

DANIEL PEREIRA DA SILVA

**A SOLVÊNCIA INTERTEMPORAL DA DÍVIDA INTERNA
BRASILEIRA: 1995-2005**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Economia da Universidade Católica de Brasília para a obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Tito Belchior Silva Moreira

Brasília
2006

Dedicatória

À Ilda e Márcio que me presentearam com o bem maior: a vida.

À Cynthia e Guilherme, luzes do meu caminho.

À Soraya pelo carinho, companheirismo e presença marcante em minha vida.

Agradecimentos

Agradeço ao Professor Dr. Tito Belchior por sua dedicação e a todos os professores e amigos que, ao longo desta jornada, contribuíram para a concretização deste trabalho.

Agradeço à Soraya por sua generosidade e pelas sugestões preciosas.

Agradeço finalmente a Deus por estar sempre presente em meu caminho.

Resumo

Ao longo das últimas décadas, as preocupações com a magnitude e a trajetória da dívida pública brasileira, com todos os seus desdobramentos sobre a vulnerabilidade externa do país, custos de financiamento impingidos à sociedade e impactos macroeconômicos, já suscitaram exaustivas investigações acerca do tema e perpetuam o monitoramento de sua evolução. O presente estudo concentra-se no exame da solvência de longo prazo da dívida pública brasileira a partir da análise de co-integração entre receitas e despesas do governo. Os resultados econométricos demonstram que receitas - excluindo senhoriagem - e despesas - incluindo o pagamento dos juros da dívida - são co-integradas, com base nos dados observados no período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005. Isto significa que, apesar de ostentarem trajetória desigual no curto prazo, a receita e a despesa do governo possuem uma relação de longo prazo, configurando a condição essencial para a solvabilidade intertemporal da dívida pública. Testes adicionais aplicados sobre as séries de resultado primário e nominal corroboram as conclusões encontradas no estudo.

Palavras-chave: Solvência intertemporal, Dívida pública, Co-integração, Receita e despesa do governo.

Abstract

Over the past few decades, concerns over the magnitude and path of Brazilian public debt have raised countless analyses and caused constant monitoring of debt evolution. It is widely known it may have great consequences on the country's growth and vulnerability to shocks as well as on the financing costs imposed to society. This work examines the long-run solvency of Brazilian public debt, based on the cointegration analysis between government revenues and outlays. According to data collected from January 1995 to December 2005, revenues (excluding seigniorage) and outlays (interest payments included) are cointegrated. This means that, although they take different paths in the short run, there is a long-run equilibrium relation tying both elements together, which assures public debt intertemporal solvency. Additional tests using primary and nominal results series corroborate the same conclusions.

Keywords: Intertemporal Solvency, Public Debt, Co-integration, government income and government expense.

Sumário de Tabelas

Tabela 1:	Execução Financeira do Tesouro Nacional.....	35
Tabela 2:	Testes de Raiz Unitária – Receita em Nível – sem Tendência.....	47
Tabela 3:	Testes de Raiz Unitária – Despesa em Nível – sem tendência.....	48
Tabela 4:	Dados em Nível – Teste ADF (AIC) – com Tendência e Constante.....	48
Tabela 5:	Testes de Raiz Unitária – 1ª Diferença da Receita.....	49
Tabela 6:	Testes de Raiz Unitária – 1ª Diferença da Despesa.....	50
Tabela 7:	Parâmetros Estimados – 1995-2005.....	51
Tabela 8:	Testes de Raiz Unitária – Resíduos da Regressão Co-integrante.....	52
Tabela 9:	Cointegration Rank Test (Trace)	54
Tabela 10:	Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue).....	54
Tabela 11:	Testes de Raiz Unitária – DLSP - % do PIB – 1995-2005.....	57
Tabela 12:	Testes de Raiz Unitária – Superávit Primário - % do PIB – 1995-2005.....	58
Tabela 13:	Testes de Raiz Unitária – Déficit Nominal - % do PIB – 1995-2005.....	59

Sumário de Figuras

Figura 1:	Resultado Primário do Setor Público Consolidado.....	29
Figura 2:	Dívida Líquida do Setor Público e Dívida Bruta do Governo Geral (R\$).....	31
Figura 3:	Dívida Líquida do Setor Público e Dívida Bruta do Governo Geral (% PIB).....	31
Figura 4:	Governo Geral: Dívida Bruta, Dívida Líquida e Créditos.....	33
Figura 5:	Composição Percentual dos Créditos do Governo Geral.....	34
Figura 6:	Receita e Despesa em Nível - % do PIB.....	47
Figura 7:	Receita e Despesa em 1ª Diferença.....	49
Figura 8:	Resíduos da Regressão Co-integrante – 1995-2005.....	52
Figura 9:	Dívida Líquida do Setor Público Consolidado - % do PIB.....	57
Figura 10:	Superávit Primário - % PIB.....	58
Figura 11:	Déficit Nominal - % do PIB.....	59

Sumário

Resumo.....	4
Abstract.....	5
Sumário das Tabelas.....	6
Sumário das Figuras.....	7
1 Introdução.....	9
2 Revisão da Literatura.....	13
3 A dívida Pública Brasileira.....	21
3.1 Principais Conceitos.....	22
3.1.1 Dívida Líquida do Setor Público (DLSP).....	22
3.1.2 Dívida Líquida do Governo Geral.....	24
3.1.3 Dívida Bruta do Governo Geral.....	24
3.2 Antecedentes.....	25
3.3 Evolução Recente da Dívida Pública.....	27
4 Metodologia.....	35
4.1 Base de Dados.....	35
4.2 Co-integração.....	39
4.3 Teste de Johansen.....	42
4.4 Modelagem Econométrica: a metodologia Engle Granger.....	43
4.5 Metodologia de Issler e Lima.....	45
5 Resultados.....	47
5.1 Dados em Nível – 1995-2005.....	47
5.2 Dados em Primeira Diferença.....	49
5.3 Análise da Regressão Co-integrante: 1995-2005.....	51
5.4 Teste de Co-integração de Johansen.....	54
5.5 Testes de Raiz Unitária complementares.....	57
6 Conclusão.....	60
Referências Bibliográficas.....	62
Anexo I Correlogramas das Séries.....	65
Anexo II Output: Teste de Co-integração de Johansen.....	73
Anexo III Output: Vetor de Correção de Erros.....	74
Anexo IV Regressão do Modelo de Correção de Erros.....	75
Anexo V Regressões Co-integrantes.....	76

1. Introdução

A gestão da dívida pública no Brasil tem sido objeto de debate e inquietação, desde o início da década de 1980. O cenário de crônico desequilíbrio fiscal que caracterizava as contas públicas brasileiras desde aquela época engendrou um perigoso círculo vicioso, no qual as dificuldades de financiamento do governo alimentavam estimativas de elevado risco de *default* da dívida pública. Tal ambiente propiciava a elevação do custo de rolagem da dívida, o que afetava negativamente a capacidade de financiamento do governo, confirmando o elevado risco estimado e realimentando todo o processo. O rompimento desse círculo vicioso foi, e ainda é, um importante desafio a ser enfrentado pelo governo, no Brasil.

Uma característica peculiar do estado brasileiro a propiciar a atualidade deste tema está ligada à sua tradicional tendência para o aumento do gasto público. Historicamente, tal atributo está na raiz do desequilíbrio fiscal brasileiro, responsável pela geração de sucessivos e relevantes déficits públicos ao longo de várias décadas, o que, em última instância, propiciou uma descomunal elevação da dívida pública interna, cuja magnitude tornou-se o principal fator a alimentar sua própria vulnerabilidade.

Em tempos de hiperinflação, realidade emblemática dos anos 80 que se estendeu a quase a metade da década de 90, o governo se utilizava-se sistematicamente da emissão de moeda como fonte de recurso para financiar o déficit público – a receita de senhoriagem.

A implantação do Plano Real em julho de 1994 representou um passo fundamental para o rompimento deste ciclo. A troca de moeda então realizada, cujo principal objetivo era o de neutralizar os efeitos da inércia inflacionária, trazia implicitamente o compromisso de se limitar a emissão da nova moeda, o real, que, na fase inicial, passava a ser ancorado no dólar americano à paridade de um por um no limite superior da taxa de câmbio. Não é por outro motivo que a receita de senhoriagem sofreu a partir de então uma queda abrupta, desnudando o desequilíbrio crônico no lado fiscal da economia.

Desde então, a questão fiscal passou a ocupar lugar de crescente relevo dentro da discussão econômica nacional, de modo que a partir de 1999, uma série de reformas passaram a ser implementadas com o objetivo de se impor um ordenamento fiscal que primasse por um maior nível de controle e disciplina do gasto público.

Destaque a este tipo de normatização deve ser dado à Lei de Responsabilidade Fiscal que atingiu de maneira importante as três esferas de governo, exigindo um maior grau de formalismo, adequação a limites e cumprimento legal de registros e prazos nas contas públicas.¹

A despeito, porém, de toda a regulamentação institucionalizada desde o final dos anos 90 com o objetivo de se propiciar uma maior disciplina do gasto público, a tendência para o crescimento da despesa continuou permeando a evolução dos dados fiscais no Brasil. Não é por outra razão que o consistente aumento da despesa do governo a partir de 2003, sobretudo com gastos correntes, é apresentado por vários estudos como fator de vulnerabilidade da política fiscal do país. Tal característica da despesa suscita preocupações quanto à geração futura dos vultosos superávits primários obtidos nos últimos anos, num momento em que a capacidade de aumento da arrecadação, tônica da geração dos superávits no período, encontra-se praticamente em seu limite.

Uma vez mais, a magnitude e trajetória da dívida pública, é o pano de fundo a nortear as inquietações com o aspecto fiscal da economia. É por esta razão que as trajetórias de variáveis de impacto direto sobre a relação dívida/PIB – o mais conhecido indicador de solvência da dívida do país - como o nível do superávit primário, taxa de crescimento da economia ou patamar da taxa de juros, dentre outros, são continuamente monitoradas por aqueles que se detêm sobre este tema, servindo de subsídio a projeções minimamente fidedignas acerca da trajetória da dívida pública.

¹ A Lei de Responsabilidade Fiscal entrou efetivamente em vigor através da publicação da Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000.

Uma vasta literatura dedica-se à análise da restrição orçamentária intertemporal do governo e a conclusão recorrente é que uma política fiscal só é sustentável se a restrição orçamentária do governo for válida em valor presente. Em outras palavras, a dívida atual deve ser compensada pela soma dos valores esperados futuros dos superávits primários, descontados a valores de hoje.

Atinente a esta questão, o presente trabalho dedica-se ao estudo da solvência intertemporal da dívida pública brasileira através da análise de co-integração entre as séries de receitas e despesas do governo no período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005. A principal motivação do estudo é verificar se a dívida pública interna pode ser considerada solvente no longo prazo, mesmo após a declínio da receita de senhoriagem ocorrido a partir de 1994.

Para o exame da co-integração, seguem-se as abordagens de Hamilton e Flavin (1986), Hakkio e Hush (1991), e Tanner e Liu (1994). Estes autores conduziram diversos testes de raiz unitária para a economia americana, assumindo uma taxa de juros fixa. Tanner (1995), aplica tal abordagem ao caso brasileiro no período compreendido entre 1976 e 1991. O autor assinala que reduções da indexação real da economia, geralmente associadas a planos anti-inflacionários, foram seguidas por aumentos do gasto governamental levando à percepção de que tais reduções, serviam como *defaults* implícitos, concluindo, então, que a política fiscal brasileira, no período, era não-sustentável a longo prazo.

Pastore (1995), [identifica o aumento do peso da senhoriagem como fonte adicional de receitas a evitar que o crescimento da dívida pública se tornasse não sustentável na primeira metade da década de 90](#). Na mesma linha, [Issler e Lima \(2000\) mostram que a sustentabilidade da dívida pública no Brasil de 1947 a 1992 foi alcançada principalmente devido ao uso de receita proveniente da senhoriagem](#). Do resultado destes trabalhos pode-se ter uma idéia da importância que a receita de senhoriagem assumiu até a primeira metade da década de noventa para viabilizar o equilíbrio das contas públicas.

Após o plano de estabilização monetária em 1994, a senhoriação como fonte de receita perdeu relevância, levando a autoridade fiscal a propor aumento de impostos (ou corte de despesas) para gerar elevados superávits primários, necessários para garantir a sustentabilidade fiscal. Atualmente, a geração de tais superávits praticamente esgotou a via de aumento da arrecadação, restando apenas a redução/otimização das despesas como instrumento viável a propiciar a continuidade da obtenção de superávits primários na magnitude necessária à queda continuada da relação dívida/PIB.

O presente estudo divide-se em seis capítulos principais, incluindo esta introdução como o capítulo 1. No capítulo 2 é feita a revisão da literatura com destaque para a descrição do referencial teórico que norteia o estudo da evolução da dívida do governo. No capítulo 3, são apresentados os principais conceitos da dívida pública, além de um breve histórico de sua evolução recente no Brasil. No capítulo 4, é exposta a metodologia a ser utilizada, além dos principais conceitos sobre co-integração. No capítulo 5 são apresentados os resultados dos exames econométricos de estacionariedade e co-integração entre as séries de receita e despesa do governo. São avaliadas também as evoluções dos resultados primário e nominal no período, bem como a trajetória da Dívida Líquida do Setor Público. Por fim, no capítulo 6, são apresentadas as conclusões do estudo.

2. Revisão da Literatura:

Para se proceder a qualquer discussão acerca da sustentabilidade da dívida pública é imprescindível um exame da dinâmica da restrição orçamentária do governo e de suas possibilidades e limitações em afetar o comportamento da dívida. Sendo assim, serão expostos a seguir alguns modelos consagrados pela literatura, que buscam analisar mais detalhadamente esta questão.

Segundo Blanchard et al (1990), o conceito de sustentabilidade parte da seguinte equação:

$$dB/ds = G + H - T + iB \quad (2.1)$$

Onde B é a dívida nominal - dB/ds representa a variação da dívida ao longo do tempo - , i é a taxa de juros nominal incidente sobre a dívida, G é o gasto nominal do governo com bens e serviços, H são as transferências do governo e T são os impostos. O valor do gasto do governo somado às transferências menos os impostos é o déficit primário.

Este terá um papel importante na análise [apresentada a seguir](#) e pode ser expresso por D. Desta forma, a evolução do valor nominal da dívida será dada pela equação (2.1), na qual o lado direito corresponde à definição usual de déficit nominal.²

Excluído: abaixo

Como as economias crescem ao longo do tempo, é usual exprimir-se a restrição orçamentária do governo como proporção do PIB. Desta forma, b denota a taxa real da dívida sobre o PIB real. Similarmente, g, h e t expressam as taxas reais de gasto público, transferências e impostos em relação ao PIB real. Considerando-se, então, d a taxa de

² Observe que Blanchard concentra-se no aspecto fiscal, não explicitando nesta análise a receita de senhoriação. De fato, o comportamento fiscal do governo é decisivo na definição da trajetória da dívida. Não obstante, o efeito da receita de senhoriação será pormenorizado mais adiante.

déficit primário como proporção do PIB, θ a taxa real de crescimento do PIB e r a taxa real de juros *ex post* ($i - \pi$), onde π é a taxa de inflação, a equação (1) torna-se:

$$db/ds = g + h - t + (r - \theta)b = d + (r - \theta)b \quad (2.2)$$

A equação (2.2) é fundamental para a análise da sustentabilidade, pois mostra que a evolução da dívida como proporção do PIB depende de dois conjuntos de fatores. O primeiro, que reflete os gastos correntes, transferências e regras quanto à tributação, é expresso pelo próprio resultado primário. O segundo, que reflete a “herança do passado”, é o produto da dívida acumulada como proporção do PIB pela diferença entre as taxas real de juros e de crescimento do PIB. Se esta diferença é positiva, um superávit primário é necessário para manter a relação dívida/PIB constante (Blanchard *et alii* (1990), p. 11).

Evsey Domar (1944) e Roy Harrod (1948) foram os pioneiros a apontar, de forma independente, a importância de se comparar a taxa de juros (líquida de impostos) paga aos detentores de títulos públicos e a taxa de crescimento da renda ou produto, quando se discute o acúmulo de déficits fiscais e a trajetória do endividamento público.

Para ilustrar esse ponto, assumamos ausência de financiamento monetário e considere a restrição orçamentária governamental, expressa em termos reais e em relação ao produto, similar à equação (2.2) exposta acima:

$$b_t - b_{t-1} = g_t - t_t + (r_{t-1} - \theta_{t-1})b_{t-1}, \quad (2.3)$$

onde b é o estoque de dívida governamental em seu valor de face; g e t representam os gastos governamentais (excluindo o pagamento de juros sobre a dívida) e receitas tributárias, respectivamente; r é a taxa de juros real *ex post*, líquida de impostos, e θ é a taxa de crescimento do produto. Observe que o lado esquerdo da equação representa a variação do estoque da dívida.

De acordo com a restrição orçamentária expressa em (2.3), se a taxa de juros real é superior à taxa de crescimento da economia, uma dívida positiva levará a um acúmulo

crecente de dívida e, conseqüentemente, num montante crescente de juros devidos, os quais terão que ser pagos por uma também crescente taxa de imposto. Isto é, a evolução da relação dívida/produto dependerá de dois fatores: do déficit primário $(g_t - t_t)$ e da multiplicação da dívida/produto pela diferença entre a taxa de juro real e a taxa de crescimento da economia. Se a diferença é positiva, para se manter a razão dívida/produto constante, é preciso produzir um superávit primário positivo; se a diferença é negativa, é possível manter a razão dívida/produto constante, mesmo com déficits orçamentários. No contexto de se comparar a taxa real de juros à taxa de crescimento econômico, um déficit primário é considerado sustentável se a razão dívida/produto se mantém constante, dada uma taxa de crescimento específica e uma taxa de juros real (líquida de impostos) constante. De acordo com a equação (2.3), a relação dívida/produto será constante quando $b_t = b_{t-1}$, o que implica $-(g_t - t_t) = (r_{t-1} - \theta_{t-1})b_{t-1}$. Claramente nesse caso, quando a taxa real de juros excede a taxa de crescimento da economia, o governo terá que produzir superávits primários se quiser manter a relação dívida/produto constante ao longo do tempo.

Quando o governo tem acesso a financiamentos monetários, como no caso em que o grau de independência do Banco Central em relação ao Tesouro é baixo, o fato de a taxa de juros real (líquida de impostos) ser inferior à taxa de crescimento não mais garante a estabilidade da relação dívida/produto. Com financiamento monetário, a restrição orçamentária do governo torna-se:

$$b_t - b_{t-1} + m_t - m_{t-1} = g_t - t_t + (r_{t-1} - \theta_{t-1})b_{t-1} - (\pi_{t-1} - \theta_{t-1})m_{t-1} \quad (2.4)$$

onde, m representa o montante de encaixes reais nas mãos do público e

$$\pi_{t-1} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (2.5)$$

é a taxa de inflação entre os períodos $t-1$ e t . O termo $(\pi_{t-1} - \theta_{t-1})m_{t-1}$ representa a coleta de senhoriagem ou receita obtida através da capacidade governamental de emitir moeda. A

receita de senhoriagem aumenta com a taxa de inflação e com o crescimento econômico (Friedman, 1973).

O problema da sustentabilidade da política fiscal surge quando o endividamento total do governo cresce ao longo do tempo, ou seja, quando $b_t - b_{t-1} + m_t - m_{t-1} > 0$. Sob que condições isso ocorreria?

Suponha que o governo incorra em déficits primários de forma que $g_t - t_t > 0$, e que as taxas de inflação, crescimento e juro real sejam todas positivas. Assim, para um dado déficit fiscal primário, o endividamento total do governo (inclusive monetário) crescerá ao longo do tempo se:

$$(a) \quad r_{t-1} > \theta_{t-1} \quad (2.6) \quad e$$

$$(b) \quad (r_{t-1} - \theta_{t-1})b_{t-1} > (\pi_{t-1} - \theta_{t-1})m_{t-1}. \quad (2.7)$$

Ou seja, quando o governo tem acesso à senhoriagem, para um dado déficit primário, a condição de sustentabilidade não mais requer somente que a taxa de juros real não supere a taxa de crescimento da economia. Requer também que, para um dado déficit primário e para uma dada composição do endividamento (relação entre a dívida não monetária e monetária, $\frac{b_{t-1}}{m_{t-1}}$), a coleta de senhoriagem seja suficiente para fazer frente aos gastos com os juros devidos, ajustados pelo crescimento da renda. Sob essas condições, as receitas de senhoriagem estarão impedindo que os custos da dívida em termos de pagamento de juros devidos se acumulem ao principal; dados o déficit primário e a composição do endividamento, se a receita de senhoriagem cobre os gastos com o pagamento de juros, o endividamento total do governo, como proporção da renda, mantém-se constante ao longo do tempo (Luporini, 2004).

Bennett McCallum (1984) introduz o papel do mercado ao prover um modelo de microfundamentos do financiamento governamental. O autor especifica um modelo

maximizador de bem-estar em que os agentes econômicos levam em consideração a restrição orçamentária do governo quando tomam suas decisões de alocação de recursos.

Nesse contexto, McCallum (1984) examina a hipótese de que um déficit positivo, constante, possa ser mantido de forma permanente e sem inflação via emissão de títulos. O autor conclui que déficits permanentes, exclusivos de pagamento de juros, não podem ocorrer porque um indivíduo otimizador não continuará adquirindo ativos financeiros de um governo que não intenciona honrar suas dívidas. Na resolução do problema de maximização do agente econômico, uma condição de transversalidade impede que o governo incorra num esquema Ponzi³ contra o público, no qual o governo poderia tomar emprestado e pagar o serviço de sua dívida emitindo mais títulos, rolando a dívida indefinidamente. Ou seja, de acordo com o autor, uma dívida será sustentável se o governo satisfizer sua restrição orçamentária intertemporalmente e a condição de transversalidade estiver garantida, formalizando a limitada disposição dos agentes econômicos de adquirirem títulos do governo.

Para Harrod (1948) e Domar (1944), a dívida do governo é sustentável quando a taxa de juro real, líquida de impostos, é inferior à taxa de crescimento da economia. Quando isso ocorre, a economia é dita dinamicamente ineficiente e, na verdade, a restrição orçamentária do governo não está ativa, possibilitando ao governo rolar sua dívida indefinidamente. No entanto, apesar de uma política fiscal em que o orçamento está equilibrado ser sustentável de acordo com o critério de Harrod e Domar, se há uma dívida inicial, essa política não será considerada sustentável sob o critério Ponzi já que, na ausência de superávits primários futuros, sempre haverá um estoque de dívida não pago. Ou seja, o governo não poderá ser considerado solvente⁴ pois sua dívida não pode ser liquidada, pela soma de superávits primários esperados.

³ O critério Ponzi pode ser sumariamente descrito como aquele em que um agente contrai uma nova obrigação sem quitar completamente débitos anteriores, incorrendo no agigantamento indefinido de sua dívida.

⁴ O conceito de solvência da dívida pública será explicitado neste capítulo.

Mas, independentemente do critério de sustentabilidade utilizado, não se deve perder a noção de que um governo com alguma dívida hoje terá mais cedo ou mais tarde que gerar superávits primários, os quais serão tanto maiores quanto maior for a dívida corrente.

Excluído:

Luporini (1999), em consonância com Blanchard *et alii* (1990), considera que a política fiscal do governo é sustentável se o valor descontado de sua dívida mobiliária como proporção do PIB for respaldado por superávits fiscais primários de mesmo valor- presente.

Em outras palavras, Rossi (1992) utiliza o mesmo conceito afirmando que uma política fiscal é dita sustentável se o valor presente dos superávits primários futuros for igual ao valor da dívida corrente, ou seja, se houver equilíbrio intertemporal do orçamento.

Goldfajn (2002) define um governo como *solvente* “se o valor-presente descontado (VPD) dos gastos primários correntes e futuros não for maior que o VPD da trajetória de suas receitas correntes e futuras, líquidas de qualquer endividamento inicial” e considera uma dívida *sustentável* “se satisfizer o valor-presente da restrição orçamentária sem uma correção maior no futuro, a qual poderia ser não factível ou indesejável, por razões econômicas ou políticas”.

A condição de solvência pode ser formalizada da seguinte maneira⁵:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j})} \leq \sum_{i=0}^{\infty} \frac{I_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j})} - (1+r_t) * D_{t-1}, \quad (2.8)$$

onde: E_{t+i} são as despesas

I_{t+i} são as receitas

D_{t-1} é a dívida.

⁵ Ver IMF (2002). “Assessing Sustainability” em *Public Information Notice* 2/69 de 11 de julho de 2002. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/pdr/sus/2002/eng/052802.htm>>.

Se o superávit primário for⁶:

$$S_{t+i} = I_{t+i} - E_{t+i}, \quad (2.9)$$

então:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j})} \geq (1+r_t) * D_{t-1} \quad (2.10)$$

Se a taxa de juros real (r_{t+j}) e a taxa real de crescimento do PIB (g_{t+j}) forem mantidas constantes e a taxa de juros for maior que a taxa de crescimento do PIB:

$$r_{t+j} = r_t, \quad (2.11)$$

$$g_{t+j} = g_t, \quad (2.12)$$

$$r_t \geq g_t, \quad (2.13)$$

então a equação (1) como percentual do PIB poderia ser simplificada para:

$$(1+r_t) * \frac{D_{t-1}}{Y_t} \leq \sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{Y_t * (1+r)^i} = s_t * \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(1+g_t)^i}{(1+r_t)^i} = s_t * \frac{1+r_t}{r_t - g_t} \quad (2.14)$$

Para uma dada trajetória (constante) dos superávits primários como percentuais do PIB (s_t):

$$s_t = s_{t+1} = \frac{S_{t+i}}{Y_t * (1+g_t)^i} \quad (2.15)$$

Portanto, da equação (2.14), o superávit primário requerido para solvência seria dado por:

$$s \geq (r-g) * d / (1+g) \quad (2.16)$$

É importante observar que a condição de solvência, derivada dos valores constantes para crescimento, taxas de juros e superávit primário, é também uma condição para

⁶ Conceito pomenorizado por Goldfajn (2002).

sustentabilidade, já que, por definição, não requer mudança maior nas variáveis futuras para satisfazer a restrição orçamentária intertemporal do setor público.

McCallum (1984) não faz diferenciação entre os conceitos de sustentabilidade e solvência, utilizando os termos indistintamente, mas o critério proposto por McCallum equivale ao de *solvência* definido por Goldfajn (2002). É claro que, no entanto, se a dívida de um governo é *sustentável* de acordo com a definição de Goldfajn, esse governo é também *solvente* (Luporini, 2004).

3. A Dívida Pública Brasileira:

De acordo com a Lei nº 4.320, de 17 de março de 1964, a dívida pública federal divide-se em dívida flutuante e dívida fundada. A dívida flutuante, designada também como dívida de curto prazo, é composta pelos restos a pagar - excluídos os serviços da dívida -, pelos serviços da dívida a pagar, pelos depósitos e débitos de tesouraria. Ela constitui o Passivo Financeiro. As operações da dívida flutuante e o pagamento de suas amortizações são classificados como extra-orçamentários. Já os encargos da dívida são orçamentários. As amortizações e os encargos constituem o chamado serviço da dívida.

A dívida fundada, ou de longo prazo, também conhecida por dívida consolidada, compreende todos os compromissos de exigibilidade superior a doze meses, contraídos para atender ao desequilíbrio orçamentário ou aos financiamentos de obras e serviços públicos⁷. A dívida fundada constitui o passivo permanente.

A Dívida Pública Federal pode ser dividida entre interna e externa. A famosa dívida externa brasileira, fonte de grande celeuma nas décadas de oitenta e noventa, reduziu-se de maneira significativa ao longo dos últimos anos, deixando de ser fator de vulnerabilidade externa e, portanto, de suscitar maiores preocupações. Por outro lado, no Brasil recente, quando se fala em dívida pública, refere-se normalmente à Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (DPMFi), principal componente da Dívida Pública Federal (DPF) e sobre a qual se concentra a ênfase do conceito de endividamento presente neste trabalho.

A DPF Interna engloba o endividamento do Governo Federal decorrente de operações de crédito realizadas, as dívidas assumidas por entidades públicas, com o objetivo de atender às necessidades de produção de bens e serviços públicos, as de emissão de títulos de responsabilidade do Tesouro Nacional, para fazer face às despesas

⁷ O estoque da dívida é resultado dos sucessivos déficits incorridos pelo Governo Central e que podem ser medidos tanto pela diferença algébrica entre receitas e despesas (acima da linha) como pela identificação do montante utilizado para financiá-lo (abaixo da linha). O cálculo oficial do déficit público efetuado pelo Banco Central (abaixo da linha), embora mais preciso, tem a grande desvantagem de não permitir a identificação dos fatores de causa do déficit.

não cobertas pelas receitas efetivamente realizadas, e as provenientes de rolagens de dívidas mobiliárias anteriormente constituídas.

Desde que a dívida mobiliária interna passou a representar o elemento central da dinâmica do endividamento público brasileiro, sua composição passou a exercer um importante papel na condução da política macroeconômica. Cumpre ressaltar que o conceito de dívida mobiliária é, por definição, a apuração de valor bruto dessa dívida.

Após a apresentação de algumas definições iniciais, nos deteremos mais detalhadamente sobre o conceito do indicador mais utilizado para verificação da solvabilidade da dívida: a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP). Outros conceitos mais utilizados serão expostos na seqüência.

3.1 Principais Conceitos⁸

3.1.1 Dívida Líquida do Setor Público (DLSP)

O conceito de setor público utilizado para mensuração da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) é o de setor público não-financeiro juntamente com o Banco Central. Considera-se como setor público não financeiro as administrações diretas federal, estaduais e municipais, as administrações indiretas, o sistema público de previdência social e as empresas estatais não-financeiras federais, estaduais e municipais, além da empresa Itaipu Binacional. Incluem-se também no conceito de setor público não-financeiro, os fundos públicos que não possuem característica de intermediários financeiros, isto é, aqueles cuja fonte de recursos é constituída de contribuições fiscais ou para-fiscais.

O Banco Central é incluído na apuração da dívida líquida pelo fato de transferir seu resultado automaticamente para o Tesouro Nacional, além de ser o agente arrecadador do

⁸ As definições expostas neste sub-ítem podem ser encontradas no Arquivo Metadados de finanças públicas do Banco Central disponível em www.bcb.gov.br: Economia e Finanças/ Séries Temporais.

imposto inflacionário. A dívida líquida do setor público (DLSP) é utilizada como base para o cálculo do déficit público no conceito "abaixo da linha".

A DLSP é definida como o balanceamento entre as dívidas e os créditos do setor público não-financeiro e do Banco Central. Os saldos são apurados pelo critério de competência, ou seja, a apropriação de encargos é contabilizada na forma *pro-rata*, independente da ocorrência de liberações ou reembolsos no período. Eventuais registros contábeis que não utilizam esse critério são corrigidos para manter a homogeneidade da apuração.

A dívida líquida do setor público pode ser formalmente definida como:

$$DLSP = M + B + EI - A + EF - ER \quad (3.1)$$

onde,

M = base monetária;

B = saldo da dívida interna corrigida por juros internos ou por índices domésticos;

E = taxa de câmbio;

I = dívida interna indexada à variação da taxa de câmbio;

A = ativos financeiros do setor público e

F e **R** representam a dívida externa e as reservas internacionais, respectivamente.

A variação da dívida líquida corresponde à variação da base monetária, dos títulos domésticos e externos (**B**, **I** e **F**), dos ativos internos e externos (**A** e **R**) e da taxa de câmbio:

$$dDLSP = dM + dB + E dl - dA + E dF - E dR + (I+F-R) dE \quad (3.2)$$

ou

$$dDLSP = dM + dB + E(dl+dF-dR) - dA + (I+F-R) dE \quad (3.3)$$

3.1.2 Dívida Líquida do Governo Geral

A dívida líquida do governo geral corresponde ao endividamento líquido (balanceamento de débitos e créditos) do Governo Federal (inclusive previdência social), dos governos estaduais e dos governos municipais, junto ao sistema financeiro público e privado, setor privado não-financeiro e resto do mundo.

3.1.3 Dívida Bruta do Governo Geral

A dívida bruta do governo geral abrange o total dos débitos de responsabilidade do Governo Federal, dos governos estaduais e dos governos municipais, junto ao setor privado, ao setor público financeiro, ao Banco Central e ao resto do mundo. Os débitos de responsabilidade das empresas estatais das três esferas de governo não são abrangidos pelo conceito. Os débitos são considerados pelos valores brutos, sendo as obrigações vinculadas à área externa convertidas para reais pela taxa de câmbio de final de período (compra).

Os valores da dívida mobiliária do Governo Federal (que abrange dívidas securitizadas⁹ e a carteira de títulos públicos federais no Banco Central), são calculados com base na posição de carteira, que não leva em consideração as operações compromissadas realizadas pelo Banco Central. São deduzidos da dívida bruta do Governo Federal os créditos representados por títulos públicos que se encontram em poder de seus órgãos da administração direta e indireta, de fundos públicos federais, dos estados e dos municípios, a saber: aplicações da previdência social em títulos públicos, aplicações do FAT e outros fundos em títulos públicos e aplicações dos estados em títulos públicos federais. Analogamente, são deduzidas da dívida dos governos estaduais e dos municipais as parcelas correspondentes aos títulos em tesouraria.

⁹ Securitização consiste na consolidação de uma dívida mediante a emissão, pelo devedor, de novos títulos que incluem garantias adicionais.

3.2 Antecedentes

No início da década de 60, o país contava com elevados déficits públicos e uma economia que dificultava a intermediação financeira a ponto de proibir taxas juros superiores a 12% ao ano. Nesse contexto, o governo implementou um conjunto de reformas a partir de meados da década, onde se destaca o Programa de Ação Econômica do Governo lançado no final de 1964. As metas voltadas às finanças públicas relacionavam-se, principalmente, à política de redução do déficit fiscal, às alterações na política tributária, ao sistema bancário e creditício, aos investimentos públicos e à restauração do crédito externo.

Até então, a legislação brasileira estabelecia que compromissos financeiros para o futuro só podiam ser fixados em moeda nacional, sendo expressamente vedada a adoção da chamada “cláusula ouro”, que indexasse valores contratados a seu equivalente em ouro, ou em moeda estrangeira estável.

Com o crescimento das taxas de inflação, essa restrição praticamente inviabilizava a existência de um mercado de títulos públicos, emitidos com valor nominal fixo. A introdução da correção monetária dos títulos públicos, em 1964 (Lei nº 4.357/64), marcou o início da evolução recente da dívida pública, no Brasil. A importante inovação institucional suprimiu obstáculo da ausência de correção do valor de face do papel e abriu ao governo a possibilidade de financiar seu déficit pela emissão de títulos, em lugar da emissão de moeda. No âmbito do PAEG, foram criadas as Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN). Esses títulos foram introduzidos inicialmente de forma compulsória, passando a ser demandados voluntariamente em um segundo momento. O lançamento das ORTN's tornou possível a obtenção de recursos adicionais para a cobertura do déficit além de estimular a poupança. Eles significaram também uma nova forma de endividamento do Estado - de caráter não inflacionário - e um caminho à indexação da economia.

A partir do início da década de 1970, o desenvolvimento do mecanismo de operações de mercado aberto como forma de controle monetário ampliou o mercado de títulos públicos. Ao mesmo tempo, passou-se a estabelecer certa confusão entre a emissão de títulos como instrumento de política fiscal ou como instrumento de política monetária. De fato, o Banco Central, quando comprava papéis do governo federal para execução de operações no mercado aberto, estava efetivamente financiando o déficit governamental; por outro lado, mesmo na ausência de déficits, a expansão de títulos em circulação levava a um aumento da dívida do Tesouro, especialmente na medida em que foi concedida ao Banco Central, pela Lei Complementar nº 12, de 1971, a faculdade de lançar títulos de responsabilidade do Tesouro.¹⁰

O constituinte de 1988 preocupou-se em fixar limites entre as ações de política fiscal e de política monetária, ao estabelecer a proibição de que o Banco Central financiasse o Tesouro Nacional (art. 164 da Constituição); várias outras medidas foram tomadas, ao longo das últimas décadas, com esse objetivo.

¹⁰ Sobre este e outros problemas institucionais que dificultaram, nos anos setenta e oitenta, tanto o controle da oferta monetária quanto o equilíbrio das contas públicas, ver Simonsen (1985).

3.3 Evolução recente da dívida pública

Entre dezembro de 1994 e dezembro de 2005, a dívida líquida do setor público no Brasil (DLSP) passou de R\$ 192 bilhões (28,1 % do Produto Interno Bruto) para R\$1.002,5 bilhões (51,6% do PIB)¹¹. De fato, a dívida pública sofreu ao longo da última década uma série de transformações, cuja principal tônica foi sua concentração na esfera federal. Todavia, o salto em sua magnitude não decorre única e exclusivamente do comportamento fiscal do governo central.

A partir de 1995, dentre os vários fatores que contribuíram para o aumento da dívida pública centralizada na esfera federal, podemos destacar: i) a incorporação de uma série de “esqueletos”, referentes a passivos contingentes do setor público tais como precatórios, FCVS, dívidas de empresas estatais, ajustes patrimoniais, etc; ii) a ocorrência de déficits sucessivos, inicialmente em Estados e Municípios e, posteriormente, no próprio Governo Federal; iii) o aumento considerável das taxas de juros em diversos momentos, o que elevou as despesas financeiras do setor público, especialmente em 1997, com a Crise da Ásia, e em 1998, com a Crise da Rússia. Nestas crises, a deterioração do cenário econômico internacional aumentou a desconfiança sobre a capacidade de manutenção da política cambial tornando o Brasil alvo de ataques especulativos contornados pela elevação substancial das taxas de juros; v) a renegociação das dívidas dos estados com a União. Tal renegociação não afetou o estoque total da dívida, mas foi um importante fator de sua concentração na esfera central, dados a assunção e o refinanciamento de R\$ 108 bilhões das dívidas estaduais; vi) a desvalorização forçada do cambio ocorrida em janeiro de 1999, que elevou bruscamente o estoque da dívida indexada à variação cambial. Este era representativo naquele momento, sobretudo em função da grande demanda por hedge cambial nos meses que antecederam à mudança do regime de câmbio.

¹¹ Banco Central: Notas Econômico-Financeiras para a Imprensa – Política Fiscal. Disponíveis em: <http://www.bcb.gov.br>. Valores de final de período.

Os fenômenos enumerados aqui provocaram considerável elevação da dívida líquida total do setor público, no entanto, mais num passado próximo do que nos dias atuais, este aumento significativo da dívida suscitou recorrentes debates quanto às perspectivas futuras do endividamento público brasileiro e até mesmo sobre a viabilidade desta via de financiamento. Contudo, apesar da queda recente da DLSP como proporção do PIB, o tema ainda permanece bastante em voga, sobretudo em decorrência da magnitude das despesas por ela gerada.

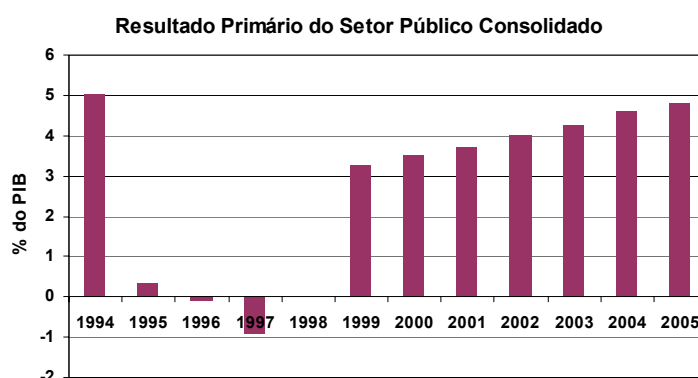
O pagamento de juros e encargos e a amortização do principal da dívida pública interna (leia-se dívida mobiliária federal) tem-se efetuado mediante a geração de superávits primários ou pela realização de operações de crédito, a partir da emissão de títulos de responsabilidade do Tesouro Nacional. O resultado primário é a principal medida de desempenho das contas públicas, constituindo-se na diferença entre o somatório das receitas primárias, que correspondem à arrecadação decorrente da atividade tributária e da prestação de serviços efetuadas pelo Estado e o montante das despesas primárias, que são os gastos diretos e indiretos efetuados pelo Estado visando à prestação de serviços à população. O refinanciamento, por sua vez, é realizado exclusivamente mediante a emissão de títulos de responsabilidade do Tesouro Nacional. Um dos efeitos da elevação da necessidade de financiamento do montante e dos encargos da dívida pública que merece ser destacado é o crescente comprometimento de fontes de recursos primários destinados à apuração de superávits primários crescentes, o que tem permitido ao Estado financiar o pagamento de juros, encargos e amortizações de suas dívidas, visando à redução dos montantes passivos e a relação entre a dívida pública e o Produto Interno Bruto (PIB), que constitui um dos indicadores de credibilidade governamental. A apuração do valor do resultado primário necessário para estabilizar a relação entre a dívida pública e o PIB é resultado de um conjunto de fatores, dentre os quais se destacam a taxa de câmbio, a taxa de juros e o crescimento econômico do País.

A geração dos superávits primários obtidos permanece então insuficiente para efetuar a amortização de grande parte da dívida pública interna que acaba sendo refinanciada, uma vez que a União não dispõe de arrecadação de recursos suficientes para saldar todo o montante da dívida pública que vence a cada exercício financeiro, necessitando, portanto, de emissão de novos títulos públicos¹².

A despeito desta realidade, a continuidade das atuais diretrizes fiscais torna possível a evolução deste quadro. O gráfico seguinte expressa a persistente disciplina fiscal dos últimos sete anos que, se acompanhada pelo crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), permite antever uma trajetória de estabilidade ou declínio continuado da razão dívida líquida/PIB.

A geração de sucessivos superávits primários é condição fundamental para se assegurar a trajetória declinante da relação dívida/PIB.

Figura 1



Fonte: Banco Central

O Banco central divulga mensalmente os saldos da Dívida Líquida do Setor Público consolidado (DLSP) e da Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG), tanto em valores

¹² Relatórios e Pareceres do Tribunal de Contas da União – 2002, p.535.

correntes como em proporção do PIB. A DLSP representa o balanceamento dos débitos e créditos do setor público, enquanto a DBGG traduz os débitos do governo geral. São duas, portanto, as diferenças básicas entre os conceitos, com a primeira referindo-se à abrangência do setor público e a segunda, à inclusão de haveres financeiros na apuração da DLSP.

Em relação à abrangência, a DLSP inclui todo o setor público não financeiro, englobando governo federal, Banco Central, governos estaduais, governos municipais e empresas estatais dos três níveis de governo. Já o indicador de DBGG tem como abrangência apenas o segmento de Governo Geral, ou seja, governo federal, estados e municípios. O conceito de governo geral diferencia-se, portanto, do conceito de setor público, de uso mais tradicional no Brasil, por excluir o Banco Central e as empresas estatais, e foi introduzido para facilitar comparações internacionais, bem como para dimensionar o total dos débitos brutos de origem eminentemente fiscal, sem computar o efeito resultante de atividades empresariais do setor público, tampouco aquelas diretamente relacionadas com as funções do Banco Central¹³.

Dessa forma, um aumento dos ativos das empresas estatais ou do Banco Central gera diminuição na dívida líquida do setor público, sem afetar a dívida bruta do Governo Geral, já que não são contemplados por esse indicador. O mesmo acontece no caso de queda em algum componente de dívida daqueles segmentos.

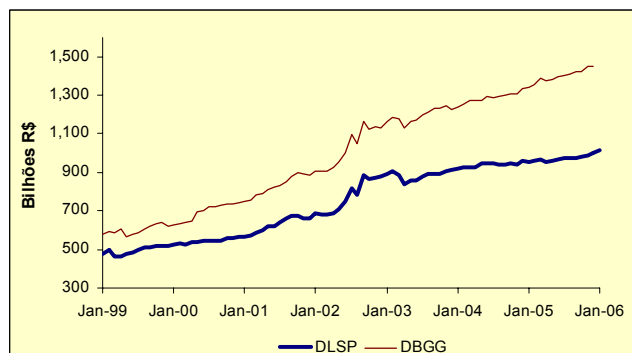
Os gráficos abaixo mostram a evolução, em valores absolutos e em proporção do PIB, da DLSP e da DBGG. Embora a dívida continue a crescer em termos nominais, quando se consideram os indicadores em proporção do PIB, a queda do endividamento público fica evidenciada a partir de 2003: tomando-se como base o patamar registrado em dezembro

¹³ Banco Central - Relatório de Inflação – Setembro/2005. p.57.

daquele ano, a DLSP registrou, em julho de 2005, queda correspondente a 5,9 p.p. do PIB, e a DBGG, a 2,8 p.p.¹⁴.

Figura 2

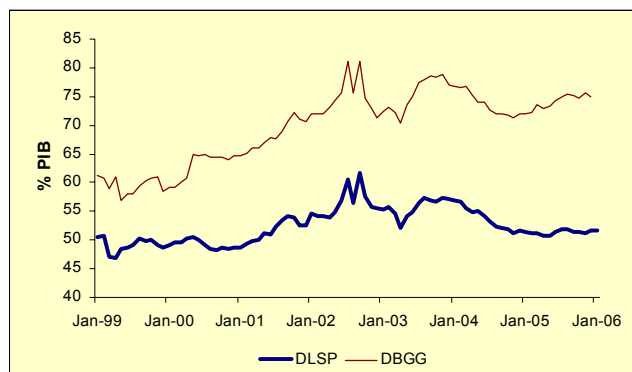
DLSP e DBGG – Milhões de R\$



Fonte: Banco Central

Figura 3

DLSP e DBGG - % do PIB



Fonte: Banco Central

Embora a dívida bruta do Governo Geral tenha apresentado, nesse período, uma menor queda como proporção do PIB, esse fato está relacionado com o comportamento de

¹⁴ Banco Central - Relatório de Inflação – Setembro/2005. p. 58-59.

ativos e passivos financeiros, que afetam de forma diferenciada o endividamento bruto e o endividamento líquido. Mudando-se o período de análise, a DBGG correspondia, em dezembro de 2000, a 64,6% do PIB, percentual que subiu para 74,2% em julho de 2005. No mesmo período, a DLSP passou de 48,8% do PIB para 51,3%. O crescimento maior da dívida bruta levou a diferença entre os dois indicadores a aumentar de 15,8 p.p. do PIB em dezembro de 2000 para 22,9 p.p. em julho de 2005.

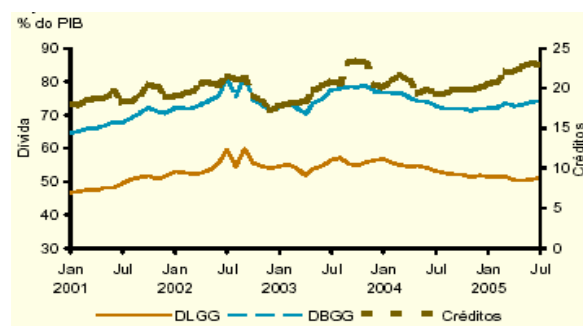
O maior aumento da DBGG de dezembro de 2000 a julho de 2005, comparativamente à DLSP, foi influenciado pela recomposição da carteira de títulos do Banco Central, ocorrida a partir da promulgação da Lei de Responsabilidade Fiscal, em maio de 2000, quando foi vedada a emissão de títulos de sua responsabilidade. Com a promulgação da Lei, os títulos de emissão do Banco passaram a ser integralmente resgatados, e a execução da política monetária passou a ser feita exclusivamente com títulos emitidos pelo Tesouro Nacional e adquiridos pelo Banco Central em mercado. O impacto da operação na DLSP foi neutro, já que, ao adquirir títulos do Tesouro Nacional para recompor sua carteira, o Banco Central registrou elevação de sua dívida, pela emissão de base monetária, mas também elevação dos haveres, pelo registro dos títulos em carteira. Por outro lado, a elevação do endividamento do Tesouro Nacional foi neutralizada pelo aumento das disponibilidades registradas na Conta Única. Já sobre a DBGG, que não inclui o Banco Central e os ativos, a operação completa resultou em elevação equivalente ao aumento da dívida mobiliária do Tesouro Nacional. Entre dezembro de 2000 e julho de 2005, a recomposição da carteira de títulos do Banco Central respondeu por um aumento de 4,9 p.p. do PIB na DBGG. Além disso, o maior crescimento da DBGG foi influenciado pelo aumento das disponibilidades do governo federal no Banco Central, decorrente do esforço fiscal realizado no período. Esse crescimento das disponibilidades ocasionou redução na DLSP, sem qualquer impacto na DBGG, já que os ativos não são contemplados por esse indicador.

Ressalte-se, ainda, que a inclusão da dívida mobiliária na carteira do Banco Central, como componente da dívida bruta, denota atitude conservadora, já que a prática internacional costuma desconsiderar a dívida destinada à gestão de política monetária no montante do endividamento bruto. Como subsídio adicional à análise fiscal, o Banco Central publica ainda a Dívida Líquida do Governo Geral (DLGG), subtraindo da DBGG os haveres do governo federal e dos governos regionais, permitindo comparar, dentro da mesma abrangência de setor público, o comportamento das dívidas bruta e líquida.

O Gráfico abaixo mostra a evolução da DBGG e da DLGG em percentual do PIB. A diferença entre esses dois indicadores (que equivale aos créditos do Governo Geral) correspondia a 18,7% do PIB em dezembro de 2000, tendo aumentado para 22,9% em julho de 2005. Também nessa análise, esse comportamento pode ser atribuído basicamente à evolução dos créditos do Governo Geral, que apresentaram crescimento correspondente a 4,2 p.p. do PIB.

Figura 4

Governo Geral: Dívida Bruta, Dívida Líquida e Créditos

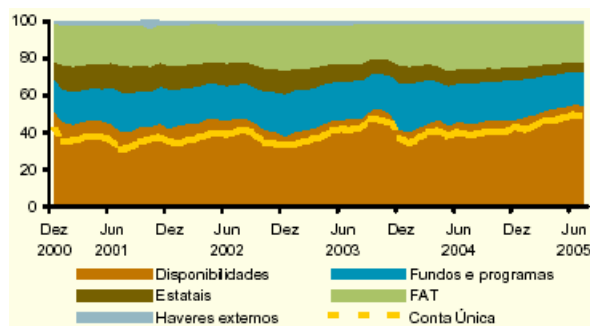


Fonte: Banco Central

O Gráfico abaixo apresenta a composição percentual dos créditos registrados no conceito de dívida líquida. As disponibilidades compõem o item mais expressivo, representando 55,1% do total dos créditos em julho de 2005, com destaque para as

disponibilidades do governo federal no Banco Central (Conta Única), que representaram 48,6% do total.

Figura 5
Composição Percentual dos Créditos do Governo Geral



Fonte: Banco Central

Os temores de não sustentabilidade da dívida pública ou de sua crise iminente tornam-se progressivamente mais distantes a partir da evolução recente dos dados acima expostos. Todavia, se por um lado ainda existem controvérsias em se classificar como elevada a magnitude da dívida pública brasileira, é ponto pacífico o seu custo descomunalmente alto, categorizando a dívida pública como o principal fator de vulnerabilidade da economia brasileira. Diante disto, portanto, há ainda um longo caminho a ser traçado até alcançar-se o que pode ser considerado um equacionamento definitivo da questão da dívida pública no Brasil.

4. Metodologia:

4.1 Base de dados

O conjunto de dados utilizados no presente estudo foram obtidos no Banco Central do Brasil e consistem nas observações mensais, medidas como proporção do PIB, de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, dos gastos do governo (*Despesas do Tesouro Nacional Total*), que incluem os dispêndios com juros e encargos da dívida pública; das receitas do governo (*Receitas do Tesouro Nacional Total*), que não incluem as receitas de senhoriagem; da Dívida Líquida do Setor Público (*DLSP*); do superávit primário (*Resultado Primário do Setor Público Consolidado*) e do déficit nominal (*Resultado Nominal do Setor Público Consolidado*)¹⁵.

As séries de receita e despesa do governo têm seus principais componentes especificados na tabela 1, a seguir.

Tabela 1

EXECUÇÃO FINANCEIRA DO TESOIRO NACIONAL
Receita Total
Resultado de caixa
Operações com títulos públicos federais
Remuneração das disponibilidades no Banco Central
Resultado do Banco Central
Receita fiscal
Receitas das operações oficiais de crédito e remuneração das disponibilidades de recursos no Banco do Brasil
Arrecadação líquida da Previdência Social
Despesa Total
Pessoal e encargos sociais
Transferências a estados e municípios
Outras vinculações
Encargos da dívida mobiliária federal
Operações oficiais de crédito
Encargos de dívida contratada - interna e externa
Custeio, investimento e restos a pagar
Benefícios previdenciários

¹⁵ Séries disponíveis na página do Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br), Economia e Finanças/ Séries Temporais. A pormenorização dos componentes das séries de receita e despesa do governo está descrita no Arquivo Metadados de Finanças Públicas, disponível no mesmo caminho do endereço eletrônico.

A seguir é apresentado o detalhamento da composição das séries de despesa e receita do governo.

O Resultado de Caixa indica o resultado financeiro efetivo, isto é, a diferença entre as entradas e saídas de recursos no caixa do Tesouro Nacional. O resultado positivo representa superávit; o resultado negativo, déficit.

As Operações com Títulos Públicos Federais mostram o resultado entre as entradas e saídas de recursos no caixa do Tesouro Nacional, relativas às operações da dívida pública mobiliária federal, isto é, entre a venda e o resgate de títulos.

Remuneração das Disponibilidades no Banco Central: com a edição da Lei 7.862, de 30/10/1989, o Banco Central ficou sujeito a recolher ao Tesouro Nacional, no último dia útil de cada decêndio, a remuneração sobre o saldo diário dos depósitos da União existentes no decêndio imediatamente anterior.

Com relação ao Resultado no Banco Central, estabelece a Lei Complementar 101 de 4/5/2000 que o resultado positivo apurado pelo Banco Central, após a constituição ou reversão de reservas, constitui receita do Tesouro Nacional e será transferido até o décimo dia útil subsequente à aprovação dos balanços semestrais. O resultado negativo constituirá obrigação do Tesouro Nacional para com o Banco Central e será consignado em dotação específica no Orçamento da União.

Sob a rubrica Receita Fiscal registra-se a arrecadação de impostos e contribuições sociais e econômicas federais, pela rede bancária, em nome da União, e repassada para a conta única do Tesouro Nacional. No montante estão inseridas as receitas para-fiscais e taxas diversas vinculadas a órgãos da administração direta e indireta, as receitas provenientes da concessão de serviços públicos, os recolhimentos com dividendos pagos à União e a título de royalties.

Receitas das Operações Oficiais de Crédito e Remuneração das Disponibilidades de Recursos no Banco do Brasil: quanto às Receitas das Operações Oficiais de Crédito,

correspondem ao retorno de empréstimos concedidos (juros e amortizações) pelo Tesouro Nacional e às receitas de vendas de produtos agropecuários adquiridos com a finalidade de regularização de estoques no mercado (café, trigo, carne etc.). Esses recursos destinam-se, no âmbito das operações oficiais de crédito, às despesas relacionadas com o financiamento de programas de custeio e ao investimento agropecuário e agro-industrial. Por sua vez, a Remuneração das Disponibilidades refere-se aos rendimentos obtidos pelo Tesouro, com os recursos que, temporariamente, transitam por contas do Governo Federal no Banco do Brasil, antes de serem repassados à conta única ou aos pagamentos de fornecedores diversos.

Arrecadação líquida da Previdência Social consigna a arrecadação e outras receitas previdenciárias, excluídas as transferências a terceiros.

A série Pessoal e Encargos Sociais é composta pelos pagamentos a pessoal e encargos sociais da administração direta e indireta, bem como de parte do pessoal do Distrito Federal (setores da saúde, educação e segurança pública) e dos ex-territórios.

Transferências a Estados e Municípios compreendem as parcelas de recursos do Imposto de Renda, do Imposto sobre Produtos Industrializados, do Imposto Territorial Rural, do IOF-Ouro e das compensações financeiras pagas pela empresa Itaipu que, por força de dispositivos constitucionais e legais, são destinadas aos estados, municípios e aos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Incluem, ainda, os repasses efetuados mensalmente, aos estados, para a aquisição de bens para o ativo permanente.

Outras Vinculações registram as transferências para fundos, tais como o Fundo de Amparo ao Trabalhador - FAT (com recursos do PIS-Pasep) e o Fundo Especial de Desenvolvimento e Aperfeiçoamento das Atividades de Fiscalização - Fundaf (com recursos provenientes de multas aplicadas pelos agentes arrecadadores) entre outros.

Sob Encargos da Dívida Mobiliária são registrados os pagamentos de juros reais mais taxas e comissões eventuais, pelo critério de efetivo desembolso - caixa. Esses encargos são cobertos mediante a transferência de recursos da conta única para o Banco Central, não afetando a base monetária.

Operações Oficiais de Crédito são desembolsos de empréstimos relativos às operações mencionadas no item Receitas das Operações Oficiais de Crédito.

Encargos de Dívida Contratada - Interna e Externa: com a edição do Decreto 99.463, de 16/8/1990, ficou determinado que a União, como garantidora, assumisse dívidas não pagas de empresas estatais e outras entidades extintas. Através do processo de securitização, elas foram renegociadas e títulos diversos foram emitidos a vários credores, constituindo dívida contratual interna. Portanto, nesta rubrica são registradas as despesas com pagamento de encargos reais mensais referentes a esses contratos. Incluem-se também nesta rubrica, os valores de juros reais relativos a contratos de dívida externa assumidos pela União.

Custeio, Investimento e Restos a Pagar registra gastos com custeio da máquina administrativa e investimentos públicos, e as despesas empenhadas e não pagas até 31 de dezembro do ano precedente.

Benefícios Previdenciários registra a evolução das despesas com o pagamento de benefícios previdenciários (comuns e acidentários).

4.2 Co-integração

Co-integração é o nome dado a uma relação particular que pode existir entre séries de tempo não estacionárias. Especificamente, refere-se a uma combinação linear entre estas séries.

Engle e Granger (1987) deram um tratamento formal à noção de co-integração, que baseia-se na realização de regressões envolvendo variáveis integradas de mesma ordem - por exemplo I(1) - potencialmente significantes.

A análise começa considerando um conjunto de variáveis econômicas em equilíbrio de longo prazo quando

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (4.1)$$

Se permitirmos que β e x_t denotem os vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, o sistema estará em equilíbrio de longo prazo quando $\beta x_t = 0$. A divergência em relação ao equilíbrio de longo prazo – chamada também de “erro de equilíbrio” – é representada por e_t , tal como:

$$e_t = \beta x_t \quad (4.2)$$

Se o equilíbrio for significativo, o processo de erro de equilíbrio deverá ser estacionário. Engle e Granger (1987) formalizaram a seguinte definição de co-integração¹⁶.

Os componentes do vetor de co-integração $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ são ditos *cointegrados de ordem d, b*, indicado por $x_t \sim CI(d, b)$ se:

- 1) Todos os componentes de x_t são integrados de ordem d .
- 2) Existe um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear

$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ é integrada de ordem $(d - b)$, onde $b > 0$.

O vetor β é chamado de vetor de co-integração.

¹⁶ O conceito de co-integração desta seção segue Enders, 1995, p.356-360.

Para ilustrar o conceito, considere o modelo econométrico de múltiplas variáveis especificado abaixo:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t + e_t \quad (4.3)$$

onde m_t = demanda de longo prazo por moeda

p_t = nível de preços

y_t = produto real

r_t = taxa de juros

e_t = termos de perturbação estacionário

β_i = coeficiente a ser estimado

Nos termos da equação (4.3), se a oferta monetária, nível de preços, produto real e a taxa de juros são todos $I(1)$ e a combinação linear $m_t - \beta_0 - \beta_1 p_t - \beta_2 y_t - \beta_3 r_t = e_t$ é estacionária, então as variáveis são integradas de ordem (1,1). O vetor x_t é $(m_t, 1, p_t, y_t, r_t)'$ e o vetor co-integrante β é $(1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3)$. A divergência em relação ao equilíbrio de longo prazo do mercado monetário será dado por e_t . Desde que e_t seja estacionário, esta divergência será temporária (Enders, 1995, p.358).

Em um exemplo mais sintético, considere o caso das duas séries temporais y_t e x_t . Se $\{y_t : t = 0, 1, \dots\}$ e $\{x_t : t = 0, 1, \dots\}$ são dois processos co-integrados de ordem 1 – $I(1)$ –, então, em geral, $y_t - \beta x_t$ é um processo $I(1)$ para qualquer valor de β . Não obstante, é possível que para algum $\beta \neq 0$, $y_t - \beta x_t$ seja um processo $I(0)$, o que significa que este possui média constante, variância constante, auto-correlações que dependem somente da distância temporal entre quaisquer duas variáveis pertencentes às séries e que o mesmo

seja assintoticamente não correlacionado. Se tal β realmente existe, podemos, então, afirmar que y e x são co-integradas, e chamaremos β de parâmetro de co-integração (Wooldridge, 2003, p.615).

Alternativamente, poderíamos considerar $x_t - \gamma y_t$, para $\gamma \neq 0$: se $y_t - \beta x_t$ for $I(0)$, então, $x_t - (1/\beta)y_t$ é $I(0)$. Por essa razão, a combinação linear entre y_t e x_t não é única. Entretanto, se fixarmos o coeficiente sobre y_t como unidade, então β será único. Portanto, para efeito de cálculo, considera-se apenas a combinação linear sob a forma $y_t - \beta x_t$.

Em síntese, no que se refere à análise da co-integração, podemos destacar três pontos a serem considerados:

1. Todas as variáveis devem ser integradas de mesma ordem. Isto não significa, porém, que variáveis similarmente integradas sejam co-integradas. Usualmente, um conjunto de variáveis integradas de mesma ordem são não co-integradas. A inexistência de co-integração indica que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, de forma que as mesmas vagam arbitrariamente, em ausência de sincronia entre si. (Enders, 1995, p.359).
2. A exemplo da equação (4.3), se x_t tem n componentes, pode haver $n - 1$ vetores de co-integração independentes. Obviamente, se x_t contém apenas duas variáveis pode haver no máximo um vetor de co-integração independente. O número de vetores de co-integração é o chamado *rank* de co-integração de x_t .
3. A maioria das co-integrações da literatura econômica concentra-se em casos onde cada variável contém uma única raiz unitária. A razão é que regressões tradicionais ou análises de séries de tempo aplicam-se quando as variáveis são $I(0)$. Na realidade, poucas variáveis são integradas em ordens superiores à unidade. Na prática, os autores utilizam o termo “co-integração” para referirem-se predominantemente ao caso em que as variáveis são $CI(1,1)$.

4.3 Teste de Johansen

4.4 Modelagem econométrica: a metodologia Engle-Granger

Engle e Granger (1987) propõem um teste simples de co-integração para séries co-integradas de ordem $CI(1,1)$. O primeiro passo do procedimento é um pré-teste e consiste exatamente em determinar a ordem de co-integração de cada série. Se as variáveis são integradas de ordens diferentes, é possível concluir que as mesmas não são co-integradas.

Se os resultados do pré-teste indicarem que ambas as séries $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ são $I(1)$, o passo seguinte é estimar a relação de equilíbrio de longo-prazo conforme o modelo abaixo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (4.4)$$

Caso as variáveis sejam co-integradas, uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) produz um estimador consistente para os parâmetros de co-integração β_0 e β_1 .

Para determinar se as variáveis são realmente co-integradas, denote a seqüência de resíduos desta equação por $\{\hat{u}_t\}$, que é a série de resíduos estimados da relação de longo-prazo entre as variáveis. Se esta série for estacionária, as variáveis $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ são integradas de ordem $(1,1)$. Para a efetivação da análise é conveniente a execução do teste Dickey-Fuller sobre os resíduos, conforme o modelo auto-regressivo abaixo:

$$\Delta \hat{u}_t = a_1 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

Sendo a seqüência $\{\hat{u}_t\}$ o resíduo da equação de regressão, não há necessidade de incluir intercepto no modelo auto-regressivo. O parâmetro de interesse em (4.5) é a_1 . Se a hipótese nula de que $a_1 = 0$ não puder ser rejeitada, poder-se-á deduzir que a série dos resíduos contém uma raiz unitária. Sendo assim, concluir-se-á que as seqüências $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ não são co-integradas. Por outro lado, a rejeição da hipótese nula implica que a série dos

resíduos é estacionária¹⁷. Portanto, a conclusão do teste de co-integração de Engle-Granger percorrerá a seguinte linha. Dado que ambas as seqüências $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ são $I(1)$ e que os resíduos são estacionários, poder-se-á, então, concluir que as séries são co-integradas de ordem (1,1) (Enders, 1995, p.374-75).

¹⁷ A condição de estacionariedade é que $-2 < a_1 < 0$ (Enders, 1995; – ver Nota final nº11, p.411).

4.5 Metodologia de Issler e Lima

Seguindo o modelo utilizado por Issler e Lima (2000), a restrição orçamentária do governo pode ser escrita da seguinte forma:

$$B_{t+1} = G_t - T_t + (1+r)B_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4.6)$$

onde T representa a receita fiscal, G representa as despesas do governo, excluindo o pagamento do serviço da dívida, r é a taxa real de juros incidente sobre a dívida, B é o estoque de dívida pública no período inicial e ε_{t+1} é a medida de erro decorrente da suposição de que $r_t = r$ para todo t .

Considerando uma versão mais ampla dos gastos do governo que inclui o pagamento de juros sobre a dívida temos:

$$G_t^* = G_t + rB_t \quad (4.7)$$

Utilizando (4.7) em (4.6) obteremos:

$$B_{t+1} = G_t^* - T_t + B_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4.8)$$

Desconsiderando a medida de erros e rearranjando a equação (4.8), temos:

$$B_{t+1} - B_t = G_t^* - T_t = Def_t \quad (4.9)$$

onde Def_t é o déficit público no período t . A equação (4.9) é a base para o teste de sustentabilidade utilizado por Hamilton e Flavin (1986). Este teste mostra que sempre que Def_t é uma série não integrada, a primeira diferença de B_t é estacionária. Desta forma, a sustentabilidade da dívida é verificada através de um teste de raiz unitária sobre a série B_t . Um argumento semelhante pode ser defendido através de uma perspectiva intertemporal. A restrição orçamentária intertemporal do governo é dada por:

$$B_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t [T_{t+j} - G_{t+j}^* - \varepsilon_{t+j+1}] \quad (4.10)$$

onde $\rho = (1)/(1+r)$ é a taxa de desconto de um período para impostos e gastos futuros. Trehan e Walsh (1988) mostraram que a equação (4.10) assegura que a primeira diferença da série de dívida pública é estacionária.

Da equação (4.8), esta última condição implica que G_t^* e T_t são co-integradas com coeficientes (1, -1). Este é o teste proposto por Bohn (1991) para verificar se a dívida é ou não sustentável. Sob a restrição da co-integração, o sistema $X_t = (G_t^* - T_t)'$, na forma de um modelo de correção de erros (Engle e Granger (1987)) é:

$$A(l)\Delta X_t = -\alpha\beta' X_{t-1} + \mu_t = -\alpha Def_{t-1} + \mu_t, \quad (4.11)$$

onde $\beta = (1, -1)'$ é o vetor de co-integração, α é o coeficiente de ajuste dos termos do vetor de correção de erros e μ_t é um processo multivariado de ruído branco. Para simplificar o cômputo das expectativas racionais das variáveis fiscais, podemos reescrever a equação (6) como um sistema de primeira ordem das seguintes equações:

$$\begin{pmatrix} \Delta X_t \\ \Delta X_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta X_{t-k+1} \\ Def_{t-k} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1^* & A_2^* & \cdots & A_k^* & -\alpha \\ I & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & I & 0 & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \beta' & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta X_{t-1} \\ \Delta X_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta X_{t-k} \\ Def_{t-k-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (4.12)$$

Ou, de maneira simplificada como:

$$X_t^* = A^* X_{t-1}^* + \mu_t^* \quad (4.13)$$

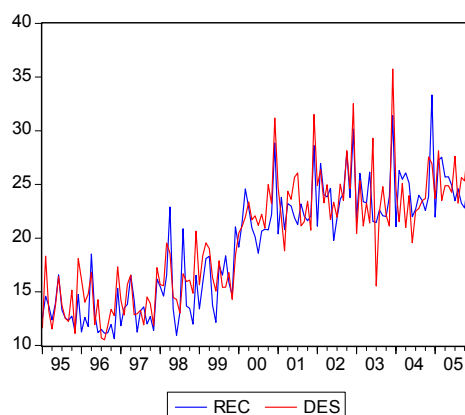
onde $X_t^* = (\Delta X_t', \Delta X_{t-1}', \dots, \Delta X_{t-k+1}', Def_{t-k}')'$ e $\mu_t^* = (\mu_t', 0, \dots, 0)'$ são $nk + 1$ vetores e A^* é a matriz $[nk + 1]$ por $[nk + 1]$ que carrega a matriz de X_{t-1}^* .

5. Resultados

5.1 Dados em nível – 1995-2005

A figura 6 exibe a evolução da receita e da despesa do governo de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. A análise gráfica sugere um comportamento não estacionário das séries sendo evidente que receita e despesa evoluem de modo similar no período.

Figura 6 – Receita e Despesa em Nível - % do PIB



A análise dos correlogramas da receita e da despesa (ver Anexo I) também indica a não estacionariedade das séries.

Em consonância com a análise gráfica e do correlograma, os testes ADF e Phillips-Perron da série de receita, cujas hipóteses nulas são de presença de raiz unitária, acusam a não estacionariedade da série em nível¹⁸.

Tabela 2

Testes de Raiz Unitária - Receita em Nível - Com constante e sem tendência					
TESTE	Estat. t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
ADF	-0.3963	-3.4861	-2.8859	-2.5798	0.9051
PP	1.0213	-3.4808	-2.8836	-2.5786	0.9967

¹⁸ Nesta primeira etapa do exame de estacionariedade, os testes foram feitos com intercepto e sem tendência. Procedeu-se ao teste de Phillips-Perron através do método auto-regressivo, sob o critério Schwarz.

Para a despesa é obtido resultado semelhante ao observado para a receita.

Tabela 3

Testes de Raiz Unitária - Despesa em Nível - Com constante e sem tendência					
TESTE	Estat.t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
ADF	-0.7410	-3.4829	-2.8845	-2.5791	0.8315
PP	-2.4014	-3.4808	-2.8836	-2.5786	0.1433

Cumprе ressaltar que o ADF, Phillips-Perron e KPSS são testes de raiz unitária de baixo poder. Por esta razão, na ocorrência de resultados controversos, foi dada ênfase à análise dos correlogramas (Anexo I).

Testes realizados com intercepto e tendência:

Procedendo-se à análise das séries em nível a partir do teste ADF (AIC), critério Akaike, com intercepto e tendência confirma-se a não estacionariedade dos dados em nível tanto da série de receita, quanto da de despesa¹⁹.

Tabela 4

Dados em nível - Teste ADF (AIC) - com tendência e constante					
Serie	Estat.t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
Receita	-1.4668	-4.0370	-3.4480	-3.1491	0.8356
Despesa	-1.6778	-4.0370	-3.4480	-3.1491	0.7551

Nesta primeira etapa do estudo de estacionariedade, a análise gráfica, o exame do correlograma e os testes de raiz unitária aplicados sobre ambas as séries demonstraram a não estacionariedade das séries de receita e despesa em nível.

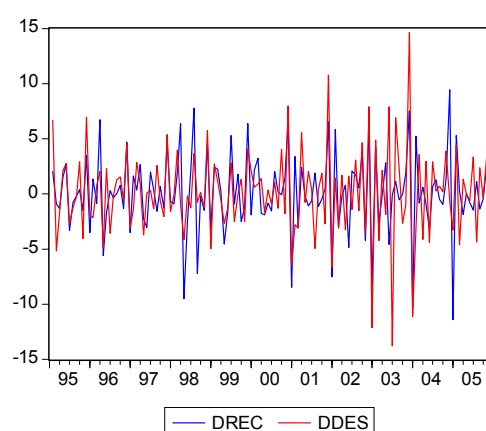
¹⁹ Os resultados do teste KPSS sobre as séries estão em linha com os encontrados no teste ADF para o nível de significância de 1%.

5.2 Dados em primeira diferença

A Figura 2 mostra o comportamento das diferenças de primeira ordem das séries de receita e despesa. As séries ostentam uma trajetória claramente estacionária, o que indica que ambas, em nível, evoluem segundo passeios aleatórios (*random walks*).

O exame dos correlogramas de cada série (Anexo I) também aponta a estacionariedade das mesmas após uma diferenciação.

Figura 7 – Receita e Despesa em 1ª Diferença



Os testes ADF e Phillips-Perron das séries confirmam a estacionariedade da receita e da despesa em primeira diferença, corroborando a análise gráfica:

Tabela 5

Testes de Raiz Unitária - 1ª Diferença da Receita - Com constante e sem tendência					
TESTE	Estat.t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
ADF	-5.2188	-3.4861	-2.8859	-2.5798	0,0000
PP	-26.4559	-3.4812	-2.8838	-2.5787	0,0000

Tabela 6

Testes de Raiz Unitária - 1ª Diferença da Despesa - Com constante e sem tendência					
TESTE	Estat.t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
ADF	-8.3866	-3.4829	-2.8845	-2.5791	0,0000
PP	-37.9298	-3.4812	-2.8838	-2.5787	0,0001

É importante destacar que o estudo do comportamento das séries de receita e despesa no contexto acima é de fundamental importância para a análise posterior de solvabilidade da dívida pública. Para averiguação desta hipótese é essencial o estudo da co-integração entre receitas e despesas e uma condição necessária para tal procedimento é que as séries sejam integradas de mesma ordem, ou seja, necessitam do mesmo número de diferenciações até que se tornem estacionárias.

O conjunto de testes até aqui realizados demonstram a não estacionariedade das séries em nível. Esta só ocorre a partir da primeira diferença em ambas, configurando o fato de que tanto receita, quanto despesa são integradas de primeira ordem, $I(1)$. Tal evidência é também sugerida pelo confronto entre as figuras 6 e 7. Portanto, receita e despesa, no período analisado, são estacionárias em diferença, isto é, evoluem conforme passeios aleatórios.

5.3 Análise da regressão co-integrante: 1995-2005

Após a constatação de que as séries de receita e despesa são integradas de primeira ordem, proceder-se-á ao teste de co-integração, para verificar se há ou não relação de longo prazo entre as variáveis.

Seguindo, portanto, a metodologia de Engle-Granger descrita no item 4.3 estimou-se a relação de equilíbrio de longo prazo sob a forma:

$$R\hat{E}C = \alpha + \beta DES + u_t \quad (5.1)$$

Onde $R\hat{E}C$ é a receita estimada, DES é a despesa observada, α e β são os parâmetros co-integrantes e u_t , os resíduos da regressão. Os parâmetros estimados em (5.1) constam na Tabela 7, abaixo:

Tabela 7

Parâmetros Estimados - 1995-2005				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística. t	Prob.
Intercepto	0.7461	0.7924	0.9416	0.3481
DES	0.93642	0.0383	24.4400	0.0000
R-squared	0.821259	Included observations: 132		
Adjusted R-sq	0.819885	Durbin-Watson stat: 2.0835		

Um problema relevante quanto à abordagem de Engel-Granger está ligado à escolha da variável dependente na regressão de co-integração. Embora o teste seja assintoticamente robusto a esta escolha, é bastante sensível em amostras finitas, como no presente caso. A regressão da despesa na receita não leva à rejeição da hipótese de co-integração, porém, conduz ao valor de $\hat{\beta} = 0,8770^{20}$, indicando que, no longo prazo, as despesas se resumem a cerca de 88% das receitas. Neste contexto, optou-se por normalizar a equação de co-integração pela receita.

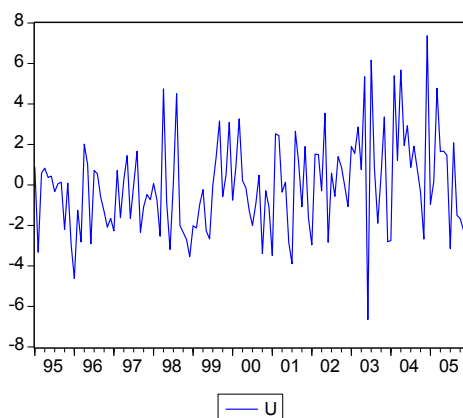
²⁰ Os resultados das regressões da despesa na receita e da receita na despesa estão detalhados no anexo V.

Realizando-se a regressão da receita na despesa, encontra-se um coeficiente $\hat{\beta}$ próximo à unidade, indicando que no longo prazo a receita e a despesa se igualam.

A existência ou não de co-integração entre receita e despesa determinará o comportamento da série de resíduos, sobre a qual se fará agora o exame de estacionariedade²¹.

A análise gráfica e a avaliação do correlograma da série dos resíduos (Anexo I) denotam a estacionariedade da série.

Figura 8 – Resíduos da Regressão Co-integrante – 1995-2005



Os testes ADF e Phillips-Perron confirmam a estacionariedade da série dos resíduos.

Tabela 8

Testes de Raiz Unitária - Resíduos da Regressão Co-integrante					
Teste	Estat.t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
ADF	-11.8702	-3.4808	-2.8836	-2.5786	0.0000
PP	-11.9988	-3.4808	-2.8836	-2.5786	0.0000

²¹ Cumpre ressaltar que na hipótese de as séries de receita e despesa do governo serem co-integradas, os resíduos serão necessariamente estacionários, refletindo a relação de longo prazo entre as variáveis.

Como o valor estimado dos resíduos (u) se baseia no parâmetro co-integrante estimado β , os valores críticos do teste ADF poderiam não ser muito apropriados para a realização do teste²². Para contornar este problema, executar-se-á a segunda etapa da análise de co-integração de Engle-Granger, através da implementação do teste Dickey-Fuller – equação (4.5) descrita na nota metodológica do item 4.2. O teste apresenta os seguintes resultados:

$$\Delta \hat{u}_t = -1,05711 \hat{u}_{t-1}$$

$$t = (-11,9167)$$

$$r^2 = 0,5220$$

Os valores críticos de Engle-Granger do τ (estatística t na regressão co-integrante) a 1%, 5% e 10%, são, respectivamente, -2,5899, -1,9439 e -1,6177²³. Como em termos absolutos, o valor τ estimado de 11,9167 excede, em módulo, qualquer um desses valores críticos, o teste indica que o u_t estimado é estacionário, corroborando os resultados encontrados nos testes feitos anteriormente.

Portanto, com base nos testes aqui implementados, conclui-se que as séries de receita e de despesa são co-integradas. Ou seja, embora individualmente cada uma exiba um caminho aleatório; conjuntamente, as séries não se afastarão uma da outra no longo prazo. Ou de outra forma, pode-se interpretar que tudo o que é gasto é arrecadado, o que sustenta a hipótese de solvabilidade da dívida pública.

²² Wooldridge (2003), p.608.

²³ Segue Gujarati (2000), p.733.

5.4 Teste de co-integração de Johansen

Os resultados dos testes de co-integração da análise de Johansen aparecem na Tabela 9 e 10. Nestes testes o melhor resultado foi obtido com a utilização de quatro defasagens.

Tabela 9

Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized		Trace	0.05	0.01	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value	Prob.
None	0.2259	34.9193	20.2618	25.0781	0.0002
At most 1	0.0187	2.3949	9.1645	12.7608	0.6985

No teste do traço, a hipótese nula de ausência de vetores co-integrantes é rejeitada a 5% de significância, uma vez que a estatística traço de 34,92 ultrapassa o valor crítico de 20,26. A partir de então, adota-se a presença de uma co-integração como hipótese nula, contra a hipótese alternativa de duas ou mais co-integrações²⁴. Neste segundo teste, a aceitação da hipótese nula sustenta a ocorrência de uma co-integração.

Tabela 10

Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	0.01	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value	Prob.
None	0.2259	32.5244	15.8921	20.1612	0.0001
At most 1	0.0187	2.3949	9.1645	12.7608	0.6985

O teste do valor máximo segue os procedimentos do teste do traço com resultado similar, confirmando a existência de uma co-integração ao nível de 5% de significância.

²⁴ A hipótese alternativa de presença de duas ou mais co-integrações apenas poderia ser validada na existência de um número maior de variáveis. Como no presente estudo trabalha-se com duas variáveis, o número máximo possível de vetores co-integrantes é de apenas um.

Normalizando a receita ($rec = 1,0000$), o teste de cointegração de Johansen (*E-Views 5.0*), fornece o coeficiente de $-1,0887$ para a despesa. Este pode ser interpretado como a elasticidade de longo prazo da despesa, conforme abaixo:

$$Y = 1,088724X$$

ou de outra forma $0 = Y - 1,088724X$ (ver anexo II)

Como se pode observar o coeficiente da receita é 1 e o da despesa é 1,0887. Isto indica que há uma relação de praticamente 1 para 1 entre receita e despesa, sinalizando que as variáveis co-integram e que, portanto, no longo prazo a dívida é solvente.

O teste calcula ainda os coeficientes de curto-prazo, que atuam para ajustar a receita e a despesa em direção ao equilíbrio de longo prazo. O coeficiente de ajuste para a primeira diferença da receita, que representa a elasticidade de curto-prazo, foi de $-0,5270$. Já para a despesa o coeficiente de ajuste foi de $0,6234$. O mecanismo de correção de erros (Vector Error Correction - VEC) gerado pelo programa confirmou estes mesmos números para as elasticidades de curto e de longo prazos (ver Anexo III).

Representamos abaixo a forma matricial do VEC. Considere Y_t a receita e X_t , a despesa do governo.

$$\begin{pmatrix} D(Y_t) \\ D(X_t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,526978 \\ 0,623389 \end{pmatrix} (Y_{t-1} - 1,088724X_{t-1} + 2,252195) + \begin{pmatrix} -0,43796 & -0,349865 \\ -0,378809 & -0,224885 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D(Y_{t-1}) \\ D(X_{t-1}) \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} -0,484586 & -0,002964 \\ -0,381737 & 0,149195 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D(Y_{t-2}) \\ D(X_{t-2}) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0,410253 & 0,044669 \\ -0,483106 & 0,323957 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D(Y_{t-3}) \\ D(X_{t-3}) \end{pmatrix} + \\ \begin{pmatrix} -0,150837 & 0,06525 \\ -0,231487 & 0,275804 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D(Y_{t-4}) \\ D(X_{t-4}) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{yt} \\ e_{xt} \end{pmatrix}$$

onde, $u_{t-1} = Y_{t-1} - 1,088724X_{t-1} + 2,252195$. Se o erro é nulo, então temos o equilíbrio de longo prazo ente a receita e a despesa do governo, tal que

$$Y_{t-1} = 1,088724X_{t-1} - 2,252195$$

Em forma de sistema podemos exprimir as duas equações referentes ao VCE

$$D(Y_t) = -0,526978u_{t-1} - 0,43796D(Y_{t-1}) - 0,484586D(Y_{t-2}) - 0,410253D(Y_{t-3}) - 0,150837D(Y_{t-4}) \\ - 0,349865D(X_{t-1}) - 0,002964D(X_{t-2}) + 0,044669D(X_{t-3}) + 0,06525D(X_{t-4}) + e_{yt}$$

$$D(X_t) = 0,623389u_{t-1} - 0,378809D(Y_{t-1}) - 0,381737D(Y_{t-2}) - 0,483106D(Y_{t-3}) - 0,231487D(Y_{t-4}) \\ - 0,224885D(X_{t-1}) + 0,149195D(X_{t-2}) + 0,323957D(X_{t-3}) + 0,275804D(X_{t-4}) + e_{xt}$$

As duas equações acima explicitam o mecanismo de correção de erros. Este pode ser compreendido como a junção entre curto e longo prazos, ou seja, determina a “retificação” que deve ser implementada às séries no curto prazo – onde são usuais as divergências temporárias – para que seja alcançado o equilíbrio de longo-prazo. Nesta linha, observe que se o erro é não nulo, $u_{t-1} \neq 0$, então a relação entre receita e despesa está fora do equilíbrio. Por exemplo, para um dado X_t , se $Y_t > \hat{Y}_t = 1,088724X_{t-1} - 2,252195$, então deverá haver um ajustamento da diferença entre a receita observada, Y_t , e a receita de equilíbrio, \hat{Y}_t , de modo que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido, isto é, $u = Y_t - \hat{Y}_t = 0$.

5.5 Testes de raiz unitária complementares

Para o estudo da solvabilidade da dívida pública, a literatura sugere, além da análise de co-integração entre receitas e despesas do governo, o exame de estacionariedade de séries afins, como a do resultado primário ou a própria série do estoque da dívida (Hamilton e Flavin (1986); Tanner (1995); Issler e Lima (2000)).

A série da dívida líquida do setor público (DLSP) como proporção do PIB apresenta um comportamento claramente não estacionário ao longo dos últimos dez anos. O que é confirmado pelos testes de raiz unitária (Tabela 11).

Figura 9: Dívida Líquida do Setor Público Consolidado - % do PIB

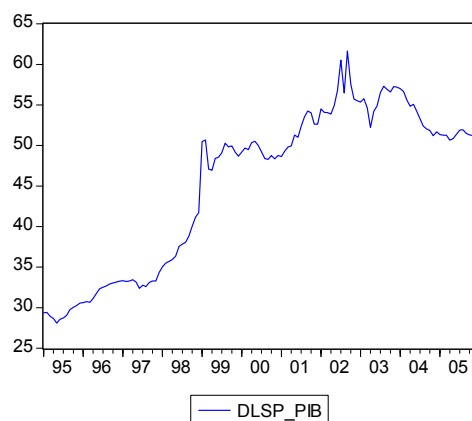


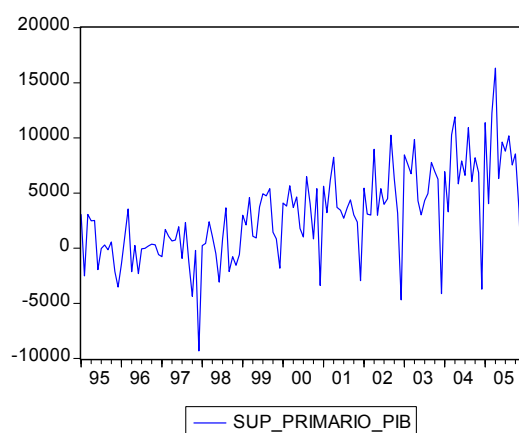
Tabela 11

Testes de Raiz Unitária - DLSP - % do PIB - 1995-2005

TESTE	Estat.t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
ADF	-1.0552	-4.0296	-3.4445	-3.1471	0.9316
PP	-1.5125	-3.4808	-2.8836	-2.5786	0.5243

O gráfico do superávit primário também sugere, no mesmo período, a presença de raiz unitária. Esta é confirmada pelo teste Dickey-Fuller.

Figura 10: Superávit Primário - % PIB



Porém, aprofundando a análise de estacionariedade, os testes Phillips-Perron e KPSS demonstram que a série de superávit primário torna-se estacionária após controlada por tendência.

Tabela 12

Testes de Raiz Unitária - Superávit Primário - % do PIB - 1995-2005

TESTE	H ₀ : Raiz unit.	Estat.t Estat.LM	Valores críticos			Prob
			1%	5%	10%	
ADF	1	-2.4961	-4.0363	-3.4477	-3.1489	0.3296
PP	1	-9.8971	-4.0296	-3.4445	-3.1471	0.0000
KPSS	0	0.0962	0.2160	0.1460	0.1190	-

Já a série do resultado nominal apresenta, graficamente, um comportamento perceptivelmente estacionário, o que é confirmado pelos testes.

Figura 11: Déficit Nominal - % do PIB

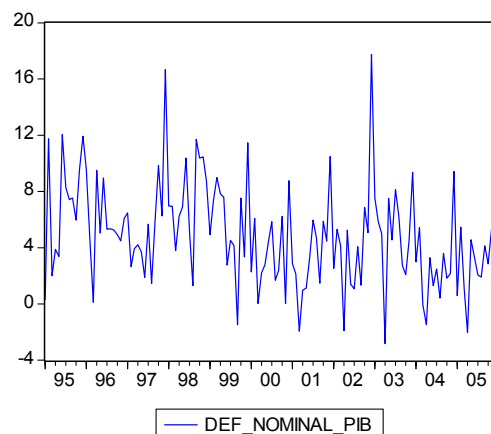


Tabela 13

Testes de Raiz Unitária - Déficit Nominal - % do PIB - 1995-2005					
TESTE	Estat.t	Valores críticos			Prob
		1%	5%	10%	
ADF	-5.4521	-3.4812	-2.8838	-2.5787	0,0000
PP	-9.7499	-3.4808	-2.8836	-2.5786	0,0000

Em síntese, a despeito da série da DLSP nos últimos dez anos apresentar raiz unitária – o que seria a primeira vista um contra-argumento à hipótese de solvabilidade –, a estacionariedade das séries de resultado primário e, sobretudo, do resultado nominal – que inclui o pagamento de juros – indicam que do ponto de vista fiscal, a fonte potencial a causar o aumento da dívida pública encontra-se controlada. Tal fato subsidia o argumento de que todas as condições necessárias para o início da trajetória declinante da dívida pública encontram-se vigentes. Na realidade, o comportamento da Dívida Líquida do Setor Público como proporção do PIB a partir do final de 2003 indica que tal processo já se iniciou (figura 9).

6. Conclusão

Ao longo do presente estudo, avaliou-se o equilíbrio intertemporal entre arrecadações e gastos do governo segundo as óticas de Hamilton e Flavin (1988), Tanner e Liu (1994) e Issler e Lima (1997).

Tanto o teste de co-integração de Johansen, quanto à análise de estacionariedade dos resíduos da regressão co-integrante revelam o equilíbrio de longo prazo entre receita e despesa do governo, indicando a solvabilidade da dívida pública interna. Tal conclusão é corroborada pelos testes adicionais de raiz unitária realizados sobre as séries dos resultados primário e nominal do setor público.

A evidência dinâmica de curto prazo aponta que para cada real gasto, arrecadam-se aproximadamente 93 centavos (Anexo IV). Este resultado encontra-se em linha com o obtido por Cavalcanti (1999) que, analisando o período de janeiro de 1989 a dezembro de 1997, encontra uma relação de 94 centavos de receita para cada real gasto, mostrando-se mais favorável que o equivalente reportado por Souza (2002). Este autor obtém 83 centavos de arrecadação para cada real gasto, ao avaliar o período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 2002. É importante mencionar que tanto Cavalcanti (1999) quanto Souza (2002) utilizam os dados expressos em valores reais, isto é expurgados dos efeitos inflacionários. O presente estudo avalia receita e despesa do governo como proporção do PIB, mesma metodologia seguida por Issler e Lima (2000).

O resultado indicativo de solvência da dívida, com base nos dados fiscais de 1995 a 2005 sugere que, em alguma medida, a receita de senhoriagem, apontada por Issler e Lima (2000) como condição essencial à solvência intertemporal da dívida pública, teve seu papel substituído pela geração sucessiva de superávits primários, que passaram a ter relevância crescente a partir de 1999.

Apesar de ser comumente considerada elevada por muitos estudiosos, a DLSP do Brasil é menor que a observada em diversos países. Todavia, é unânime a conclusão quanto ao custo extremamente elevado da dívida pública brasileira, sem paralelo em

qualquer outro país do mundo. Diversos estudos buscam especificar fatores que tornam o custo da dívida brasileira tão alto. Uma sugestão de pesquisa futura nesta linha é exatamente buscar identificar em que medida a incorrência sucessiva de déficits nominais do governo, a despeito da crescente geração de superávits primários, pode estar alimentando a percepção de risco do investidor, que passa então a exigir uma remuneração mais elevada.

Referências Bibliográficas

- BLANCHARD, O.J.; CHOURAQUI, J.; HAGEMANN, R.P; SARTOR, N. (1990), "The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question," *OECD Economic Studies*, No. 15, p.7-36.
- CAVALCANTI, M.R. (1999), The solvency intertemporal of the Brazilian domestic debt, Graduate Research Papers on Economics, University of Brasília, Department of Economics, GRPE-08/0699.
- DOMAR, E. (1944), The 'burden of the debt' and the national income. *The American Economic Review*, v. 34, p.798-827.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J., (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, p.251-276.
- GOLDFAJN, I. (2002) Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável? *Notas Técnicas do Banco Central*.
- GUJARATI, D. N. (2000), *Econometria Básica*, 3. ed., São Paulo, Makron Books.
- GRANGER, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48. p.213-228.
- HAKKIO, C.S. & RUSH, M. (1991), Do I the budget deficit sound large?, *Economic Inquiry* 24, p.429-445.
- HAMILTON, James D. (1994), *Time Series Analyses – United States of America*, Ed. Pinceton.
- HAMILTON, J.D. & FLAVIN, M.A. (1986), On the limitations of government borrowing: the framework goes empirical testing, *American Economic Review* 76, 4, p.808-816.
- HARROD, R. (1948). *Towards a dynamic economics*. In: SEN, A. (Ed.). *Growth economics*. London: Penguin Books, 1971.
- HAUG, A. (1991), A cointegration and government borrowing constraints: evidence for the United States. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 9, p.97-101.
- IMF (2002). "Assessing Sustainability" em *Public Information Notice 2/69* de 11 de julho de 2002. Disponível em <http://www.imf.org/external/np/pdr/sus/2002/eng/052802.htm>.
- ISSLER, J.V. & LIMA, L.R. (2000), Public debt sustainability and endogenous seignorage in Brazil: team serializes evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics* 62, p.131-147.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P., & SHIN, Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54. p.159-78.

LUPORINI, Viviane (2000). Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central bank Independence, *Revista Brasileira de Economia*, 54(2), Jan/Mar, p.201-226.

_____ (2002). The behavior of the Brazilian federal domestic debt, *Economia Aplicada*, v.6, n.4, p.713-733.

_____ (2004). Uma nota sobre inflação, déficits e a sustentabilidade da dívida governamental, *Economia e Sociedade*, v. 13, n. 2(23), jul./dez, p.175-184.

MCCALLUM, B. (1984). Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian analysis. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 1, p.123-135.

Notas Econômico-Financeiras para a Imprensa do Banco Central do Brasil – Política Fiscal, *Suplemento Estatístico*. Brasília, diversos números.

PASTORE, A.C. (1995). Public deficit and the sustainability of the growth of the national debt and it expresses, seignorage and inflation: an analysis of the Brazilian monetary regime, *Revista de Econometria*, v.14, n.2, p.177-233.

Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil. *Box: Dívida Bruta do Governo Geral*. Brasília, setembro/2005.

ROCHA, Fabiana (1997). Long-run limits on the Brazilian government debt, *Revista Brasileira de Economia*, v.51, n.4.

SARGENT, T. & WALLACE, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. In: Preston, M. *The rational expectations revolution: readings from the front line*, 1994. Cambridge.

SIMONSEN, M.H. (1985). "A Inflação Brasileira: Lições e Perspectivas". *Revista de Economia Política* 5(4), out./dez, p.15-30.

SOUZA, G.S. (2002). A Solvabilidade da dívida pública interna. *Relatório e Pareceres Prévios sobre as Contas do Governo da República*, Exercício de 2002, Tribunal de Contas da União, p. 259-263.

TANNER, E. & LIU, P. (1994). Is the budget deficit "do I Sound Large?" It adds further evidence, *Economic Inquiry*, July, 23, p.511-518.

TANNER, E. (1995). Intertemporal solvency and indexed debt: evidence from Brazil, 1976-1991, *Journal of International Money and Finance*, V. 14, n..4, p.549-573.

TREHAN, B. & WALSH, C.E. (1991). Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to US federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 23, p.206-23.

UCTUM, M.; WICKENS, M. (1996), Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis. New York: Brooklyn College and the Federal Reserve of New York, Mimeographed.

WOOLDRIDGE, J.M. (2003). Introductory Econometrics: A Modern Approach, South-Western College Publishing.

WILCOX, D. (1989), The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v.21, n.3, p.291-306.

Anexo I

Receita em nível - 1995-2005

Date: 04/08/06 Time: 15:54

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.728	0.728	71.648	0.000
. *****	. ***	2	0.730	0.425	144.15	0.000
. *****	. **	3	0.704	0.229	212.03	0.000
. *****	. *	4	0.705	0.196	280.63	0.000
. *****	. .	5	0.650	0.014	339.49	0.000
. *****	. .	6	0.619	-0.026	393.19	0.000
. *****	. *	7	0.621	0.067	447.73	0.000
. *****	. *	8	0.629	0.121	504.12	0.000
. ****	. .	9	0.581	-0.016	552.69	0.000
. ****	. .	10	0.582	0.035	601.81	0.000
. ****	* .	11	0.534	-0.084	643.55	0.000
. *****	. **	12	0.632	0.276	702.46	0.000
. ****	** .	13	0.474	-0.280	735.84	0.000
. ****	* .	14	0.477	-0.096	769.92	0.000
. ***	. .	15	0.451	-0.047	800.65	0.000
. ***	. .	16	0.454	0.017	832.04	0.000
. ***	. .	17	0.416	0.028	858.60	0.000
. ***	* .	18	0.365	-0.096	879.23	0.000
. ***	. .	19	0.357	-0.048	899.19	0.000
. ***	. .	20	0.364	0.024	920.17	0.000
. **	. .	21	0.325	0.039	937.04	0.000
. **	. .	22	0.323	0.021	953.82	0.000
. **	. .	23	0.283	-0.006	966.82	0.000
. **	. .	24	0.326	-0.014	984.20	0.000
. **	* .	25	0.212	-0.103	991.64	0.000
. **	* .	26	0.204	-0.070	998.56	0.000
. *	. .	27	0.173	-0.053	1003.6	0.000
. *	. .	28	0.188	0.056	1009.6	0.000
. *	. .	29	0.146	-0.014	1013.3	0.000
. *	. .	30	0.110	-0.008	1015.4	0.000
. *	. .	31	0.104	-0.017	1017.3	0.000
. *	. .	32	0.125	0.048	1020.0	0.000
. *	. .	33	0.082	-0.009	1021.2	0.000
. *	. .	34	0.078	0.001	1022.3	0.000
. .	* .	35	0.028	-0.075	1022.5	0.000
. .	* .	36	0.040	-0.080	1022.8	0.000

Despesa em nível - 1995-2005

Date: 04/08/06 Time: 15:58

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.679	0.679	62.161	0.000
. *****	. ***	2	0.702	0.447	129.18	0.000
. *****	. *	3	0.644	0.180	186.11	0.000
. *****	. *	4	0.625	0.111	240.07	0.000
. ****	* .	5	0.537	-0.075	280.21	0.000
. *****	. **	6	0.632	0.267	336.30	0.000
. ****	. .	7	0.527	-0.033	375.57	0.000
. ****	. .	8	0.556	0.051	419.59	0.000
. ****	. .	9	0.518	0.013	458.18	0.000
. ****	. *	10	0.548	0.092	501.69	0.000
. ****	. .	11	0.507	0.065	539.32	0.000
. ****	. *	12	0.585	0.150	589.79	0.000
. ***	* .	13	0.455	-0.175	620.58	0.000
. ****	* .	14	0.477	-0.068	654.61	0.000
. ***	. .	15	0.440	0.010	683.93	0.000
. ***	. .	16	0.431	-0.009	712.30	0.000
. ***	. .	17	0.382	-0.020	734.78	0.000
. ***	* .	18	0.379	-0.146	757.06	0.000
. **	* .	19	0.300	-0.091	771.14	0.000
. ***	. .	20	0.331	0.056	788.46	0.000
. **	. *	21	0.311	0.070	803.82	0.000
. **	. .	22	0.326	0.030	820.96	0.000
. **	* .	23	0.288	-0.069	834.45	0.000
. ***	. .	24	0.333	0.060	852.58	0.000
. **	* .	25	0.201	-0.153	859.27	0.000
. **	* .	26	0.219	-0.062	867.30	0.000
. *	* .	27	0.160	-0.108	871.63	0.000
. *	. .	28	0.167	0.008	876.37	0.000
. *	. .	29	0.114	0.014	878.62	0.000
. *	. .	30	0.126	-0.018	881.38	0.000
. *	. .	31	0.078	0.030	882.45	0.000
. *	* .	32	0.079	-0.081	883.55	0.000
. .	. .	33	0.063	0.040	884.27	0.000
. .	. .	34	0.053	-0.057	884.77	0.000
. .	* .	35	-0.007	-0.096	884.78	0.000
. .	* .	36	0.005	-0.058	884.78	0.000

Receita na Primeira Diferença - 1995-2005

Date: 04/08/06 Time: 16:05

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 131

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**** .	**** .	1	-0.496	-0.496	32.994	0.000
. .	** .	2	0.064	-0.242	33.544	0.000
* .	** .	3	-0.077	-0.222	34.353	0.000
. *	. .	4	0.125	-0.018	36.509	0.000
. .	. .	5	-0.031	0.044	36.640	0.000
* .	* .	6	-0.126	-0.141	38.838	0.000
. .	* .	7	0.017	-0.177	38.880	0.000
. *	. .	8	0.127	0.022	41.182	0.000
* .	* .	9	-0.120	-0.069	43.237	0.000
. *	. .	10	0.089	0.050	44.373	0.000
** .	*** .	11	-0.305	-0.362	57.865	0.000
. ****	. *	12	0.483	0.170	91.997	0.000
** .	. .	13	-0.284	0.021	103.87	0.000
. *	. .	14	0.067	0.011	104.53	0.000
. .	. .	15	-0.051	-0.009	104.93	0.000
. *	. .	16	0.077	-0.042	105.81	0.000
. .	. .	17	0.024	0.042	105.90	0.000
* .	. .	18	-0.109	-0.001	107.74	0.000
. .	* .	19	-0.051	-0.138	108.14	0.000
. *	* .	20	0.129	-0.102	110.76	0.000
* .	. .	21	-0.079	-0.045	111.75	0.000
. *	. .	22	0.069	-0.027	112.52	0.000
* .	. .	23	-0.165	0.015	116.91	0.000
. **	. .	24	0.292	0.065	130.79	0.000
* .	. .	25	-0.186	0.004	136.45	0.000
. .	. .	26	0.053	0.028	136.93	0.000
* .	* .	27	-0.095	-0.091	138.46	0.000
. *	. .	28	0.122	0.013	140.98	0.000
. .	. .	29	-0.022	-0.020	141.07	0.000
* .	* .	30	-0.075	-0.068	142.02	0.000
. .	* .	31	-0.049	-0.088	142.44	0.000
. *	. .	32	0.150	0.003	146.38	0.000
* .	. .	33	-0.096	-0.014	148.02	0.000
. *	. *	34	0.081	0.067	149.19	0.000
* .	. .	35	-0.111	0.060	151.42	0.000
. *	* .	36	0.134	-0.067	154.71	0.000

Despesa na Primeira Diferença: - 1995-2005

Date: 04/08/06 Time: 16:04

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 131

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**** .	**** .	1	-0.560	-0.560	42.084	0.000
. *	** .	2	0.141	-0.253	44.755	0.000
* .	* .	3	-0.074	-0.183	45.509	0.000
. *	. .	4	0.144	0.063	48.346	0.000
*** .	*** .	5	-0.358	-0.363	66.117	0.000
. ***	. .	6	0.375	-0.032	85.713	0.000
** .	* .	7	-0.243	-0.111	94.011	0.000
. *	. .	8	0.128	-0.053	96.331	0.000
* .	* .	9	-0.110	-0.106	98.066	0.000
. *	* .	10	0.106	-0.157	99.691	0.000
** .	** .	11	-0.193	-0.216	105.08	0.000
. ***	. *	12	0.344	0.124	122.43	0.000
** .	. .	13	-0.263	0.038	132.66	0.000
. *	. .	14	0.132	-0.001	135.23	0.000
* .	. .	15	-0.065	0.001	135.87	0.000
. *	. .	16	0.067	0.008	136.56	0.000
* .	. **	17	-0.079	0.205	137.51	0.000
. *	. *	18	0.137	0.157	140.41	0.000
** .	* .	19	-0.226	-0.077	148.35	0.000
. *	* .	20	0.116	-0.133	150.47	0.000
* .	* .	21	-0.069	-0.093	151.21	0.000
. *	. *	22	0.102	0.112	152.89	0.000
* .	* .	23	-0.153	-0.080	156.65	0.000
. **	. .	24	0.276	0.014	169.01	0.000
** .	. .	25	-0.203	0.043	175.77	0.000
. *	. **	26	0.153	0.232	179.66	0.000
* .	. *	27	-0.128	0.187	182.39	0.000
. *	. *	28	0.110	0.068	184.42	0.000
* .	. *	29	-0.099	0.086	186.09	0.000
. .	. .	30	0.064	0.039	186.80	0.000
. .	. **	31	-0.050	0.311	187.25	0.000
. .	. **	32	0.040	0.211	187.53	0.000
. .	. **	33	-0.010	0.290	187.55	0.000
. *	. ****	34	0.075	0.474	188.57	0.000
* .	. *****	35	-0.106	0.913	190.63	0.000
. *	. .	36	0.096	10.246	192.31	0.000

Correlograma dos resíduos da regressão co-integrante (u) 1995-2005

Date: 04/09/06 Time: 22:56

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.042	-0.042	0.2397	0.624
. .	. .	2	0.050	0.048	0.5740	0.751
. **	. **	3	0.221	0.225	7.2447	0.064
. .	. .	4	0.020	0.040	7.2987	0.121
. .	. .	5	-0.027	-0.051	7.4024	0.192
. **	. *	6	0.213	0.165	13.749	0.033
. .	. .	7	-0.014	-0.003	13.777	0.055
. .	. .	8	0.022	0.015	13.845	0.086
. .	. .	9	0.059	-0.015	14.343	0.111
* .	* .	10	-0.060	-0.072	14.858	0.137
. .	. .	11	0.044	0.045	15.135	0.176
. *	. *	12	0.180	0.161	19.887	0.069
. .	. .	13	0.009	0.053	19.898	0.098
. .	. .	14	0.016	-0.023	19.934	0.132
. .	. .	15	0.042	-0.045	20.196	0.165
. .	. .	16	-0.048	-0.047	20.551	0.196
. *	. *	17	0.077	0.078	21.451	0.207
. *	. .	18	0.066	0.032	22.119	0.227
. .	. .	19	-0.025	-0.028	22.221	0.273
. *	. .	20	0.095	0.057	23.639	0.259
. .	. .	21	-0.002	-0.012	23.639	0.311
* .	* .	22	-0.130	-0.105	26.338	0.237
. *	. *	23	0.140	0.083	29.535	0.163
. *	. *	24	0.101	0.097	31.220	0.148
. .	. .	25	0.014	0.065	31.251	0.181
. .	* .	26	0.021	-0.062	31.327	0.216
. .	* .	27	-0.049	-0.114	31.725	0.242
. .	. .	28	0.001	0.039	31.725	0.286
. .	. .	29	0.049	0.033	32.131	0.314
. .	. .	30	-0.006	-0.007	32.138	0.361
. *	. .	31	0.066	0.041	32.908	0.374
. .	. .	32	0.012	-0.039	32.936	0.421
. .	. .	33	-0.029	0.013	33.086	0.463
. .	. *	34	0.049	0.087	33.513	0.491
. .	. .	35	0.006	-0.031	33.520	0.540
. .	. .	36	0.059	0.021	34.168	0.556

Correlograma da DLSP - 1995-2005

Date: 05/07/06 Time: 17:55

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.977	0.977	128.82	0.000
. *****	. .	2	0.956	0.032	253.05	0.000
. *****	. .	3	0.933	-0.037	372.42	0.000
. *****	. .	4	0.910	-0.017	486.95	0.000
. *****	. .	5	0.886	-0.042	596.37	0.000
. *****	. .	6	0.862	-0.027	700.63	0.000
. *****	. .	7	0.836	-0.035	799.58	0.000
. *****	. .	8	0.812	0.006	893.54	0.000
. *****	. .	9	0.785	-0.048	982.21	0.000
. *****	. .	10	0.759	-0.020	1065.7	0.000
. *****	. .	11	0.732	-0.014	1144.1	0.000
. *****	* .	12	0.704	-0.062	1217.1	0.000
. *****	* .	13	0.673	-0.068	1284.4	0.000
. *****	. .	14	0.642	-0.012	1346.2	0.000
. *****	. .	15	0.611	-0.045	1402.6	0.000
. ****	. .	16	0.582	0.057	1454.3	0.000
. ****	. .	17	0.553	-0.022	1501.3	0.000
. ****	* .	18	0.522	-0.079	1543.5	0.000
. ****	. .	19	0.490	-0.024	1581.1	0.000
. ***	* .	20	0.453	-0.143	1613.5	0.000
. ***	. .	21	0.419	0.045	1641.5	0.000
. ***	. .	22	0.389	0.058	1665.8	0.000
. ***	. .	23	0.361	0.058	1687.0	0.000
. ***	. .	24	0.333	-0.027	1705.2	0.000
. **	. .	25	0.307	0.029	1720.8	0.000
. **	* .	26	0.278	-0.092	1733.8	0.000
. **	. .	27	0.251	-0.003	1744.4	0.000
. **	. .	28	0.226	0.033	1753.1	0.000
. **	. .	29	0.202	0.002	1760.1	0.000
. *	. .	30	0.177	-0.015	1765.6	0.000
. *	. .	31	0.154	0.017	1769.7	0.000
. *	. .	32	0.130	-0.045	1772.7	0.000
. *	* .	33	0.104	-0.088	1774.6	0.000
. *	* .	34	0.076	-0.093	1775.7	0.000
. .	. .	35	0.049	-0.020	1776.1	0.000
. .	. .	36	0.023	0.013	1776.2	0.000

Correlograma do Superávit Primário - 1995-2005

Date: 05/07/06 Time: 17:54

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ***	. ***	1	0.443	0.443	26.522	0.000
. ****	. ***	2	0.471	0.342	56.721	0.000
. ***	. *	3	0.350	0.087	73.564	0.000
. **	. .	4	0.259	-0.030	82.801	0.000
. ***	. **	5	0.437	0.317	109.44	0.000
. ***	. *	6	0.355	0.118	127.16	0.000
. ***	. *	7	0.394	0.068	149.13	0.000
. **	* .	8	0.218	-0.175	155.91	0.000
. **	. .	9	0.218	0.014	162.77	0.000
. **	. *	10	0.232	0.070	170.56	0.000
. **	. .	11	0.223	0.029	177.83	0.000
. ***	. **	12	0.440	0.268	206.41	0.000
. **	* .	13	0.231	-0.087	214.38	0.000
. **	* .	14	0.235	-0.092	222.66	0.000
. *	* .	15	0.126	-0.089	225.07	0.000
. *	. .	16	0.117	0.041	227.17	0.000
. **	. .	17	0.209	0.008	233.87	0.000
. *	. .	18	0.174	-0.022	238.55	0.000
. *	* .	19	0.177	-0.077	243.47	0.000
. *	. .	20	0.100	0.044	245.06	0.000
. .	. .	21	0.056	-0.026	245.55	0.000
. *	. *	22	0.131	0.114	248.33	0.000
. *	. .	23	0.101	-0.020	250.00	0.000
. **	. *	24	0.245	0.080	259.83	0.000
. *	. .	25	0.155	0.006	263.80	0.000
. *	. .	26	0.100	-0.057	265.47	0.000
. *	. .	27	0.074	-0.015	266.40	0.000
. .	. .	28	0.025	-0.027	266.51	0.000
. *	. .	29	0.097	-0.037	268.11	0.000
. *	. .	30	0.088	-0.009	269.45	0.000
. *	. .	31	0.069	-0.027	270.28	0.000
. .	. .	32	0.056	0.043	270.83	0.000
. .	. .	33	0.009	0.035	270.85	0.000
. *	. .	34	0.067	0.011	271.66	0.000
. .	. .	35	0.022	-0.041	271.75	0.000
. *	. .	36	0.114	0.003	274.15	0.000

Correlograma do Déficit Nominal - 1995-2005

Date: 05/07/06 Time: 17:55

Sample: 1995M01 2005M12

Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *	. *	1	0.171	0.171	3.9498	0.047
. **	. **	2	0.289	0.268	15.343	0.000
. .	. .	3	0.043	-0.044	15.595	0.001
. .	. .	4	0.032	-0.050	15.738	0.003
. **	. **	5	0.216	0.244	22.250	0.000
. *	. *	6	0.111	0.067	23.988	0.001
. *	. .	7	0.169	0.021	28.052	0.000
* .	* .	8	-0.082	-0.172	29.000	0.000
. .	. .	9	0.011	0.008	29.017	0.001
. *	. *	10	0.097	0.174	30.388	0.001
. .	. .	11	0.041	-0.029	30.637	0.001
. **	. *	12	0.287	0.181	42.780	0.000
. .	. .	13	-0.007	-0.047	42.786	0.000
. *	. .	14	0.125	0.038	45.136	0.000
* .	* .	15	-0.082	-0.106	46.153	0.000
* .	* .	16	-0.087	-0.165	47.311	0.000
. .	. .	17	0.021	0.007	47.382	0.000
. .	. .	18	-0.035	0.037	47.574	0.000
. .	* .	19	-0.028	-0.130	47.699	0.000
. .	. *	20	-0.038	0.071	47.923	0.000
** .	* .	21	-0.196	-0.167	54.069	0.000
. .	. *	22	0.012	0.105	54.092	0.000
* .	. .	23	-0.084	-0.011	55.223	0.000
. *	. *	24	0.173	0.097	60.117	0.000
. .	. *	25	0.033	0.078	60.302	0.000
. .	* .	26	-0.002	-0.075	60.303	0.000
. .	. .	27	-0.013	0.028	60.329	0.000
* .	. .	28	-0.116	-0.022	62.604	0.000
. *	. .	29	0.069	0.009	63.427	0.000
. .	. .	30	-0.044	-0.017	63.767	0.000
. .	. .	31	0.014	-0.021	63.800	0.000
. .	. .	32	-0.022	0.021	63.886	0.001
* .	. *	33	-0.074	0.093	64.863	0.001
. *	. .	34	0.135	0.061	68.150	0.000
. .	. .	35	-0.045	-0.022	68.513	0.001
. *	. .	36	0.138	-0.048	72.037	0.000

Anexo II

Output: Teste de Co-integração de Johansen

Date: 05/02/06 Time: 19:43
 Sample (adjusted): 1995M06 2005M12
 Included observations: 127 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: REC DES
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0,05 Critical Value	Prob.**
None *	0,225934	34,91928	20,26184	0,0002
At most 1	0,01868	2,394858	9,164546	0,6985

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0,05 Critical Value	Prob.**
None *	0,225934	32,52442	15,8921	0,0001
At most 1	0,01868	2,394858	9,164546	0,6985

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

	REC	DES	C
	0,942507	-1,02613	2,122709
	0,131426	-0,010193	-3,140679

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(REC)	-0,559124	-0,363113
D(DES)	0,661415	-0,369549

1 Cointegrating

Equation(s): Log likelihood -589,0338

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	REC	DES	C
	1,000000	-1,088724	2,252195
		(0,03859)	(0,78700)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(REC)	-0,526978
	(0,24738)
D(DES)	0,623389
	(0,25752)

Anexo III

Output: Vetor de Correção de Erros

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/07/06 Time: 14:22

Sample (adjusted): 1995M06 2005M12

Included observations: 127 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
REC(-1)	1	
DES(-1)	-1,088724 (0,03859) [-28.2103]	
C	2,252195 (0,78700) [2.86173]	
Error Correction:	D(REC)	D(DES)
CointEq1	-0,526978 (0,24738) [-2.13021]	0,623389 (0,25752) [2.42070]
D(REC(-1))	-0,43796 (0,22930) [-1.90996]	-0,378809 (0,23870) [-1.58694]
D(REC(-2))	-0,484586 (0,21016) [-2.30577]	-0,381737 (0,21878) [-1.74486]
D(REC(-3))	-0,410253 (0,17724) [-2.31462]	-0,483106 (0,18451) [-2.61832]
D(REC(-4))	-0,150837 (0,12785) [-1.17981]	-0,231487 (0,13309) [-1.73933]
D(DES(-1))	-0,349865 (0,24897) [-1.40526]	-0,224885 (0,25918) [-0.86770]
D(DES(-2))	-0,002964 (0,22518) [-0.01316]	0,149195 (0,23441) [0.63647]
D(DES(-3))	0,044669 (0,18321) [0.24381]	0,323957 (0,19072) [1.69857]
D(DES(-4))	0,06525 (0,12205) [0.53462]	0,275804 (0,12705) [2.17081]
R-squared	0,41177	0,437843
Adj. R-squared	0,37189	0,39973
Sum sq. resids	1032,42	1118,802
S.E. equation	2,957925	3,079183
F-statistic	10,32523	11,4882
Log likelihood	-313,2678	-318,3702
Akaike AIC	5,075083	5,155436
Schwarz SC	5,276639	5,356992
Mean dependent	0,16934	0,146625
S.D. dependent	3,732238	3,974315
Determinant resid covariance (dof adj.)		42,40957
Determinant resid covariance		36,61174
Log likelihood		-589,0338
Akaike information criterion		9,606832
Schwarz criterion		10,07713

Anexo IV

Regressão do Modelo de Correção de Erros

Dependent Variable: D(REC)

Method: Least Squares

Date: 04/14/06 Time: 22:36

Sample (adjusted): 1995M02 2005M12

Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.029186	0.198866	0.146764	0.8835
D(DES)	0.724396	0.053754	13.47623	0.0000
U(-1)	-0.925473	0.090782	-10.19440	0.0000
R-squared	0.625015	Mean dependent var		0.174689
Adjusted R-squared	0.619156	S.D. dependent var		3.683586
S.E. of regression	2.273235	Akaike info criterion		4.502920
Sum squared resid	661.4527	Schwarz criterion		4.568764
Log likelihood	-291.9412	F-statistic		106.6735
Durbin-Watson stat	2.078466	Prob(F-statistic)		0.000000

Anexo V

Regressões Co-integrantes:

Despesa na Receita

Dependent Variable: DES
 Method: Least Squares
 Date: 04/14/06 Time: 16:12
 Sample: 1995M01 2005M12
 Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.911935	0.725810	4.011981	0.0001
REC	0.877025	0.035885	24.43995	0.0000
R-squared	0.821259	Mean dependent var		19.95236
Adjusted R-squared	0.819885	S.D. dependent var		5.458862
S.E. of regression	2.316742	Akaike info criterion		4.533236
Sum squared resid	697.7481	Schwarz criterion		4.576915
Log likelihood	-297.1936	F-statistic		597.3111
Durbin-Watson stat	2.189985	Prob(F-statistic)		0.000000

Receita na Despesa

Dependent Variable: REC
 Method: Least Squares
 Date: 04/09/06 Time: 22:42
 Sample: 1995M01 2005M12
 Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.746114	0.792360	0.941635	0.3481
DES	0.936415	0.038315	24.43995	0.0000
R-squared	0.821259	Mean dependent var		19.42980
Adjusted R-squared	0.819885	S.D. dependent var		5.640664
S.E. of regression	2.393899	Akaike info criterion		4.598759
Sum squared resid	744.9977	Schwarz criterion		4.642438
Log likelihood	-301.5181	F-statistic		597.3111
Durbin-Watson stat	2.083547	Prob(F-statistic)		0.000000