F	1,753743	Prob. F (9,62)	0,095738
Obs. *R ²	14,61008	Prob. chi2 (9)	0,102219

Nota: estatísticas t entre parênteses.

Com base nos resultados acima relacionados ao modelo 2, novamente foi necessário corrigir o cálculo utilizando a matriz de Newey-West. Destarte:

$$D(\text{DEBGDP}) = 0,0005 + 0,1530D(\text{SHP}) + 0,0024D(\text{PS}) + 0,0080D(\text{AMPD}) \quad (6)$$

(0,2685) (1,2018) (0,7448) (0,6063)

$$R^2 = 0,0271 \quad DW = 2,5735 \quad n = 72$$

Estes resultados não têm significância estatística. Portanto, uma interpretação das implicações deste modelo para a gestão da dívida pública no Brasil não pode ser considerada válida.

c) *Modelo 3*

Este modelo captura a ideia presente nos modelos de Missale, Giavazzi e Benigno (2002) e de Barro (2003). Ainda que as motivações destes modelos sejam distintas, o resultado é o mesmo, isto é, a ampliação dos prazos de vencimento da dívida pública constitui uma boa estratégia para o gerenciamento da dívida pública. Sob essa perspectiva, a regressão considera a razão dívida pública/PIB como variável dependente e o prazo médio da dívida pública (AMPD) como

variável independente. O teste de Johansen indica que as séries não são cointegradas (quadro A3). Logo, a primeira diferença das séries foi considerada na regressão, isto é:

$$D(\text{DEBGDP}) = f(D(\text{AMPD})), \partial f / \partial D(\text{AMPD}) < 0 \quad (7)$$

O resultado esperado é uma relação negativa entre a ampliação da maturidade da dívida pública e a razão dívida pública/PIB. O resultado confirma a presença da relação negativa prevista, embora nem as estatísticas *t* nem a estatística F sejam significativas. Além do mais, a estatística Durbin-Watson, o teste Breusch-Godfrey e o teste White indicam a presença de heteroscedasticidade e de autocorrelação serial.

$$D(\text{DEBGDP}) = 0,0004 - 0,0005D(\text{AMPD}) \quad (8)$$

(0,2260) (-0,1907)

$$R^2 = 0,0005 \quad DW = 2,6476 \quad n = 72$$

Teste de correlação serial

Estatística F	5,642419	Prob. F (2,68)	0,005406
Obs. *R ²	10,24797	Prob. chi2 (2)	0,005952

Teste de heteroscedasticidade

Estatística F	0,017126	Prob. F (2,69)	0,983024
Obs. *R ²	0,035724	Prob. chi2 (2)	0,982296

Nota: estatísticas *t* entre parênteses.

Com o propósito de atenuar o problema detectado de heteroscedasticidade e de autocorrelação serial,

aplicou-se à regressão a matriz de Newey-West. O resultado corresponde a:

$$D(\text{DEBGDP}) = 0,004 - 0,0005D(\text{AMPD}) \quad (9)$$

(0,2731) (-0,1634)

$$R^2 = 0,0005 \quad DW = 2,6476 \quad n = 72$$

Este resultado indica que não é possível analisar o gerenciamento da dívida brasileira considerando

apenas a estratégia de ampliação dos prazos de vencimento da dívida pública.

d) *Modelo 4*

Este modelo baseia-se na análise teórica realizada por Giavazzi e Missale (2004). De acordo com esta visão, a estrutura de indexação da dívida pública é essencial para sua estabilidade. Portanto, um modelo empírico que considere essa perspectiva é dado por:

$$DEBGDP = f(\text{SELINDEX}, \text{EXCINDEX}, \text{PRCINDEX}) \quad (10)$$

$$\begin{aligned} DEBGDP = & 0,2281 + 0,1976(\text{SELINDEX}) + 1,1189(\text{PRCINDEX}) + 0,4465(\text{EXCINDEX}) & (11) \\ & (6,1190) & (3,0961) & (8,8699) & (9,9757) \\ R^2 = & 0,6498 & DW = & 0,6404 & n = 73 \end{aligned}$$

Teste de correlação serial

Estatística F	31,47047	Prob. F (2,67)	0,000000
Obs. *R ²	35,35982	Prob. chi2 (2)	0,000000

Teste de heteroscedasticidade

Estatística F	2,226087	Prob. F (9,63)	0,031566
Obs. *R ²	17,61357	Prob. chi2 (9)	0,039931

Nota: estatísticas *t* entre parênteses.

Contudo, tanto a estatística Durbin-Watson como o teste Breusch-Godfrey rejeitam a hipótese nula de que não existe autocorrelação serial. Com respeito à heteroscedasticidade, o teste White indica que não

O teste de Johansen indica rejeição da hipótese de não cointegração ao nível de 0,05, o que, por sua vez, implica que a estimação deve ser feita sem a diferenciação das séries. O resultado indica que o financiamento da dívida pública por meio dos indexadores considerados implica um aumento da relação dívida pública/PIB (equação 11). As estatísticas *t* e a estatística F têm significância estatística ao nível de 0,05.

há presença da mesma nos resíduos. Fazendo uso da matriz de Newey-West para corrigir o problema da autocorrelação na regressão, o resultado é:

$$\begin{aligned} DEBGDP = & 0,2281 + 0,1976(\text{SELINDEX}) + 1,1189(\text{PRCINDEX}) + 0,4465(\text{ENCINDEX}) & (12) \\ & (3,1203) & (1,6719) & (6,5161) & (5,8611) \\ R^2 = & 0,6498 & DW = & 0,6404 & n = 73 \end{aligned}$$

Com base nos resultados dos quatro modelos estimados, e considerando o R² como um critério de seleção do modelo adequado, observa-se que o modelo 1 é o que melhor explica a gestão da dívida pública no Brasil.

2. Efeitos da gestão da dívida pública sobre a taxa de juros

A análise feita na seção anterior indica que o modelo baseado na ideia de Calvo e Guidotti (1990) é adequado para o caso do Brasil. Portanto, é importante conhecer os efeitos de uma estratégia de gestão da dívida pública baseada na ampliação do prazo de vencimento dos títulos federais. Além disso, não se pode negligenciar

a estratégia anunciada no final de 1999 que visava melhorar a composição do passivo público mediante o aumento da proporção de títulos prefixados e indexados aos índices de preços, e a diminuição da parcela de títulos indexados à taxa de juros e à taxa de câmbio.

Além do argumento tradicional de Sargent e Wallace (1981) de que uma dívida pública alta e um déficit elevado poderiam levar a um aumento da taxa de juros, a concentração de vencimentos não é adequada devido ao alto custo no caso de uma crise de confiança. Mesmo se não houver uma insuficiência de demanda pelos títulos públicos, o ambiente adverso pressiona para um aumento do prêmio de risco. A ideia é que um prazo médio curto (longo) estaria associado com

uma taxa de juros mais alta (baixa) devido ao alto (baixo) risco de inadimplência.

A taxa de juros básica tem um papel fundamental na análise da dívida pública brasileira. Entre fevereiro de 2000 e junho de 2005 a média dos títulos públicos federais indexados a essa taxa foi de 57%. É importante notar que neste período a economia brasileira sofreu vários choques (instabilidade da bolsa dos Estados Unidos, prejuízos de empresas estadunidenses, a crise na Argentina, o processo especulativo observado durante a eleição presidencial, entre outros) que resultaram na falha da consecução das metas de inflação na maioria das vezes (êxitos apenas em 2000 e 2004). Como consequência, o Tesouro Nacional viu-se obrigado a reduzir o prazo médio de vencimento da dívida pública e a pagar um prêmio de risco compatível com a exigência do mercado. Logo, o período recente é marcado por certa rigidez para diminuir a taxa de juros de curto prazo.

Embora a literatura padrão sobre o gerenciamento da dívida pública sugira que a ampliação do prazo médio de vencimento da dívida é uma medida adequada, se reconhece que esta tarefa, para o caso de economias sem credibilidade, é alcançada ao custo de um aumento da taxa de juros. Neste sentido, convém verificar se a estratégia adotada pelo governo do brasileiro em novembro de 1999 influenciou no comportamento da taxa de juros básica. Para avaliar os efeitos da estratégia mencionada foi feito uso de um modelo autorregressivo vetorial, considerando dados mensais (de fevereiro de 2000 até junho de 2005) compilados a partir da Secretaria do Tesouro Nacional e do Banco Central do Brasil. Os dados se referem ao prazo médio de vencimento da dívida pública (AMPD), à taxa de juros básica (SELIC), à proporção de títulos indexados à SELIC (DEBINDEX) e à relação dívida pública/PIB (DEBGDP).

Com base nos testes de raiz unitária (Dickey-Fuller ampliado e de Phillips-Perron) e na análise do correlograma das séries, as séries não estacionárias foram diferenciadas (vide quadro A4 e quadro A1). A escolha da ordem do VAR foi feita com base nos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn (quadro A5). Observou-se que o melhor modelo é aquele com duas defasagens. De acordo com os resultados do teste de precedência temporal de Granger (quadro A6), a ordem adequada das séries na VAR é dada pelas variáveis DEBINDEX, DEBGDP, AMPD e SELIC.

Como os dados utilizados são mensais, o quadro 1 mostra a decomposição da variância durante os primeiros 12 meses. Considera-se o mesmo período

para a análise da função impulso-resposta (gráfico 4). De acordo com o quadro 1, a principal variável para explicar a variância da DEBINDEX é a SELIC. Além disso, o efeito da DEBINDEX, DEBGDP e do AMPD não pode ser considerado insignificante. Com respeito à análise da função impulso-resposta observa-se que um choque sobre DEBDP e SELIC contribui para um aumento duradouro da DEBINDEX. Por outro lado, um aumento do AMPD reduz a indexação da dívida. Este resultado sugere que a ampliação do prazo médio da dívida pública é resultado da credibilidade e, por conseguinte, o público reduz a exigência de elevada indexação da dívida à taxa de juros.

Em relação à DEBGDP, observa-se que a dívida pública desempenha um papel fundamental em seu comportamento. Além disso, a indexação é relevante na decomposição da variância e é capaz de promover uma diminuição da dívida. Este resultado precisa de um esclarecimento. Conforme apontado por Calvo e Guidotti (1990), a indexação é uma estratégia útil para reduzir a dívida pública. Não obstante, utilizar a taxa de juros como principal indexador não é uma boa escolha, porque quando há falta de credibilidade o aumento da indexação implica uma redução da maturidade da dívida. Ademais, o efeito positivo é limitado ao curto prazo devido ao fato de que o custo do serviço da dívida pública se materializa à medida que o tempo avança.

Embora a decomposição da variância indique que nem o AMPD nem a SELIC sejam relevantes para a explicação da variância da dívida, a análise da função resposta-impulso mostra evidências que não devem ser desprezadas. Um aumento do AMPD contribui para diminuir a dívida pública, enquanto um aumento da taxa de juros promove um incremento da dívida a partir do sexto mês. Portanto, a combinação da ampliação do prazo de vencimento da dívida pública com uma taxa de juros mais baixa pode levar à redução da dívida.

A análise do AMPD revela que o prazo médio da dívida é a variável principal na explicação da variância e que a ampliação desse prazo não é eliminada com o decorrer do tempo. Embora a DEBGDP tenha pouca significância na variância de AMPD, tal como esperado pela perspectiva teórica, um aumento de DEBGDP tende a reduzir a maturidade da dívida pública. A importância relativa das variáveis DEBINDEX e SELIC na variância do AMPD, tal como ocorre na análise da função impulso-resposta, mostra que os efeitos de choques externos sobre essas variáveis não têm significância estatística.

Com respeito à variância da SELIC, a principal variável é a própria SELIC. As outras variáveis em conjunto explicam aproximadamente 18% desta variância. A análise da função impulso-resposta revela que um choque transmitido pela DEBINDEIX implica a diminuição da taxa de juros depois do quinto mês. De forma análoga, uma perturbação transmitida pelo

AMPD contribui, depois do quinto mês, para uma diminuição permanente da SELIC. Estes resultados confirmam a ideia de que a gestão da dívida pública voltada para reduzir o estoque da dívida e a ampliar o prazo médio de vencimento contribui para diminuir a taxa de juros básica. Os choques transmitidos pela SELIC a si mesma desaparecem depois de 12 meses.

QUADRO 1

Brasil: decomposição da variância

Meses	DEBINDEIX				DEBGDP			
	DEBINDEIX	DEBGDP	AMDP	SELIC	DEBINDEIX	DEBGDP	AMDP	SELIC
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	21,24768	78,75232	0,000000	0,000000
2	96,12370	0,548506	0,070362	3,257435	20,35500	77,37194	1,044210	1,228842
3	88,75164	1,938671	0,137191	9,172497	22,19732	74,39889	1,775024	1,628759
4	79,61383	3,934707	0,341600	16,109870	23,61782	71,97437	2,629931	1,777879
5	70,08112	6,494912	0,744171	22,679800	25,11833	69,89977	3,363887	1,618018
6	61,21069	9,376426	1,400784	28,012100	26,39971	68,09051	4,025889	1,483891
7	53,49525	12,405370	2,322360	31,777020	27,43824	66,29889	4,597992	1,664886
8	47,10612	15,407520	3,485837	34,000530	28,18081	64,38233	5,092001	2,344862
9	42,00308	18,246190	4,839272	34,911460	28,64143	62,30412	5,518081	3,536366
10	38,04516	20,817080	6,314428	34,823340	28,87721	60,13637	5,894771	5,091652
11	35,05080	23,053550	7,838196	34,057450	28,97471	58,00493	6,243172	6,777184
12	32,83436	24,925200	9,343047	32,897380	29,02146	56,03551	6,583174	8,359860

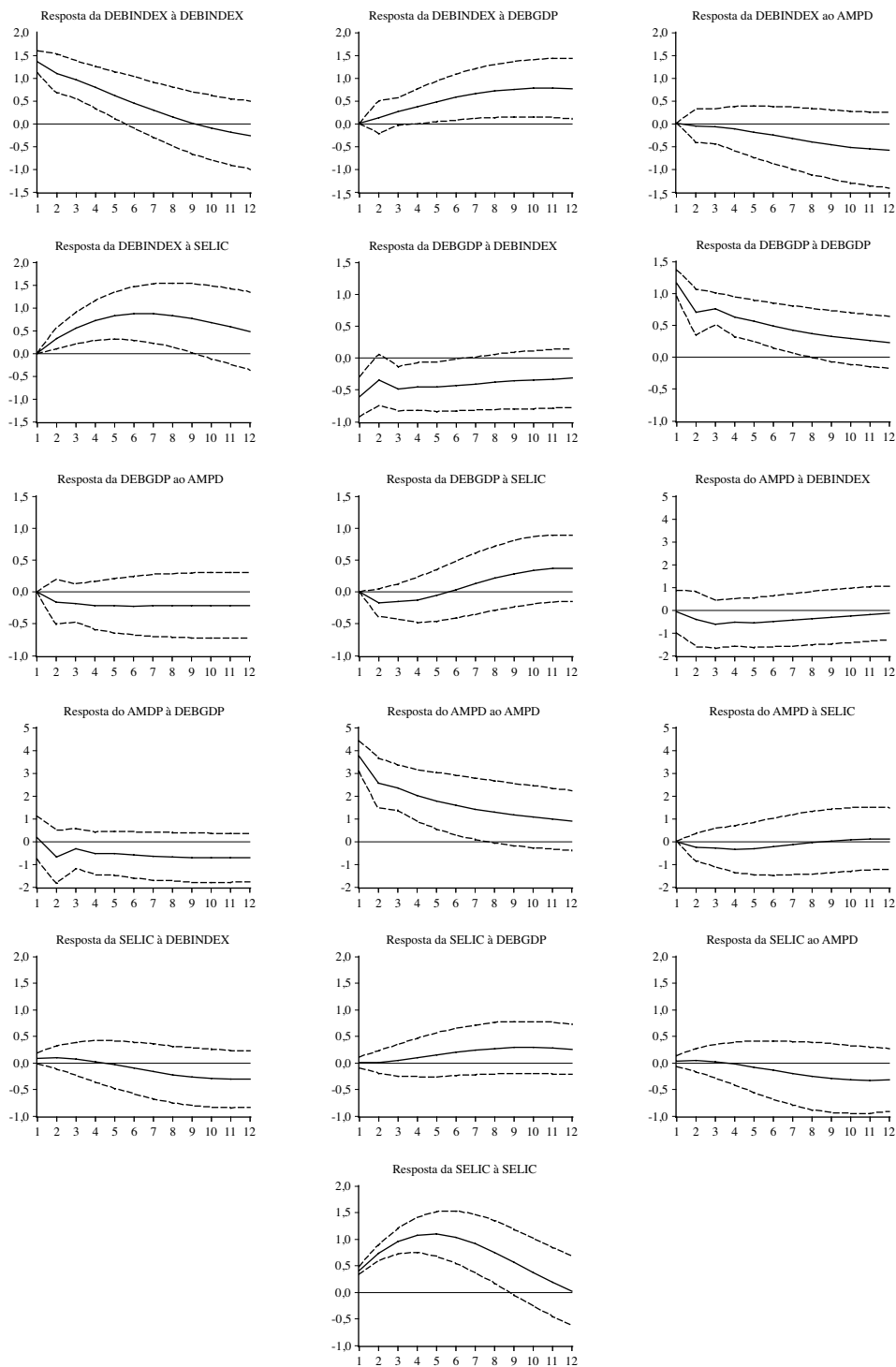
Meses	AMPD				SELIC			
	DEBINDEIX	DEBGDP	AMDP	SELIC	DEBINDEIX	DEBGDP	AMDP	SELIC
1	0,045657	0,192932	99,76141	0,000000	3,801453	0,009787	0,790343	95,39842
2	0,778571	2,248934	96,67985	0,292648	2,178402	0,017220	0,469151	97,33523
3	2,060256	2,107929	95,28145	0,550367	1,268569	0,149315	0,241378	98,34074
4	2,682422	2,648740	93,80588	0,862955	0,769177	0,417978	0,157037	98,65581
5	3,267876	3,142126	92,55247	1,037530	0,567184	0,847052	0,259898	98,32587
6	3,628730	3,823221	91,44420	1,103845	0,641838	1,432912	0,583220	97,34203
7	3,855810	4,582652	90,47320	1,088343	0,991108	2,160451	1,146940	95,70150
8	3,965667	5,414534	89,57918	1,040623	1,603879	2,992243	1,948685	93,45519
9	3,996434	6,274359	88,73238	0,996830	2,443098	3,868523	2,952911	90,73547
10	3,975144	7,133281	87,91835	0,973226	3,436800	4,712257	4,086191	87,76475
11	3,924048	7,965808	87,14221	0,967930	4,483481	5,444579	5,245283	84,82666
12	3,858583	8,756080	86,41586	0,969480	5,472444	6,005445	6,319608	82,20250

Fonte: cálculo dos autores.

GRÁFICO 4

Brasil: resposta-impulso

Resposta baseada na decomposição Cholesky em inovações de um desvio-padrão, com um nível de confiança de 95%.



Fonte: cálculo dos autores.

V

Conclusões

A evidência empírica sugere que o Brasil adotou uma estratégia de gestão da dívida pública baseada na recomendação de Calvo e Guidotti (1990). Foi observado que o prazo médio de vencimento da dívida pública e o estoque da dívida são importantes para determinar o volume de títulos indexados à SELIC. Além disso, os resultados denotam que o prazo médio de vencimento da dívida pública, assim como a parcela de títulos indexados à SELIC e a razão dívida pública/PIB, tem um importante papel na determinação da taxa de juros básica brasileira.

Outro fato relevante é que, embora a indexação diminua a relação dívida pública/PIB, essa estratégia não é adequada para uma economia com insuficiência de credibilidade devido ao alto custo do serviço da dívida pública. Portanto, um esforço do governo para ampliar a maturidade da dívida pública e atenuar os efeitos perniciosos sobre a taxa de juros não podem ser negligenciados. Além disso, devido ao fato de que na economia brasileira a taxa de juros tem sido muito alta e a maturidade da dívida pública curta, os possíveis benefícios provenientes da estratégia de gerar superávits primários ainda não são suficientes para revelar bons resultados.

A estratégia de ampliar o prazo médio da dívida pública do Brasil anunciada pelo governo no final de 1999 é correta. Não obstante, como assinalam Wolswijk e de Haan (2005, p.19) *esse novo contexto*

requer uma adaptação das estratégias. Considerações muito práticas com respeito ao custo e aos riscos continuam dominando os objetivos adotados, mais que os impostos ou a estabilização do déficit que sugere a bibliografia acadêmica. Conforme apontado por Sargent e Wallace (1981), uma economia que não tem credibilidade suficiente para neutralizar choques e que tem uma elevada razão dívida pública/PIB pode gerar uma taxa de juros real mais alta do que a taxa de crescimento econômico. Esse resultado está em consonância com o expressado por Calvo e Guidotti (1990), que chamam atenção para o fato de que a estratégia de ampliar o prazo de vencimento da dívida pública em economias cuja relação dívida pública/PIB é superior a 50% implica um alto custo, devido ao aumento da taxa de juros.

É importante ressaltar que a dívida prefixada evita o pagamento de um serviço da dívida muito alto quando a taxa SELIC se eleva durante uma crise ou reage a choques de oferta negativos (Giovazzi e Missale, 2004). Entretanto, em uma economia como a brasileira, onde a maturidade de títulos prefixados continua sendo relativamente curta, o benefício de uma queda das taxas de juros é irrelevante. Em suma, este ponto reforça a ideia de que é necessário reduzir a proporção da dívida pública indexada à taxa de juros e aumentar, por exemplo, a proporção indexada à inflação.

APÊNDICE

QUADRO A1

Teste de Dickey-Fuller ampliado^a (ADF)

Séries	Defasagem	Teste	Valores críticos a nível de 1%	Valores críticos a nível de 5%
EXCINDEX	0	-1,5303	-2,5974	-1,9453
D(EXCINDEX)	0	-6,7300	-2,5979	-1,9454
SHP	1	-2,6615	-3,5256	-2,9029
D(SHP)	0	-5,2898	-2,5979	-1,9454
DEBGDP	1	0,1151	-2,5979	-1,9454
D(DEBGDP)	0	-11,8064	-2,5979	-1,9454
INDEX	3	-0,7176	-2,5989	-1,9455
D(INDEX)	2	-2,7292	-2,5989	-1,9455
PS	0	0,8879	-2,5974	-1,9453
D(PS)	0	-8,2902	-2,5979	-1,9454
AMPD	1	0,0480	-2,5979	-1,9454
D(AMPD)	0	-6,2564	-2,5979	-1,9454
PRICINDEX	0	1,9278	-2,5974	-1,9453
D(PRICINDEX)	0	-8,4058	-3,5256	-2,9029
SELINDEX	0	-0,4879	-2,5974	-1,9453
D(SELINDEX)	0	-7,6033	-2,5979	-1,9454
FRS	3	0,3476	-2,5989	-1,9455
D(FRS)	7	-4,0700	-4,1079	-3,4815

Fonte: Elaboração própria.

^a A seleção final das defasagens foi efetuada a partir dos critérios de Schwarz. Não foi utilizado constante nem tendência para as séries D(DEBGDP), DEBGDP, D(SHP), D(EXCINDEX), EXCINDEX, D(OS), OS, D(SELINDEX), SELINDEX, PRICINDEX, D(PRICINDEX), INDEX, D(INDEX), AMPD, D(AMPD), e FRS. Para a série SHP foi utilizada constante. Para a série D(FRS) foi utilizada constante e tendência.

QUADRO A2

Teste de Phillips-Perron^a (PP)

Séries	Defasagem	Teste	Valores críticos a nível de 1%	Valores críticos a nível de 5%
EXCINDEX	4	-1,3393	-2,5974	-1,9453
D(EXCINDEX)	3	-6,7357	-2,5979	-1,9454
SHP	4	-0,9566	-2,5974	-1,9453
D(SHP)	2	-5,2984	-2,5979	-1,9454
DEBGDP	1	-1,9423	-3,5242	-2,9023
D(DEBGDP)	0	-11,8064	-2,5979	-1,9454
INDEX	5	-1,3002	-2,5974	-1,9453
D(INDEX)	5	-8,5988	-2,5979	-1,9454
PS	2	0,9238	-2,5974	-1,9453
D(PS)	3	-8,2913	-2,5979	-1,9454
AMPD	0	-1,8567	-4,0906	-3,4734
D(AMPD)	3	-6,2913	-2,5979	-1,9454
FRS	6	1,2483	-2,5974	-1,9453
D(FRS)	6	-7,9343	-2,5979	-1,9454
PRICINDEX	2	2,0541	-2,5974	-1,9453
D(PRICINDEX)	2	-8,4084	-3,5256	-2,9029
SELINDEX	3	-0,4753	-2,5974	-1,9453
D(SELINDEX)	3	-7,5926	-2,5979	-1,9454

Fonte: Elaboração própria.

^a A defasagem corresponde à defasagem truncada selecionada para o núcleo (*kernel*) de Bartlett. Não foi utilizado constante nem tendência para as séries D(DEBGDP), SHP, D(SHP), D(EXCINDEX), EXCINDEX, D(PS), PS, D(SELINDEX), SELINDEX, PRICINDEX, INDEX, D(INDEX), D(AMPD), FRS e DFRS. Para as séries DEBGDP e D(PRICINDEX) foi utilizada constante. Para a série AMPD foi utilizada constante e tendência.

QUADRO A3

Teste de cointegração de Johansen

No de relações testadas	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Probabilidade ^a
<i>Modelo 1</i>				
Nenhuma ^b	0,431613	90,133850	69,818890	0,0005
No máximo 1 ^b	0,267025	49,457240	47,856130	0,0351
No máximo 2	0,215673	27,090880	29,797070	0,0994
No máximo 3	0,109833	9,600017	15,494710	0,3128
No máximo 4	0,016844	1,223073	3,841466	0,2688
<i>Modelo 2</i>				
Nenhuma	0,289991	46,485160	47,856130	0,0669
No máximo 1	0,166373	21,826800	29,797070	0,3082
No máximo 2	0,111015	8,724999	15,494710	0,3914
No máximo 3	0,003500	0,252436	3,841466	0,6154
<i>Modelo 3</i>				
Nenhuma	0,184701	16,462700	20,261840	0,1539
No máximo 1	0,024151	1,760242	9,164546	0,8248
<i>Modelo 4</i>				
Nenhuma ^b	0,306547	56,785930	47,856130	0,0058
No máximo 1 ^b	0,231001	30,428710	29,797070	0,0422
No máximo 2	0,138665	11,516800	15,494710	0,1816
No máximo 3	0,010627	0,769249	3,841466	0,3804

Fonte: Cálculos dos autores, utilizando o teste de cointegração de Johansen.

^a Valores *p* de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

^b Indica rejeição da hipótese a nível de 0,05.

QUADRO A4

Testes de raiz unitária (Dickey-Fuller ampliado e Phillips-Perron) (VAR)

Séries	Dickey-Fuller ampliado ^a				Phillips-Perron ^b			
	Defasagem	Teste	Valores críticos 1%	Valores críticos 5%	Defasagem	Teste	Valores críticos 1%	Valores críticos 5%
AMPD	0	-0,333129	-2,601596	-1,945987	1	-4,392240	-4,107947	-3,481595
D(AMPD)	0	-6,932854	-2,602185	-1,946072				
SELIC	1	-3,420096	-3,538362	-2,908420	5	-0,236942	-2,601596	-1,945987
D(SELIC)					3	-2,774981	-2,602185	-1,946072
DINVINDEIX	0	-0,333129	-2,601596	-1,945987	3	-0,322813	-2,601596	-1,945987
D(DIVINDEIX)	0	-6,932854	-2,602185	-1,946072	3	-6,904872	-2,602185	-1,946072
DEBGDP	1	0,075217	-2,602185	-1,946072	1	0,040130	-2,601596	-1,945987
D(DEBGDP)	0	-10,72096	-2,602185	-1,946072	2	-10,55005	-2,602185	-1,946072

Fonte: elaboração própria.

^a A seleção final das defasagens foi efetuada segundo o critério de Schwarz. Não foi utilizada constante nem tendência para as séries, exceto para a SELIC, que utilizou constante.

^b A defasagem corresponde à defasagem truncada selecionada para o núcleo (*kernel*) de Bartlett. Não foi utilizada constante nem tendência para as séries, exceto para AMPD, que utilizou constante e tendência.

QUADRO A5

Critérios de informação de Schwarz e de Hannan-Quinn para o VAR

VAR	Com constante		Sem constante	
	Ordem	Schwartz	H-P	Schwartz
0	22,43041	22,34540		
1	15,18016	14,75511	15,18027	14,84023
2	14,89359*	14,12851 ^a	14,75558 ^a	14,07551 ^a
3	15,42656	14,32144	15,35733	14,33722
4	15,90623	14,46108	16,02932	14,66918
5	16,47140	14,68622	16,53693	14,83675

Fonte: Cálculos dos autores com base nos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn.

^a Indica a ordem dos resíduos selecionados pelo critério correspondente.

QUADRO A6

Teste de precedência temporal de Granger^a

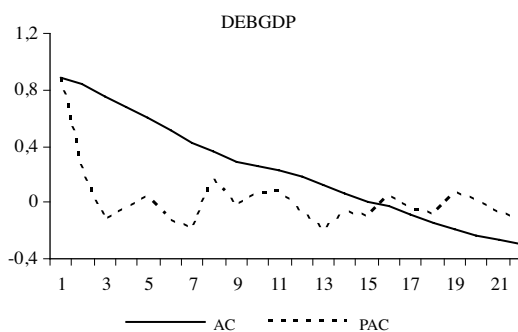
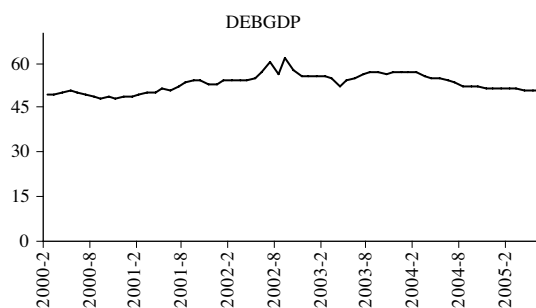
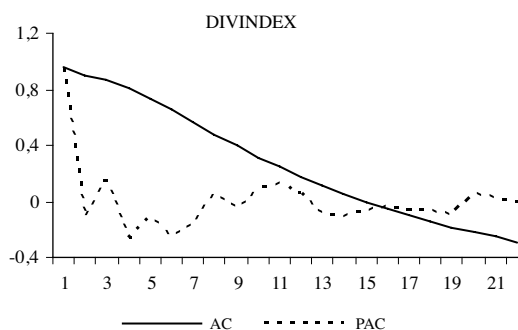
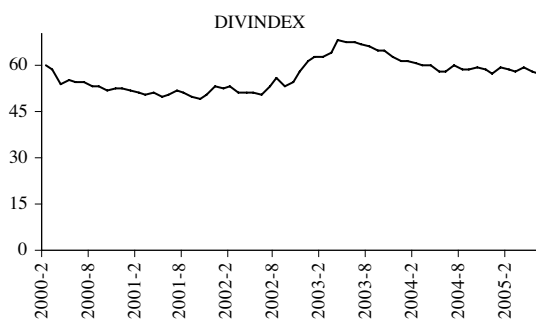
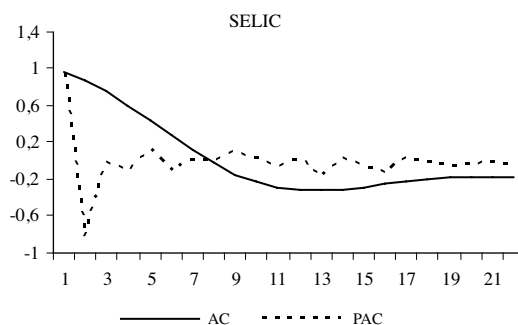
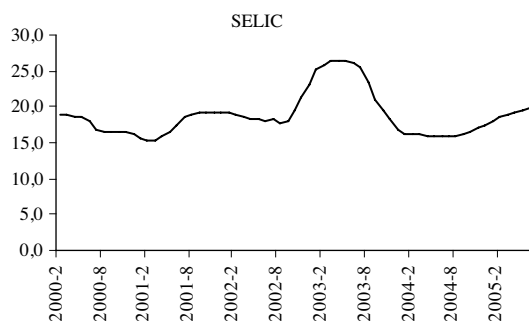
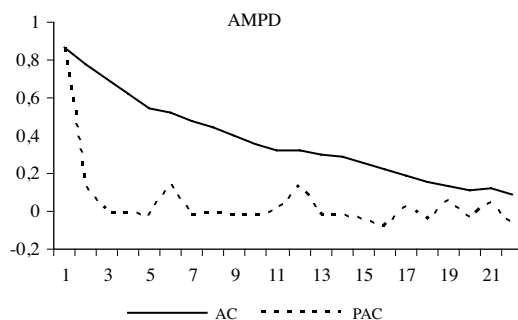
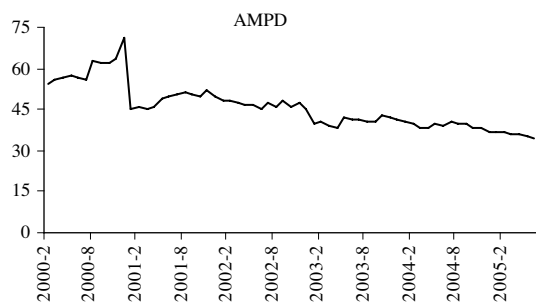
VAR (2)			
Hipótese nula	Nº de observações	Estatística F	Probabilidade
DSELIC não causa DAMPD	62	0,15207	0,85927
DAMPD não causa DSELIC		0,40028	0,67200
DDIVINDEX não causa DAMPD	62	0,55802	0,57544
DAMPD não causa DDIVINDEX		0,03362	0,96696
DDEBGDP não causa DAMPD	62	1,02862	0,36404
DAMPD não causa DDEBGDP		0,16018	0,85237
DDIVINDEX não causa DSELIC	62	0,74929	0,47730
DSELIC não causa DDIVINDEX		7,63111	0,00116
DDEBGDP não causa DSELIC	62	2,82503	0,06763
DSELIC não causa DDEBGDP		1,20975	0,30581
DDEBGDP não causa DDIVINDEX	62	0,86605	0,42607
DDIVINDEX não causa DDEBGDP		2,41721	0,09826

Fonte: Cálculos dos autores.

^a Nesta tabela se considera “causar” no sentido dado por Granger.

GRÁFICO A1

Evolução e correlograma das séries^a



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Brasil e Banco Central do Brasil.

^a AC= autocorrelação. PAC= autocorrelação parcial. As cifras 1-21 indicam número de defasagens. As ordenadas registram os valores da autocorrelação e da autocorrelação parcial.

Bibliografia

- Barro, R.J. (2003): "Optimal management of indexed and nominal debt", *Annals of Economics and Finance*, N° 4, Beijing, Central University of Finance and Economics.
- Calvo, G. e P. Guidotti (1990): "Indexation and maturity of government bonds: an exploratory model", em R. Dornbusch e M. Draghi (comps.), *Public Debt Management: Theory and History*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Dornbusch, R. e M. Draghi (1990): *Public Debt Management: Theory and History*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Giavazzi, F. e M. Pagano (1990): "Confidence crises and public debt management", em R. Dornbusch e M. Draghi (comps.), *Public Debt Management: Theory and History*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Giavazzi, F. e A. Missale (2004): *Public Debt Management in Brazil*, NBER Working Paper, N° 10394, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, vol. 59, N° 6, Nova York, The Econometric Society. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Nova York, Oxford University Press.
- MacKinnon, J.G., A.A. Haug e L. Michelis (1999): "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, N° 5, Hoboken, John Wiley & Sons.
- Missale, A., F. Giavazzi e P. Benigno (2002): "How is debt managed? Learning from fiscal stabilization", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 104, N° 3, Oxford, Reino Unido, Blackwell Publishing.
- Newey, W. e K. West (1987): "A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 55, N° 3, Nova York, The Econometric Society.
- Sargent, T.J. e N. Wallace (1981): "Some unpleasant monetarist arithmetic", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Minneapolis, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Wolswijk, G. e J. de Haan (2005): *Government Debt Management in the Euro Area: Recent Theoretical Developments and Changes in Practices*, Occasional Paper Series, N° 25, Frankfurt, Banco Central Europeu, março.