Paulo André Camuri

Dívida Pública, Política Fiscal e Restrição Externa no Brasil: 1994-2004

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2005

Paulo André Camuri

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

Paulo André Camuri

Dívida Pública, Política Fiscal e Restrição Externa no Brasil: 1994-2004

Dissertação apresentada ao curso de mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Frederico G. Jayme Júnior

Belo Horizonte, MG
UFMG/CEDEPLAR
2005

Aos meus pais, Walter e Maria Helena,
meus maiores mestres.

Agradecimentos

Primeiramente agradeço à minha família que, apesar da distância, sempre esteve muito presente em minha vida. Aos meus pais Walter e Maria Helena, pelo apoio e dedicação. Aos meus irmãos, César e Marcos e à tia Olga e avó Antônia. Agradeço a compreensão pela ausência nos últimos anos, em função deste trabalho.

Ao meu orientador, o professor Dr. Frederico Gonzaga Jayme Júnior pela dedicação, amizade, paciência e estímulo ao longo desse trabalho. Agradeço especialmente aos comentários, críticas e sugestões dos Professores Dr. Flávio Vilela Vieira (UFU) e Dr. Marco Crocco (Cedeplar/UFMG) e pela participação em minha banca examinadora.

Ao prof. Dr. Marco Crocco, pelas brilhantes aulas de Macroeconomia Pós-Keynesiana e pelo prazer de tê-lo em minha banca examinadora. Ao Prof. Dr. Marco Flávio da Cunha Resende (IPEA/DF) pelo estímulo e atenção ao longo da elaboração da dissertação.

Agradeço à Daniela pelo amor e companheirismo ao longo do curso de mestrado. Certamente esse caminho teria sido infinitamente mais árduo sem você ao meu lado.

Agradeço em especial à colega de curso Izabel C. de Lima pela imensa contribuição nos últimos meses da elaboração desse trabalho. Agradeço sua atenção e paciência em discutir a teoria de séries temporais.

Ao amigo Renato Digieri pelo estímulo e pela disposição em ajudar-me. Aos amigos Luis Henrique e Marcelo Souza, pela amizade. Aos companheiros de sala, dos cursos de mestrado e doutorado em economia: Felipe, Héder, Mariangela, Daniela, Marina, Ana, Tarsila, Gustavo, Antônio, Pedro, Eduardo, Angelo, Rubens e Ricardo. Agradeço ainda à ajuda de Alexandre B. Ferreira e Marcello Santos e à amizade de Fernando Batista, que me recebeu quando cheguei a Belo Horizonte.

Á CAPES pelo apoio financeiro.

Por fim, mas sempre em primeiro lugar, a Deus, por tudo.

Sumário

Introdução 1

Capítulo 1 – Coordenação de Políticas Fiscal e Monetária e Restrição Intertemporal do Governo 3

1.1 Restrição Orçamentária do Governo e Endividamento Público 3
1.2 Solvência e Sustentabilidade da Dívida Pública 8
1.3 Vulnerabilidade Externa e Desequilíbrio Fiscal do Governo 16
1.4 Coordenação de Políticas Monetária e Fiscal 21

Capítulo 2 – Estabilização Monetária e Endividamento Público no Brasil 25

2.1 Introdução 25
2.2 Política Econômica e a Evolução da Dívida Mobiliária Federal Interna 25

Capítulo 3- Evidências Empíricas sobre a Dívida Pública Brasileira: um modelo VAR para 1994-2004 37

3.1- Introdução 37
3.2- Procedimentos Econométricos 37
3.2.1- Estacionariedade 38
3.2.2- Testes de Raiz Unitária 41
3.2.3- Cointegração e Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR´s) 48
3.3 O modelo 55
3.4 Fonte de dados e variáveis selecionadas 57
3.5 Análise dos Resultados 58
3.5.1 Ordem de Integração das Séries 58
3.5.2 Política Fiscal: um modelo com VAR 67
3.5.2.1 A Dívida Líquida Interna do Setor Público 69

4- Considerações Finais 74

Bibliografia 76

Anexos 82

Índice de Tabelas

Tabela 3.1 61
Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5% 61
Tabela 3.2 - Teste ADF 62
Tabela 3.3 - Teste Phillips Perron 63
Tabela 3.4 - Teste KPSS 64
Tabela 3.5 - Critério de Seleção da Defasagem do VAR 67
Tabela 3.6 - Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Teste 68
Tabela 3.7 - Decomposição da Variância (%) - Diflogdlspip 71

Índice de Figuras

Figura 1: Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (R$ bilhões) 26
Figura 2: DPMFi – Mercado e Bacen (R$ bilhões) 27
Figura 3: Dívida Mobiliária – Posição de Custódia 28
Participação (%) por Indexador 28
Figura 4: Taxa de Juros – Selic acumulada no mês anualizada 29
Figura 5: Resultado Primário do Setor Público Consolidado 31
(R$ milhões) 31
Figura 6: Prazo Médio da DPMFi (em meses) 33
Figura 7: Logarítimo da Dlspip 59
Figura 8: Primeira Diferença do Logarítimo da Dlspip 60
Figura 9: Resposta do Logdlspip a choques próprios e nas demais variáveis 70
Figura 10: Teste de Estabilidade do VAR 88

Resumo

O presente trabalho tem por objetivo analisar a evolução do endividamento público brasileiro num contexto de restrição externa, reconhecimento de dívidas antigas e políticas fiscal e monetária restritivas. O estudo utiliza dados mensais extraídos do Banco Central do Brasil referentes ao período de agosto de 1994 a novembro de 2004. Diversos fatores influenciaram a evolução da dívida líquida do setor público neste período, quais sejam: i) reconhecimento de dívidas antigas; ii) resultados primários deficitários do governo até 1998; iii) altas taxas de juros; iv) desvalorização cambial; e v) choques externos;

Através da metodologia de vetores auto-regressivos (VAR), faz-se inferências acerca da relação dívida pública/PIB. O Teste de Ordenação (Block Exogeneity/Wald Test) indica que a taxa de juros é endogenamente determinada pelo montante da dívida. Adicionalmente, a análise da decomposição da variância e das funções impulso-resposta sugere que a dívida pública é majoritariamente afetada por choques próprios e que a restrição externa impacta adversamente sobre seu crescimento.

Abstract

This dissertation intends to analyze the Brazilian public debt evolution considering an environment marked by external turmoil, hidden liabilities and tight fiscal and monetary policies. The study is based on monthly data released by the Central Bank of Brazil during the period between August, 1994 and November, 2004. Many factors had influence on the public net debt figures in the referred period: i) hidden liabilities recognition; ii) primary budget deficits up to 1998; iii) high interest rates; iv) Brazil´s currency ("Real") devaluation and v) external crashes.

Through the automatic regressive vectors methodology, inferences about the Net Debt/GDP ratio are made. The Block Exogeneity/Wald Test suggests that interest rate is endogenously determined by the debt amount. Moreover, the analysis of both the variance decomposition and the stimulus and reaction functions shows that public debt is influenced mainly by internal shocks and that external turmoil has relevant impacts on its growth.

Introdução

O presente trabalho tem por objetivo estudar a evolução da dívida líquida do setor público brasileira no período de agosto de 1994 a novembro de 2004 num contexto de restrição externa e reconhecimento de dívidas antigas (esqueletos). O recurso à política monetária, como o instrumento de política econômica após a flexibilização do câmbio, tem resultado em crescimento acentuado da relação dívida pública/PIB e redução da capacidade do governo de realizar política fiscal contra-cíclica. A adoção da política de metas de inflação combinada à utilização de uma política monetária restritiva diante das instabilidades externas, tem freqüentemente, conduzido a um conflito de objetivos nas políticas fiscal e monetária.

Ao recorrer a elevadas taxas de juros para equilibrar o Balanço de Pagamentos, evitar fortes desvalorizações cambiais e manter um nível de atividade econômica compatível com o regime de metas de inflação, implementado a partir de 1999, a política do Banco Central tem resultado em aumento da dívida pública e forte contração da demanda. Esperava-se que a flexibilização do câmbio em janeiro de 1999 abrisse espaço para uma redução gradual dos juros de modo que houvesse uma retomada da atividade econômica seja pelo crédito mais barato – que permitiria novos investimentos – seja pelo estímulo, via câmbio, dado às exportações.

Embora as exportações tenham respondido, com uma defasagem temporal, de forma bastante satisfatória, as taxas nominais de juros têm se mostrado muito sensíveis às crises externas. Dado que a inflação - medida pelo IPCA - tem se apresentado sob controle, as elevadas taxas de juros nominais vêm refletindo também elevadas taxas reais de juros, impedindo a retomada sustentável do crescimento econômico.

O presente estudo utiliza dados mensais referentes ao período de agosto de 1994 a novembro de 2004 extraídos da série histórica do Banco Central do Brasil e encontra-se dividido em três capítulos. No primeiro, faz-se uma breve revisão da literatura que trata sobre endividamento público e condução das políticas monetária e fiscal. Este capítulo trata ainda dos conceitos de solvência e sustentabilidade da dívida pública bem como dos ganhos advindos da coordenação de políticas monetária e fiscal.

O segundo capítulo trata das implicações da política econômica brasileira, adotada nos últimos dez anos, sobre a dinâmica de endividamento público. Destacam-se as implicações da restrição externa sobre a solvência e sustentabilidade da dívida bem como sobre a

capacidade do governo utilizar seus instrumentos fiscais e monetários visando o aumento da renda e do produto.

O terceiro capítulo aborda a metodologia de séries temporais, adotada no estudo. Primeiramente são descritos os testes de estacionariedade das séries incorporando-se a possibilidade de quebras estruturais. Em seguida estima-se o Vetor Auto-Regressivo (VAR) cujo objetivo aqui centra-se no entendimento do comportamento temporal da dívida líquida do setor público bem como as possíveis inter-relações desta com outras variáveis macroeconômicas tais como juros, inflação e câmbio. Diante da política econômica adotada no Brasil nos últimos anos, e da majoritária indexação da dívida pública ao câmbio e às taxas de juros, esperava-se que os resultados indicassem tais variáveis como centrais na explicação da evolução do endividamento. A decomposição da variância e as funções impulso-resposta, contudo, sugerem um resultado sutilmente distinto. Por fim, apresentam-se algumas considerações finais.

Capítulo 1 – Coordenação de Políticas Fiscal e Monetária e Restrição Intertemporal do Governo

O presente capítulo tem por objetivo apresentar alguns conceitos teóricos relativos à administração das políticas fiscal e monetária. Enquanto o Banco Central centra seus esforços no controle do crédito, dos juros e do câmbio, o Tesouro Nacional tem por objetivos traçar a política de gastos do governo bem como o modo como administrar seu resultado primário. Mais do que decidir a forma como financiar eventuais déficits, cabe ao Tesouro planejar um nível de gastos que lhe permita certa liberdade no uso de seus instrumentos fiscais. Por outro lado, parte considerável de sua margem de manobra é limitada pelas decisões do Banco Central acerca da política monetária.

Esse primeiro capítulo subdivide-se em 4 seções, além desta introdução. Primeiramente, apresenta-se a restrição orçamentária intertemporal do governo e sua relação com a dinâmica do endividamento público. Na segunda seção, procurar-se-á fazer uma distinção entre os conceitos de solvência e sustentabilidade da dívida pública bem como apresentar os testes econométricos comumente utilizados na verificação de tais conceitos. Em seguida, na terceira seção, discute-se acerca da vulnerabilidade externa e do impacto desta no exercício fiscal do governo. Por fim, tecem-se alguns comentários sobre os ganhos advindos de eventual coordenação entre as ações das autoridades fiscal e monetária.

1.1 Restrição Orçamentária do Governo e Endividamento Público

Conforme Romer (2001), o governo se depara com a seguinte restrição orçamentária: o valor presente de seus gastos com bens e serviços deve ser menor ou igual ao valor inicial de sua riqueza mais o valor presente de sua receita tributária (líquida das transferências). Ou seja:

$$\int_0^{\infty} e^{-R(t)} G(t)dt \leq -D(0) + \int_0^{\infty} e^{-R(t)} T(t)dt \qquad (1)$$

Onde:

G(t) = gastos reais do governo;

T(t) = tributação no momento t;

D(0) = débito real inicial[1];

r (T) = taxa real de juros no momento t.

[1] Como D(0) refere-se ao débito, ao invés de riqueza, ele assume sinal negativo na restrição orçamentária;

$e^{-R(t)}$ = valor de uma unidade de produto no momento t, descontada para o momento inicial;

R(t) = $\int_{T=0}^{t} r(T)dT$ Ou seja, r pode variar ao longo do tempo de modo que uma unidade de produto investido no momento zero resultará em $e^{R(t)}$ unidades do produto no momento t;

A restrição orçamentária do governo não impede que este esteja permanentemente em débito, nem que aumente continuamente sua dívida. Assim, adiciona-se à restrição o fato de que o limite do valor presente do débito do governo não pode ser positivo, o que é equivalente a:

$$\lim_{S\to\infty} e^{-R(S)}D(S) \leq 0 \qquad (2)$$

Se a taxa real de juros é sempre positiva, um valor positivo, mas constante, de D – de modo que o governo nunca pague sua dívida – satisfaz a restrição orçamentária. Similarmente, se D é sempre crescente, também a restrição orçamentária é satisfeita se sua taxa de crescimento for menor do que a taxa real de juros. Neste caso, o Tesouro está obtendo um superávit primário suficiente para evitar que a dívida cresça em níveis incompatíveis com sua solvência intertemporal.

Ainda segundo Romer (2001), o modo mais simples de definir o déficit orçamentário do governo é via mudança no estoque de endividamento. A taxa de mudança no estoque de dívida real é igual à diferença entre despesas e receitas governamentais, mais a taxa de juros que incide sobre o endividamento existente. Ou seja:

$$\dot{D}(t) = [G(t) - T(t)] + r(t)D(t) \qquad (3)$$

Onde:

$[G(t) - T(t)]$ = déficit primário;

Considerando-se o déficit primário - ao invés do déficit total - como uma medida que melhor representa o efeito da política fiscal sobre a restrição orçamentária do governo, é possível reescrever a equação (1):

$$\int_0^{\infty} e^{-R(t)}[T(t) - G(t)]dt \geq D(0) \qquad (4)$$

Nesses termos, a restrição orçamentária estabelece que cabe ao governo obter superávits primários intertemporalmente elevados o suficiente para, em valor presente, anular o endividamento inicial.

Cuddington (1996), entretanto, ressalta que a equação acima não representa de forma adequada a sustentabilidade da política fiscal nos países em desenvolvimento (LDC) uma

vez que não incorpora algumas importantes especificidades desses países, dentre as quais destacam-se: (i) em muitos desses países a senhoriagem constitui-se fonte importante de recursos para o governo; (ii) ao contrário dos países desenvolvidos, parte da dívida do setor público é denominada em moeda estrangeira; e (iii) a importância do comportamento, e das condições sob as quais, os agentes (*lenders*) apresentam-se dispostos a financiar o governo via demanda de títulos públicos;

A restrição orçamentária governamental apresentada abaixo relaciona o déficit operacional (déficit primário mais os pagamentos com juros nominais) às fontes de financiamento externa e interna:

$$\Delta \tilde{B}_t + S_t \Delta \tilde{B}_t^* + \Delta \tilde{M}_t = \tilde{SURP}_t + i_t \tilde{B}_{t-1} + i_t^* \tilde{B}_{t-1}^* \qquad (5)$$

Onde, "~" indica variáveis nominais:

B_t = títulos denominados em moeda doméstica;

B^*_t = títulos denominados em moeda estrangeira;

M_t = base monetária;

i_t = taxa de retorno dos títulos domésticos;

i^*_t = taxa de retorno dos títulos estrangeiros;

S_t = taxa nominal de câmbio;

T_t = tributos arrecadados;

G_t = gastos do governo;

$SURP_t = T_t - G_t$ = superávit primário;

Reescrevendo (5) em termos reais, têm-se:

$$\Delta B_t + \Delta(s_t B_t^*) + \Delta M_t = -SURP_t - \pi_t M_{t-1} + r_t B_{t-1} + (r_t^* + \in_t) B_{t-1}^* \quad (6)$$

Onde, a ausência de "~" indica variáveis reais e:

P_t^* = preço externo;

$s_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t}$ = taxa real de câmbio;

$\in_t$ = taxa real de depreciação do câmbio;

π_t = taxa de inflação;

r_t = taxa real de retorno dos títulos domésticos;

r_t^* = taxa real de retorno dos títulos estrangeiros;

A equação (6) indica, segundo Cuddington (1996), que o nível de superávit primário real necessário para que a dívida apresente-se sustentável, deve envolver hipóteses acerca da importância da senhoriagem como fonte de receita para o governo, bem como sobre a parcela da dívida expressa em moeda estrangeira. A senhoriagem (SE) pode ser definida como a receita auferida pelo governo fruto de seu monopólio de emissão de moeda. Para Sachs e Larrain (2000: 362) a senhoriagem "pode ser medida como o poder de compra da moeda colocada em circulação em um determinado período" e pode ser apresentada nos termos da equação abaixo:

$$SE = \frac{(M_t - M_{t-1})}{P} = \left[\frac{(M_t - M_{t-1})}{M_t}\right]\left(\frac{M_t}{P}\right) \qquad (7)$$

Onde:

M_t = oferta monetária no momento t[2];

M_{t-1} = oferta monetária no momento t-1;

P = nível de preços;

$\frac{M_t}{P}$ = saldos monetários reais;

O termo ΔM_t do lado esquerdo da equação (6) representa a receita de senhoriagem auferida pelo governo num determinado momento t. A despeito de trabalhos como o de Cuddington (1996), os estudos sobre sustentabilidade da política fiscal - uma vez que foram desenvolvidos inicialmente para países industrializados – assumem que as receitas de senhoriagem não são significantes e que a dívida pública apresenta-se totalmente expressa em moeda doméstica. Sob tais hipóteses, a restrição orçamentária expressa por (6) resume-se à equação (3) apresentada acima. Ou seja:

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} - SURP_t \qquad (8)$$

A equação (8) descreve a dinâmica de acumulação da dívida, que pode assumir 3 casos possíveis:

- Caso o governo obtenha um superávit primário igual a zero (SURP = 0), o estoque do endividamento irá crescer na mesma velocidade que a taxa de juros:

$$\Delta B_t = B_t - B_{t-1} = r_t B_{t-1} \qquad (9)$$

[2] Para simplificar a análise, os autores igualam base monetária à oferta monetária.

- Caso o governo obtenha déficit primário (SURP < 0), o estoque de endividamento irá crescer à uma taxa maior do que a taxa de juros[3];
- Caso o governo obtenha um superávit primário positivo (SURP > 0), o estoque de endividamento irá crescer de forma mais lenta do que a taxa de juros. Se o superávit mais do que compensar o pagamentos com juros da dívida existente (ou seja, $SURP_t + r_t B_{t-1} \rangle 0$), então o endividamento irá se reduzir ao longo do tempo.

Há 2 abordagens distintas para tratar da sustentabilidade da política fiscal: (i) Abordagem Contábil ("*accounting approach*"); e ii) Abordagem do Valor Presente (PVC). Embora a abordagem contábil seja útil numa análise de curto-prazo, falha ao assumir que mudanças no superávit primário não terão efeitos na taxa de juros e na taxa de crescimento do PIB. Nesse sentido, a abordagem contábil não considera o papel dos agentes financiadores do governo, e por isso não será tratada aqui.

Apresentar-se-á a seguir o tratamento de política fiscal que ficou conhecido como Abordagem do Valor Presente (PVC). Essa abordagem incorpora a idéia de que caso os agentes *lenders* considerem que o governo encontre-se excessivamente endividado, irão exigir prêmios cada vez maiores para financiá-lo[4]. A partir da restrição do governo (equação 8), e de sua interação N períodos à frente, têm-se:

$$B_{t-1} = \sum_{J=0}^{N} \frac{SURP_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} + \frac{B_{N+1}}{(1+r)^{N+1}} \qquad (10)$$

A condição de "No Ponzi-Game" (NPG)[5] estabelece que o valor presente do endividamento público converge para zero, num futuro infinito. Tal condição estabelece então, que o último termo da equação apresentada acima tende a zero, no limite:

[3] Para um déficit constante, entretanto, a taxa de crescimento da dívida reduz-se assintoticamente para r.

[4] A literatura padrão agrega os endividamentos expressos em moeda doméstica e em moeda estrangeira. Cuddington (1996), por outro lado, argumenta que o tratamento correto para essa situação – característica dos países em desenvolvimento – envolve 2 condições NPG separadas e distintas: uma para os emprestadores domésticos e outra para estrangeiros.

[5] Ver Minsky (1982: 67).

$$\lim_{N\to\infty} \frac{B^{N+1}}{(1+r)^{N+1}} = 0 \qquad (11)$$

Para que isso aconteça é preciso que o numerador (dívida real B) cresça numa velocidade menor que o denominador (taxa real de juros). A imposição da condição de NPG em (10) implica na necessidade da dívida do governo - num dado momento t - ser igual ao valor presente da soma dos superávits primários futuros, ou seja:

$$B_{t-1} = \sum_{J=0}^{N} \frac{SURP_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} \qquad (12)$$

Tal condição reflete o fato dos agentes *lenders* não permitirem ao governo perpetuamente financiar dívida velha via emissão de dívida nova.

Alternativamente, a restrição orçamentária intertemporal do governo pode ser expressa como proporção do PIB:

$$b_0 = \sum_{j=0}^{N} \left[\frac{1+g}{1+r}\right]^{(1+j)} \frac{SURP_j}{Y_j} + \left[\frac{1+g}{1+r}\right]^{(N+1)} \frac{B_{N+1}}{Y_{N+1}} \qquad (13)$$

Cuja condição de NPG será dada por:

$$\lim_{N\to\infty} \left[\frac{1+g}{1+r}\right]^{N+1} \frac{B_{N+1}}{Y_{N+1}} = 0 \qquad (14)$$

Destaca-se que a condição de NPG não, necessariamente, exige que a relação dívida/PIB tenda a zero. Basta apenas, que esta não cresça mais rápido que a taxa real de juros ajustada pelo crescimento do produto.

1.2 Solvência e Sustentabilidade da Dívida Pública

Na tentativa de compreender as restrições impostas aos países que alcançaram, nos últimos anos, níveis elevados de endividamento público, uma série de estudos tem sido realizada acerca da evolução dessa variável central à condução da política macroeconômica nos países em desenvolvimento. A despeito da ampla gama de estudos, não há ainda uma consolidação de alguns dos conceitos utilizados nem dos procedimentos cabíveis à sua verificação, por vezes tornando difuso o tratamento do assunto. Diante disso, em maio de 2002 o Fundo Monetário Internacional publicou *"Assessing Sustainability"* numa tentativa de apresentar de forma sucinta a estrutura sob a qual o tema é tratado no âmbito do Fundo:

> *"The proposed framework is intended to introduce a greater degree of consistency and discipline in sustainability analyses undertaken at the Fund. The aim is to use these ingredients to make better informed judgments possible, and to discipline these judgments by laying bare the basis on which they are made, rather than to distill a single measure of sustainability that would eliminate the need for judgment".* (IMF, 2002: 24).

Nos trabalhos do FMI estão presentes 4 conceitos importantes: i) solvência; ii) liquidez; iii) sustentabilidade; e iv) vulnerabilidade externa[6]. De acordo com o FMI um determinado país apresenta-se solvente caso o Valor Presente Descontado (PDV) de seus gastos primários (correntes e futuros) seja no máximo igual ao Valor Presente Descontado de suas receitas (correntes e futuras), líquidas de seu débito inicial. Ou seja:

$$\sum_{t=o}^{\infty} \frac{E_{t+i}}{\prod_{j=1}^{i}(1+r_{t+j})} \leq \sum_{i=0}^{\infty} \frac{Y_{t+i}}{\prod_{j=1}^{i}(1+r_{t+j})} - (1+r_t)D_{t-1} \qquad (15)$$

onde:

r_{t+j}= taxa nominal de juros no momento t+j;

E_{t+i}= despesas do governo no momento t+i;

Y_{t+i}= receita do governo no momento t+i;

$\prod_{j=1}^{i}(1+r_{t+j})$= fator de desconto t+j períodos à frente;

$(1+r_t)D_{t-1}$= valor do débito inicial no momento t;

Essa definição de solvência refere-se não apenas à trajetória de ajustes necessária - do ponto de vista econômico - para que essa relação seja satisfeita. Mais do que isso, a relação acima, e os trabalhos do Fundo de modo geral, referem-se à necessidade de se considerar também o ajuste (ou a trajetória de ajustes) politicamente possível. Ou seja, além de economicamente viável é preciso que a trajetória de ajustes seja política e socialmente aceitável de modo que o custo do *default* supere o do ajuste. A despeito disso, o Fundo reconhece o caráter subjetivo do que pode ser considerado um "ajuste demasiado" o que irá depender da história e da conjuntura de cada país.

[6] Milesi-Ferreti e Razin (1996) tratam apenas dos conceitos de i) solvência; e ii) sustentabilidade.

Milesi-Ferreti & Razin (1996), assim como o FMI, também relacionam a noção de solvência ao Valor Presente dos superávits futuros. Nos termos sugeridos pelos autores, um país é solvente quando é capaz de gerar (no futuro) superávits suficientes para pagar seus débitos atuais[7]. Quanto à sustentabilidade, os conceitos são apresentados de formas distintas embora, em última instância, tenham um significado comum.

O grau de liquidez de um país, por sua vez, condiciona-se à aceitabilidade de seus títulos no mercado financeiro, ou seja, está relacionado à facilidade com que o país consegue rolar sua dívida que está vencendo. Nesse sentido, segundo o critério do Fundo, é tênue a diferença entre os conceitos de solvência e liquidez. Embora um país assuma uma posição de não liquidez num contexto de elevadas taxas de juros, tal posição é alcançada, por outros fatores[8] que – ao comporem um contexto macroeconômico adverso – acabam por refletir-se num aumento das taxas de juros. Assim, o aumento dos juros é fruto – e não elemento causador - de uma situação que levou à dificuldade de rolagem dos títulos públicos, embora em última instância também resulte na insolvência do país.

A sustentabilidade, por sua vez, é tratada nos trabalhos do FMI como um conceito que agrega as noções de solvência e liquidez. Nesses termos, a sustentabilidade da dívida de um país é dada por sua capacidade de pagar o serviço de sua dívida sem que no futuro se faça necessário recorrer a profundos ajustes no saldo entre suas receitas e gastos. Nesse sentido, a noção de sustentabilidade, nos moldes do Fundo, admite que determinado país recorra a futuros ajustes desde que estes se dêem de modo suave, sem mudanças abruptas na condução da política econômica. Um endividamento é dito sustentável quando permite uma projeção consistente acerca de seu comportamento futuro. Nesse sentido, o conceito de sustentabilidade necessariamente exclui situações nas quais: i) uma reestruturação da dívida é tida como necessária; ii) um país acumule dívida numa velocidade maior que sua capacidade de gerar os recursos necessários ao seu serviço (Ponzi Game); Outro conceito que merece destaque é o de vulnerabilidade que, de acordo com o FMI, expressa o risco de determinados países violarem as condições de solvência e liquidez a que estão sujeitos.

Os trabalhos do Fundo que tratam da sustentabilidade da dívida pública, pautam-se no estudo de três variáveis fundamentais: i) sustentabilidade externa; ii) sustentabilidade fiscal; e iii) sustentabilidade do setor financeiro. A sustentabilidade externa, por sua vez, é

---

[7] Embora o estudo de Milesi-Ferreti & Razin (1996) seja referente à solvência/sustentabilidade da Conta Corrente de um país, utilizar-se-á aqui a mesma noção para solvência/sustentabilidade da dívida pública.

[8] Tais fatores referem-se aos possíveis choques à que as economias estão sujeitas, dentre os quais destacam-se: choques externos, choques de confiança ou alterações nos agregados macroeconômicos relevantes.

determinada por 3 elementos: possibilidade da Conta Corrente do país ser financiada por capitais privados ou oficiais; projeções de médio prazo sobre o Balanço de Pagamentos e a dinâmica de dívida a este associado; e avaliações acerca do nível apropriado de taxa de câmbio. Já a sustentabilidade fiscal tem duas dimensões principais, quais sejam: indicadores de endividamento e déficit público, e projeções fiscais de médio prazo. E por fim, a estabilidade do sistema financeiro é considerada dada sua forte interação com a sustentabilidade dos endividamentos público e externo. A tentativa de compreender as vulnerabilidades que recaem sobre o sistema financeiro tem por objetivo final minimizar a possibilidade de ocorrência e a intensidade das crises fiscais. (IMF, 2002).

> *"A country can be said to achieve debt sustainability if it can meet is current and future external debt service obligations in full, without recourse to debt rescheduling or the accumulation of arrears, and without compromising growth. Analytically, there are three key determinants of debt sustainability: (i) the existing stock of debt and its repayment terms; (ii) the development of a country's fiscal and external repayment capacity; and (iii) the growth, composition, and terms of new external financing. Maintaining debt sustainability after relief remains an important challenge for HIPCs".* (IMF, 2002: 45).

Milesi-Ferreti & Razin (1996) apontam que a noção de sustentabilidade agrega ao conceito de solvência duas idéias adicionais: (i) a primeira refere-se à possibilidade do país possuir incentivos suficientes para não efetuar os pagamentos relativos ao serviço de sua dívida, mesmo que o valor presente de seu superávit seja teoricamente suficiente para isso; e (ii) a possibilidade de alteração no comportamento dos investidores estrangeiros, que não mais estariam dispostos a emprestar ao país nos termos correntes. Nesse sentido, enquanto a solvência reflete apenas um cálculo sobre a futura capacidade de um país de fazer frente ao serviço de sua dívida, a idéia – mais abrangente – de sustentabilidade considera também o comportamento dos investidores estrangeiros e do governo do país considerado.

A literatura apresenta três abordagens distintas sobre a sustentabilidade fiscal. A primeira testa a estacionariedade da série da dívida pública. A segunda, testa se as séries referentes às receitas tributárias, despesas governamentais e pagamentos de juros são cointegradas, ou seja, se apresentam uma relação com coeficiente igual a um. Uma terceira abordagem refere-se à existência de um mecanismo de "*feedback*" entre as séries da dívida

e a de superávit primário[9]. No primeiro teste, caso a hipótese nula de não estacionariedade da dívida seja rejeitada, pode-se dizer que a restrição orçamentária do governo encontra-se em equilíbrio, caso contrário ela estará sendo violada. Já o segundo teste ao verificar uma relação com coeficiente igual a um entre as variáveis testadas (vetor [1,-1,-1]), indica que a dívida pública apresenta-se sustentável, ou seja, a trajetória de receitas é ao menos suficiente para acompanhar a trajetória de gastos do governo (incluindo o pagamento de juros). A cointegração entre as variáveis indica que há uma relação de longo prazo entre elas de modo a respeitar a restrição orçamentária do governo. Por fim, o terceiro teste, ao verificar a existência de um mecanismo de *feedback* entre as séries da dívida e do superávit primário, sugere a estacionariedade da relação dívida/PIB. A existência de raiz unitária nesse teste sugere que o superávit primário não se mostra sensível ao endividamento de modo que aquele não se eleva em resposta a aumentos deste.

O trabalho seminal de Hamilton & Flavin (1986) trata da sustentabilidade da política fiscal nos EUA, com base numa amostra de 1960 à 1984. Utilizando taxas reais de juros constantes, rejeitaram a hipótese de não-estacionariedade das séries de superávit primário e da dívida. Wilcox (1989) propõe um teste alternativo que estende o trabalho de Hamilton & Flavin (1986) em três aspectos: 1) incorpora a idéia de taxas de juros estocásticas (ou seja, não constantes); 2) permite que o superávit primário seja não estacionário, desde que a dívida descontada convirja para zero; e 3) O teste proposto por Wilcox (1989) permite violações estocásticas da restrição orçamentária, diferenciando-se de ao menos 2 testes sugeridos por Hamilton & Flavin (1986) que partiam da idéia de que tais violações deveriam ser não estocásticas.

Com os mesmo dados utilizados por Hamilton & Flavin, Wilcox aplica esse novo procedimento e conclui que o período 1960-1984 não pode ser tratado como um todo, dada a forte evidência de mudança na estrutura da política fiscal. O autor afirma que só há evidências de violação da restrição orçamentária no período posterior a 1974, o que estaria indicando que a política fiscal adotada a partir desse ano teria assumido uma trajetória insustentável.

Já os trabalhos relativos à segunda abordagem procuram uma relação de cointegração entre déficits primários, pagamentos de juros e estoque de endividamento nos Estados Unidos. Para Trehan & Walsh (1988) uma condição necessária e suficiente para

[9] Batolla, F. P. (2004) investiga a sustentabilidade da política fiscal no Brasil através dessas três abordagens e sugere que a dívida pública brasileira – a partir de meados dos anos noventa – assumiu uma trajetória insustentável.

que o orçamento intertemporal esteja em equilíbrio é que seu déficit (incluindo pagamentos relativos a juros) seja estacionário. Os autores sugerem ainda, outras relações que igualmente satisfazem a restrição intertemporal do governo, quais sejam: i) relação cointegrante – com vetor de cointegração [1 -1] - entre gastos (incluindo pagamentos de juros) e receitas totais (senhoriagem e tributária); e 2) relação cointegrante – com vetor de cointegração [1 1] – entre o estoque de endividamento e o déficit primário; O estudo de Trehan & Walsh sugere que a política fiscal nos Estados Unidos apresenta-se sustentável no período estudado.

Incorporando a crítica de Bohn (1995)[10], Ahmed & Rogers (1995) propõem um teste que permite analisar a restrição orçamentária intertemporal do governo em ambientes estocásticos e encontram fortes evidências de sustentabilidade na política fiscal norte-americana bem como algumas evidências acerca da sustentabilidade da política fiscal no Reino Unido.

Uctum & Wickens (2000) ressaltam que os testes apresentados acima baseiam-se na hipótese que o processo gerador dos déficits e do endividamento continuará no futuro. Entretanto, os autores atentam para o fato de que, na prática, às vezes é preciso alterar a política fiscal para que esta entre numa trajetória sustentável. Com isso, sugerem que a análise de sustentabilidade da política fiscal, deve incorporar alterações futuras (esperadas) na política fiscal. Este trabalho diferencia-se de Wilcox (1989) ao incorporar as idéias de taxas de juros estocásticas e variáveis no tempo, bem como superávits primários descontados exógenos. Os autores mostram que uma condição necessária e suficiente para a sustentabilidade é que a razão dívida pública/PIB descontada seja estacionária com média zero. Além disso, o uso da variável descontada na análise de sustentabilidade num horizonte infinito evita os problemas identificados por Bohn (1995). Outra contribuição desse trabalho se deu com o uso de valores previstos, o que permitiu a ampliação da amostra. Com esse procedimento buscou-se capturar mudanças estruturais decorrentes da austeridade fiscal em curso, bem como mensurar o impacto do estabelecimento de "tetos" ao endividamento de cada país[11].

---

[10] Bohn questiona o uso de testes que assumem ambientes não estocásticos e taxas de juros constantes. O autor propõe que a condição de transversalidade e a restrição orçamentária governamental sejam expressas em taxas marginais de substituição, contrariando a literatura da época que partia da hipótese de taxa de juros constante. Isso abre espaço para a idéia de que uma economia pode sustentar déficits persistentes desde que apresente uma taxa de crescimento maior do que a taxa real de juros vigente.

[11] O tratado de Maastricht, por exemplo, estabeleceu como um dos requisitos à participação na União Monetária Européia que os países apresentassem uma relação dívida pública/PIB inferior a 60%.

> *"Our simulation analysis shows that under current policies, the paths of future policies are sustainable for all countries. However, imposing deficit or debt limits within the next 3 to 6 years would throw most governments'budgets onto an intertemporally inconsistent path unless they also alter policy to generate major primary surpluses"*. (Uctum & Wickens, 2000: 199).

Finalmente, dentre os trabalhos referentes à terceira abordagem existente na literatura sobre sustentabilidade da política fiscal, destacam-se os trabalhos de Feve, Henin e Jolivaldt (1998) e Feve & Henin (2000) que apresentam a idéia de sustentabilidade efetiva e propõem um novo procedimento econométrico. Na idéia de sustentabilidade efetiva, a condição de estacionariedade da relação dívida pública/PIB constitui-se apenas em uma condição necessária para que a sustentabilidade se verifique, enquanto que a existência de um mecanismo de retro-alimentação entre dívida pública e superávit primário caracteriza uma condição adicional. O argumento apresentado pelos autores é de que numa economia onde a taxa real de juros é maior do que a taxa de crescimento da economia, o conceito padrão de sustentabilidade da dívida pública (atendimento da restrição orçamentária intertemporal do governo e NPG) não exclui a possibilidade da dívida crescer sem limites. Os autores defendem um critério de sustentabilidade que estabeleça um limite ao crescimento da dívida e que, caso tal limite seja ultrapassado, seja preciso alcançar um superávit primário maior. Nesse sentido, essa abordagem considera o superávit primário endógeno à dívida pública.

Chortareas, Kapetanios e Uctum (2003) desenvolvem um teste de estacionariedade cuja hipótese alternativa pode incorporar não-linearidade, ou seja, tal teste – diferentemente dos testes DF e ADF tradicionais de estacionariedade da dívida e/ou déficit governamentais – é capaz de capturar a natureza da disciplina fiscal. Segundo os autores, a escolha de uma hipótese alternativa particular é capaz de afetar a habilidade – dos testes de raiz unitária - de rejeitar a hipótese nula. Nesse sentido, o uso de uma hipótese alternativa que corresponda ao processo real significa um aumento do poder do teste. Esse novo procedimento metodológico – ao incorporar a possibilidade de que o comportamento das autoridades fiscais seja não linear – sugere que tais autoridades reajam de modos diferentes quando o endividamento é alto e quando é baixo. Isso, por sua vez, é capaz de afetar as propriedades das séries temporais das variáveis de política fiscal. Segundo os autores:

> *"Our findings indicate that for the purposes of policy evaluation may it may be misleading to solely rely on the traditional tests since they frequently fail to reject the unit-root null, wrongly suggesting that policies adopted by these countries are unsustainable. By contrast, the new tests can successfully capture nonlinearities, providing a richer and possibly more reliable framework for the evaluation of fiscal policy sustainability".* (Chortareas, Kapetanios e Uctum, 2003: 2).

Após apresentados os conceitos de solvência e sustentabilidade bem como as principais abordagens presentes na literatura, cabe agora mencionar a discussão existente acerca da interpretação dada aos testes de Present Value Constraint (PVC)[12]. Não há consenso na literatura se os referidos testes tratam da solvência ou da sustentabilidade dos países em análise. Autores como Agenor e Montiel (1996) referem-se aos testes de PVC (ou NPG condition) como testes de solvência:

> *"The government is solvent if the expected present value of the future resources available to it for debt service is at least equal to the face value of its initial [i.e. current] debt stock. Under these circumstances, the government will be able to service its debt on market terms. Solvency thus requires that the government's prospective fiscal plans satisfy the present-value budget constraint".* (Agenor e Montiel, 1996: 123).

Já para autores como Wilcox (1989) e Hakkio & Rush (1991) tais testes referem-se à sustentabilidade da dívida pública. Cuddington (1996: 10) partilha da mesma idéia:

> *"...the PVC tests are appropriately viewed as tests of the sustainability of the current fiscal policy stance, as reflected in the historical times series data on government spending, revenue, deficits, and/or debt, not as solvency tests. An analysis of solvency would have to consider all conceivable government policies, and ask whether there is any economically and politically feasible policy stance that would satisfy the PVC, given the value of current debt. If there is none, then the government is insolvent".*

Conforme apresentado acima, é grande a discussão acerca do objeto de estudo dos testes de Valor Presente Descontado (PVC). Antes de tudo, é importante notar que não há um consenso acerca dos conceitos de solvência e sustentabilidade da dívida pública. Para fins de análise podemos genericamente tratar da solvência como a capacidade de um determinado país de obter – com base na sua política econômica em curso – superávits

[12] Baseado em Cuddington, J. T. (1996).

primários intertemporalmente elevados o suficiente para fazer frente ao seu endividamento inicial. Por outro lado qualquer teste que tenha por objetivo verificar o cumprimento de qualquer restrição adicional deveria ser tratado como testes de sustentabilidade da dívida pública. Tais restrições podem ser as mais variadas possíveis – como as apresentadas até aqui pelos diversos autores - e têm em comum um caráter mais subjetivo e, por isso, menos preciso na determinação do objeto em análise. Nesse sentido, mais importante do que tratar os testes de PVC como de solvência ou sustentabilidade é preciso esclarecer a abrangência de tais conceitos.

1.3 Vulnerabilidade Externa e Desequilíbrio Fiscal do Governo

A partir do estudo de Keynes (1937a e 1937b) acerca das condições determinantes do financiamento dos investimentos, Minsky (1982) desenvolve seu modelo de fragilidade financeira que tem servido de base a muitos estudos recentes sobre crises cambiais. Segundo Curado (2001: 50) "Fragilidade Financeira pode ser entendida como a tendência inerente ao comportamento das firmas numa economia capitalista em ampliar a participação dos mecanismos de *debt-finance* no financiamento de suas inversões, o que as torna mais suscetíveis ao comportamento do mercado financeiro". *Finance* representa a criação de um volume de moeda necessário para tornar possível um plano de gasto.

O modelo proposto por Minsky (1982) baseia-se na identificação das posturas financeiras que os investidores podem adotar visando sustentar seus planos de investimentos. Tal modelo comporta a possibilidade do investidor não conseguir o 'funding' necessário para substituir seus débitos de curto prazo por de longo prazo. Enquanto em Keynes a demanda por moeda via motivo precaução é função do nível de renda, em Minsky adicionalmente é função do volume financeiro de pagamentos futuros. Assim, dado a incerteza em relação às futuras quase-rendas e às futuras condições de crédito, os tomadores de empréstimos irão reter recursos (na forma de moeda) além do que seria necessário para fazer frente às suas despesas correntes. Isso se faz particularmente importante para as firmas devedoras, uma vez que qualquer despesa adicional poderá comprometer a capacidade dessas firmas de cumprirem seus compromissos financeiros e/ou financiarem suas atividades produtivas.

Em termos gerais, a unidade de análise apresentar-se-á solvente sempre que satisfizer concomitantemente a duas condições:

i) o fluxo das receitas (líquidas dos gastos não financeiros) deve estar distribuído ao longo do tempo de maneira e em volume suficiente para fazer frente ao fluxo de suas despesas financeiras;

ii) a unidade de análise deve ter acesso a volume de crédito suficiente para honrar seus compromissos financeiros sempre que sua receita líquida mostrar-se insuficiente;

Hermann (2002: 12) ressalta que a visão de Minsky é de que "em economias com sistemas de crédito bem organizados e desenvolvidos, o equilíbrio financeiro de um devedor não se define por sua capacidade de liquidar totalmente suas dívidas, mas sim de honrar, sistematicamente, os compromissos financeiros assumidos, dentro dos prazos previstos".

Minsky (1982: 67) identifica três possíveis posturas financeiras das unidades de análise: i) Postura *Hedge*: O investidor só contrai empréstimos cuja maturação seja equivalente à maturação do ativo que ele está adquirindo, ou seja, o investidor *hedge* consegue pagar os juros e o principal da dívida; ii) Postura Especulativa: Nesse caso, o prazo de maturação dos débitos é menor que o retorno total do investimento. Cabe ao investidor financiar o mesmo montante inicial já que só consegue pagar os juros; e iii) Postura Ponzi: Nessa situação, o investidor tem que financiar mais que sua dívida inicial uma vez que não é capaz nem de pagar todos os juros. Assim, quanto maior a proporção de investidores especulativos e ponzi, maior será o grau de vulnerabilidade dessa economia às alterações no mercado financeiro. Amado (2003: 10) ressalta que:

> "A instabilidade ascencionista a que se refere Minsky está associada à sua classificação das unidades econômicas de acordo com o grau de vulnerabilidade/fragilidade financeira. Para tanto ele estabelece três categorias de unidades que têm estruturas financeiras distintas e demonstra como a forma de financiamento e a atuação do sistema financeiro tende a ampliar a participação das unidades mais vulneráveis, fragilizando, assim, o sistema econômico como um todo e permitindo, por um lado um boom econômico e por outro gerando as condições para que a economia entre em crise num momento posterior".

Amado (2003) conclui que, assim como Keynes, Minsky relaciona a esfera monetária da economia à esfera real. Isso se dá pela assunção de que a oferta de moeda é endógena e

pelo reconhecimento de que as crises das economias avançadas têm origem na forma de financiamento das economias monetárias de produção.

Importante destacar, contudo, que os trabalhos de Minsky referem-se basicamente à economias fechadas cujas unidades de análise são firmas. Apesar disso, uma série de estudos têm partido da idéia Minskyana de fragilidade/vulnerabilidade financeira para tratar das recorrentes crises cambiais que têm atingido países em desenvolvimento como Brasil, México e Argentina[13].

Tais estudos tratam de economias abertas e têm os países, e não mais as firmas, como unidades de análise. Isso acaba por requerer certos ajustes em relação às conclusões alcançadas por Minsky. O mais importante deles refere-se ao fato de que Minsky centrou sua análise no fluxo monetário do projeto de investimento e na capacidade deste em liquidar seus débitos. Mas, ao trabalhar com economias abertas com elevado grau de vulnerabilidade externa, a questão central deixa de ser apenas a capacidade de liquidação de débitos de determinado projeto. Faz-se importante, ademais a avaliação acerca da capacidade de determinado país de obter divisas externas em volume suficiente para seu pagamento. Esse problema extrapola a questão da vulnerabilidade do projeto em si e assume um caráter macroeconômico no qual os países passam a apresentar diferentes graus de vulnerabilidade aos movimentos do emprestador que, neste caso, é representado pela figura do sistema financeiro internacional. Algumas firmas ou projetos, por exemplo, embora sejam capazes de cobrir seus fluxos de caixa, não o fazem, muitas vezes, por estarem localizados em países que enfrentam problemas de restrição de divisas. Tal situação acaba por inviabilizar a liquidação – total ou parcial - dos débitos por parte dessas firmas. (Resende e Amado 2004).

Nesse sentido quando os países são a unidade de análise, a restrição de divisas potencializa os problemas de vulnerabilidade externa a que tais países estão sujeitos. Cabe agora destacar as restrições fiscais impostas aos países que apresentam concomitantemente problemas relacionados à vulnerabilidade externa e ao constrangimento de divisas estrangeiras.

De forma geral o problema fiscal pode ter 3 origens distintas:

1) Uso recorrente de poupança externa (déficit em Transações Correntes);
2) Sob câmbio fixo, a política monetária tem por objetivo viabilizar elevados níveis de reservas internacionais para respaldar a moeda nacional e criar um ambiente de

[13] Ver de Paula e Alves Jr. (2000).

expectativas favoráveis frente às instabilidades associadas à vulnerabilidade externa e escassez de divisas;

3) Sob câmbio flexível, a política monetária atua de modo a minimizar a alta volatilidade do câmbio.

Sucessivos déficits na conta Transações Correntes do Balanço de Pagamentos, representam, na prática, o aumento do passivo externo. Tal passivo tem origem no déficit da Balança Comercial e/ou da Balança de Serviços e, portanto, está associado a questões estruturais do país que dificilmente podem ser revertidas no curto prazo[14]. Os itens 2 e 3 referem-se ao fluxo de endividamento, ou seja, ao seu custo. Sob câmbio fixo, a rigidez da política monetária viabiliza um diferencial de juros que atrai o capital estrangeiro e permite a manutenção do câmbio fixo. No caso do câmbio flexível, a política de juros é o instrumento no combate à elevada volatilidade cambial e ao aumento nos preços. Embora possa resultar numa valorização cambial – o que reduziria o custo e volume da dívida expressa em moeda estrangeira – constitui-se essencialmente num elemento que impacta adversamente sobre a dívida já que, nessas situações, observa-se um rearranjo na demanda por títulos públicos em favor daqueles indexados à taxa de juros a despeito dos títulos com correção cambial[15].

O importante a destacar é que em muitos países em desenvolvimento a rigidez da política monetária tem sido vista como único instrumento de que dispõe a autoridade econômica no combate à inflação, volatilidade cambial e fuga de capitais. Nesse sentido, a contribuição dos estudos de Minsky centra-se no fato de destacar que é a própria disponibilidade do sistema financeiro internacional de financiar projetos de investimento não-hedge que resulta na maior exposição dos países devedores. Assim, nos termos de Minsky, é a própria dinâmica do sistema de financiamento do investimento que impõe uma excessiva exposição dos países devedores a choques externos. Mais do que isso, o combate a essa elevada exposição deve-se dar de modo a evitar que as políticas adotadas acabem por comprometer ainda mais a capacidade de recuperação desses países. A despeito disso, o uso de política monetária rígida tem imposto um crescente peso aos países devedores uma vez que o aumento dos juros implica maiores custos de administração da dívida pública.

---

[14] O passivo externo líquido é dado pela soma da dívida externa líquida e do investimento direto acumulado.

[15] Caso a política de juros altos se mostre insuficiente para reverter as expectativas dos agentes, estes demandarão mais títulos indexados à variação cambial, elevando o custo da dívida.

Nesse sentido, a liberalização da Conta Capital é um fator que pode agravar as restrições ao crescimento sustentável de muitos países em desenvolvimento. Mesmo que um determinado país apresente-se solvente do ponto de vista externo, ou seja, apresente um déficit em Conta Corrente como proporção do PIB em patamares aceitáveis, ainda assim esse país pode apresentar-se muito vulnerável a possíveis mudanças inesperadas. Isto, por sua vez, pode resultar no uso de uma política monetária extremamente rígida para fazer frente a choques adversos e que, por fim, aumenta os encargos relacionados à rolagem da dívida desses países.

Jayme Jr. (2003) utiliza o modelo de Thirlwall de restrição no Balanço de Pagamentos para mostrar como restrições externas têm impacto negativo sobre o crescimento econômico do Brasil. A partir da técnica de cointegração e de dados referentes ao período de 1955 a 1998, o autor sugere que há uma relação positiva entre o crescimento das exportações e o da atividade econômica o que, por sua vez, respalda o argumento de que o crescimento econômico no país está – ao menos parcialmente – condicionado ao desempenho das variáveis externas. Mais do que isso, Souza e Jayme Jr. (2004) destaca que o modelo de três hiatos permite entender como restrições em termos fiscais e de poupança somam-se ao elemento externo no que se refere aos constrangimentos ao crescimento econômico do Brasil. A partir de dados para o período 1970-2000, o autor estima o impacto de cada uma dessas restrições no crescimento econômico do país. Por fim, ressalta que em países como o Brasil, é o hiato externo o responsável pelo aparecimento dos hiatos de poupança e fiscal.

Dada essa elevada vulnerabilidade externa que recai sobre os países em desenvolvimento e dos graves desdobramentos resultantes da reversão abrupta do fluxo de capitais, muitos autores têm defendido a adoção de medidas que reduzam a volatilidade do fluxo de capitais. Essa literatura destaca que a elevada mobilidade de capitais de curto-prazo tem gerado basicamente três problemas: 1) perda de autonomia na condução da política monetária; 2) elevada exposição da economia a choques externos; e 3) tendência à apreciação cambial em função do elevado afluxo de capitais. Para Tobin (1978: 154) a taxa de câmbio acaba por transmitir distúrbios originados nos mercados financeiros internacionais. As economias e governos nacionais não são capazes de se ajustar aos fortes movimentos de capital estrangeiro sem um sacrifício considerável em termos dos objetivos de política econômica nacional, ou seja, em termos de emprego, produção e inflação. Especificamente, a mobilidade do capital financeiro, limita a diferença possível entre as taxas de juros nacionais e então, restringe severamente a habilidade dos bancos centrais e

do governo de fazerem uso de seus instrumentos de políticas fiscal e monetária adequadas às suas economia internas.

1.4 Coordenação de Políticas Monetária e Fiscal

A dívida pública – mais do que refletir as medidas adotadas no âmbito das políticas monetária e fiscal – constitui-se num importante instrumento de condução dessas políticas. Nesse sentido, a restrição orçamentária intertemporal do governo é uma das principais conexões entre essas duas políticas. Por exemplo, caso a autoridade monetária estabeleça uma taxa de juros superior à taxa de crescimento da economia, a razão dívida pública / PIB pode assumir uma trajetória explosiva resultando na violação da restrição orçamentária intertemporal do governo.

É nesse contexto, que a coordenação entre as políticas adotadas pelo Banco Central (BC) e pelo Tesouro Nacional (TN) faz-se particularmente importante. Caso contrário, a decisão unilateral de uma determinada autoridade pode impedir que a decisão tomada pela outra autoridade alcance os objetivos almejados. Ou seja, as medidas tomadas no âmbito da política monetária podem anular os efeitos esperados de uma determinada política fiscal e vice-versa.

Tinbergen (1952) foi pioneiro no tratamento sobre coordenação de políticas monetária e fiscal. Nesse trabalho, o autor apresenta uma estrutura onde interagem instrumentos e metas de política econômica. Tal estrutura diferencia-se dos trabalhos clássicos uma vez que admite que a política monetária tem efeitos não apenas sobre a inflação, mas também sobre o nível de produto da economia.

A partir desse trabalho de Tinbergen (1952) uma série de estudos passou a abordar a coordenação entre políticas monetária e fiscal. Mundell (1960) tratou de qual seria o melhor arranjo de política na situação em que os instrumentos estão sob controle de diferentes autoridades. Já o trabalho de Brainard (1967) acrescentou à essa literatura uma importante discussão acerca da importância da incerteza que recai sobre os parâmetros de política econômica. Poole (1970) sugere uma estrutura onde o problema de Mundell é solucionado às avessas, ou seja, a autoridade dispõe de diversos instrumentos, mas não pode utilizá-los de forma simultânea na busca por seu objetivo. Recentemente, a discussão acerca da coordenação macroeconômica tem-se centrado na comparação dos ganhos potenciais – em termos de bem-estar social - resultantes da atuação conjunta, ou independente, das autoridades responsáveis pela política econômica. (Mendonça, 2001)

Sargent & Wallace (1981), destacam que caso a autoridade fiscal (AF) realize sua política independentemente dos objetivos perseguidos pela autoridade monetária (AM), emergirá uma situação na qual a AM será obrigada a lançar mão de receita de senhoriagem suficiente para compensar o excesso de gastos da AF, bem como tolerar uma maior taxa de inflação[16].

Por outro lado, Mendonça (2003) destaca que a presença de uma AM rígida – embora impeça a captação de senhoriagem pela AF – implica em taxas de juros mais elevadas. Estas, por sua vez, têm um duplo impacto: i) inibem os investimentos produtivos à medida que as aplicações financeiras tornam-se mais atrativas; e ii) aumentam o déficit público já que os juros incidem sobre o estoque de endividamento a despeito de que, em determinado período, tenha sido alcançado um resultado primário equilibrado;

Assim Mendonça (2001) ressalta o elevado ganho potencial advindo da coordenação entre as políticas monetária e fiscal. Isso ocorre uma vez que a coordenação age basicamente em 2 frentes: (i) reduz a probabilidade de conflito de interesses entre as autoridades responsáveis pela condução da política econômica; e (ii) reduz a incerteza que recai sobre os agentes econômicos quando da tomada de decisões. O autor ressalta que a coordenação entre as políticas monetária e fiscal não implica na passividade destas, nem aponta para uma postura mais relaxada do governo no que concerne aos seus objetivos em termos de inflação, desemprego etc. A partir dos modelos de coordenação abordados em outro trabalho, Mendonça (2001: 78) conclui que "(...) a coordenação de políticas econômicas é factível e seus resultados tendem a ser superiores ao uso de metas para a política econômica com autoridades políticas distintas".

Arestis & Sawyer (2003 a e b) criticam a sobreposição da política monetária à política fiscal. Segundo os autores, a política monetária tem se restringido basicamente à determinação de uma taxa de juros compatível com a meta inflacionária pré-estabelecida. Com base em evidências empíricas - referentes tanto a países desenvolvidos como aos em desenvolvimento – os autores questionam a eficácia do uso exclusivo da política monetária e ressaltam que a política fiscal permanece como um importante instrumento capaz de alterar o nível da demanda agregada.

Para Laurens & De La Piedra (1998) é preciso entender a coordenação de política macroeconômica em dois níveis distintos: i) curto prazo; e ii) longo prazo. Essa

[16]A receita de senhoriagem será grande o suficiente para manter em equilíbrio a restrição orçamentária do governo. Trata-se da "*Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*" que está na origem da Teoria Fiscal do Nível de preços (Woodford, 2003).

diferenciação faz-se importante uma vez que os resultados de política econômica são mais sensíveis ("*fine tuning"*) aos instrumentos de política monetária do que aos de política fiscal. Assim, no curto prazo a coordenação de política deve voltar-se à estabilização do nível de preços, enquanto no longo prazo, objetiva-se garantir o crescimento sustentável, ou seja, promover as condições para que a economia cresça com estabilidade de preços. Segundo os autores, isso implica que déficits fiscais superiores a um determinado limite e financiados através de operações de mercado aberto, necessariamente resultam em algum dos seguintes casos: i) distorções na alocação de recursos da economia; ii) utilização de resultados quase-fiscais; e iii) excessivo endividamento em moeda estrangeira, expondo a economia a choques externos;

Na ausência de coordenação, Laurens & De La Piedra (1998) apontam três cenários possíveis: 1) A AM é dominante: nesse caso, independentemente da necessidade da AF, cabe exclusivamente à AM determinar a taxa de crescimento da base monetária; 2) A AF é dominante: a AF decide o montante de déficit (ou superávit) a ser alcançado, independentemente da AM; e 3) As AM e AF agem como se fossem independentes: nesse caso, as decisões tomadas por elas podem ser inconsistentes. Caso os instrumentos de políticas fiscal e monetária sejam utilizados de forma coordenada pelos *policymakers*, alcançar-se-ão resultados superiores aos que seriam alcançados caso agissem isoladamente. Tal resultado seria alcançado pela eliminação de problemas relacionados à inconsistência temporal e dinâmica de tais políticas.

Para Hermann (2002) a ausência de coordenação de política macroeconômica levará a um aumento inócuo da relação superávit primário/PIB caso este seja acompanhado de uma política monetária restritiva que eleve a taxa de juros (r) e/ou a dívida pública (B). A autora parte da restrição orçamentária do governo para mostrar as implicações resultantes de estratégias distintas de controle da dívida pública e ressaltar os problemas relacionados à adoção da estratégia tradicional. Tal estratégia acaba por aprofundar o quadro recessivo que recai sobre os países endividados. Isso está expresso na equação (16) onde apenas o termo referente ao resultado primário (SP) é determinado no âmbito da política fiscal. Todos os demais condicionantes da solvência do setor público são alcançados a partir das decisões de política monetária (dB, dH *e* r) e de gestão da dívida pública (que afeta r e a):

$$(a + r)B \leq SP + dB + dH \qquad (16)$$

onde:

dB = variação líquida no estoque da dívida;

dH = variação da base monetária;

A = amortização da dívida: $A = aB$; $0 < a < 1$;

Em função disso, Hermann (2002) propõe o uso de uma estratégia alternativa na qual os instrumentos de políticas fiscal e monetária seriam utilizados de forma a conduzir a economia a uma trajetória virtuosa de crescimento econômico. Tal estratégia passa, necessariamente, pela coordenação das decisões tomadas no âmbito dessas políticas. Caso contrário, a adoção de medidas unilaterais podem ser falhas e, mais do que isso, conduzir a economia para um quadro ainda mais recessivo e de crescente endividamento público.

Tal questão assume importância central num contexto de elevada vulnerabilidade externa e incertezas acerca da sustentabilidade/solvência da dívida pública. Países como o Brasil têm apresentado restrição na margem de manobra no uso de suas políticas fiscal e monetária. O quadro de crescente endividamento, associado a recorrentes crises externas, têm imposto ao país um ciclo vicioso de política monetária extremamente rígida - para fazer frente a aumentos de preço e possíveis fugas de capital - e severas medidas fiscais que garantam o serviço da dívida pública. Tal estratégia tem resultado num impacto duplamente recessivo ao país e que será abordado no próximo capítulo. Por um lado, a política de juros altos inviabiliza os investimentos em capital produtivo e, por outro, impede uma postura fiscal mais ativa por parte do governo.

Capítulo 2 – Estabilização Monetária e Endividamento Público no Brasil

2.1 Introdução

O presente capítulo trata das relações entre a política econômica adotada no Brasil nos últimos dez anos e sua interface com a evolução do endividamento público no período. O que se procura destacar é o papel desempenhado pela vulnerabilidade externa nesse processo de estabilização de preços e busca de crescimento econômico. Mais do que isso, procura-se entender as restrições impostas por tal vulnerabilidade ao desempenho fiscal do governo.

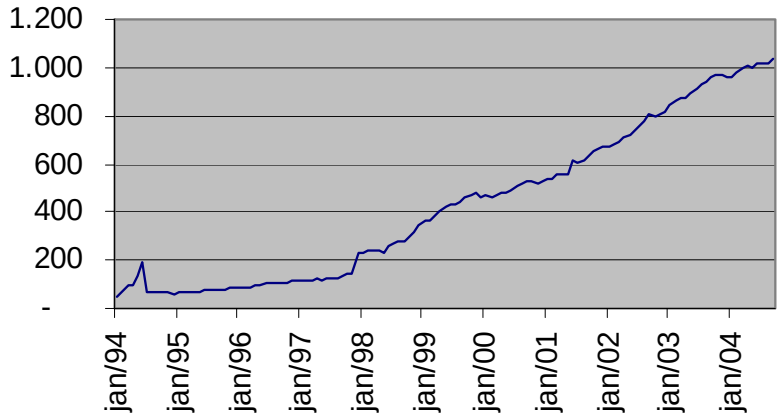
A hipótese é a de que a restrição externa constitui-se no elemento chave na determinação do desequilíbrio fiscal do governo e, portanto, somente medidas capazes de reduzir tal vulnerabilidade seriam capazes de enfrentar esse problema. Nesse sentido, a obtenção de expressivos superávits primários - embora contribua para a sustentabilidade e/ou solvência da dívida - não se constitui numa solução em si já que não é capaz, por si só, de reduzir a vulnerabilidade externa. A flexibilização do câmbio e a adoção do regime de metas de inflação em 1999 num contexto de elevado endividamento, constrangimentos no balanço de pagamentos e vulnerabilidade externa, característicos da economia brasileira, não estaria sendo capaz de deter a dinâmica de *"stop and go"* da economia brasileira.

2.2 Política Econômica e a Evolução da Dívida Mobiliária Federal Interna

Ao longo dos últimos 10 anos a política econômica no Brasil – apesar do indiscutível sucesso em estabilizar preços – resultou em um elevado aumento do endividamento público. Tal endividamento deixou de refletir – como em 1994, quando era de R$ 95 bilhões – apenas o acumulado do déficit fiscal do governo. Nesse sentido, o endividamento público não é mais determinado majoritariamente por medidas tomadas no âmbito da política fiscal uma vez que passou a ser utilizado visando também prover liquidez ao mercado de capitais, sinalizar juros, fornecer *hedges* cambiais e financiar o balanço de pagamentos. O endividamento público assume então uma nova dinâmica de crescimento, muito mais relacionada à política monetária realizada no período. A figura 1 mostra a

evolução da dívida pública mobiliária federal interna entre janeiro de 1994 e outubro de 2004. Como se pode observar, a dívida mantém-se relativamente estável até fins de 1997 quando supera os duzentos bilhões de reais e parece assumir uma tendência mais ascendente. Essa mudança no comportamento da dívida coincide com a crise asiática em 1997 que resultou na elevação da taxa interna de juros mediante a possibilidade de contaminação do Brasil pelos efeitos da crise. A partir de 1999, com a flexibilização do câmbio, o comportamento ascendente da dívida pública é ainda mais visível. De fato, seu crescimento se explica pelos choques externos e seus efeitos sobre o câmbio e juros.

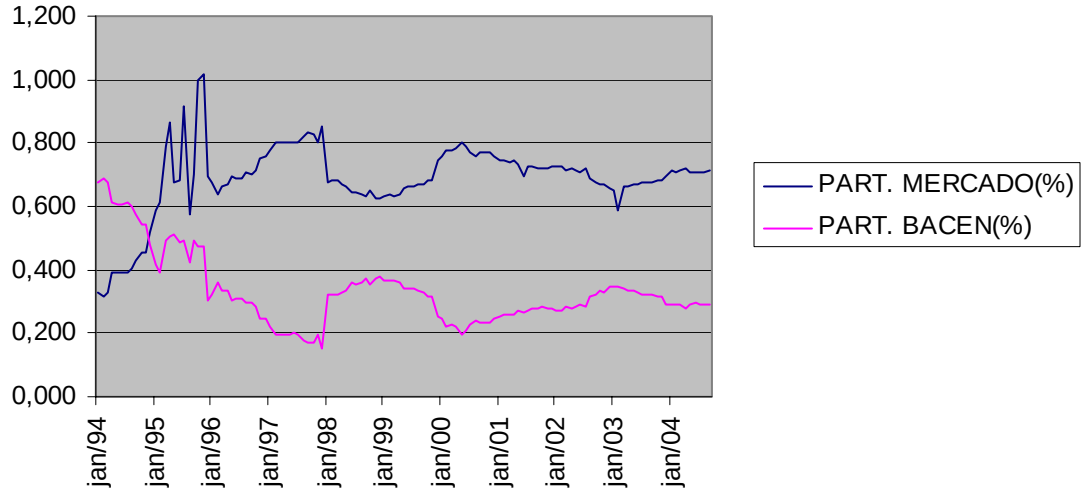
Figura 1: Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (R$ bilhões)



Fonte: STN – CODIV : Elaboração Própria

A figura 2 mostra as participações relativas do mercado e do Banco Central no total da dívida pública mobiliária federal interna. Até fins de 1995 o Bacen concentra a posse da maior parte dos títulos públicos. A partir de então há uma reversão nesse quadro, o Bacen reduz sua participação e o mercado passa a ser o maior financiador do governo. Esta alteração na participação relativa dos possuidores de títulos públicos se faz importante uma vez que configura maior poder de barganha aos investidores privados.

Figura 2: DPMFi – Mercado e Bacen (R$ bilhões)



Fonte: STN – CODIV : Elaboração Própria

O que se pretende destacar é em que medida a interface entre a política econômica adotada no período em análise e o comportamento do endividamento público tem se refletido na restrição da margem de manobra por parte do governo de realizar políticas fiscais anti-cíclicas. Segundo Ferrari Filho (2002: 19) esse processo de crescimento do endividamento público teve início com a chamada armadilha do câmbio "*situação na qual a sobrevalorização da taxa de câmbio, aliada à abertura comercial, resultou em recorrentes e crescentes desequilíbrios do balanço de pagamentos em transações correntes. Esses, por sua vez, foram financiados pelo ingresso de capital internacional, predominantemente volátil, atraído pela elevada taxa de juros doméstica. A contrapartida da elevação da taxa de juros foi o crescimento da dívida pública, pressionando, assim, o desequilíbrio do setor público*".

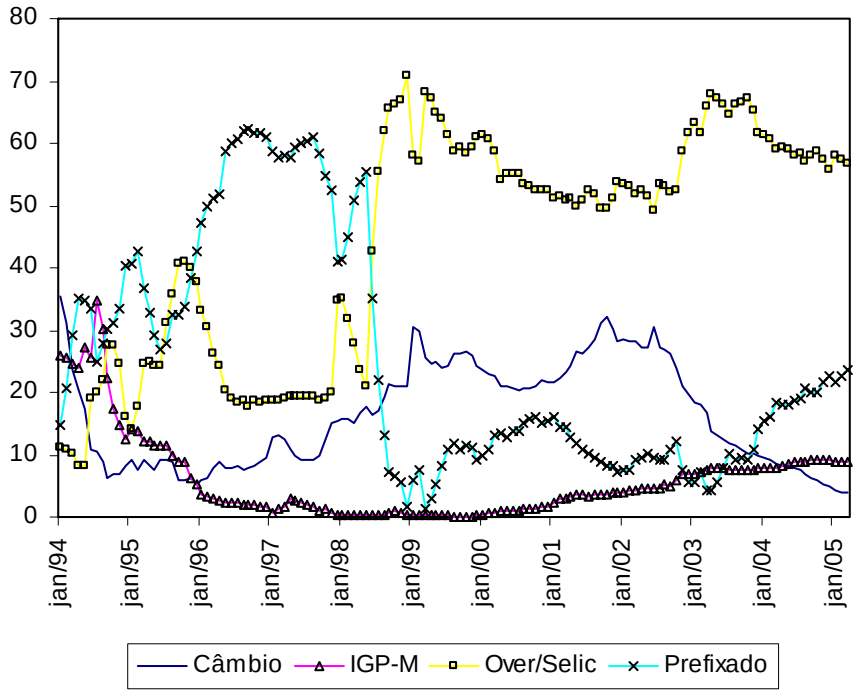
Sob o câmbio fixo, a política monetária procurava viabilizar o acúmulo de reservas internacionais que respaldavam a nova moeda e asseguravam a estabilidade de preços. As recorrentes crises externas desse período foram contornadas mediante drásticos aumentos nas taxas de juros que proporcionavam elevados ganhos de arbitragem aos capitais externos a despeito dos efeitos recessivos sobre a economia doméstica[17]. Mas, em fins de 1998, a política de juros e o acordo com o FMI não foram capazes de evitar o ataque ao Real que resultou na maxidesvalorização de janeiro de 1999 e no fim da âncora cambial. A política de metas de inflação, adotada em junho de 1999, respalda a construção de uma

[17] A crise do México em 1995 foi a primeira delas, seguida pela crise asiática de 1997 que afetou a Tailândia, a Coréia, a Indonésia e Hong Kong e por fim a crise russa em agosto de 1998.

nova ‘âncora’ agora pautada em câmbio flutuante e no compromisso de elevado ajuste fiscal.

O uso recorrente de política monetária restritiva tem um impacto direto na administração da dívida pública na medida em que amplia seu custo de refinanciamento. A figura 3 retrata a participação dos diferentes indexadores no total do endividamento público no Brasil entre janeiro de 1994 e março de 2005. Há um predomino dos títulos indexados à taxa selic, seguidos pelos indexados ao câmbio e pelos pré-fixados. Importante destacar ainda que o aumento da participação dos títulos indexados à taxa selic se dá a partir de meados de 1998 e principalmente após a flexibilização cambial e a adoção do regime de metas de inflação.

Figura 3: Dívida Mobiliária – Posição de Custódia
Participação (%) por Indexador

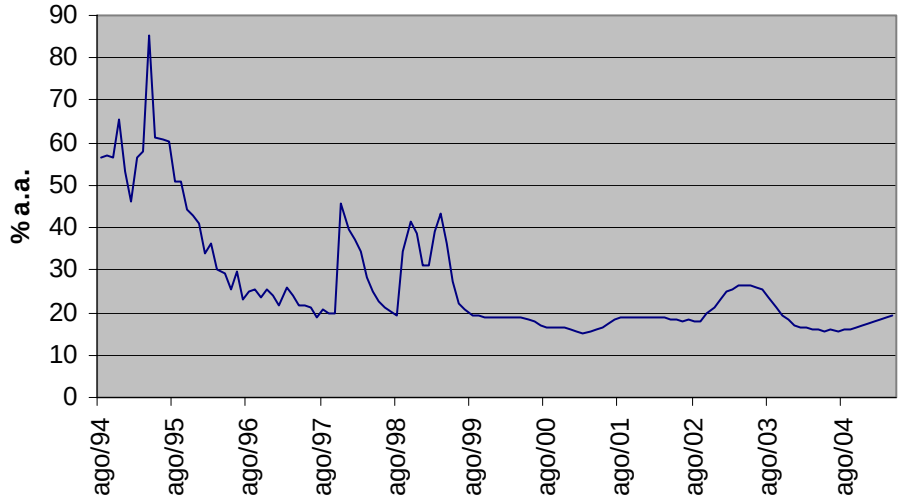


Fonte: BCB – DEPEC : Elaboração Própria

Em 2001, o colapso na economia argentina e, em 2002, as incertezas no Brasil associadas à política econômica que viria a ser adotada pelo governo, resultam em novas e acentuadas desvalorizações cambiais. Num ambiente de metas de inflação a possibilidade da taxa de inflação ficar acima - do centro ou do teto – da taxa pré-estabelecida exige aumentos recorrentes nos juros como forma de inibir a pressão inflacionária. Assim, a

partir de 1999 a política monetária rígida passou a visar em última instância, não mais a formação de um 'colchão' de divisas, mas sim à estabilidade da taxa de câmbio e o cumprimento da meta de inflação. A figura 4 mostra como comportamento da Taxa Selic entre agosto de 1994 e abril de 2005 reflete os momentos de crises internacionais: do México em 1995, asiática em 1997, russa em 1998 e brasileira em fins de 1998 início de 1999.

Figura 4: Taxa de Juros – Selic acumulada no mês anualizada



Fonte: BCB – DEMAB : Elaboração Própria

Palley (2004) refere-se a essa necessidade de aumento dos juros, como instrumento inibidor de pressões inflacionárias num contexto de elevado endividamento público, como uma situação de 'equilíbrio ruim'. Segundo o autor, o Brasil está sujeito a uma política econômica contraditória caracterizada ao mesmo tempo pelas necessidades de (i) baixas taxas de juros - para garantir a sustentabilidade da dívida pública – e (ii) política monetária rígida, para evitar a depreciação cambial e a inflação. Para Palley (2004: 38)

> "This contradiction points to the need for a coordinated external and internal financial strategy. The external strategy must bring down the cost of foreign borrowing, while maintaining confidence in the exchange rate. The internal strategy must lower domestic interest rates, while keeping the lid on inflation".

Blanchard (2004) apresenta um modelo de interação entre taxa de juros, taxa de câmbio e probabilidade de *default* da dívida numa economia com elevado débito, como o

Brasil em 2002-2003. O autor sugere que em economias com essas características, o aumento da taxa de juros – na tentativa de tornar a dívida doméstica mais atrativa – tem um efeito perverso: a desvalorização da taxa de câmbio, uma vez que o aumento dos juros implica em maior probabilidade de *default* da dívida. Mais do que isso Blanchard (2004: 3) afirma que:

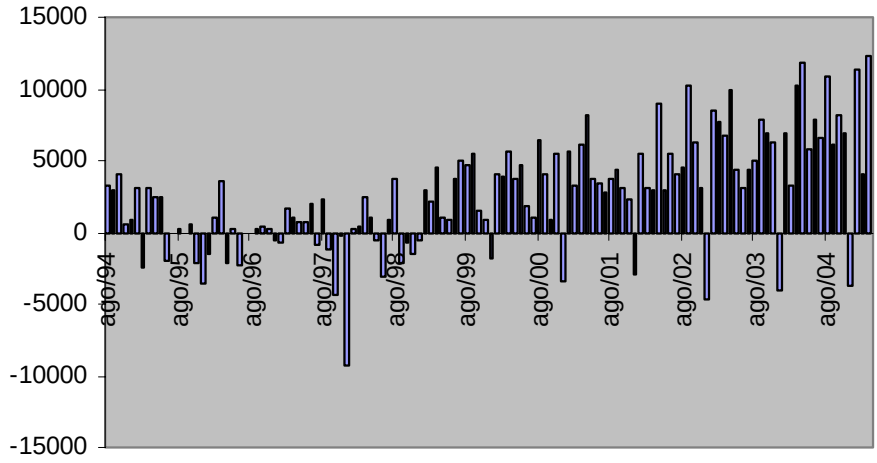
> "*Under that outcome, inflation targeting can clearly have perverse effects: an increase in the real interest in response to higher inflation leads to a real depreciation. The real depreciation leads in turn to a further increase in inflation. In this case, fiscal policy, not monetary policy, is the right instrument to decrease inflation".*

No que se refere à evolução do endividamento público ao longo do período de 1994 a 2004, é possível distingui-lo em dois momentos: i) 1994 a 1998: durante o primeiro governo FHC, o endividamento público cresceu não apenas por causa dos déficits operacionais frutos da política de juros elevados, mas também em termos primários, dada a política fiscal expansionista do período; ii) a partir de 1999: apesar dos resultados primários superavitários, o endividamento continuou sua trajetória ascendente em função, principalmente, dos juros elevados e da variação cambial[18]. A figura 5 mostra o resultado primário do governo central a partir de agosto de 1994.

Outra fonte de endividamento foram os déficits em conta corrente incorridos pelo Brasil ao longo de toda a década de 1990. Essa tendência reverteu-se apenas no final da década – com a desvalorização cambial e conseqüente impulso dado ao setor exportador - e resultou em grande endividamento em moeda estrangeira.

[18] Durante o segundo governo FHC o resultado primário do governo passou a ser superavitário, em parte pela contenção de gastos – que se consolida como nova forma de gerenciamento público - e em parte pelo expressivo aumento na arrecadação de impostos. Para uma análise mais detalhada ver GIAMBIAGI & RONCI (2004).

Figura 5: Resultado Primário do Setor Público Consolidado (R$ milhões)



Fonte: MF-STN : Elaboração Própria

Para Jayme Jr (2003) o Brasil constitui-se num bom exemplo de como a restrição externa acentua os obstáculos ao crescimento econômico. A partir do modelo de Thirlwall (1979) de constrangimentos no balanço de pagamentos e com base em dados sobre a economia brasileira no período de 1955 a 1998 o autor, utilizando-se da técnica de cointegração e de vetor de correção de erro (VEC), sugere a existência de uma relação positiva entre as exportações e o crescimento econômico de longo prazo no Brasil. Mais do que isso, o autor aponta que o hiato externo leva ao aparecimento posterior dos hiatos de poupança e fiscal[19].

Goldfjan (2002) por sua vez, observa que o crescimento da relação dívida pública/PIB ocorreu devido a eventos não recorrentes, tais como: (1) o reconhecimento – verificado nos últimos anos - dos chamados esqueletos fiscais; (2) à forte depreciação cambial verificada a partir da crise cambial de 1999; (3) a superávits primários insuficientes até 1998; e (4) às elevadas taxas reais de juros. Mais do que isso, observa que a obtenção de superávits primários superiores a 3% do PIB é uma medida suficiente para reverter o crescimento dessa relação verificado nos últimos anos. Nesse sentido, tal crescimento não teria causas estruturais de modo a se manter ao longo do tempo.

O financiamento da dívida pública no mercado, por outro lado, é limitado pela demanda do público por esses títulos. Assim, os prazos de vencimentos, os custos e o

[19] Acerca dos modelos de hiatos fiscal, de poupança e externo ver também Souza & Jayme Jr (2004).

potencial de expansão da dívida são determinados em última instância pelo público. Essa demanda é fortemente afetada pelo nível de preços da economia. Segundo Dornbusch (1991), num primeiro momento a inflação desencadeia um processo de desmonetização, ou seja, com o aumento do nível geral de preços, o público troca moeda por títulos públicos de curtíssimo prazo indexados ao nível de preços. Assim, quanto maior a inflação maior a demanda por títulos públicos. Porém, à medida que esse processo se acentua e há uma redução significativa dos preços dos ativos menos líquidos, há uma transferência de recursos em prejuízo dos títulos públicos. Esse processo verificou-se quando da implementação do Plano Real, levando a um aumento da taxa de juros como forma de atrair o público a financiar o governo e incorrendo, portanto, num encarecimento do custo de rolagem da dívida[20].

Outro ponto de destaque na literatura sobre endividamento público refere-se ao seu perfil. Goldfajn & Paula (1999) ressaltam que a composição da dívida pública tem importância não apenas pelo modo como pode contribuir na minimização do custo esperado de seu serviço. Segundo esses autores, a composição da dívida em termos de indexadores e prazos de vencimento faz-se importante também em termos de credibilidade, sinalização, minimização da volatilidade orçamentária, aumento da liquidez e da informação disponível ao mercado.

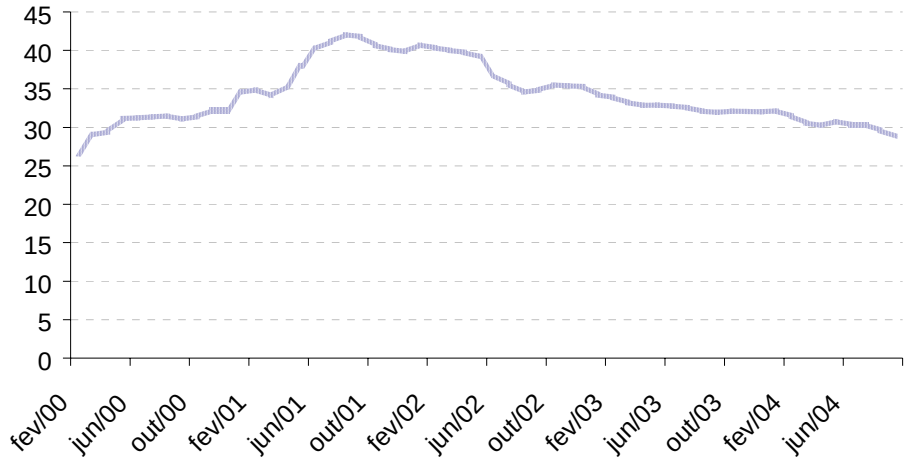
Segundo Llussá (1998), os modelos desenvolvidos por Giavazzi e Pagano (1990), Alesina, Prati e Tabellini (1990) e Calvo e Guidotti (1990) destacam-se por apresentarem as vantagens de se alongar o perfil da dívida mesmo sob a exigência de taxas de juros maiores. Nesses termos, tais autores defendem políticas de incentivo à demanda por títulos de maturidade mais longa, mesmo que para isso o governo seja obrigado a pagar maiores taxas de retorno. Tais modelos pautam-se no arcabouço da teoria de jogos e têm como objeto a interação entre o governo e o setor privado. Nesse contexto, a despeito dos incentivos recentes oferecidos pelo governo aos investimentos de longo prazo, nota-se certa rigidez no que se refere ao alongamento dos prazos de vencimento dos títulos públicos[21]. Essa relativa rigidez na composição, em termos de prazo, do endividamento público parece refletir a indisposição do público em reter títulos de maturidade mais longa. Tal comportamento, entretanto, tem representado crescente custo aos cofres públicos uma

[20] Como exposto anteriormente, a política de juros altos esteve pautada em outros elementos dentre os quais destaca-se a formação de um nível considerável de reservas internacionais capaz de respaldar a nova moeda.

[21] Em meados de 2004 o governo anunciou redução na cobrança do imposto de renda sobre os investimentos de longo prazo.

vez que impede que o governo negocie a rolagem de seus títulos em bases mais favoráveis. (vide figura 6)

Figura 6: Prazo Médio da DPMFi (em meses)



Fonte: STN – CODIV : Elaboração Própria

A necessidade de rolagem da dívida – hoje um terço da dívida pública tem vencimento de um ano[22] - tem, por sua vez, impedido o crescimento da economia brasileira, dado que o Bacen tem apresentado limitada liberdade em reduzir as taxas de juros diante desse quadro[23].

Segundo Bresser e Nakano (2002: 162) as taxas de juros são elevadas no Brasil pois tem-se atribuído a elas múltiplas funções, quais sejam:

- *"reduzir os investimentos e a demanda agregada quando aquecida, de forma a evitar pressão salarial e aceleração da inflação;*

[22] Apesar disso, tem-se observado nos últimos anos um alongamento substantivo do perfil da dívida bem como uma diversificação das datas de resgate dos títulos federais. Em 1994, por exemplo, os vencimentos da dívida pré-fixada se concentravam todos no mês de junho. Com a estabilização econômica observa-se um alongamento desses vencimentos. Apesar disso, a dívida vem assumindo uma trajetória crescente, o que resulta em dificuldades semelhantes aos agentes centrais, dado seu grande volume de recursos envolvidos. Ou seja, apesar da melhora nos prazos de vencimento, o montante da dívida não permite ao governo maior liberdade em sua condução. Desde meados de 2004 tem-se observado uma redução do componente cambial da dívida. A despeito disso, seu custo de refinanciamento permanece elevado já que a redução da demanda por títulos indexados ao câmbio, é reflexo de uma maior demanda por títulos indexados à taxa de juros, que se encontra numa trajetória crescente. De modo geral, 70% dos títulos estão indexados à taxa de juros ou ao câmbio embora a composição entre eles varie conforme a volatilidade do mercado.

[23] Sobre esse ponto, Sicsú, Oreiro e Paula (2003: 2) acreditam que a "*existência de um estoque de dívida pública dessa dimensão, combinada com o perfil desta – caracterizado pela predominância de títulos pós-fixados (à taxa overnight e ao câmbio) -, dificulta sobremaneira a execução da política econômica, com efeitos sobre a política monetária e cambial. Por exemplo, uma elevação das taxas básicas de juros ou a emissão de títulos indexados ao câmbio podem ser eficazes para conter pressões sobre a taxa cambial, mas aumentam a carga de juros do governo".*

- *limitar a desvalorização da taxa de câmbio para evitar a inflação de custos;*
- *atrair capital externo para fechar o balanço de pagamentos;*
- *induzir investidores externos a comprar títulos para financiar déficit público;*
- *reduzir o déficit comercial através do controle de demanda interna;"*

Ainda segundo os autores, dada a interdependência das variáveis econômicas, o combate à inflação muitas vezes aparece como justificativa ao uso desse instrumento de política econômica. Apesar disso, os autores destacam, que cada função deve ser analisada separadamente de modo a ser utilizado o instrumento específico adequado. Nesse sentido, "*a taxa de juros deve, em princípio ficar limitada ao controle da demanda agregada e da inflação"*. (Bresser e Nakano 2002: 162).

A manutenção de elevadas taxas reais de juros e a necessidade de crescentes superávits primários, são apontados – pela análise tradicional – como essenciais num contexto de controle inflacionário e rolagem da dívida. Alguns autores propõem, alternativamente, um novo arranjo macroeconômico para a economia brasileira menos exposto à volatilidade cambial e à dependência de capital externo. Nesse sentido Oreiro, Sicsú e Paula (2003: 127) argumentam em favor da "*adoção de controle de capitais, de natureza preventiva, para atenuar o afluxo de capital e, ao mesmo tempo, procurar atrair capitais de maturidade mais longa"*.

Essa visão alternativa credita à sustentabilidade da dívida pública não apenas importância na formação de expectativas do mercado sobre a capacidade do governo de honrar seus compromissos. Mais do que isso, a sustentabilidade da dívida, apesar de condição necessária, não se mostra suficiente à obtenção do objetivo maior de crescimento econômico e pleno emprego. O controle sobre a trajetória do endividamento público se faz, então, necessário para que o governo recupere sua capacidade de realizar política fiscal ativa e contra-cíclica de modo a contribuir para a melhora de expectativas e, em última instância, incentivar a realização de investimentos produtivos.

Sicsú, Oreiro e Paula (2003: 9) ressaltam, contudo, que a interferência do governo deve se dar visando apenas à garantia de uma trajetória de crescimento com pleno emprego. Tais autores enfatizam que o governo deve centrar-se em investimentos que não concorram com os realizados pela iniciativa privada, mas que apenas compense eventuais quedas deste. Nesse sentido, a sustentabilidade da dívida pública constitui-se condição necessária, mas

não suficiente, para a determinação dessa trajetória sustentável de crescimento econômico com pleno emprego.

O diagnóstico é de que enquanto o endividamento público – devido ao seu componente financeiro – não alcançar uma trajetória sustentável, os agentes econômicos não terão incentivos em realizar investimentos produtivos uma vez que esses apresentam um grau de incerteza maior se comparado à remuneração obtida com os títulos públicos. Luporini (1999) com base num Vetor Auto Regressivo (VAR) investiga como a dívida – no período 1981 a 1996 – reponde à inovações nos componentes fiscais e financeiros da restrição orçamentária do governo. O artigo identifica o componente financeiro como o elemento mais importante na dinâmica do endividamento. Mais que isso, a autora sugere a existência de um componente inercial nos movimentos de taxas de juros. Com base nesses resultados questiona a real habilidade da Autoridade Monetária em usar a taxa de juros como principal instrumento na obtenção de uma meta inflacionária e aponta a reestruturação da dívida brasileira como elemento essencial de uma reforma fiscal consistente.

Em um trabalho que discute a evolução da dívida pública no Brasil desde 1964 quando foram realizadas reformas no Sistema Financeiro Nacional, Loureiro e Barbosa (2003) atribuem o crescimento do endividamento público à exigência – por parte dos compradores de títulos públicos – de prêmios de risco crescentes. Tal exigência é atribuída pelos autores, às sucessivas quebras contratuais e desequilíbrios fiscais por parte do governo federal. Portanto, em última instância, segundo essa visão, a determinação do prêmio de risco se relaciona à credibilidade atribuída ao governo e à sua capacidade de obter superávits primários.

Essa visão tradicional da dinâmica da dívida pública assume a taxa real de juros como variável exógena, ou seja, independente da proporção e composição do endividamento em relação ao PIB. Assim, a compatibilidade entre o montante da dívida pública e a restrição orçamentária intertemporal do governo exige, basicamente, que o superávit primário como proporção do PIB seja, ao menos, igual a:

$$\left[\left(\frac{1+g}{r-g}\right)b\right] \qquad (17)$$

onde:

g = taxa de crescimento do PIB real;

r = taxa real de juros;

b = proporção da dívida pública em relação ao PIB;

Contrariamente, Razin e Sadka (2002) ressaltam que (i) superávit primário e (ii) baixa proporção da dívida em relação ao PIB, não se constituem condições suficientes para impedir a ocorrência de um equilíbrio de expectativas auto-realizáveis com um elevado grau de endividamento público. Isso ocorre, uma vez que o prêmio de risco exigido pelos financiadores do governo apresenta uma relação positiva com o déficit operacional que, por sua vez, é fortemente determinado pela taxa real de juros cobrada sobre o estoque da dívida pública.

Nesse sentido, Oreiro (2003) apresenta um modelo teórico que procura analisar a dinâmica da dívida pública brasileira deixando de lado a hipótese convencional de exogeneidade da taxa real de juros. A hipótese do trabalho é de que "*o prêmio de risco dos títulos do governo é endógeno, ou seja, depende de variáveis relacionadas à própria dinâmica do endividamento público como, por exemplo, o estoque da dívida pública ou o déficit operacional*". (Oreiro 2003: 2).

Assumindo ainda que a taxa real de juros é maior que a taxa de crescimento da economia e que o governo opera com um superávit primário grande o bastante, de modo que a restrição intertemporal do governo seja atendida, esse modelo demonstra tanto a sustentabilidade da dívida pública brasileira como também revela a existência de apenas um valor de equilíbrio para a variável em análise. Ou seja, a endogeneidade do prêmio de risco é uma condição necessária, mas não suficiente, para levar a um equilíbrio de expectativas auto-realizáveis com um elevado grau de endividamento. Isso significa que, numa situação de pessimismo por parte dos financiadores do governo, os títulos públicos obrigatoriamente pagarão uma taxa de juros real mais elevada e, como conseqüência, haverá um acréscimo na relação dívida pública/PIB.

Apesar desse modelo chegar a um equilíbrio estável, Oreiro (2003: 25) destaca que o caráter subjetivo do prêmio de risco permite que "*um aumento do pessimismo dos compradores de títulos públicos sobre a capacidade do governo de honrar seus compromissos contratuais (possa) reverter a tendência à estabilidade ou redução da dívida pública como proporção do PIB, colocando a mesma numa trajetória explosiva"*.

Nesses termos, a busca por crescentes superávits primários parece não ser suficiente para conduzir à estabilidade da relação dívida/PIB já que a economia brasileira, embora tenha apresentado superávits significativos desde de 1999, não tem conseguido estabilizar essa relação. O diagnóstico é de que em ambientes vulneráveis às restrições externas, os efeitos dos instrumentos monetários utilizados em seu combate acabam por superar os resultados alcançados com o esforço fiscal.

Capítulo 3- Evidências Empíricas sobre a Dívida Pública Brasileira: um modelo VAR para 1994-2004

3.1- Introdução

O presente capítulo trata da metodologia adotada e discute os resultados alcançados sobre a dívida pública brasileira. Primeiramente, o capítulo aborda a metodologia de séries temporais e apresenta os desenvolvimentos teóricos acerca dos testes utilizados bem como suas hipóteses e limitações. A seguir, apresenta-se o modelo teórico no qual esse trabalho baseia-se. Por fim, aplica-se os testes às séries estudadas e faz-se a análise dos resultados.

3.2- Procedimentos Econométricos

Para entender o comportamento temporal das variáveis macroeconômicas bem como as possíveis inter-relações entre estas variáveis é preciso recorrer ao uso do ramo da econometria conhecido como séries temporais. Por série temporal entende-se a seqüência de dados acerca de uma variável específica. Ou seja, o conjunto de observações – num intervalo qualquer de tempo – de uma dada variável. Toda série temporal expressa uma realização particular de um comportamento mais geral, chamado de processo estocástico[24]. Tal processo, por sua vez, representa o mecanismo de geração da série estudada. Assim, através da realização, o estudo de série temporal visa levantar as características determinantes do processo gerador de dados. Cabe ressaltar, contudo, que uma crítica recorrente ao uso de séries temporais é que este tem como hipótese central a validade do princípio da ergodicidade[25].

[24] No estudo de séries temporais a relação entre realização e processo estocástico é similar à relação – presente na econometria tradicional – entre amostra e população.

[25] Evento ergódigo é aquele cujo mecanismo gerador não se altera no tempo. Davidson (1984) condensa o pensamento Keynesiano e Pós-Keynesiano em alguns princípios que claramente se opõem aos conhecidos axiomas neoclássicos. Dentre estes últimos, destaca-se o "Princípio da Ergodicidade" segundo o qual o futuro é reflexo do passado. A visão Keynesiana ressalta a inexistência da ergodicidade em ambientes marcados por "decisões cruciais". Tais decisões são aquelas que, ao se efetivarem, põem fim às condições sob as quais elas mesmas foram tomadas. Nesse sentido, Keynes não admite a idéia de caminhos pré-definidos para a economia. Ou seja, o longo prazo não se constitui num elemento importante na análise Keynesiana uma vez que este nunca se concretiza. Isso se dá pela sobreposição de decisões de curto-prazo, que impedem a efetivação do longo prazo inicialmente projetado. Assim, nas palavras de Davidson (1994: 90) "The future is not statistically calculable from the past data and therefore is uncertain". Contudo, por fins práticos o presente trabalho adota a metodologia de séries temporais e, portanto, supõe válido o princípio da ergodicidade.

3.2.1- Estacionariedade

O estudo de séries temporais exige que o processo estocástico seja estacionário, ou seja, que os choques exógenos não se perpetuem ao longo do tempo. Mills (1993) ressalta a necessidade da série temporal ser estacionária já que apenas dessa forma os parâmetros estimados se apresentarão estatisticamente consistentes. Para isso é preciso que a distribuição conjunta de probabilidades num conjunto de tempo t_1, t_2, ..., t_m seja a mesma distribuição conjunta de probabilidades que no conjunto de tempo t_{1+k}, t_{2+k},..., t_{m+k}, onde k é um deslocamento arbitrário ao longo do tempo.

Similarmente, um processo estocástico apresenta estacionariedade de covariância se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e se a covariância entre dois períodos de tempo depender somente da defasagem entre os períodos, e não do tempo específico em que essas covariâncias são consideradas. (Charemza & Deadman, 1997).

Ou seja, é preciso que:

$Cov(y_1, y_{1+k}) = Cov(y_2, y_{2+k}) = Cov(y_t, y_{t-k})$ para k = 1,2,etc.

Assim, uma série $y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ será estacionária quando satisfazer às seguintes três condições[26]:

$$E(y_1) = E(y_2) = E(y_t) = \mu \tag{18}$$

$$Var(y_t) = E\left[(y_t - \mu)^2\right] = \sigma_y^2 \tag{19}$$

$$\gamma_k = Cov(y_t - y_{t-k}) = E\left[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)\right] \tag{20}$$

E, portanto, as auto-correlações são dadas pela seguinte expressão:

$$\sigma_k = \frac{Cov(y_t, y_{t-k})}{\left[Var(y_t)Var(y_{t-k})\right]^{1/2}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \tag{21}$$

Ao regredir duas variáveis de série temporal, é relativamente comum obter-se um R^2 bastante alto, sem que necessariamente haja uma relação significativa entre as duas variáveis em questão[27]. Tal situação exemplifica o problema da regressão espúria, situação na qual as séries temporais envolvidas, exibem tendências similares. Em situações como

---

[26] Trata-se do conceito de Estacionariedade Fraca. Sobre os conceitos de Estacionariedade Fraca e Estacionariedade Estrita ver Enders (1995: 68 e 69).

[27] Na prática, suspeita-se que a regressão estimada apresenta este problema quando ao comparar-se o R^2 com a estatística Durbin-Watson (D), obtêm-se $R^2 > D$.

essa, o R^2 elevado se deve à presença das tendências, e não à verdadeira relação entre as duas variáveis em consideração. Pelo fato dos resíduos de uma regressão espúria serem **não estacionários** os testes usuais (t, F, R^2) não são válidos. Por isso faz-se importante verificar se a relação entre as variáveis econômicas é verdadeira ou espúria.

A presença de tendência em séries temporais reporta ao fato da média variar no decorrer do tempo. Tal média, nesses casos, pode ser descrita por um polinômio de ordem "d" qualquer. Uma tentativa de modelar esse tipo de série pode se dar via decomposição do elemento de tendência de modo a separar os componentes estocásticos estacionários do polinômio representativo da tendência. Isso pode ser alcançado através da obtenção da "primeira diferença" da série.

Similarmente, caso a variável não constante no tempo seja a variância, é possível aplicar uma transformação logarítimica de modo a linearizá-la. Esse procedimento de estabilização da variância da série ficou conhecido na literatura de séries temporais como Transformação de Box e Cox (1964).

Por fim, e com base nos elementos apresentados até aqui, cabe tratarmos das variáveis auto-regressivas. Um processo auto-regressivo de primeira ordem (um processo AR(1)) é definido por:

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \qquad (22)$$

onde:

t = ...-2,-1,0,1...

ρ = parâmetro que relaciona o valor presente da série ao seu valor no momento passado;

e_t = termo de erro estocástico;

O termo de erro estocástico (e_t) satisfaz as hipóteses clássicas de i) média zero; ii) variância (σ^2) constante e; iii) é não-autocorrelacionado. Assim, os resíduos são tidos como "normalmente independentes" ou "ruído branco". Tais características são as mesmas sob as quais se define a estacionariedade da série (ver equações 18, 19 e 20). Nesses termos, o ruído branco é uma série estacionária cuja característica peculiar é que sua média, variância e covariância mais do que constantes são iguais a zero.

A partir da definição do processo AR(1) feita em (22) tem-se claro que a estacionariedade da série temporal depende do valor do parâmetro ρ que representa a

mediação entre os valores passados e presentes da série temporal[28]. Mais especificamente, a estacionariedade da série temporal está relacionada ao valor do módulo de ρ. Caso $|\rho|<1$, a série temporal é dita estacionária uma vez que os choques externos são dissipados ao longo do tempo.

Por choques externo ou exógenos entende-se qualquer perturbação ou inovação que incida sobre a variável de modo a – mesmo que por um curto espaço de tempo – alterar sua média e variância. O modo como um choque exógeno é repassado aos momentos futuros constitui-se no determinante acerca da estacionariedade da série e é expresso pelo termo $|\rho|$. Caso $|\rho| < 1$, um choque exógeno no momento t altera a média e variância da série temporal mas, o efeito desse choque, será cada vez menor a medida que o tempo passa. Além disso, caso $|\rho| < 1$ a covariância entre as observações de momentos distintos será função somente da defasagem de tempo, independentemente do momento específico considerado. Tal comportamento conduzirá a média e a variância de volta a seus valores originais e, portanto, a série é dita estacionária.

Nessas circunstâncias a inferência estatística está respaldada no fato da série analisada preservar – no longo prazo – suas características originais. Em outras palavras, caso $|\rho| < 1$ os parâmetros estimados no processo AR(1) correspondem aos parâmetros do processo estocástico da variável estudada[29].

Por outro lado, caso $|\rho|$ assuma valores menores ou igual a um, a média e variância da série temporal deixarão de ser constantes e a covariância entre as observações será sensível às mudanças no tempo específico considerado. Isso caracteriza séries temporais não estacionárias uma vez que os choques exógenos não têm seus efeitos diluídos com o passar do tempo. Quando $|\rho| > 1$ um choque exógeno tem impacto crescente sobre a variável à medida que o tempo passa, ou seja, a variável é dita não estacionária e, portanto, as inferências estatísticas deixam de ser confiáveis.

Por fim, caso $|\rho|$ seja igual a um num processo AR(1) a série também é não estocástica uma vez que o efeito de um choque exógeno é perpetuado ao longo do tempo. A despeito disso, é possível estacionarizar essa série através do cálculo de sua primeira diferença, ou seja, fazendo:

[28] Essa condição de estacionariedade também vale para os processos AR de ordens superiores bem como ao processos MA (q).

[29] Similarmente, isso vale para todos os processos AR(p) e MA(q).

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (23)$$

Através da equação (22) chegamos a:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + e_t - y_{t-1}$$

$$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (24)$$

Onde:

$$\gamma = \rho - 1$$

E como ρ = 1:

$$\Delta y_t = e_t \quad (25)$$

De acordo com a equação (25) acima Δy_t será igual ao resíduo sempre que o processo AR(1) não for estacionário. Ou seja, todo processo AR(1) não estacionário o será em primeira diferença. Tal resíduo é estacionário já que satisfaz às equações (18), (19) e (20). Mais do que estacionários tais resíduos são ruído branco uma vez que as variáveis determinadas por tais equações são iguais a zero. Segundo Mills (1993) tais elementos caracterizam o processo AR(1) como integrado de ordem um, ou alternativamente, como um passeio aleatório (*random walk*)[30].

A série temporal descrita por um processo AR(1) com ρ = 1 é chamada de série temporal com raiz unitária[31]. Dado que a eficiência das estimações dos modelos que utilizam séries temporais depende da estacionariedade da série, a próxima seção trata dos testes capazes de detectar se o processo estocástico é ou não, estacionário. Tais testes são conhecidos como testes de raiz unitária.

3.2.2- Testes de Raiz Unitária

Os testes mais usados para detectar a presença de raiz unitária (ou seja, não estacionariedade) e sua ordem de integração são o Dickey-Fuller (DF), o Dickey-Fuller aumentado (ADF), o Phillips e Perron (PP) e o Kwiatkowski (KPSS).

[30] A ordem de integração de determinado processo está relacionada ao número de diferenças que se faz necessário submeter determinada variável até que esta se apresente estacionária. Assim, uma série será estacionária de ordem d (d=0,1,2,3...) quando diferenciada d vezes.

[31] Toda série com raiz unitária precisa ser diferenciada d vezes até que se alcance sua estacionariedade.

O teste de Dickey-Fuller consiste no teste - a partir da equação (22) - das seguintes hipóteses:

$$H_0 : \rho = 1$$
$$H_1 : \rho < 1$$

Assim, a não rejeição da hipótese nula (H_0) indica a presença de raiz unitária na série testada e, portanto, a série não é estacionária. Por outro lado, caso a hipótese nula seja rejeitada sugere-se a ausência de raiz unitária e, portanto, que a série é estacionária. Enders (1995) trata do teste Dickey-Fuller a partir dos três modelos apresentados abaixo:

$$\Delta y_t = \gamma Y_{t-1} + e_t \qquad (26)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \gamma Y_{t-1} + e_t \qquad (27)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma Y_{t-1} + e_t \qquad (28)$$

O modelo da equação (26) é um modelo de caminho puramente aleatório. O segundo modelo, apresenta um *drift*. Já o terceiro modelo inclui, ainda, um termo de tendência. Se o parâmetro γ for estatisticamente igual a zero, constata-se que a série y_t contém uma raiz unitária. Ou seja, as hipóteses testadas nesses modelos são as seguintes:

H_0: $\gamma = 0$; série não estacionária (presença de raiz unitária, $\rho = 1$).

H_1: $\gamma < 0$; série é estacionária ($\rho < 1$).

O Teste DF consiste na estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) das três equações acima. Com base no parâmetro γ estimado e no desvio-padrão, compara-se o t encontrado ao valor crítico[32]. Se o valor encontrado exceder o valor crítico absoluto de DF, rejeita-se a hipótese nula e, portanto, a série é considerada estacionária. Nas palavras de Enders (1995: 221):

[32] Os valores críticos da estatística t, a serem utilizados no teste, são os calculados por Dickey e Fuller (1979). De acordo com Enders tais valores variam de acordo com i) a especificação do modelo; ii) o número de observações da série estudada e; iii) o nível de significância adotado.

> "The test involves estimating one (or more) of the equations above using OLS in order to obtain the estimated value of γ and associated standard error . Comparing the resultingnt-statistic with the appropriate value reported in the Dickey-Fuller tables allows the researcher to determine whether to accept or reject the null hypothesis $\gamma = 0$".

Importante destacar, contudo, que o Teste DF falha ao assumir que os resíduos das três equações acima são ruídos brancos, ou seja, que tais resíduos apresentam média zero, variância constante e são não auto-correlacionados. Quando essa hipótese é violada, é preciso incluir um somatório com as diferenças dos valores defasados de y_t. Assim, caso os resíduos não sejam ruído branco é preciso trabalhar com o Teste ADF (Aumentado de Dickey-Fuller) via uma das três especificações abaixo:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \phi_i \Delta y_{t-i+1} e_t \qquad (26.1)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \phi_i \Delta y_{t-i+1} e_t \qquad (27.1)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \phi_i \Delta y_{t-i+1} e_t \qquad (28.1)$$

Onde:

p = número de defasagens necessárias para que os resíduos tornem-se serialmente independentes;

O somatório das diferenças é incluído nessas equações visando transformar o resíduo e_t em ruído branco e permitindo, por sua vez, a realização do teste de raiz unitária. Em outras palavras, o Teste ADF incorpora diferenças adicionais da variável em análise visando pôr fim à auto-correlação entre os termos de erro. A realização do Teste ADF segue os mesmos procedimentos que o teste DF e os valores críticos utilizados são os mesmos já que suas estatísticas possuem a mesma distribuição.

As hipóteses nula e alternativa abaixo são testadas de formas sucessivas, e com valores decrescentes de p, até obter-se o lag significante[33].

H_0 = Processo Randow Walk não-estacionário, ou seja, com raiz unitária;

H_1 = Processo AR (p) estacionário;

[33] p é o número de defasagens necessário – via Akaike Information Criterion (AIC) e Schwarz Criterion (SC) - para que os resíduos da série se tornem independentes.

Já o teste Phillips-Perron (PP) apresenta algumas vantagens em relação aos testes DF e ADF. O teste PP não exige que os resíduos tenham o comportamento de ruído branco e, na prática, constitui-se numa extensão ao teste DF uma vez que assume as mesmas equações e os mesmos valores críticos no cálculo da estatística t. A peculiaridade do teste PP está no fato de que a raiz unitária é testada com base na estatística z que é uma correção da estatística t incorporando as possibilidades de resíduos auto-correlacionados e/ou heterocedásticos[34]. Cabe ressaltar, contudo, que o teste PP pode apresentar distorções de tamanho em amostras finitas quando o processo gerador de dados apresentar predominância de auto-correlações negativas na primeira diferença.

Assim, o teste ADF deve ser usado quando o modelo apresentar termos negativos de média móvel e os testes PP quando os termos de média móvel forem positivos. A dificuldade geralmente não está na decisão entre o uso do ADF ou do PP mas sim na identificação de qual é o verdadeiro modelo. Nessas circunstâncias, Enders (1995) sugere duas alternativas: i) a realização de ambos os testes a fim de verificar se um corrobora o outro e/ou; ii) valer-se da teoria econômica para decidir entre eles.

Outro teste também utilizado na verificação da presença ou não de raiz unitária é o teste KPSS desenvolvido por Kwiatkowski *at. al* (1992). Este teste, diferentemente dos anteriores, testa a hipótese nula de estacionariedade da série contra a hipótese alternativa de presença de raiz unitária. A estatística do teste é alcançada via regressão da série estudada y_t sobre uma tendência e um intercepto ou apenas sobre um intercepto. Os valores críticos a serem utilizados são apresentados por Kwiatkowski *at. al* (1992).

Cuidado extra deve ser dispensado, no estudo de séries temporais, quando há a suspeita de quebra estrutural em um ou mais pontos da série analisada. A quebra estrutural tem por característica uma mudança permanente no comportamento da série e pode corresponder a uma mudança na inclinação da tendência, no intercepto ou em ambos. Na presença de mudança estrutural, os testes de raiz unitária têm apresentado certa tendência no sentido de não rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade mesmo na ausência de raiz unitária. Assim, diante da suspeita de quebra estrutural recomenda-se algumas alterações nos testes de raiz unitária de forma a evitar esse viés.

Acerca disso, Enders (1995) ressalta que – na presença de quebras estruturais – há basicamente dois procedimentos a serem adotados. O primeiro consiste em testar a presença de raiz unitária em cada sub-período da série. Mas isso acaba por gerar o sério

[34] Acerca da estatística z ver Mills (1993: 54 e 55).

problema de perda de graus de liberdade à medida que subdivide-se a amostra. Alternativamente, o autor sugere o uso do teste de Perron (1989) para a quebra. Tal método reporta ao uso do teste ADF modificado pela inclusão de uma *dummy* representativa da quebra estrutural. Caso a *dummy* mostre-se significativa e dê mais poder ao teste no sentido de rejeitar a hipótese nula, o teste ADF tradicional deve ser deixado de lado e passa-se a considerar a série estacionária.

A presença de mudanças estruturais reporta ao fato de que mudanças de políticas macroeconômicas podem ter impactos permanentes sobre as variáveis. Em função disso muito se tem discutido acerca da presença ou não de quebras estruturais nas séries estudadas uma vez que a estabilidade do modelo estimado é essencial para a avaliação do impacto dessas mudanças. O presente estudo adota o seguinte procedimento quando da aplicação do teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural.

Primeiramente, realiza-se os testes de Cusum e Resíduos Recursivos para identificação da data da possível "quebra" na série[35]. O Teste de Cusum[36] baseia-se na soma acumulada dos resíduos recursivos e detecta a instabilidade da variável quando os dados plotados ultrapassam o limite crítico indicado por duas bandas. Similarmente, no Teste de Resíduos Recursivos tais resíduos são plotados sobre uma linha de média zero com limites críticos (para mais e para menos) de dois erros-padrão. Caso ultrapassem tais limites críticos, o teste sugere que os parâmetros da equação são instáveis. O segundo passo consiste na definição do mês exato em que se deu a quebra estrutural. Com base no resultado dos testes de Cusum e Resíduos Recursivos, recorre-se aos dados da série estudada e verifica-se o exato momento em que há uma (ou mais) alteração(ões) relativamente brusca(s) nos dados. Em seguida realiza-se o "Teste de Chow" para verificar, através da estatística F, se a(s) data(s) da(s) quebra(s) apresenta(m)-se significativa(s). Inicialmente realiza-se o Teste de Chow para todas as datas sugeridas no estágio anterior. Em seguida, realiza-se novamente o teste para pares distintos de datas. Caso o par de datas mostre-se mais significativo que cada uma tomada separadamente, procede-se a etapa seguinte considerando-se tais datas e excluindo-se as demais[37]. Por fim procede-se ao

---

[35] Preliminarmente estima-se uma regressão do tipo $y_t = c + \alpha_1 t$ onde o primeiro termo é uma constante e o segundo refere-se à tendência deterministica da série.

[36] Brown, Durbin e Evans (1975).

[37] Apesar disso, o Teste de Perron (1989) será realizado para as datas uma a uma, já que tal teste não comporta a análise conjunta de quebras ao longo da série temporal. Dado que a presença de mudanças estruturais nas séries estudadas viesa os resultados dos testes no sentido da não rejeição da hipótese de

"Teste de Perron" (1989) para quebra com a(s) data(s) indicada(s) no estágio anterior. Este teste permite concluir-se acerca da estacionariedade ou não da série levando-se em consideração a(s) quebra(s) identificadas. Este procedimento faz-se importante – e representa um refinamento estatístico em relação aos testes convencionais de raiz unitária – pois permite reconhecer a estacionariedade de séries afetadas por "quebras" e que por conta disso muitas vezes são ditas com raiz unitária quando analisadas a partir dos testes ADF, PP e KPSS convencionais.

Perron (1989) apresenta 3 modelos distintos a serem utilizados de acordo com o tipo de mudança estrutural ocorrida na série temporal estudada: i) mudança de intercepto; ii) mudança de inclinação; iii) mudança de intercepto e inclinação. Tais modelos são apresentados abaixo respectivamente pelas equações 29,30 e 31.

$$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (29)$$

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (30)$$

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (31)$$

onde:

μ_1 = intercepto;

$(\mu_2 - \mu_1)$ = coeficiente da *dummy* de intercepto;

β_t = coeficiente da tendência determinística (t);

$(\beta_2 - \beta_1)$ = coeficiente da *dummy* de inclinação;

T_B = data da quebra estrutural;

DU_t = *dummy* de intercepto. $DU_t = 1$ quando $t > T_B$ e $DU_t = 0$ caso contrário;

DT_t^* = *dummy* de inclinação. $DT_t^* = t - T_B$ quando $t > T_B$ e $DT_t^* = 0$ caso contrário

DT_t = *dummy* de inclinação. $DT_t = t$ quando $t > T_B$ $DT_t = 0$ caso contrário;

e_t = resíduo;

Depois de escolhido o modelo que melhor represente a mudança ocorrida na série, parte-se para a estimação das regressões. Bhaskara-Rao (1994) apresenta 3 procedimentos

---

presença de raiz unitária, o presente trabalho considera como estacionária a série que - testada para datas distintas de quebras – apresentar-se estacionária em ao menos uma delas.

distintos associados aos modelos representativos da série em estudo. Caso a série apresente quebra de intercepto (representada pela equação 29) deve-se estimar a seguinte regressão:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \delta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} ai\Delta y_{t-i} + e_t \qquad (29.1)$$

onde:

$D(T_B)_t$ = *dummy* de inclinação. $D(T_B)_t$ =1 se $t = T_B + 1$ e $D(T_B)_t = 0$ caso contrário;

Caso seja identificado que a série apresenta quebra de intercepto e tendência (modelo da equação 31) deve-se estimar a seguinte regressão:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t^* + \delta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} ai\Delta y_{t-i} + e_t \qquad (31.1)$$

Por fim, caso a série apresente quebra apenas de tendência cabe a seguinte estimação:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \varepsilon_t \qquad (30.1)$$

Onde:

$\boldsymbol{\varepsilon}$ = erro estimado;

Neste caso, é preciso estimar ainda a seguinte regressão:

$$\varepsilon_t = \alpha\varepsilon_{t-1} + \sum_{i-1}^{k} ai\Delta\varepsilon_{t-i} + e_t \qquad (32)$$

O último passo na realização do teste de Perron (1989) consiste no cálculo da "fração de quebra" (λ), ou seja, da posição da quebra em relação à realização. Seu cálculo é obtido a partir da relação $\lambda = \left(\frac{T_B}{T}\right)$, onde T_B corresponde às observações contidas na realização (T) até data da mudança estrutural. Em seguida, consulta-se a tabela apresentada por Perron (1989) e compara-se o valor tabelado ao valor encontrado nas regressões acima.

O modelo pioneiro de Perron (1989) foi acompanhado de uma série de desenvolvimentos de modo que, modelos posteriores, passaram a permitir a identificação de duas quebras estruturais que poderiam ser determinadas endogenamente.

Uma crítica atribuída ao teste de Perron (1989) consiste no fato de que este pode levar à má interpretação dos resultados. De acordo com Lee e Stravicich (2002) os valores críticos de Perron (1989) são obtidos sob a hipótese de que não há quebra sob a hipótese nula. Assim, a rejeição da hipótese nula não necessariamente implica na ausência de raiz unitária. Pode indicar apenas que não existe raiz unitária na ausência de quebra estrutural.

Nesses termos, os autores ressaltam que a hipótese alternativa não indica que a série é estacionária ao longo de uma tendência com quebra estrutural. Assim, segundo Lee e Stravicich (2002) o teste de Perron (1989) pode indicar, alternativamente, que há raiz unitária na presença de mudança estrutural. Diante disso, os autores propõem um teste de raiz unitária que comporta até 2 quebras estruturais determinadas endogenamente e no qual a rejeição da hipótese nula significa, necessariamente, a rejeição da presença de raiz unitária na série.

3.2.3- Cointegração e Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR´s)

Conforme exposto acima, os testes de estacionariedade referem-se ao comportamento isolado de uma série, ou seja, tais testes não são sensíveis às possíveis inter-relações existentes entre as variáveis estudadas. Para entender como o comportamento de uma série temporal pode afetar e ser afetado pelo comportamento de outra série é preciso lançar mão do conceito de cointegração. Para isso, Enders (1995) retoma o conceito de 'equilíbrio de longo prazo' inicialmente tratado em Engle e Granger (1987). Séries temporais possuem equilíbrios de longo prazo quando suas trajetórias apresentam uma relação linear entre si. Assim, é preciso que as séries (y_{1t}, y_{2t},..., y_{nt}) satisfaçam à seguinte condição:

$$\beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + ... + \beta_n y_{nt} = 0 \qquad (33)$$

Importante destacar, contudo, que a presença de inter-relações não necessariamente indica a presença de relações de causalidade entre as variáveis. O conceito de equilíbrio de longo prazo aponta apenas para as trajetórias comuns alcançadas por distintas variáveis ao longo do tempo. Importante destacar que é possível que exista também um componente aleatório na determinação das trajetórias das variáveis e, que esse componente, pode amenizar ou aprofundar a influência das séries umas nas outras. A presença desse termo aleatório indica que as trajetórias das variáveis não são determinadas exclusivamente pelas influências mutuamente exercidas entre elas. Desse modo, o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis permanece mesmo que a combinação entre elas resulte numa variável estritamente aleatória, como apresentado abaixo:

$$\beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + ... + \beta_n y_{nt} = e_t \quad (34)$$

Assim, a equação (33) expressa uma condição necessária e suficiente para o equilíbrio de longo prazo desde que o componente aleatório apresente-se estacionário e com média zero. De acordo com Enders (1995) o elemento e_t corresponde ao "erro de equilíbrio", ou seja, compreende o desvio apresentado pelas variáveis em relação ao seu "caminho de equilíbrio".

Caso as variáveis em estudo sejam integradas de mesma ordem é possível realizar o Teste de Cointegração. Para isso, estima-se o modelo – conhecido como regressão cointegrante e expresso pela equação (34) – pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. O próximo passo é testar se essa estimação gerou uma série de resíduos estacionária. Para isso utilizam-se os Testes Engle e Granger e Aumentado de Engle e Granger, que nada mais são do que os Testes DF e ADF para os resíduos cointegrados. Caso os resíduos se mostrem estacionários, a regressão cointegrante reflete uma relação de longo prazo entre as variáveis.

> "*The focus of attention has recently been concentrated on economic data series which, although nonstationary, can be combined together (through a linear combination) into a single series which is itself stationary. Series which exhibit such a property are called cointegrated series".* (Charemza & Deadman 1997: 122).

De acordo com Enders (1995: 358), um conjunto de variáveis (y_{1t}, y_{2t},..., y_{nt}) são cointegradas de ordem d, b e denotadas por $y_t \sim CI(d,b)$ se:

1. Todos os componentes de y_t são integrados de ordem d;
2. Existe um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, ..., \beta_n)$ tal que a combinação linear $\beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + ... + \beta_n y_{nt}$ seja integrada de ordem (d-b), onde b>0;

Assim, séries temporais serão cointegradas quando se apresentarem estacionárias após d operações de diferença e caso haja uma combinação linear entre elas de modo a resultar numa variável também estacionária, cuja ordem de integração será dada por (d-b). O conceito de cointegração permite a realização de inferências sobre o processo estocástico da variável estudada uma vez que a regressão cointegrante resulta em parâmetros que atendem às propriedades de não viés, consistência e eficiência. Desse modo, de acordo com a literatura de séries temporais, é necessário que as variáveis sejam cointegradas para que se torne possível estudar as relações existentes entre suas séries temporais.

Apesar da relação de equilíbrio de longo prazo - existente quando as variáveis são cointegradas - as variáveis podem apresentar-se em desequilíbrio no curto prazo. Nesse sentido, o mecanismo de correção de erros (MCE) desenvolvido por Engle e Granger, constitui-se em um instrumento para reconciliar os comportamentos de curto e longo prazo de uma variável econômica. (Gujarati 2000)

Já o método dos Vetores Auto Regressivos (VAR) é aplicado às variáveis que apresentam defasagens próprias. A modelagem VAR – originalmente proposta por Sims (1980) – faz frente aos problemas impostos pela metodologia de equações simultâneas uma vez que esta exige a pré-determinação de quais variáveis são endógenas e quais são exógenas. Isso dificulta os estudos empíricos a partir de equações simultâneas dado que muitas vezes não é possível fazer essa distinção acerca das variáveis macroeconômicas. De acordo com Enders (1995: 294), o VAR é uma forma de estimar equações onde duas variáveis são mutuamente afetadas por valores correntes e passados uma da outra. Diferentemente de uma função de transferência - onde um movimento na variável exógena afeta o curso no tempo da variável endógena - no método VAR não é preciso que as variáveis sejam tidas como endógenas ou exógenas. Nesse sentido, a simultaneidade e a causalidade entre variáveis não constituem restrições à modelagem.

Os defensores da modelagem VAR ressaltam como vantagens de sua utilização: 1)a simplicidade do método, uma vez que esse modelo não parte da determinação *a priori* de quais variáveis são endógenas e quais são exógenas; 2) a simplicidade da estimativa dado que o MQO pode ser aplicado a cada equação separadamente; e 3) geralmente, as previsões alcançadas com esse modelo, são melhores do que as obtidas com modelos mais complexos. Além disso, dado que o modelo VAR utiliza apenas variáveis defasadas como explicativas – e que essas variáveis, por definição, não são correlacionadas com os resíduos (não há auto-correlação dos resíduos) – tal modelo pode ser consistentemente estimado, equação por equação, através do Método de Mínimos Quadrados Ordinários.

Por outro lado, os críticos ao seu uso, ressaltam as seguintes limitações: 1) o modelo VAR é ateórico uma vez que parte de menos informação prévia; 2) um problema prático refere-se à determinação do número de defasagens apropriadas; e 3) caso as variáveis do modelo não sejam conjuntamente estacionárias, torna-se necessário proceder às transformações adequadas até que se alcance essa condição, o que pode se mostrar muito trabalhoso. (Gujarati, 2000).

No modelo VAR o comportamento das variáveis é explicado basicamente por p defasagens tanto da variável explicada como da variável explicativa. Através dos testes

Akaike Information Criterion (AIC) e do *Schwarz Criterion* (SC) – representados nas equações (35) e (36) abaixo - define-se o número p de defasagens. Para isso estimam-se os modelos com várias ordens de defasagem e, em seguida, seleciona-se aquele que apresentar os menores valores para o AIC e SC.

$$AIC = T\log|\Omega| + 2K \tag{35}$$

$$SC = T\log|\Omega| + K\log(T) \tag{36}$$

onde:

$|\Omega|$ = determinante da matriz de variância-covariância dos resíduos;

T = número de observações utilizadas;

K = número total de parâmetros estimados em todas as equações;

Desse modo, um VAR composto por k equações, p defasagens e um intercepto em cada equação, terá $K = k^2 p + k$ uma vez que cada uma das k equações terá kp regressores defasados e um intercepto. Caso os testes AIC e SC sugiram um modelo - com um número de defasagens tal - no qual os resíduos se mostrem correlacionados, é preciso proceder-se ao incremento de defasagens adicionais suficientes à determinação de um modelo cujos resíduos sejam não correlacionados.

De acordo com Charemza e Deadman (1997) o VAR(p), na sua forma reduzida, pode ser exposto como abaixo:

$$z_t = \Gamma_1 z_{t-1} + \Gamma_2 z_{t-2} + ... + \Gamma_p z_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{j=1}^{p} \Gamma_j z_{t-j} + \varepsilon_t \tag{37}$$

Onde:

Z_t = vetor (k x l) de observações de valores correntes de todas as variáveis do modelo, ou seja, $\left[z_t = \left(z_{1t}, z_{2t}, ..., z_{kt}\right)'\right]$.

Γ_j = matriz (k x k) de coeficientes que relacionam os valores defasados aos valores correntes das variáveis (sendo j = 1, 2, ..., p).

ε_t = vetor (k x l) de resíduos do tipo ruído branco, mas que podem ser correlacionados contemporaneamente.

Assim, dado que o VAR tem como variáveis explicativas apenas variáveis defasadas – e que, por hipótese, tais variáveis não são correlacionadas com os resíduos –

ele pode ser estimado, equação por equação, através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

A partir do operador de defasagens (L) - definido como $L^p z_t = z_{t-p}$ - a expressão (37) pode ser reescrita como:

$$\Gamma(L) z_t = \varepsilon_t \qquad (38)$$

Onde:

$$\Gamma(L) = \left(I - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2 - \ldots - \Gamma_p L^p\right)$$

Para que o VAR(p) seja estável é preciso que todas as raízes do polinômio acima se encontrem dentro do círculo unitário. Utilizando o operador de defasagens e satisfazendo a condição acima de estacionariedade de covariância, o VAR expresso em (38) pode ser reescrito sob a forma de Média Móvel Vetorial (VMA(∞)):

$$z_t = \psi(L) \varepsilon_t \qquad (39)$$

Onde:

$$\psi(L) = \left[\Gamma(L)\right]^{-1}$$

Assim, z_t origina-se de uma soma infinita de termos aleatórios defasados e ponderados por coeficientes decrescentes, ou seja, $\psi(L) = \left(I - \psi_1 L - \psi_2 L^2 \ldots - \psi_p L^p\right)$ para p=1,2,3...,∞. Mas, para que o modelo acima possa ser utilizado na análise de políticas, é preciso transformá-lo de modo a deixar de apresentar erros contemporaneamente relacionados. Uma transformação desse tipo permite que as equações que compõem o modelo possam ser utilizadas separadamente. Tal procedimento se faz necessário uma vez que a presença de erros relacionados indica que um choque numa determinada variável resultará em variações nas demais variáveis impossibilitando, por sua vez, isolar o efeito sobre o modelo, de uma determinada variável.

Sobre esse ponto cabe ressaltar que a modelagem VAR parte da hipótese de ortogonalidade entre as inovações estruturais para equacionar o problema de identificação. Isso significa que a matriz de variância-covariância das inovações estruturais é diagonal, ou seja, restringe-se a zero as covariâncias entre os diferentes tipos de inovação indicando, por sua vez, que as inovações estruturais são choques não diretamente observáveis e que apresentam causas distintas.

Partindo-se da uma matriz simétrica positiva definida Ω - que representa a matriz de variância-covariância do modelo – e que assume a forma $\Omega = ADA'$, alcança-se um vetor de resíduos (v_t) que satisfaz a hipótese de ortogonalidade. Sendo: A uma matriz

triangular inferior cuja diagonal principal é composta de números 1; D uma matriz diagonal com elementos maiores que zero. Na prática, a condição de ortogonalidade é satisfeita a partir da "Decomposição de Cholesky", que resulta em:

$$C(L)z_t = v_t \tag{40}$$

Onde:

$C(L) = D^{-1/2}A^{-1}\Gamma(L)$

$v_t = D^{-1/2}A^{-1}\varepsilon_t$

Isso permite reescrever a expressão (39) como:

$$z_t = \Lambda(L)v_t \tag{41}$$

Onde:

$\Lambda(L) = [C(L)]^{-1}$

Dado que o vetor v_t é ortogonal pode-se identificar a importância que cada variável assume perante as demais variáveis do modelo e, portanto, a partir dessa equação pode-se analisar a sensibilidade das variáveis diante de inovações em cada uma das variáveis tomadas isoladamente.

Os coeficientes da matriz polinomial $\Lambda(L)$ são chamados de funções impulso-resposta e são utilizados para analisar a sensibilidade das variáveis econômicas a determinados choques. As funções impulso-resposta e a decomposição da variância são técnicas que permitem extrair informações acerca do comportamento de longo prazo das séries temporais expostas a choques exógenos.

De acordo com Enders (1995) as funções impulso-resposta revelam o comportamento de longo prazo das séries temporais quando os resíduos de alguma variável alteram de valor. Em outras palavras, as funções impulso-resposta apontam o comportamento das variáveis diante de choques exógenos. Caso o sistema seja convergente, as funções impulso-resposta indicam quantas defasagens de tempo são necessárias para que a variável em análise retorne à sua trajetória original[38]. Por outro lado, caso o sistema seja divergente, elas mostrarão a trajetória explosiva com que as variáveis respondem a choques. Assim, cada coeficiente do modelo representa a resposta de uma dada variável a um choque específico, mantendo constantes todas as outras inovações de todos os períodos. Nesse sentido, as funções impulso-resposta simulam o comportamento

[38] Sistemas convergentes são aqueles nos quais mudanças exógenas tendem a ter seus efeitos diluídos ao longo do tempo.

de um VAR – diante de choques em ε_t – ao longo do tempo. Já o efeito acumulado de impulsos unitários em diferentes inovações é dado pela soma dos coeficientes das funções de impulso-resposta.

Outro instrumento de análise do VAR é a decomposição da variância do erro cujo objetivo é explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos ε_t das demais variáveis. De acordo com Enders (1995: 311) essa técnica contribui ao identificar as relações de causalidade existentes dentro do modelo. Caso um choque exógeno no resíduo de uma dada variável não explique nenhuma parcela da variância dos demais resíduos pode-se afirmar que essa variável é exógena no modelo.

A partir do que foi apresentado neste item, resumidamente pode-se dizer que a especificação do modelo VAR tem duas etapas. Primeiramente escolhe-se um modelo dinamicamente bem especificado. Ou seja, essa etapa consiste da escolha das variáveis a serem incluídas no modelo, da ordem das defasagens, etc. Para isso, é preciso realizar os testes de estacionariedade e as restrições cointegrantes, sempre se considerando a possibilidade de quebras estruturais ao longo da série. (Canova, 1998: 84)

Em seguida é preciso especificar a ordenação entre as variáveis, ou seja, o sentido em que as variáveis afetam umas às outras. Essa determinação assume fundamental importância uma vez que interfere tanto na análise da função impulso-resposta como da decomposição da variância. No que se refere à determinação da ordenação entre as variáveis há, por sua vez, dois procedimentos alternativos. Destaca-se, contudo, que ambos procedimentos assumem que a hipótese de ortogonalidade dos resíduos é satisfeita pela decomposição de Cholesky.

O primeiro procedimento consiste na suposição arbitrária de uma certa ordenação entre as variáveis. Embora essa suposição se dê a partir de um conhecimento prévio de teoria econômica ainda assim mantém certa arbitrariedade uma vez que não tem respaldo estatístico. O procedimento alternativo, e que foi adotado no presente trabalho, consiste na determinação da ordenação entre as séries temporais estudadas a partir do teste de "Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test". Este teste calcula – para cada equação do VAR – a significância conjunta de cada variável endógena defasada naquela equação. O teste fornece ainda a estatística conjunta para a significância de todas as variáveis endógenas defasadas na equação.

A seguir, apresenta-se o modelo teórico que dá suporte ao presente trabalho. Por fim, na seção 3.3 apresenta-se as variáveis utilizadas.

3.3 O modelo

Uma vez que os estudos sobre sustentabilidade da dívida pública foram inicialmente desenvolvidos para os países industrializados, onde a dívida pública era basicamente expressa em moeda doméstica, tais modelos não incorporavam a taxa de câmbio. Dado que o presente estudo refere-se ao endividamento público brasileiro - e que este apresenta parcela considerável indexada ao câmbio[39] - optou-se pela inclusão dessa variável à restrição apresentada na seção 1.1 conforme Romer (2001). De forma simplificada, podemos expressar o aumento da dívida como resultado tanto dos juros cobrados, como da variação cambial que incide sobre parcela da dívida. Ou seja:

$$\dot{D}(t) = \left[G(t) - T(t)\right] + r(t)(1-Z)D(t) + r(t)Z\left[1 + \left(\frac{e_1 - e_0}{e_0}\right)\right]D(t) \quad (42)$$

Onde:

Z D(t) = parcela da dívida indexada ao dólar;

(1-Z) D(t) = parcela da dívida não indexada ao dólar;

$\left(\frac{e_1 - e_0}{e_0}\right)$ = variação cambial;

Assim, a restrição orçamentária do governo estabelece que o governo deve obter superávits primários grandes o suficiente para – em valor presente – fazer frente à dívida inicial.

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)}\left[T(t) - G(t)\right]dt \geq D(0) \quad (43)$$

Considera-se o déficit primário, e não o déficit total, uma vez que esse constitui o indicador que melhor representa o modo como a política fiscal em curso, num dado momento t, contribui para a restrição orçamentária do governo.

O crescimento da dívida pública interna pode ser expresso por:

---

[39] De acordo com Hermann (2003), durante o período de 1998 a 2002 em média 82% da dívida pública brasileira esteve atrelada a títulos pós-fixados, dentre os quais destacam-se: (i) em média 58% da dívida esteve indexada à taxa SELIC; e (ii) 24%, em média, atrelada à taxa de câmbio; Ainda segundo Hermann (2003, p.278) "Vale notar que a indexação da dívida pública às variáveis mais voláteis da economia não foi uma novidade do período pós-1999. Esse modelo foi gestado no Brasil desde 1964, quando se criou a correção monetária sobre a dívida pública. A indexação às taxas de juros e de câmbio datam dos anos de 1980". Desde o final de 2002, passado o período eleitoral, observa-se uma significativa redução da parcela da dívida indexada ao câmbio. Paralelamente observa-se crescente participação de títulos indexados à taxa selic e prefixados. Em abril de 2005 – em um contexto de desvalorização mundial do dólar, crescente saldo comercial brasileiro e política monetária restritiva - apenas 3,67% da dívida está atrelada ao câmbio, enquanto 58,09% encontra-se indexada à taxa selic, 22,09% são títulos prefixados e 8,88% dos títulos são corrigidos pelo IGP-M.

$$\Delta b_t = \beta_0 + \beta_S r_t + \beta_\eta \eta_t + \beta_e e_t + \beta_\pi \pi + \beta_Y Y_t + \beta_\delta \delta + \beta_h h + \beta_p p + \varepsilon_t \quad (44)$$

Onde:

r_t = Taxa de juros nominal (SELIC);

η_t = Resultado primário do governo;

e_t = Taxa de câmbio no momento t;

π_t = Inflação no momento t.

Y_t = Hiato do produto;

δ = Reservas Internacionais;

h = hidden liabities, ou passivos ocultos;

p = recursos provenientes das privatizações.

$\beta_0, \beta_S, \beta_\eta, \beta_e, \beta_Y, \beta_\delta, \beta_h, \beta_p, \beta_\pi$ são parâmetros e $\varepsilon_t \sim$ iid.

Através da equação (44) acima, pode-se observar o duplo impacto do câmbio sobre o endividamento público e, portanto, sobre a restrição orçamentária do governo. Além do efeito direto deste sobre o fluxo e estoque da dívida, variações significativas no câmbio, pressionam por variações da taxa de juros. Ou seja, além de ser fortemente determinado por elevações das taxas de juros, o desequilíbrio fiscal do governo, está também fortemente atrelado à variação cambial. Nesses termos, a inclusão da variação cambial, na restrição orçamentária do governo, faz-se importante para captar o efeito da vulnerabilidade externa sobre o desequilíbrio fiscal do governo.

O próximo passo do trabalho constitui-se na análise de como as variáveis citadas acima determinam a evolução da dívida pública interna brasileira. Destaque especial será dado às variáveis relacionadas à vulnerabilidade externa e ao modo como estas se inserem na dinâmica da dívida pública no Brasil. Para estimar o modelo representado na expressão (44) acima, utilizar-se-á do modelo de vetor auto-regressivo (VAR) abordado no item 3.1.3.

3.4 Fonte de dados e variáveis selecionadas

A presente seção trata das variáveis a serem estimadas pelo VAR e que foram definidas de acordo com o modelo teórico apresentado no item anterior. Os dados foram extraídos do Banco de Informações Econômicas e Financeiras do Banco Central do Brasil, da base de dados macroeconômicos e regionais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e da Secretaria do Tesouro Nacional. As séries têm periodicidade mensal e abrangem o período de agosto de 1994 a novembro de 2004. As variáveis estudadas são: a dívida interna, a taxa de inflação, a taxa de juros, o hiato do produto, a necessidade de financiamento do setor público, as reservas internacionais e a taxa de câmbio.

Para o cálculo do hiato do produto o presente estudo utilizar-se-á do índice de produção industrial. Tal índice será utilizado como *proxy* do nível de atividade econômica. O cálculo do hiato do produto será feito pela diferença entre a produção industrial[40] e o produto potencial obtido pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP)[41]. Alternativamente seria possível utilizar o logaritmo da produção industrial diferenciado pelo logaritmo do filtro HP, ou ainda, utilizar a série dessazonalizada do produto. Embora os resultados alcançados através dessas diferentes formas de cálculo sejam semelhantes, optou-se pela primeira delas uma vez que o presente estudo aborda uma análise de curto-prazo.

Com relação à variável inflação, a forma de mensuração escolhida foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) calculado pelo IBGE e expresso pela série nº 433 do Banco Central. A escolha desse índice se deu pelo fato deste ser o utilizado para a definição das metas de inflação. Já a taxa de juros utilizada é a taxa nominal Selic acumulada no mês[42] a partir da qual obteve-se a taxa real de juros.

---

[40] Utilizou-se o índice de produção física industrial base: média de 2002 = 100. Tal índice foi obtido na Pesquisa Industrial Mensal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

[41] Trata-se de um filtro linear bilateral – desenvolvido originariamente por HODRICK & PRESCOTT (1997) - que considera uma série suavizada *s* de uma série *y* , de modo a minimizar a variância de *y* em torno de *s* , sujeita a uma penalidade que restringe a segunda diferença de *s* . Desse modo, o filtro HP escolhe uma série s_t que minimiza a expressão abaixo:

$$\sum_{t=1}^{T}\left(y_t - s_t\right)^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left(\left(s_{t+1} - s_t\right) - \left(s_t - s_{t-1}\right)\right)^2 \qquad (45)$$

Na expressão acima, o parâmetro de penalidade λ domina a suavização da série s_t. Valores altos de λ correspondem à elevada suavização de s_t. No caso extremo onde $\lambda \to \infty$, s_t aproxima-se de uma tendência linear. O valor de λ depende da periodicidade da série, sendo que os valores 100, 1600 e 14400 serão adotados quando os dados forem respectivamente anuais, trimestrais e mensais.

[42] A taxa nominal Selic corresponde à série nº 4390 do Banco Central do Brasil.

Com relação à variável câmbio o presente trabalho valeu-se de duas formas distintas: i) a taxa nominal de câmbio (R$/US$) que refere-se ao mercado de compra e é expressa pela série nº 3697 do Bacen; e ii) o câmbio real (ou efetivo) exportações média 2000 = 100, obtido no Ipea/data.

O volume (em milhões US$) de Reservas Internacionais - expresso pelo conceito liquidez total – corresponde à série nº 3546 do Bacen. Essa variável foi utilizada, juntamente com o câmbio, como um indicador da vulnerabilidade externa do país.

Para mensurar o estoque de endividamento público optou-se pela Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), expressa em percentagem do PIB[43]. E, por fim, para representar o serviço da dívida pública utilizou-se das séries referentes à Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) nos conceitos primário, operacional e nominal[44]. Destaca-se, contudo, que o conceito primário é o que melhor representa o esforço fiscal por parte do governo.

3.5 Análise dos Resultados

Esta seção apresenta os resultados obtidos no presente trabalho. Primeiramente, serão apresentados os testes necessários à identificação da ordem de integração das séries estudadas. Em seguida, parte-se para o estudo da decomposição da variância e das funções de impulso-resposta[45].

3.5.1 Ordem de Integração das Séries

Conforme descrito no item 3.2.2, procede-se aos testes para identificar a possível presença de raiz unitária nas séries estudadas. Antes disso, contudo, testa-se a presença de intercepto e tendência nas séries[46]. A partir dos dados da dívida líquida do setor público

[43] Referente a série nº 4513 do Bacen.

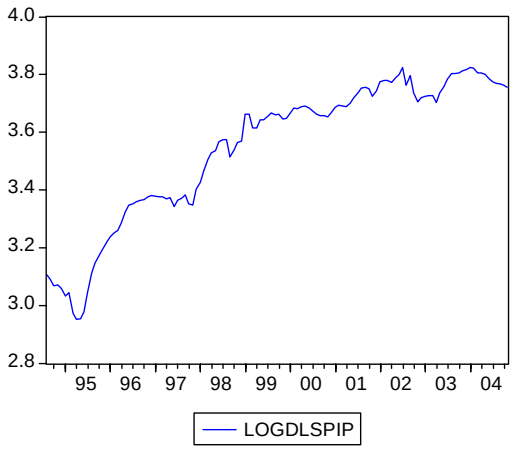
[44] Expressos respectivamente pelas séries nº 5364, 6739 e 6673 do Bacen.

[45] Utilizou-se o pacote econométrico *Econometric EViews 5.0.*

[46] A opção por esse procedimento baseou-se no teste de presença de tendência aplicado por Mills (1993). Importante ressaltar que o teste adotado não tem por objetivo inferir sobre a existência ou não de intercepto e tendência nas variáveis estudadas. O objetivo do uso do teste foi única e exclusivamente dar um suporte estatístico à inclusão ou não de termos de intercepto e/ou tendência quando da realização dos testes ADF, PP e KPSS.

interna (em percentagem do pib) calculou-se o logarítimo a fim de estabilizar a variância da série[47]. (vide figura 7)

Figura 7: Logarítimo da Dlspip



A seguir testa-se as hipóteses nula e alternativa:

$$H_0 = \mu = 0$$
$$H_1 = \mu \neq 0$$

A partir dos valores da média e do desvio-padrão fornecidos pelo histograma, calcula-se o valor da estatística t e compara-se com os valores críticos a 5% (1,96) e a 1% (2,57) de significância.

$$t = (\bar{x} - 0) / (StdDev / \sqrt{n})$$

t = 3,544597 / (0,247127 / 11.13553)

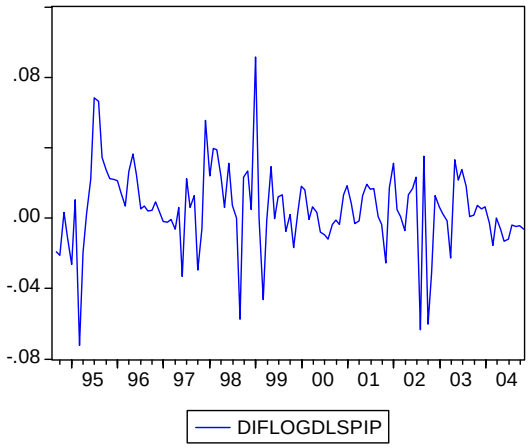
t = 159,74

Nesses termos, t difere significativamente de zero e rejeita-se a hipótese nula. Portanto, **é preciso realizar os testes ADF, PP e KPSS na presença de um termo de**

[47] Esse procedimento não pôde ser adotado às séries que apresentam alguns valores negativos como Balança Comercial, Transações Correntes, Necessidade de Financiamento do Setor Público, etc. Além disso, optou-se por não calcular o log da série de taxa de juros.

intercepto (constante/drift). A seguir cria-se a variável diflogdlspip, que representa a primeira diferença da série logdlspip. (vide figura 8)

Figura 8: Primeira Diferença do Logarítimo da Dlspip



Novamente testa-se as seguintes hipóteses:

$$H_0 = \mu = 0$$
$$H_1 = \mu \neq 0$$

A partir dos dados fornecidos pelo histograma, tem-se que:

$$t = (\bar{x} - 0)/(StdDev/\sqrt{n})$$

t = 2,4962

O valor de t = 2,4962 é maior que o valor t crítico igual a 1,96, portanto, rejeita-se a hipótese nula de que μ = 0 a 5% de significância. Já a 1% de significância não é possível rejeitar a hipótese nula. Ou seja, **a 5% de significância é preciso incluir também um termo de tendência quando da realização dos testes ADF, PP e KPSS**. Contrariamente, a 1% de significância, os testes devem ser realizados sem a presença de um termo de tendência. O mesmo procedimento foi aplicado a todas as séries e os resultados estão resumidos na tabela 3.1 a seguir.

Tabela 3.1

Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5%

Variável	Código	t calculado	Hipótese nula	Intercepto	Tendência
Balança Comercial	bc	3,623	rejeita	sim	
1ª diferença	difbc	0,08789	não rejeita		não
Transações Correntes	tc	-11,049	rejeita	sim	
1ª diferença	diftc	(0,0997)	não rejeita		não
DLSP(em %) *	logdlspp	168,289	rejeita	sim	
1ª diferença	diflogdlspp	1,599	não rejeita		não
DLSPinterna(em %) *	Logdlspip	159,74	rejeita	sim	
1ª diferença	Diflogdlspip	2,496	rejeita a 5%		sim
DPMFinterna(em milhões)*	logdpmfim	230,78	rejeita	sim	
1ª diferença	diflogdpmfim	5,16	rejeita		sim
NFSPprimário	nfspprim	(7,57)	rejeita	sim	
1ª diferença	difnfspprim	0,0657	não rejeita		não
NFSPoperacional	nfspop	2,798	rejeita	sim	
1ª diferença	difnfspop	0,00496	não rejeita		não
NFSPnominal	nfspnom	7,63	rejeita	sim	
1ª diferença	difnfspnom	0,0011	não rejeita		não
Câmbio Nominal *	logcambionom	12,079	rejeita	sim	
1ª diferença	diflogcambionom	2,32	rejeita a 5%		sim
Câmbio Real *	logcambioreal	203,21	rejeita	sim	
1ª diferença	diflogcambioreal	0,686	não rejeita		não
Juros Nominais	jurosnom	26,23	rejeita	sim	
1ª diferença	difjurosnom	(0,933)	não rejeita		não
Juros Reais	jurosreal	18,5028	rejeita	sim	
1ª diferença	difjurosreal	(0,30623)	não rejeita		não
IPCA	ipca	12,848	rejeita	sim	
1ª diferença	difipca	(0,2246)	não rejeita		não
Reservas Internacionais*	logreservas	511,54	rejeita	sim	
1ª diferença	diflogreservas	0,1755	não rejeita		não
Hiato do Produto	hiatoproduto	(6,89E-06)	não rejeita	não	
1ª diferença	Difhiatoproduto	(0,0831)	não rejeita		não
Produção Física Industrial *	Logprodfisica	745,6	rejeita	sim	
1ª diferença	diflogprodfisica	0,9283	não rejeita		não

* indica a aplicação do logarítimo sobre a série;
( ) indica valores negativos;

Os resultados dos testes ADF, PP e KPSS encontram-se, respectivamente, nas tabelas 3.2, 3.3 e 3.4. Para todos os testes realizados as séries do ipca, hiato do produto, nfsp nominal e nfsp operacional apresentaram-se estacionárias em nível. Por outro lado, as séries referentes à dívida pública, produção física, juros nominais, câmbio real e balança comercial apresentaram-se estacionárias – de acordo com os três testes – apenas quando

diferenciadas em uma defasagem. Ou seja, em nível, tais séries apresentam raiz unitária de acordo com os três testes utilizados.

Tabela 3.2 - Teste ADF

Variável	Lag	t calculado	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
bc	1	-1,52	-3,48	-2,88	-2,57
difbc	0	-16,94	-3,48	-2,88	-2,57
logcambionom	2	-1,96	-4,03	-3,44	-3,14
diflogcambionom	1	-7,87	-4,03	-3,44	-3,14
logcambioreal	2	-1,17	-3,48	-2,88	-2,57
diflogcambioreal	1	-7,76	-3,48	-2,88	-2,57
logdlspip	0	-0,72	-4,03	-3,44	-3,14
diflogdlspip	0	-8,96	-4,03	-3,44	-3,14
logdlspp	0	-1,02	-3,48	-2,88	-2,57
diflogdlspp	0	-11,32	-3,48	-2,88	-2,57
logdpmfim	0	-0,6	-4,03	-3,44	-3,14
diflogdpmfim	0	-11,4	-4,03	-3,44	-3,14
logprodfisica	0	-1,18	-3,48	-2,88	-2,57
diflogprodfisica	0	-13,01	-3,48	-2,88	-2,57
logreservas	0	-1,86	-3,48	-2,88	-2,57
diflogreservas	0	-10,32	-3,48	-2,88	-2,57
nfspnom	0	-10,95	-3,48	-2,88	-2,57
nfspop	0	-11,06	-3,48	-2,88	-2,57
nfspprim	4	-2,56	-3,48	-2,88	-2,57
difnfspprim	4	-9,55	-3,48	-2,88	-2,57
tc	5	-0,48	-3,48	-2,88	-2,57
diftc	4	-8,83	-3,48	-2,88	-2,57
jurosnom	0	-2,8	-3,48	-2,88	-2,57
difjurosnom	0	-11,42	-3,48	-2,88	-2,57
jurosreal	0	-4,32	-3,48	-2,88	-2,57
ipca	0	-4,31	-3,48	-2,88	-2,57
hiatoproduto	0	-4,17	-2,58	-1,94	-1,61

Os lags foram obtidos pelo critério de Schwarz

Tabela 3.3 - Teste Phillips Perron

Variável	Bandwidth	t calculado	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
bc	5	-2,33	-3,48	-2,88	-2,57
difbc	2	-17,1	-3,48	-2,88	-2,57
logcambionom	3	-2,25	-4,03	-3,44	-3,14
diflogcambionom	4	-6,94	-4,03	-3,44	-3,14
logcambioreal	2	-1,12	-3,48	-2,88	-2,57
diflogcambioreal	6	-6,86	-3,48	-2,88	-2,57
logdlspip	2	-1,05	-4,03	-3,44	-3,14
diflogdlspip	4	-8,98	-4,03	-3,44	-3,14
logdlspp	3	-1,02	-3,48	-2,88	-2,57
diflogdlspp	3	-11,33	-3,48	-2,88	-2,57
logdpmfim	1	0,57	-4,03	-3,44	-3,14
diflogdpmfim	1	-11,4	-4,03	-3,44	-3,14
logprodfisica	3	-0,93	-3,48	-2,88	-2,57
diflogprodfisica	1	-13,02	-3,48	-2,88	-2,57
logreservas	5	-2,05	-3,48	-2,88	-2,57
diflogreservas	4	-10,32	-3,48	-2,88	-2,57
nfspnom	3	-10,95	-3,48	-2,88	-2,57
nfspop	6	-11,18	-3,48	-2,88	-2,57
nfspprim	3	-8,13	-3,48	-2,88	-2,57
tc	6	-4,6	-3,48	-2,88	-2,57
jurosnom	3	-2,74	-3,48	-2,88	-2,57
difjurosnom	6	-11,59	-3,48	-2,88	-2,57
jurosreal	0	-4,32	-3,48	-2,88	-2,57
ipca	5	-4,05	-3,48	-2,88	-2,57
hiatoproduto	4	-4,31	-2,58	-1,94	-1,61

Tabela 3.4 - Teste KPSS

Variável	Bandwidth	t calculado	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
bc	9	0,95	0,73	0,46	0,34
difbc	2	0,13	0,73	0,46	0,34
logcambionom	8	0,117	0,21	0,14	0,119
logcambioreal	9	1,16	0,73	0,46	0,34
diflogcambioreal	1	0,08	0,73	0,46	0,34
logdlspip	9	0,29	0,21	0,14	0,119
diflogdlspip	2	0,05	0,21	0,14	0,119
logdlspp	9	1,22	0,73	0,46	0,34
diflogdlspp	4	0,22	0,73	0,46	0,34
logdpmfim	9	0,28	0,21	0,14	0,119
diflogdpmfim	0	0,12	0,21	0,14	0,119
logprodfisica	9	1,12	0,73	0,46	0,34
diflogprodfisica	0	0,05	0,73	0,46	0,34
logreservas	0	0,29	0,73	0,46	0,34
nfspnom	3	0,15	0,73	0,46	0,34
nfspop	6	0,49	0,73	0,46	0,34
difnfspop	34	0,2	0,73	0,46	0,34
nfspprim	6	0,93	0,73	0,46	0,34
difnfspprim	22	0,18	0,73	0,46	0,34
tc	9	0,71	0,73	0,46	0,34
diftc	14	0,23	0,73	0,46	0,34
jurosnom	9	0,83	0,73	0,46	0,34
difjurosnom	5	0,13	0,73	0,46	0,34
jurosreal	8	0,84	0,73	0,46	0,34
difjurosreal	27	0,11	0,73	0,46	0,34
ipca	8	0,35	0,73	0,46	0,34
hiatoproduto	8	0,04	0,73	0,46	0,34

As demais variáveis, por sua vez, apresentaram resultados distintos quando da realização dos três testes. As séries de câmbio nominal e reservas internacionais apresentam raiz unitária de acordo com os testes ADF e PP mas são estacionárias pelo critério KPSS. A série nfsp primário apresenta raiz unitária de acordo com os testes ADF e KPSS mas é estacionária segundo o teste PP. A série de transações correntes por sua vez é dita estacionária pelos critérios PP e KPSS embora o teste ADF indique a presença de raiz unitária. Já a série referente a juros nominal é estacionária segundo o ADF e PP mas apresenta raiz unitária de acordo com o teste KPSS. Por fim, a série juros nominal a 5%

apresenta-se estacionária apenas na primeira diferença. Destaca-se, contudo, que a 10% de significância, os testes ADF e PP indicam estacionariedade mesmo em nível desta série.

Conforme discutido no item 3.1.2 deste trabalho, os testes de raiz unitária, quando realizados na presença de mudança estrutural, apresentam certa tendência no sentido de não rejeitar a hipótese de não estacionariedade mesmo na ausência de raiz unitária. Diante disso, o presente trabalho realiza o "teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural" para as séries, cujos testes preliminares (ADF, PP e KPSS convencionais), indicaram resultados distintos ou a presença de raiz unitária.

Com relação às reservas internacionais, os testes de instabilidade de Cusum e dos Resíduos Recursivos indicam possíveis quebras em meados de 1995 e no segundo semestre de 1998. Por meio da análise dos dados da série e da realização do Teste do Chow tem-se a indicação de que as datas mais prováveis de quebras estruturais são 1995:07 (F=12,39) e 1998:09 (F=107,30). A aplicação conjunta do Teste de Chow para as duas datas sugeridas indica alteração nos coeficientes dos 3 sub-períodos (F=73,10). Cabe então a realização do Teste de Perron considerando-se as duas datas de quebras indicadas no estágio anterior[48]. O Teste de Perron, considerando-se o mês de julho de 1995, resulta em um $\lambda = 0,0967$ e em um t-estatístico de -1,93 para um t crítico de -3,68. Desse modo, não se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária. Similarmente, quando o teste considera a quebra no mês de setembro de 1998, o λ encontrado é de 0,4032 que corresponde à estatística t no valor de -2,85 para um t crítico de -3,72 o que novamente não permite rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Diante de tais resultados assume-se que a série "reservas internacionais" apresenta raiz unitária.

Com relação à série câmbio real, os testes de instabilidade de Cusum e de Resíduos Recursivos sugerem mudança estrutural em janeiro de 1999 (F=88,55) confirmando a hipótese econômica, pois houve a desvalorização do real em janeiro de 1999. O teste de Perron para esta data apresenta $\lambda = 0,4354$ o que, segundo a tabela de Perron, corresponde a t = -3,72 e não permite rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária já que t apresentado na estimação assume o valor de -3,54[49].

Os testes de Cusum e de Resíduos Recursivos quando aplicados à série temporal da dívida líquida do setor público interna em percentagem do PIB (dlspip) sugerem quebras estruturais em julho de 1995 (F=42,03) e agosto de 2002 (F=67,18). Do ponto de vista

[48] O teste de Perron foi aplicado à série de reservas internacionais estimando-se as equações 30.1 e 32.

[49] O teste de Perron foi aplicado à série de câmbio real estimando-se a equação 29.1

econômico, a primeira quebra refere-se à crise mexicana enquanto a segunda reflete os efeitos da crise associada ao momento eleitoral. O teste de Chow para as duas datas conjuntas resulta na estatística F=81,76. O teste de Perron para a primeira data de quebra, resulta em $\lambda = 0{,}0967$ e t = -1,83[50]. Tais resultados levam à não rejeição da hipótese nula de raiz unitária já que o t tabelado de Perron é de -3,68. Já para a quebra em 2002:08 os resultados foram: $\lambda = 0{,}9108$; t calculado = -2,6 e t tabelado a 5% igual a -3,75 o que também não permite rejeitar-se a hipótese nula de raiz unitária[51]. Diante de tais resultados, considera-se a série dlspip como raiz unitária.

Para a série da balança comercial considerou-se apenas uma quebra em julho de 2002 (F=69,57). O teste de Perron apresentou $\lambda = 0{,}77$ e t calculado igual a -5,07 a partir do qual rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária (t tabelado = -3,75)[52]. Apesar disso, seguindo a literatura optou-se por considerar tal série como não estacionária.

A partir do mesmo procedimento, tem-se a indicação de que a série do câmbio nominal apresenta mudanças estruturais em 1999:01 (F=48,73) e 2002:08 (F=43,16). Como indicado acima, a primeira data reflete a desvalorização do real, enquanto a segunda refere-se à chamada "crise Lula". Através do teste de Perron considerando-se a primeira quebra obteve-se $\lambda = 0{,}43$ e t = -2,46[53]. Diante de tais resultados não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária (t tabelado = -3,72). Com relação à quebra de agosto de 2002, embora esta tenha se apresentado significativa em termos da estatística F, sua *dummy* correspondente não o foi. Diante da impossibilidade de modelar a série levando-se em consideração esta quebra bem como dos resultados encontrados para a quebra de janeiro de 1999 conclui-se pela presença de raiz unitária nesta série.

As séries referentes à necessidade de financiamento do setor público primário (nfspprim) e juros reais não apresentam quebras significativas de modo que permanecem os resultados dos testes ADF, PP e KPSS convencionais. Assim, considera-se que tais séries apresentam raiz unitária. Similarmente, a série de juros nominais, embora apresente duas quebras significativas, quais sejam 1997:11 (F = 68,00) e 1998:09 (F = 34,14), mostra-se impossível de modelar dado que todas as *dummies* incluídas mostram-se não significativas. Diante disso, permanecem os resultados dos testes convencionais e assume-se que tal série também apresenta raiz unitária.

[50] Para a série dlspip com quebra em 1995:07 estimou-se as equações 30.1 e 32.

[51] Para a série dlspip com quebra em 2002:08 estimou-se a equação 29.1.

[52] O teste de Perron foi aplicado à série da balança comercial estimando-se a equação 31.1.

[53] Para a série logcambionom com quebra em 1999:01 estimou-se a equação 29.1.

Por fim, com relação à série de transações correntes os testes de Cusum e análises dos resíduos recursivos sugerem uma mudança estrutural em abril de 2002 (F = 43,62). O Teste de Perron resulta em um λ no valor de 0,75 que corresponde na tabela de Perron a t = -3,75[54]. Ao estimar a regressão obteve-se o t calculado de -3,02 de modo que não é possível rejeitar-se a hipótese nula de presença de raiz unitária. Ou seja, considera-se tal série como raiz unitária.

3.5.2 Política Fiscal: um modelo com VAR

Seguindo Canova (1998) será procedido o teste de cointegração das séries utilizadas no modelo. A aplicação do teste de cointegração de Johansen para duas defasagens sugere a não aceitação da hipótese nula de não cointegração[55]. Assim, verifica-se que as séries do modelo são cointegradas, ou seja, apresentam uma relação de longo prazo[56].

Conforme discutido na parte metodológica, o presente trabalho adota os critérios Akaike (AIC) e Schwartz (SC) para a definição do número de defasagens do VAR. A tabela 3.5 mostra que, de acordo com o critério SC, o modelo mais adequado é o que apresenta apenas uma defasagem enquanto pelo critério AIC o modelo mais adequado é o de 2 lags. Dado que o modelo com uma defasagem apresenta o problema da autocorrelação, optou-se pelo modelo com duas defasagens[57].

Tabela 3.5 - Critério de Seleção da Defasagem do VAR

lag	AIC	SC
0	2.87	3.04
1	-1.30	0.03*
2	-1.32*	1.17
3	-0.91	2.76
4	-0.91	3.92
5	-0.84	5.17
6	-0.69	6.48
7	-0.67	7.67
8	-0.46	9.06

* indica a ordem selecionada pelo respectivo critério

[54] Para a série transações correntes (tc) com quebra em 2002:04 estimou-se as equações 30.1 e 32.

[55] Considerou-se a presença de intercepto e tendência determinística na equação cointegrante e ausência de tendência no VAR.

[56] O Teste de Cointegração foi realizado visando apenas a exclusão da possibilidade de regressão espúria no VAR. Em função disso, optou-se por não descrever os resultados (elasticidades) da equação cointegrante.

[57] Através do Teste LM testou-se a hipótese nula de não correlação serial. Estimando o modelo com uma defasagem, a estatística LM a 5% de significância assume valor de 81,42 (prob.=0,0025) o que resulta na rejeição da hipótese nula de não autorrelação. Ou seja, o modelo com uma defasagem apresenta o problema de autocorrelação.

Para duas defasagens a estatística LM, a 5% de significância, apresenta valor de 54.95 (prob.=0,2593) o que não permite rejeitar a hipótese nula de não autocorrelação. Assim, optou-se pelo modelo com duas defasagens uma vez que este não apresenta o problema de autocorrelação dos resíduos[58].

Conforme apresentado na seção 3.2.3 as inferências obtidas pelas funções impulso-resposta e a decomposição da variância mostram-se muito sensíveis à ordenação das variáveis no VAR. Diante disso, o presente trabalho valeu-se do Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test para definir um ordenamento estatisticamente consistente. Esse teste calcula a significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do VAR. Adicionalmente, o teste fornece ainda a significância conjunta de todas as variáveis endógenas defasadas na equação. Os resultados do teste de Block Exogeneity são apresentados na tabela 3.6.

Tabela 3.6 - Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Teste

	Variável Dependente													
	diflogdlspip		diflogcambioreal		diflogreservas		difnfspprim		jurosreal		ipca		hiatoproduto	
	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.
diflogdlspip			12.17	0.0023	3.31	0.1908	6.69	0.0351	8.21	0.0164	15.83	0.0004	0.39	0.8190
diflogcambioreal	14.37	0.0008			1.71	0.4252	0.69	0.7054	8.34	0.0154	24.02	0.0000	0.26	0.8749
diflogreservas	3.84	0.1462	3.78	0.1508			1.65	0.4368	7.50	0.0235	3.79	0.1499	2.65	0.2650
difnfspprim	1.40	0.4951	9.25	0.0098	1.15	0.5606			0.95	0.6213	4.57	0.1016	0.03	0.9808
jurosreal	6.13	0.0465	6.67	0.0355	1.77	0.4127	2.01	0.3644			10.24	0.0060	1.52	0.4659
ipca	2.05	0.3572	7.73	0.0209	8.19	0.0166	0.05	0.9708	7.47	0.0238			3.00	0.2230
hiatoproduto	6.54	0.0379	1.58	0.4517	4.84	0.0886	0.54	0.7626	5.07	0.0792	0.7253	0.6958		
Total	**43.43**	**0.0000**	**30.19**	**0.0026**	**19.71**	**0.0726**	**15.04**	**0.2392**	**25.24**	**0.0137**	**41.33**	**0.0000**	**9.60**	**0.6501**

O total representa apenas a soma da estatísitica qui-quadrado, não a soma das probabilidades.

A partir da estatísitica Qui-Quadrado ordena-se as variáveis das mais exógenas (menores valores da estatística) para as mais endógenas. De acordo com este procedimento tem-se a seguinte ordenação: hiato do produto, (dif)nfspprim, (dif)logreservas, juros reais, (dif)logcambioreal, ipca e (dif)logdlspip. Ou seja, o produto não responde contemporaneamente às inovações nas demais variáveis já que o hiato do produto é, segundo a ordenação adotada, a variável mais exógena do modelo. Por outro lado, a variável de interesse do estudo, qual seja dlspip, é afetada contemporaneamente por todas

[58] A realização do Teste de Normalidade dos Resíduos, entretanto, sugere que os resíduos não são normais. O teste de Jarque-Bera apresenta valor de 110,04 (prob.=0,0000) com base no qual rejeita-se a hipótese nula de normalidade dos resíduos.

as demais variáveis. Assim, inovações em qualquer das variáveis afetam a dlspip no mesmo período em que ocorrem os choques.

Importante destacar ainda que diante de tal ordenação assume-se que o Bacen não responde imediatamente – via aumentos na taxa de juros - a aumentos na inflação. Ou seja, há uma defasagem temporal entre o aumento de preços na economia e a reação do Bacen. Tal defasagem - que será mensurada pela função impulso-resposta correspondente - pode ser atribuída à defasagem temporal com que tais informações são processadas bem como ao espaço de tempo entre a divulgação dos índices de inflação e a próxima reunião do Copom. Alterações nos juros, por sua vez, têm impactos imediatos no câmbio real, no ipca e na dívida líquida interna do setor público.

Já no que se refere às variações das reservas internacionais assume-se que o Bacen reage contemporaneamente a tais choques. Assim, a ordenação apontada pelo teste de Block Exoneity sugere que a economia se mostra consideravelmente sensível aos choques externos uma vez que estes afetam contemporaneamente os juros reais, o câmbio real, a inflação (ipca) e a própria dívida pública.

Com relação à necessidade de financiamento do setor público (conceito primário) a ordenação sugere que esta variável afeta contemporaneamente todas as demais variáveis consideradas, exceto o produto. Ou seja, o superávit primário é tido como uma variável exógena nesta ordenação. Isso pode ser explicado pelo fato de que até 1998 o país não havia adotado metas rígidas de controle fiscal. Mais do que isso, a despeito da implementação de tais medidas a partir de 1999, estas têm se mostrado insuficientes para conter e/ou reverter a trajetória de crescimento da dívida frente aos recorrentes aumentos de juros e da taxa de câmbio.

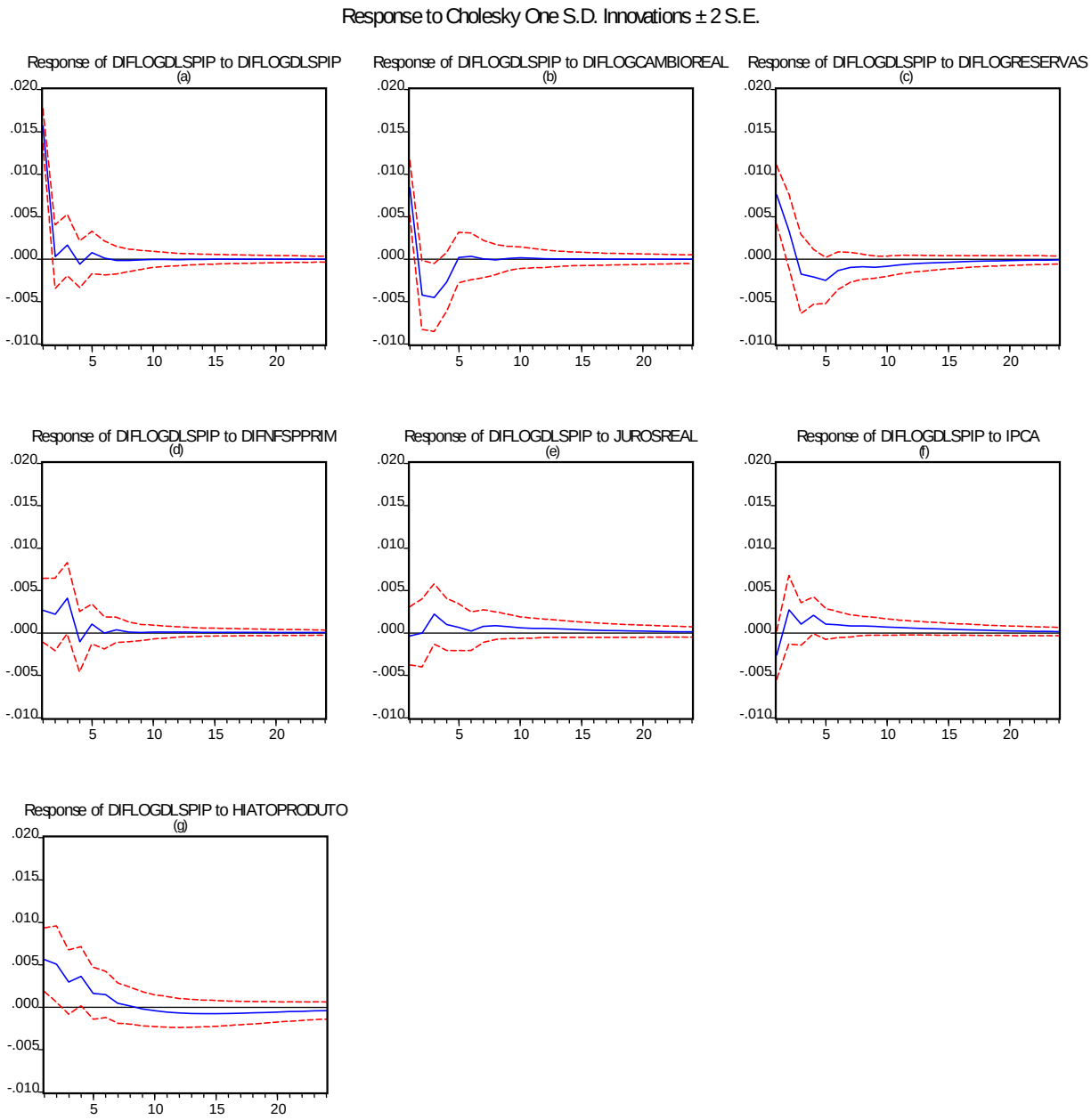
Nas figuras a seguir as funções impulso-resposta correspondem às linhas contínuas enquanto as linhas pontilhadas referem-se ao intervalo de 2 desvios-padrão para mais e para menos, obtidos a partir de uma simulação de Monte Carlo com 1000 repetições.

3.5.2.1 A Dívida Líquida Interna do Setor Público

A Figura 9 apresenta as funções impulso-resposta da dívida líquida interna do setor público às inovações (choques) na própria dívida, no câmbio real, nas reservas internacionais, na necessidade de financiamento do setor público (conceito primário), nos juros reais, na inflação (ipca) e no hiato do produto. Como pode-se observar das figuras, tratam-se de sistemas convergentes uma vez que decorridos alguns períodos do momento

do choque, as variáveis tendem às suas trajetórias iniciais. Nota-se que decorrem dez períodos, em média, até que os choques sobre a dívida líquida interna do setor público se dissipem por completo.

Figura 9: Resposta do Logdlspip a choques próprios e nas demais variáveis



A decomposição da variância indica (vide tabela 3.7) que grande parte da variação da dlspip se dá em função primeiramente de choques próprios seguidos por choques no câmbio, nas reservas internacionais e no produto, respectivamente. Nesses termos, no

primeiro período, 58,71% da variação da dívida líquida interna do setor público é explicada por choques próprios, o que sugere que o elevado montante da dívida constitui-se por si só num elemento que dificulta a rolagem da dívida por parte do governo. Esta participação reduz-se gradualmente até atingir 40,77% no vigésimo quarto período. A figura 9.a revela que o crescimento da dívida líquida do setor público se acelera em resposta a choques próprios. A taxa de crescimento da dívida, no entanto, decresce ao longo dos períodos seguintes até que por volta do quinto período essa variável converge para a situação que se encontrava antes do choque. No entanto, a resposta positiva da dívida pública a choques próprios, mostra-se estatisticamente significativa apenas para o primeiro período.

Tabela 3.7 - Decomposição da Variância (%) - Diflogdlspip

Periodo	DIFLOGDLSPIP	DIFLOGCAMBIOREAL	DIFLOGRESERVAS	DIFNFSPPRIM	JUROSREAL	IPCA	HIATOPRODUTO
1	58.71*	16.83	13.62	1.68	0.02	1.62	7.51
2	50.63	18.24	14.03	2.43	0.02	2.9	11.73
3	45.75	20.07	13.12	5.23*	0.92	2.8	12.1
4	43.29	20.24*	13.16	5.13	1.04	3.39	13.74
5	42.48	19.82	13.98	5.21	1.09	3.5	13.9
6	42.11	19.67	14.17	5.16	1.09	3.63	14.16
7	41.93	19.57	14.27	5.16	1.19	3.73	14.14
8	41.77	19.5	14.35	5.15	1.3	3.83	14.09
9	41.63	19.43	14.45	5.13	1.39	3.91	14.05
10	41.51	19.38	14.53	5.11	1.45	3.98	14.03
15	41.07	19.18	14.59*	5.07	1.63	4.17	14.29
20	40.84	19.07	14.56	5.04	1.68	4.23	14.57
24	40.77	19.03	14.55	5.03	1.69*	4.24*	14.68*

Períodos Selecionados
* indica os valores máximos;

Os resultados da tabela 3.7 mostram ainda que o câmbio real reponde, no primeiro período, a 16,83% da variação da dlspip. Contrariamente, esta variável aumenta sua participação na explicação do choque da dívida e é responsável por 20,24% da variação da dívida no quarto período. A análise da função impulso-resposta (figura 9.b) permite inferir também que variações no câmbio inicialmente aumentam a dívida já que encarece a parcela da dívida indexada ao câmbio. Observa-se, porém, que nos períodos seguintes o choque no câmbio tem seus efeitos dissipados até que por volta do quinto período o crescimento da dívida retorna à sua trajetória anterior ao choque. Isso pode ser explicado pelo fato de que embora num primeiro momento o impacto seja altamente custoso sobre a dívida, alterações no câmbio acabam por resultar numa recomposição das participações dos

diferentes indexadores no total de títulos público em poder do mercado. Importante destacar, contudo, que os resultados da função impulso-resposta para esta variável, mostram-se estatisticamente significativos apenas para os três primeiros períodos.

Em terceiro lugar, as reservas internacionais respondem por 13,62% do choque da dívida no primeiro período. A participação desta variável mantém-se relativamente constante, atingindo um máximo de 14,59% no décimo quinto período. Os resultados da função impulso-resposta para esta variável (figura 9.c) mostram-se estatisticamente significativos apenas para o primeiro período e indicam que as reservas internacionais têm um impacto inicialmente positivo sobre o montante da dívida, ou seja, a restrição externa contribui, ao menos inicialmente, para o aumento da dívida.

O hiato do produto, por sua vez, é responsável por 7,51% da variação da dlspip no primeiro período. Importante destacar que a participação desta variável aumenta progressivamente até responder, no vigésimo quarto período, por 14,68% da variação da dívida. Os resultados acerca do hiato do produto mostram-se estatisticamente significativos até o quarto período e revelam que choques no hiato do produto resultam no aumento da dívida pública (ver figura 9.g). Isso pode ser explicado pela redução nas receitas tributárias do governo e pela conseqüente deterioração de expectativas do mercado acerca da capacidade do governo de fazer frente ao serviço de sua dívida num contexto de redução da receita tributária.

O resultado primário do governo mostra-se, no primeiro período, responsável por apenas 1,68% da variação da dívida interna líquida do setor público. Sua participação máxima é alcançada no terceiro período quando chega a 5,23%. A análise da função impulso-resposta da nfspprim (ver figura 9.d) indica que a dívida aumenta diante de choques nesta variável. Acerca disso, dois pontos devem ser considerados. O primeiro sugere que as expectativas se deterioram com a divulgação dos resultados primário do governo. De acordo com essa hipótese o mercado considera o resultado alcançado pelo governo como insuficiente ao pagamento do serviço da dívida e reage exigindo maiores taxas de juros pelo refinanciamento da dívida em seu poder. Uma segunda hipótese, é de que o mercado reage negativamente (piora de expectativas) frente ao resultado primário do governo, uma vez que o superávit primário representa na prática uma redução no produto e portanto na receita tributária do governo de modo a atingir negativamente a proporção dívida/PIB. Nesse sentido, o mercado reage negativamente quando o governo alcança superávits que superam um nível previamente estabelecido.

Os juros reais por sua vez respondem por apenas 0,02% dos choques na dívida do setor público. O desempenho desta variável na variação da dívida, no entanto, está parcialmente representado na decomposição da variância da própria dívida. Conforme visto acima, 58,71% da variação da dívida líquida interna do setor público é explicada por choques próprios, caracterizando-se uma situação onde o elevado montante da dívida constitui-se por si só num elemento que dificulta a rolagem da dívida por parte do governo. Importante destacar, contudo, o que isso de fato representa. Na medida que a dívida assume patamares elevados, os detentores de títulos públicos ficam receosos diante da maior possibilidade de *default* por parte do governo e, passam a exigir maior prêmio pelo risco assumido de financiar o governo. Nesse sentido, parte do impacto do montante da dívida sobre ela mesma é fruto do aumento dos juros no qual resulta[59]. Conforme discutido no capítulo 2, esse resultado aproxima-se de Oreiro (2003). Diferencia-se, no entanto, de Batolla (2004) que conclui que a taxa real de juros é uma variável muito importante na decomposição da variância da sustentabilidade da dívida pública. Importante destacar ainda que o teste de ordenação realizado em Batolla (2004) apresenta a taxa real de juros como a variável mais exógena do modelo, ou seja, este trabalho não assume a endogeneidade da taxa de juros ao montante da dívida.

No que tange à inflação medida pela ipca, no primeiro período sua participação na variação da dlspip é de apenas 1,62% chegando 4,24% no vigésimo quarto período. Tal resultado reflete a confiança dos agentes no comportamento da Autoridade Monetária (Bacen). Na medida em que os agentes confiam no compromisso do Bacen com a estabilidade monetária - expressa pelo regime de metas de inflação - os detentores de títulos públicos rearranjam seus portifólios de modo a ampliarem a participação de títulos indexados às taxas de juros e às variações cambiais em detrimento daqueles indexados aos índices de preços.

Por fim, ressalta-se ainda, que as funções impulso-resposta referentes à necessidade de financiamento do setor público e do ipca mostraram-se estatisticamente não significativas para todos os períodos.

[59] O presente trabalho testou ainda dois modelos alternativos. O primeiro considera a taxa nominal de juros ao invés da taxa real de juros. Os resultados, no entanto, mantém-se praticamente constantes. O segundo modelo alternativo testado não incorpora as reservas internacionais. Os resultados desse segundo modelo vão no sentido de aumentar a participação dos choques próprios na explicação da variação da dívida.

4- Considerações Finais

O presente trabalho teve por objetivo analisar a evolução do endividamento público brasileiro no período de agosto de 1994 a novembro de 2004 e sua interface com a condução das políticas monetária e fiscal. Para isso, utilizou-se da metodologia de vetores auto-regressivos (VAR). A relação dívida/PIB saltou de 31,61% em agosto de 1994 para 51,11% no último mês analisado, atingindo o pico de 61,65% em setembro de 2002. Diversos fatores influenciaram esse desempenho, quais sejam: i) reconhecimento de dívidas antigas; ii) resultados primários deficitários do governo até 1998; iii) altas taxas de juros; iv) desvalorização cambial; e v) choques externos;

A análise empírica mostrou que o fator mais importante a explicar a variação da dívida pública é o próprio montante de dívida pública. Ou seja, ao longo da década de 1990 o montante do endividamento público assumiu proporção tal que, por si só, reduziu consideravelmente a margem de manobra do governo quando da rolagem da dívida. Mais do que isso, o exercício econométrico sugere que a restrição externa constitui-se numa variável com sérios desdobramentos sobre a evolução da dívida uma vez que afeta diretamente o comportamento da taxa de juros. Nesse sentido, em um ambiente em que a restrição externa faz-se presente é preciso considerar a taxa de juros como endógena.

Com relação à necessidade de financiamento do setor público (conceito primário) a ordenação obtida sugere que esta variável afeta contemporaneamente todas as demais variáveis consideradas, exceto o produto. Nesse sentido, tal variável parece ser um importante balizador do mercado acerca da capacidade do governo de fazer frente ao serviço de sua dívida. Apesar disso, cabe observar que a única variável capaz de afetar contemporaneamente a nfspprim é o hiato do produto. Nesse sentido, mais do que obter superávits primários grandes o suficiente para gerar expectativas positivas capazes de afetar de modo virtuoso as reservas internacionais, os juros, o câmbio real, o ipca e a dívida líquida interna do setor público, a condução da política macroeconômica deve centrar-se sobre o produto dado que este se mostra capaz de afetar contemporaneamente todas as demais variáveis, inclusive a nfspprim. Nos termos de Herman (2002) o superávit primário do governo deve ser alcançado de modo "ex post" via crescimento econômico e não o contrário. Mais do que isso, o crescimento da nfspprim, embora tenha um impacto virtuoso (em termos de expectativas) sobre as variáveis indicadas, acaba por contrair, nos períodos seguintes, o produto da economia, gerando por sua vez reversão nas expectativas sobre o desempenho macroeconômico do país. Nesse sentido, o presente estudo atribui a

tais condicionantes a dinâmica de *stop and go* verificada na economia brasileira nos últimos anos.

Por fim, é preciso ter em vista as limitações do presente trabalho. A primeira delas refere-se ao aspecto *backward-looking* da metodologia VAR. Nesse sentido, trabalhos futuros devem tentar incorporar ao modelo variáveis que reflitam as expectativas dos detentores de títulos quanto à capacidade do governo de fazer frente ao serviço da dívida. Outro ponto a ser incorporado em trabalhos futuros está na necessidade de repetir os testes para períodos distintos numa tentativa de verificar o impacto da desvalorização do câmbio e da adoção do Regime de Metas de Inflação sobre a dinâmica da dívida. Nesse sentido, seria interessante testar ainda a inclusão de *dummies* para as crises externas de modo a captar o comportamento destas sobre as demais variáveis internas.

Outra questão, a ser considerada em trabalhos futuros, está na tentativa de estimar o impacto de políticas fiscais e monetárias coordenadas no comportamento do endividamento público brasileiro e da necessidade de financiamento do setor público.

Bibliografia

AGÉNOR, P. R., MONTIEL, P. Development macroeconomics**.** Princeton, NJ.: Princeton University, 1996. 679p.

AHMED, S., ROGERS, J. H. Government budget deficits and trade deficits: are present value constraint satisfied in long-term data? Journal of Monetary Economics, n.36, p.351-374, 1995.

ALESINA, A., PRATI, A., TABELLINI, G. Public confidence and debt management. In: DORNBUSCH, R., DRAGHI, M. (Eds.). Public debt management: theory and history. Cambridge University, 1990. Cap. 4, p.94-124.

AMADO, A. M. Minsky e o ciclo econômico: uma análise para economias periféricas. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 8, 2003, Florianópolis, SC. Anais. Florianópolis:Sociedade Brasileira de Economia Política, 2003. (Disponível em CD-ROM)

ARESTIS, P., SAWYER, M. On the effectiveness of monetary policy and of fiscal policy. New York: Levy Economics Institute, Bard College, Annandale-on-Hudson, 2003b. (Working paper; 369)

ARESTIS, P., SAWYER, M. Reinventing fiscal policy. Journal of Post Keynesian Economics, v.26, n.1, p.3-25, Oct. 2003a.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Home page. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/>

BATOLLA, F. P. Política monetária e sustentabilidade da dívida pública: uma análise do caso brasileiro. 2004. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo, 2004.

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. Cambridge, MA.: NBER, 2004. 46p. (Working paper; 10389) Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w10389>.

BOHN, H. The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. Journal of Money, Credit and Banking, v.27, n1, p.257-271, 1995.

BRAINARD, W. Uncertainly and the effectiveness of policy. American Economic Review, v.57, n.2, p.411-425, May 1967.

BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional. Estatística. Disponível em: <http://www.stn.fazenda.gov.br/estatistica/index.asp>. Acesso em dezembro de 2004.

BRESSER PEREIRA, L. C., NAKANO, Y. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. Revista de Economia Política, v.22, n.3, p.146-77, jul./set., 2002.

CALVO, G., GUIDOTTI, P. Indexation and maturity of government bonds: an explanatory model. In: DORNBUSCH, R., DRAGHI, M. (Eds.). Public debt management: theory and history. Cambridge University, 1990. Cap.3, p.52-93.

CANOVA, F. Vector autoregressive models: specification, estimation, inference, and forecasting. In: PESARAN, H., WICKENS, M. Handbook of applied econometrics. Oxford, UK; Cambridge, Mass., USA: Blackwell, 1998. v.l. Macroeconomics, p. 73-138.

CHAREMZA, W. W., DEADMAN, D. F. New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression. 2.ed. Cheltenham: Edward Elgar, 1997. 344p.

CHORTAREAS, G., KAPETANIOS, G., UCTUM, M. A nonlinear approach to public finance sustainability in Latin America. London: Queen Mary, University of London, 2003. 22p. (Working paper; 486) Disponível em: <http://www.econ.qmul.ac.uk/papers /docs/wp486.pdf>

CUDDINGTON, J. T. Analyzing the sustainability of fiscal deficits in developing countries. Washington: Economics Department Georgetown University, 1996. 46p.

CURADO, M. L. Rigidez comercial, movimentos de capital e crises cambiais. 2001. 149 f. Tese (Doutorado em Economia) – UNICAMP, Instituto de Economia, Campinas, 2001.

DAVIDSON, P. Reviving Keyne's revolution. Journal of Post Keynesian Economics, v.6, n.4, p.561-575, 1984.

DE PAULA, L. F. R., ALVES JR., A. J. External financial fragility and the 1998-1999 Brazilian currency crisis. Journal of Post Keynesian Economics, v.22, n.4, p.589-617, 2000.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. Journal of the American Statistical Association, v.74, n.366, p.427-431, June 1979.

DORNBUSCH, R. Credibility and stabilization. Quarterly Journal of Economics, v.106, n.3, p. 837-50, 1991.

ENDERS, W. Applied econometric time series. New York: John Wiley, 1995. 433p.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica, v.55, n.2, p.251-276, 1987.

FERRARI FILHO, F. Da tríade mobilidade de capital, flexibilidade cambial e metas de inflação à proposição de uma agenda alternativa: uma estratégia de desenvolvimento para a economia brasileira à luz da teoria Pós-Keynesiana. Porto Alegre: UFRGS, 2002. (Texto para discussão; 14) Disponível em: <http://www.ufrgs.br/ppge/textos-para-discussao.asp?ano=2002>.

FÈVE, P., HENIN, P. Y. Assessing effective sustainability of fiscal policy within the G-7. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v.62, n.2, p.175-196, 2000.

FÈVE, P., HENIN, P. Y., JOLIVALDT, P. Feedback covariates unit root tests. CREMAP, 1998. (Working paper, 9810) Disponível em: <http://econpapers.repec.org/paper /cpmcepmap/9810.htm>

GIAMBIAGI, F., RONCI, M. Fiscal policy and debt sustainability: Cardoso's Brazil, 1995-2002. [Washington] : IMF, 2004. 43 p. (Working Paper; 04/156)

GIAVAZZI, F., PAGANO, M. Confidence crises and public debt management. In: DORNBUSCH, R., DRAGHI, M. (Eds.) Public debt management: theory and history. Cambridge: Cambridge University, 1990. p.125-143.

GOLDFAJN, I. Há razões para duvidar de que a dívida pública no Brasil é sustentável? Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n.25, p.1-26, jul. 2002.

GOLDFAJN, I., PAULA, A. Uma nota sobre a composição ótima da dívida pública: reflexões para o caso brasileiro. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia. 1999. 15p. (Texto para discussão; 411)

GUJARATI, D. N. Econometria básica. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

HAKKIO, C.S., RUSH, M. Is the Budget deficit too large? Economic Inquiry, v.29, n.3, p.429-445, July 1991.

HAMILTON, J.D., FLAVIN, M.A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. The American Economic Review, v.76, n.4, p.808-819, 1986.

HERMANN, J. A macroeconomia da dívida pública: notas sobre o debate teórico e a experiência brasileira recente (1999-2002) Rio de Janeiro: Fundação Konrad Adenauer, 2002. (Cadernos Adenauer; v.3, n.4)

HERMANN, J. Financiamento de longo prazo: revisão do debate e propostas para o Brasil. In: SICSU, J., OREIRO, J. L. C. PAULA, L. F. (Orgs) Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. Barueri, SP.: Manole, 2003. p.241-293.

HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. Journal of Money, Credit and Banking, v.29, n.1, p.1-16, 1997.

IBGE. Séries históricas. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/>. Acesso em dezembro de 2004.

IMF. Assessing sustainability. [Washington D.C.]: IMF, 2002. Disponível em: <http://www.imf.org/xternal/np/pdr/sus/2002/eng/052802.pdf>

IPEA. IPEADATA. Séries. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ ipeadata?255015906>. Acesso em dezembro de 2004.

JAYME JR., F. G. Balance-of-payments-constrained economic growth in Brazil. Brazilian Journal of Political Economy, v.23, n.1 (89), p.62-84, 2003.

KEYNES, J. M. Alternative theories of the rate of interest. Economic Journal, 47, p.241, June (1988[1937a])

KEYNES, J. M. A teoria ex ante da taxa de juros. In: CLÁSSICOS da literatura econômica, Rio de Janeiro, IPEA/INPES, (1988[1937b]) p.335-41.

KEYNES, J.M. A teoria geral do emprego, do juro e da moeda. São Paulo: Atlas, (1982[1936]) 328p.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P., SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? Journal of Econometrics, North-Holland, v.54, n.1-3, p.159-178, Oct-Dec, 1992.

LAURENS, B., DE LA PIEDRA, E. Coordination of monetary and fiscal policies. Washington: IMF, 1998. 32p. (Working paper; 25)

LEE, J., STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. [Florida]: University of Central Florida, 2002. Disponível em: <http://www.bus.ucf.edu/wp/content/archives/TwoLM_final_version.pdf>.

LLUSSÁ, F.A. J. Credibilidade e administração da dívida pública: um estudo para o Brasil. 1998. 93p. (Dissertação em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 1998.

LOUREIRO, A. S., BARBOSA, F. H. Dívida pública e prêmio de risco dos títulos públicos no Brasil. Notas técnicas do Banco Central do Brasil, n.42, 28p., nov. 2003. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/NotasTecnicas/Port/2003nt42DividaPubPremioRisco_TPBp.pdf>.

LUPORINI, V. Federal domestic debt in Brazil: 1981-1996. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27, 1999, Belém, PA. Anais. Belém: ANPEC, 1999. v.3. p.2113-2127.

MENDONÇA, H. F. Coordenação de políticas macroeconômicas: implicações para o caso brasileiro. In: BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional. Finanças públicas: V prêmio Tesouro Nacional; coletânea de monografias. Brasília: ESAF, 2001. p.165-241.

MENDONÇA, H. F. Independência do Banco Central e coordenação de políticas: vantagens e desvantagens de duas estruturas para estabilização. Revista de Economia Política, v.23, n.1, p.89, jan.-mar. 2003.

MILESI-FERRETI, G. M., RAZIN, A. Current account sustainability: selected East Asian and Latin American experiences. Cambridge, MA: NBER, 1996. (Working papers; 5791) Disponível em: <http://papers.nber.org/papers/w5791.pdf>.

MILLS, T. C. The econometric modeling of financial time series. Cambridge: University, 1993. 380p.

MINSKY, H. Can it happen again? : essays on instability & finance. Armonk, New York: Sharpe, 1982. 301p.

MINSKY, H. Stabilizing an unstable economy. New Haven: Yale University, 1986. 353p.

MUNDELL, R. The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates. Quarterly Journal of Economics, v.74, n.2, p.227-257, May 1960.

OREIRO, J. L. Prêmio de risco endógeno, equilíbrios múltiplos e dinâmica da dívida pública: uma análise teórica do caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 8, 2003, Florianópolis. Anais. Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Economia Política, 2003. v.1, 21p. (Disponível em CD-ROM)

OREIRO, J. L., SICSÚ, J., PAULA, L. F. Controle da dívida pública e política fiscal: uma alternativa para um crescimento auto-sustentado da economia brasileira. In: SICSU, J., OREIRO, J. L. C., PAULA, L. F. (Orgs.) Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. Barueri, SP.: Manole, 2003. p.117-152.

PALLEY, T. I. Escaping the debt constraint on growth: a suggested monetary policy for Brazil. Brazilian Journal of Political Economy, v.24, n.1 (93), p.36-49, 2004.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. Econometrica, v.57, n.6, p.1361-1404, 1989.

POOLE, W. Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. Quarterly Journal of Economics, v.84, n.2, p.197-216, May 1970.

RAO, B. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B.B. (Ed.) Cointegration for the applied economist. New York: St. Martin's, 1994. p.113-146.

RAZIN, A., SADKA, E. A Brazilian debt-crisis model. Cambridge, MA.: NBER, 2002. (Working paper; 2211) Disponível em: <http://papers.nber.org/papers/w9211.pdf>

RESENDE, M. F. C., AMADO, A. M. Liquidez internacional e ciclo reflexo: algumas observações para a América Latina. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2004. 21p. (Texto para discussão; 245)

ROMER, D. Advanced macroeconomics. 2nd. ed. New York: McGraw Hill, 2001. 651p.

SARGENT, T.J., WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, v.5, n.3, p.1-17, 1981.

SOUZA, J. R. C. J., JAYME JR., F. G. Constrangimentos ao Crescimento no Brasil: um modelo de hiatos (1970-2000) Revista de Economia Contemporânea, v.8, n.1, p.33-65, jan/jun. 2004.

THIRLWALL, A. Balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review, n.128, p.45-53, Mar. 1979.

TINBERGEN, J. On the theory of economic policy. Amsterdam: North-Holland, 1952. 78p.

TOBIN, J. A proposal for international monetary reform. Eastern Economic Journal, v.4, n.3-4, July/Oct. 1978. 7p.

TREHAN, B., WALSH, C. E. Common trends, the government's Budget constraint, and revenue smoothing. Journal of Economic Dynamics and Control, v.12, p.425-444, June/Sept. 1988.

TREHAN, B., WALSH, C. E. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. Federal budget and current account deficits. Journal of Money, Credit and Banking, v.23, n.2, p.206-223, 1991.

UCTUM, M., WICKENS, M. Debt and deficit ceilings and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v.62, n.2, p.197-221, 2000.

WILCOX, D. D. 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, 1989.

WOODFORD, M. Interest and prices: foundations of a theory of monetary prices. Princeton, NJ.: Princeton University, 2003. 785p.

Anexos

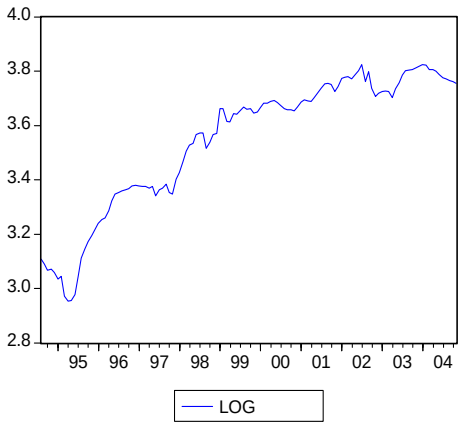
Séries Utilizadas

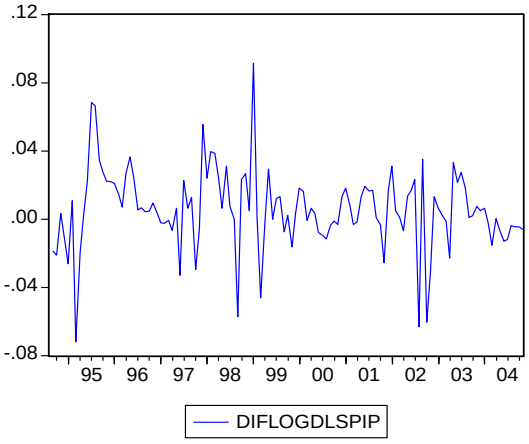
	Dlspip	Índice de Utilização da Capacidade Instalada	Hiato do Produto	Câmbio real	Ipca	Juros reais	Reservas	Nfspprim
ago/94	31.61	88.29	0.461730	829.081	1.86	2.267.819	42981	-7.47
set/94	30.63	88.78	-0.056800	792.358	1.53	226.534	43455	-6.85
out/94	29.9	88.84	-0.145370	761.673	2.62	0.974469	42845	-8.8
nov/94	29.91	90.26	-1.593.990	735.028	2.81	1.225.562	41937	-1.34
dez/94	30.01	95.21	-6.572.690	722.627	1.71	2.054.862	38806	-2.13
jan/95	29.35	93.67	-5.061.380	715.477	1.7	1.642.085	38278	-6.81
fev/95	29.43	93.3	-4.719.500	710.878	1.02	2.207.484	37998	5.5
mar/95	28.92	93.3	-4.746.160	756.403	1.55	2.668.636	33742	-5.84
abr/95	28.67	91.89	-3.360.130	769.248	2.43	1.786.586	31887	-4.85
mai/95	28.11	81.59	6.920.150	746.015	2.67	1.538.911	33731	-4.91
jun/95	28.58	87.17	1.326.480	748.677	2.26	1.740.661	33512	3.71
jul/95	28.74	85.01	3.480.160	745.521	2.36	1.621.727	41823	0.05
ago/95	29.06	83.07	5.422.410	73.73	0.99	2.822.062	47660	-0.53
set/95	29.75	83.82	4.684.200	73.378	0.99	2.307.159	48713	0.24
out/95	30.07	84.89	3.636.150	736.327	1.41	1.656.641	49694	-0.97
nov/95	30.28	85.44	3.118.510	72.76	1.47	1.389.573	51257	3.39
dez/95	30.56	86.39	2.211.330	71.362	1.56	120.126	51840	5.75
jan/96	30.62	85.39	3.264.390	708.593	1.34	1.223.604	53540	2.47
fev/96	30.75	84.94	3.777.360	710.329	1.03	1.306.543	55794	-1.91
mar/96	30.67	84.8	3.989.660	713.266	0.35	1.863.478	55753	-6.31
abr/96	31.15	87.01	1.860.460	70.85	1.26	0.799921	56769	3.6
mai/96	31.78	87.03	1.928.630	702.012	1.22	0.780478	59394	-0.41
jun/96	32.36	86.79	2.262.940	69.862	1.19	0.78071	59997	3.49
jul/96	32.51	91.63	-2.477.990	699.537	1.11	0.810998	59521	0.07
ago/96	32.67	89.72	-0.465690	707.501	0.44	1.523.297	59643	0.01
set/96	32.91	90.8	-1.441.530	711.307	0.15	1.747.379	58775	-0.31
out/96	33.05	91.42	-1.956.840	71.193	0.3	1.555.334	58600	-0.52
nov/96	33.17	91.99	-2.422.840	718.733	0.32	1.475.279	60471	-0.43
dez/96	33.28	91.17	-1.500.620	719.292	0.47	1.323.778	60110	0.8
jan/97	33.32	91.24	-1.471.120	713.117	1.18	0.543586	58951	1.12
fev/97	33.24	91.66	-1.795.160	703.035	0.5	1.164.179	59405	-2.71
mar/97	33.29	92.8	-2.843.440	698.057	0.51	1.124.266	58980	-1.75
abr/97	33.45	91	-0.956580	697.439	0.88	0.773196	56171	-1.01
mai/97	33.17	90.47	-0.344960	706.968	0.41	1.165.223	59279	-1.05
jun/97	32.38	93.78	-3.578.910	708.108	0.54	1.064.253	57615	-2.6
jul/97	32.79	92.6	-2.328.750	704.892	0.22	1.376.971	60331	1.22
ago/97	32.61	93.36	-3.024.520	704.558	-0.02	1.610.322	63056	-3.13
set/97	33.11	95.65	-5.256.130	714.323	0.06	1.529.083	61931	1.67
out/97	33.29	96.15	-5.703.260	721.561	0.23	1.436.696	53690	5.44
nov/97	33.29	91.85	-1.355.230	725.453	0.17	2.865.129	52035	0.25
dez/97	34.35	87.83	2.709.030	713.366	0.43	2.529.125	52173	11.45
jan/98	35.03	89.44	1.140.690	702.976	0.71	1.946.182	53103	-0.31
fev/98	35.51	91.11	-0.489260	704.301	0.46	1.662.353	58782	-0.66
mar/98	35.71	90.73	-0.069930	703.739	0.34	1.853.697	68594	-3.56
abr/98	35.95	91.48	-0.780380	707.959	0.24	146.648	74656	-1.52
mai/98	36.38	93.28	-2.539.660	710.047	0.5	1.124.378	72826	0.61
jun/98	37.55	91.95	-1.166.790	708.685	0.02	1.579.684	70898	3.71

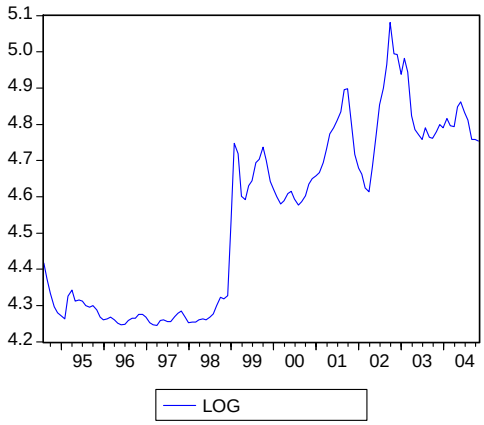
jul/98	37.85	92.74	-1.910.600	714.163	-0.12	1.822.187	70210	-1.04
ago/98	38.08	91.2	-0.319820	720.336	-0.51	2.000.201	67333	-4.68
set/98	38.86	90.8	0.136920	737.197	-0.22	2.715.975	45811	2.83
out/98	40.04	88.09	2.911.030	753.448	0.02	2.919.416	42385	1
nov/98	41.17	88.86	2.213.910	750.761	-0.12	2.753.304	41189	1.95
dez/98	41.71	85.84	5.316.750	757.234	0.33	2.063.191	44556	0.73
jan/99	50.49	88.49	2.760.600	929.563	0.7	1.469.712	36136	-3.99
fev/99	50.69	87.11	4.246.130	115.339	1.05	131.618	35457	-2.95
mar/99	47.09	87.23	4.243.810	111.922	1.1	2.205.737	33848	-6.11
abr/99	46.94	88.74	2.863.840	995.781	0.56	1.780.032	44315	-1.4
mai/99	48.41	90.35	1.396.110	987.799	0.3	1.714.855	44310	-1.14
jun/99	48.57	89.71	2.190.310	1.025.776	0.19	1.477.193	41346	-4.3
jul/99	49.1	88.59	3.476.020	103.884	1.09	0.563854	42156	-5.94
ago/99	50.28	90.07	2.172.710	1.093.806	0.56	1.004.375	41918	-5.85
set/99	49.84	91.24	1.189.560	1.102.997	0.31	1.176.353	42562	-7.02
out/99	49.94	92.72	-0.094360	1.141.433	1.19	0.187766	40052	-1.77
nov/99	49.17	92.01	0.819900	1.099.253	0.95	0.435859	42175	-0.96
dez/99	48.68	92.82	0.221320	1.038.338	0.6	0.994036	36342	1.97
jan/00	49.21	91.94	1.318.830	1.015.777	0.62	0.834824	37560	-4.8
fev/00	49.69	92.06	1.421.320	99.479	0.13	1.318.286	38364	-4.6
mar/00	49.5	93.57	0.137600	97.52	0.22	12.273	39200	-6.87
abr/00	50.36	94.44	-0.503610	983.833	0.42	0.876319	28721	-4.42
mai/00	50.53	94.17	-0.003610	1.003.897	0.01	1.479.852	28570	-5.08
jun/00	49.99	96.47	-2.073.670	100.971	0.23	1.157.338	28265	-1.85
jul/00	49.22	97.15	-2.525.040	989.212	1.61	-0.29524	29214	-1.07
ago/00	48.4	97.13	-2.278.840	972.242	1.31	0.098707	31385	-6.69
set/00	48.29	95.97	-0.896020	980.336	0.23	0.987728	31431	-4.39
out/00	48.76	98.05	-2.757.360	998.077	0.14	1.148.392	30393	-0.88
nov/00	48.35	97.23	-1.723.580	1.030.498	0.32	0.897129	32533	-5.47
dez/00	48.78	101.6	-5.885.210	1.046.315	0.59	0.606422	33011	3.45
jan/01	48.63	99.14	-3.222.670	1.053.623	0.57	0.696033	35598	-5.95
fev/01	49.27	100.16	-4.045.950	1.063.873	0.46	0.557436	35413	-3.54
mar/01	49.77	98.75	-2.444.840	1.093.271	0.38	0.876669	34407	-6.5
abr/01	49.91	98.41	-1.918.830	1.136.062	0.58	0.606482	34653	-8.55
mai/01	51.24	99.17	-2.497.260	1.182.666	0.41	0.926203	35459	-3.65
jun/01	50.96	97.94	-1.089.300	1.204.016	0.52	0.74612	37318	-3.54
jul/01	52.3	97.7	-0.674000	1.227.926	1.33	0.167769	35552	-2.68
ago/01	53.49	97.72	-0.520280	1.257.994	0.7	0.893744	36299	-3.57
set/01	54.2	95.85	1.522.940	1.336.681	0.28	1.037.096	40054	-4.45
out/01	53.95	93.65	3.896.820	1.339.905	0.83	0.694238	37492	-2.88
nov/01	52.63	94.74	2.982.370	1.218.308	0.71	0.675206	37234	-2.17
dez/01	52.63	95.02	2.880.360	1.117.629	0.65	0.735221	35866	2.76
jan/02	54.51	97.38	0.701350	1.076.065	0.52	1.004.775	36167	-5.28
fev/02	54.1	99.13	-0.864320	1.058.306	0.36	0.886807	35906	-3.15
mar/02	54.06	100.32	-1.866.330	1.019.384	0.6	0.765408	36721	-3.02
abr/02	53.88	99.13	-0.484320	1.007.982	0.8	0.674603	33008	-8.55
mai/02	54.96	97.86	0.982200	1.079.415	0.21	1.197.485	32889	-2.68
jun/02	56.8	98.99	0.053760	1.180.926	0.42	0.906194	41999	-4.72
jul/02	60.52	99.89	-0.639180	1.283.588	1.19	0.345884	39060	-3.44
ago/02	56.47	99.39	0.073840	1.342.886	0.65	0.784898	37643	-3.87
set/02	61.65	99.92	-0.236670	1.434.091	0.72	0.655282	38381	-9.13
out/02	57.57	104.45	-4.540.230	1.610.464	1.31	0.335604	35855	-5.22
nov/02	55.73	103.28	-3.136.300	1.474.392	3.02	-143.661	35592	-2.51
dez/02	55.5	100.25	0.135900	1.472.217	2.1	-0.35259	37823	3.76

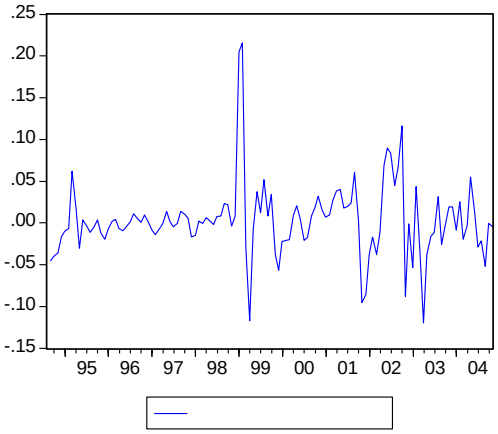
jan/03	55.35	98.66	1.977.400	1.395.381	2.25	-0.27383	38772	-6.96
fev/03	55.77	98.37	2.529.300	1.457.595	1.57	0.255981	38530	-6.49
mar/03	54.63	98.49	2.682.500	1.402.272	1.23	0.543317	42335	-5.63
abr/03	52.21	98.86	2.597.700	1.243.832	0.97	0.891354	41500	-7.93
mai/03	54.22	97.84	3.915.500	119.797	0.61	1.351.754	43373	-3.3
jun/03	54.86	96.53	5.536.100	1.178.983	-0.15	201.302	47956	-2.33
jul/03	56.51	97.42	4.969.700	116.595	0.2	1.876.248	47645	-3.29
ago/03	57.3	98.41	4.315.900	1.203.472	0.34	1.425.154	47793	-3.77
set/03	56.9	102.28	0.794200	1.172.977	0.78	0.893034	52675	-5.8
out/03	56.6	104.39	-0.956400	1.168.272	0.29	1.346.096	54093	-5.02
nov/03	57.26	104.69	-0.886900	1.190.489	0.34	0.996612	54427	-4.5
dez/03	57.18	103.95	0.231700	1.213.264	0.52	0.845603	49296	2.97
jan/04	57.01	103.66	0.908600	1.202.812	0.76	0.506153	53261	-5.18
fev/04	56.65	102.78	2.182.900	123.393	0.61	0.46715	52960	-2.6
mar/04	55.62	105.49	-0.126300	121.044	0.47	0.905743	51612	-7.62
abr/04	54.83	105.75	0.019700	1.206.435	0.37	0.807014	50498	-8.69
mai/04	55.06	108.19	-2.009.900	127.48	0.51	0.716347	50540	-3.97
jun/04	54.22	108.75	-2.156.500	1.292.006	0.71	0.516334	49805	-5.21
jul/04	53.29	109.47	-2.460.800	1.254.865	0.91	0.376573	49666	-4.39
ago/04	52.4	110.56	-3.133.800	1.228.372	0.69	0.595888	49594	-7.12
set/04	52.03	110.39	-2.546.000	1.165.814	0.33	0.916974	49496	-3.97
out/04	51.91	110.4	-2.137.900	1.165.078	0.44	0.766627	49416	-5.24
nov/04	51.11	110.01	-1.329.600	1.159.923	0.69	0.556162	50133	-4.36

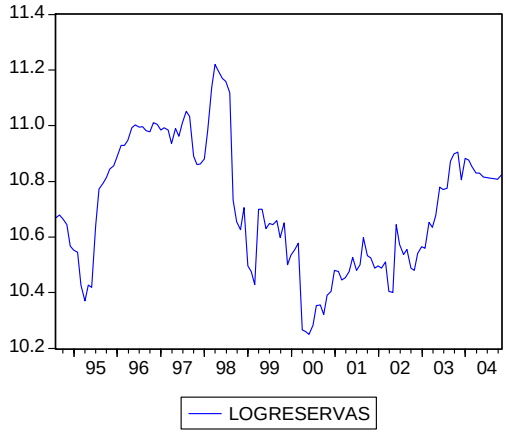
Séries Utilizadas: em nível e em primeira diferença

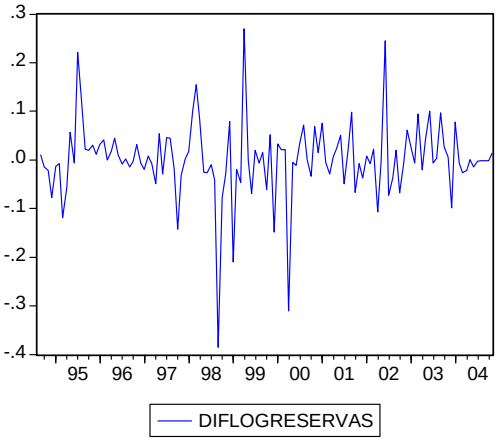


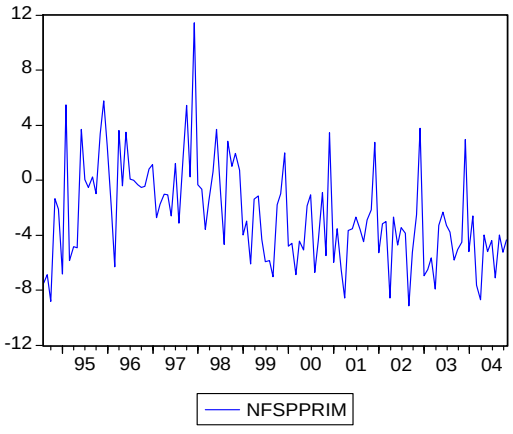


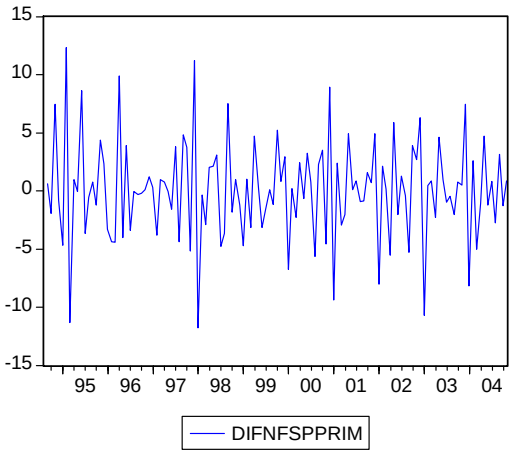

5.1
5.0
4.9
4.8
4.7
4.6
4.5
4.4
4.3
4.2
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
LOG

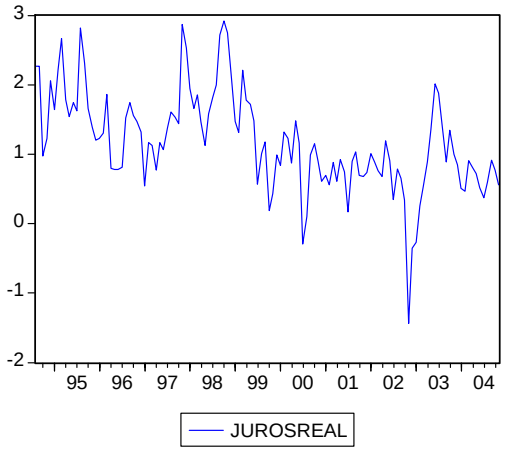

.25
.20
.15
.10
.05
.00
-.05
-.10
-.15
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04

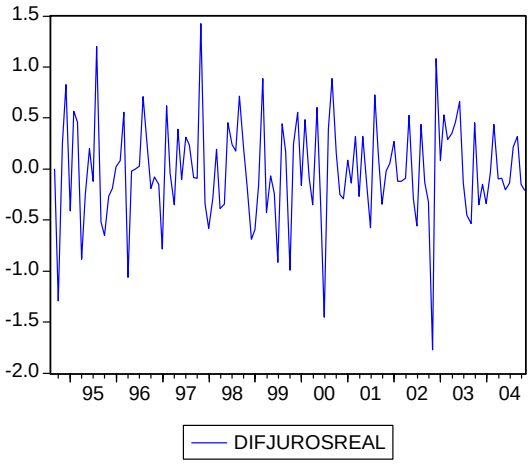

11.4
11.2
11.0
10.8
10.6
10.4
10.2
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
LOGRESERVAS

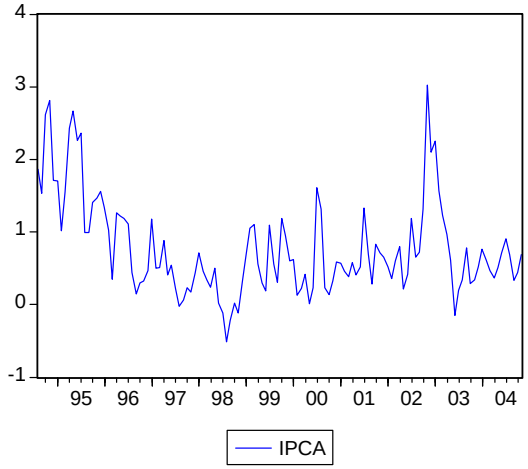

.3
.2
.1
.0
-.1
-.2
-.3
-.4
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
DIFLOGRESERVAS

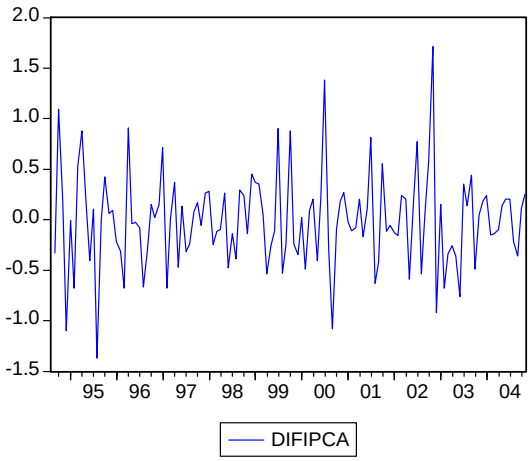

12
8
4
0
-4
-8
-12
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
NFSPPRIM

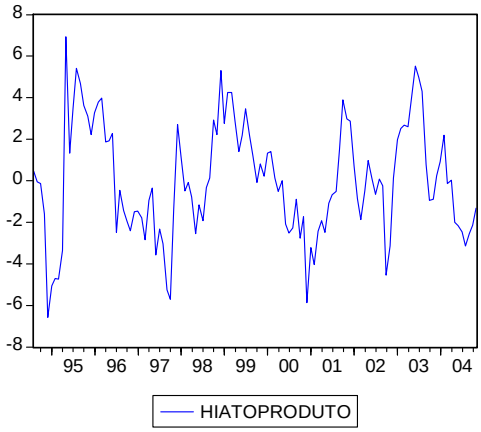

15
10
5
0
-5
-10
-15
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
DIFNFSPPRIM


3
2
1
0
-1
-2
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
JUROSREAL


1.5
1.0
0.5
0.0
-0.5
-1.0
-1.5
-2.0
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
DIFJUROSREAL


4
3
2
1
0
-1
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
IPCA


2.0
1.5
1.0
0.5
0.0
-0.5
-1.0
-1.5
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
DIFIPCA


8
6
4
2
0
-2
-4
-6
-8
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
HIATOPRODUTO

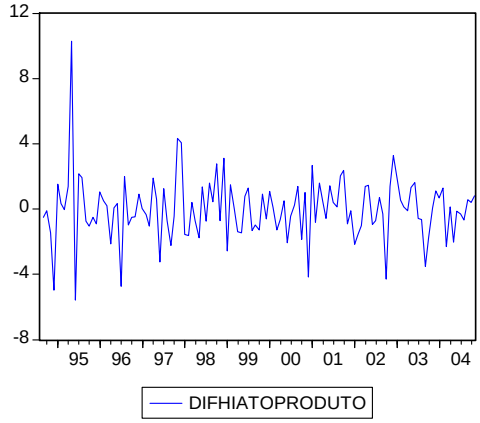
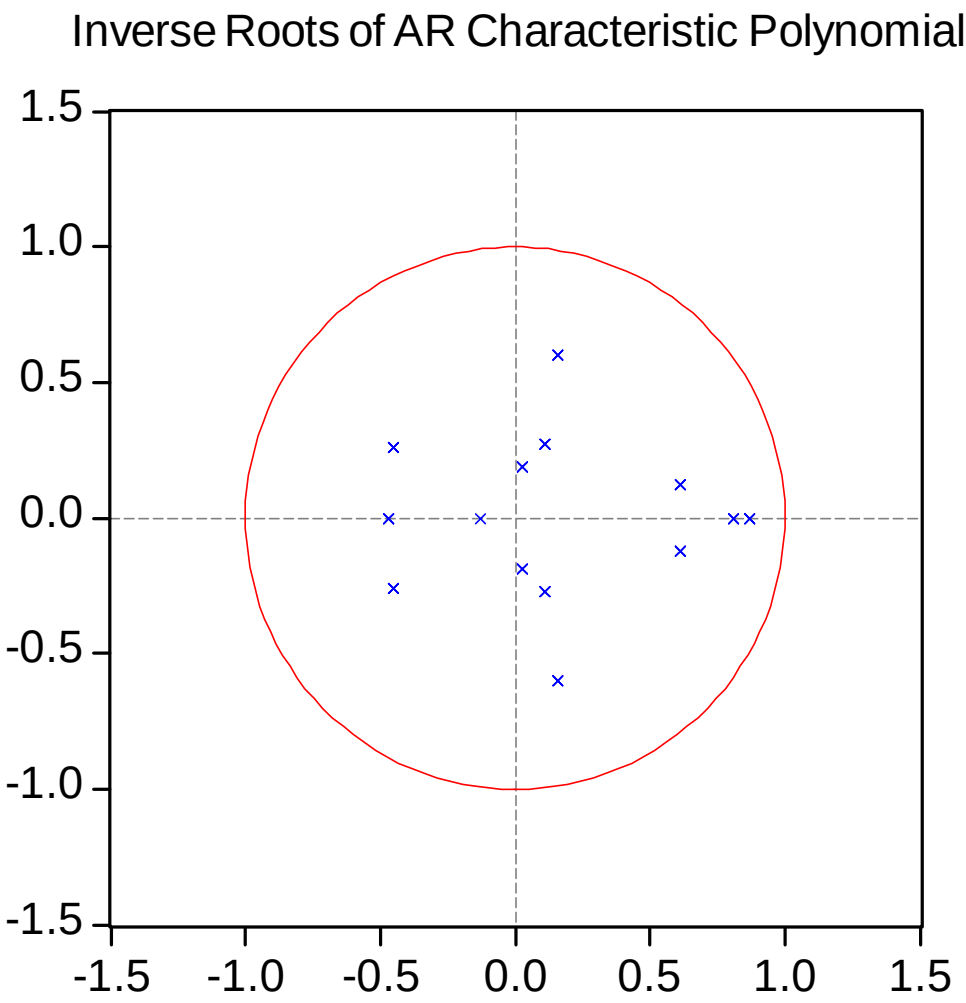

12
8
4
0
-4
-8
95 96 97 98 99 00 01 02 03 04
DIFHIATOPRODUTO

Figura 10: Teste de Estabilidade do VAR



Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo