

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração de Contabilidade
Departamento de Economia

*Política monetária e sustentabilidade da dívida pública: uma análise do
caso brasileiro*

Fernanda Perale Batolla

DEDALUS - Acervo - FEA



20600026266

*Trabalho de dissertação
apresentado no Instituto de
Pesquisas Econômicas da
Universidade de São Paulo*

Orientador: Prof. Dr. Gilberto Tadeu Lima

São Paulo
2004

T336.34 B334p

T86168



20600026266



Powered by RfidProStar - www.tegprocess.com.br

Prof. Dr. Adolpho José Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Profa. Dra. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina
Chefe do Departamento de Economia

José Paulo Zeetano Chahad
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP

Batolla, Fernanda Perale

Política monetária e sustentabilidade da dívida pública: uma análise do caso brasileiro / Fernanda Perale Batolla. -- São Paulo : FEA/USP, 2004.

109 f.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2004
Bibliografia.

1. Dívida pública 2. Política monetária 3. Política fiscal
I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP
II. Título.

CDD – 336.34

*Considerate la vostra semenza;
Fatti non fosti a viver come bruti,
Ma per seguir virtude e conoscenza*.*

E este é o meu lema na vida!

*"La Divina Commedia"
Dante Alighieri
Inferno
Canto XXVI, Verso 118*

**Considere a vossa essência; Ela não foi feita para viver como os ignorantes, mas para perseguir virtude e conhecimento.*

Agradecimentos

Dedico esta dissertação ao meu marido Guilherme e aos meus pais.

Gostaria de começar agradecendo aos meus amigos e familiares pelo apoio, carinho e compreensão pelos tantos momentos de ausência.

Agradeço as professoras Vera Fava e Fabiana Rocha, que participaram de minha qualificação e deram sugestões valiosas para finalização deste trabalho. Além disso, agradeço a professora Vera por toda a sua atenção nas inúmeras consultas para sanar diversas dúvidas sobre variados tópicos de econometria.

Agradeço meu orientador, Gilberto Tadeu Lima, pelas palavras de estímulo e confiança, pela paciência e pela dedicação ao longo da orientação.

Agradeço um seleto grupo de amigos, que estiveram comigo durante a maior parte do meu mestrado e muito contribuíram para a elaboração e finalização deste trabalho: Robson, Beatriz, Guilherme e Thais.

Agradeço em especial meu chefe, Elsom Yassuda, por toda a sua boa vontade e paciência, que não foi pouca, a saber, quatro meses e algumas semanas de licença que possibilitaram a realização desta dissertação.

Finalmente, agradeço ao meu marido, Guilherme, por simplesmente TUDO.

Índice

Lista de Gráficos	i
Lista de Tabelas	ii
Resumo	iv
Abstract	iv
1. Introdução	1
2. O Caso Brasileiro	3
2.1 Considerações Iniciais	3
2.2 Perspectiva Histórica	4
2.3 O Período Pós-Real	9
2.4 Arranjo Institucional	11
2.5 Considerações Finais	13
3. Sustentabilidade da Política Fiscal	14
3.1 Considerações Iniciais	14
3.2 A Restrição Orçamentária	15
3.3 Evolução dos Testes de Sustentabilidade e Resultados Empíricos para os EUA	22
3.4 Resultados Empíricos para o Brasil	37
3.5 Considerações Finais	41
4. Testes de Sustentabilidade da Política Fiscal	43
4.1 Considerações Iniciais	43
4.2 Teste de Raiz Unitária sobre a Dívida Descontada	43
4.3 Análise de Cointegração entre Receitas, Gastos e Pagamento de Juros	53
4.3.1 O modelo e os dados	53
4.3.2 Testes de Raiz Unitária	54
4.3.3 Análise de Cointegração	55
4.3.4 Resultados	57
4.4 Teste Feedback ADF	62
4.5 Considerações Finais	66

5. Investigando as causas da Não-Sustentabilidade	67
5.1 Considerações Iniciais	67
5.2 Política Monetária e a Dinâmica da Dívida Pública	68
5.2.1 Dados e Testes de Raiz Unitária	71
5.2.2 Análise VAR para dinâmica da dívida	74
5.2.3 Análise de Cointegração para a dinâmica da dívida	82
5.3 Spend and Tax, Tax and Spend ou Sincronismo Fiscal?	88
5.3.1 Dados, Metodologia e Modelos Utilizados	91
5.4 Considerações Finais	99
6. Conclusões	100
7. Referências Bibliográficas	103
8. Anexos	106

Lista de Gráficos

Gráfico 1: Evolução da Dívida Líquida/PIB.	3
Gráfico 2: Dívida Mobiliária Federal (R\$ Milhões Novembro/03)	44
Gráfico 3: Log da Dívida Mobiliária Descontada	44
Gráfico 4: Análise dos Resíduos Recursivos para Identificação das Quebras	52
Gráfico 5: Log da Dívida Mobiliária e Quebras	52
Gráfico 6: Evolução das Receitas, Despesas e Pagamento de Juros (R\$ Milhões de Novembro/03)	54
Gráfico 7: Evolução das Receitas, Despesas e Pagamentos de Juros (Séries em Log).	54
Gráfico 8: Evolução da Dívida Líquida e Superávit Primário (R\$ Milhões Novembro/03)	63
Gráfico 9: Evolução da Dívida Líquida e Superávit Primário Descontados (Séries em Log)	63
Gráfico 10: Resíduo 1ª Equação FADF	65
Gráfico 11: Resíduo 2ª Equação FADF	65
Gráfico 12: Resíduo 1ª Equação com dummy	65
Gráfico 13: Resíduo 2ª Equação com dummies	65
Gráfico 14: Função Resposta ao Impulso 1994:08 a 1998:12	77
Gráfico 15: Função Resposta ao Impulso 1999:01 a 2003:11	80
Gráfico 16: Evolução das Receitas, Despesas e PIB (R\$ Milhões Novembro/03)	91
Gráfico 17: Evolução do Log das Receitas, das Despesas e do PIB	91

Lista de Tabelas

Tabela 1: Evolução da Dívida Líquida e NFSP (1981-2003)	8
Tabela 2: Teste de Dickey-Pantula para Dívida Mobiliária Descontada	45
Tabela 3: Teste ADF para Dívida Mobiliária Descontada	47
Tabela 4: Teste Phillips-Perron para Dívida Mobiliária Descontada	48
Tabela 5: Teste KPSS para Dívida Mobiliária Descontada	49
Tabela 6: Teste LM com duas quebras estruturais para Dívida Mobiliária Descontada	52
Tabela 7: Teste Dickey-Pantula para Restrição Fiscal.	55
Tabela 8: Teste ADF para Restrição Fiscal	55
Tabela 9: Definição da Ordem do VAR da Restrição Fiscal	57
Tabela 10: Definição da Ordem do VAR da Restrição Fiscal com dummies sazonais	58
Tabela 11: Testes de Cointegração Modelo A1, A2 e B	59
Tabela 12: Vetor de Cointegração e Coeficiente de Ajustamento do Modelo A1	60
Tabela 13: Vetores de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento do Modelo A2	60
Tabela 14: Vetores de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento do Modelo B	61
Tabela 15: Definição da Ordem dos Sistemas do Teste FADF	64
Tabela 16: Resultados do Teste de Chow	72
Tabela 17: Teste ADF para VAR Dívida período 1994:08 a 1998:12	72
Tabela 18: Teste ADF para VAR Dívida período 1999:01 a 2003:11	73
Tabela 19: Definição da Ordem do VAR 1994:08 a 1998:12	74
Tabela 20: Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1994:08 a 1998:12	75
Tabela 21: Decomposição da Variância após 12 meses 1994:08 a 1998:12	76
Tabela 22: Definição da Ordem do VAR 1999:01 a 2003:11	78
Tabela 23: Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1999:01 a 2003:11	78
Tabela 24: Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11	79
Tabela 25: Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11	81
Tabela 26: Definição da Ordem do VAR 1994:08 a 1998:12 para Cointegração	82

Tabela 27: Teste Cointegração Dinâmica Dívida 1994:08 a 1998:12	82
Tabela 28: Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento	83
Tabela 29: Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1994:08 a 1998:12	83
Tabela 30: Decomposição da Variância após 12 meses 1994:08 a 1998:12	84
Tabela 31: Decomposição da Variância após 12 meses 1994:08 a 1998:12	84
Tabela 32: Definição da Ordem do VAR 1999:01 a 2003:11 com du1002	85
Tabela 33: Teste Cointegração Dinâmica Dívida 1999:01 a 2003:11	85
Tabela 34: Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento	86
Tabela 35: Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1999:01 a 2003:11	86
Tabela 36: Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11	87
Tabela 37: Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11	87
Tabela 38: Teste Dickey-Pantula para Regime Fiscal	92
Tabela 39: Teste ADF para Regime Fiscal	92
Tabela 40: Definição da Ordem do VAR do Regime Fiscal	92
Tabela 41: Teste de Cointegração Regime Fiscal	93
Tabela 42: Vetor de Cointegração e Coeficiente de Ajustamento Regime Fiscal	93
Tabela 43: Significância dos coeficientes do MCE Regime Fiscal	95
Tabela 44: Definição da Ordem do VAR do Regime Fiscal (Log Receitas e Log Despesas)	97
Tabela 45: Teste de Cointegração Regime Fiscal (Log Receitas e Log Despesas)	97
Tabela 46: Vetor de Cointegração e Coeficiente de Ajustamento Regime Fiscal	97
Tabela 47: Significância dos coeficientes do MCE Regime Fiscal (Log Receitas e Log Despesas)	98
Tabela 2.1: Decomposição da Variância após 12 meses 1994:08 a 1998:12	109
Tabela 2.2: Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11	109

Resumo

Este trabalho investiga a sustentabilidade da política fiscal no Brasil através das três abordagens existentes: a análise da estacionariedade da dívida mobiliária descontada, segundo Uctum&Wickens (2000); a relação de cointegração entre receitas, despesas e pagamento de juros, segundo Ahmed&Rogers (1995); e o teste FADF para verificar se existe um mecanismo de “feedback” entre dívida pública e superávit primário, baseado em Feve, Henin e Jolivaldt (1998). Todos os resultados indicam que a dívida pública no Brasil ingressou numa trajetória não sustentável a partir de meados da década de 1990. O trabalho realiza então uma investigação adicional para tentar identificar os fatores que conduziram a não sustentabilidade. São analisados os impactos da política monetária recente sobre a dinâmica da dívida através das análises VAR e de cointegração e as características do regime fiscal brasileiro através dos testes de causalidade de Granger e cointegração. Os resultados mostram que os impactos da política monetária sobre o perfil da dívida contribuíram para o seu crescimento enquanto o regime fiscal caracterizou-se pelo “tax-and-spend”, que indica disciplina fiscal.

Abstract

This dissertation investigates the sustainability of fiscal policy in Brazil through the three existing approaches: the stationarity of the discounted federal debt based on Uctum&Wickens (2000); specific cointegration relation among revenues, expenditures and interest payment on the national debt based on Ahmed&Rogers (1995) and the FADF test to verify a feedback mechanism between primary surplus and public debt based on Feve, Henin and Jolivaldt (1998). All the results pointed out that public debt in Brazil became unsustainable in some moment during the nineties.

Is so doing, an additional investigation on the factors that could lead to unsustainable path is carried out. The impact of monetary policy on the public debt is tested through VAR and cointegration approaches while the fiscal regime’s features is tested through Granger causality and cointegration tests. The results showed that the impacts of monetary policy on public debt contributed to its growth. As far as fiscal regime is concerned, the finds indicated that we have a tax-and-spend regime, which means fiscal discipline.

1. Introdução

Em recente artigo, Fraga, Goldfajn e Minella (2003) mostram que nos países emergentes com “inflation-targeting”, a inflação e o produto são mais voláteis e o nível de inflação é maior comparativamente aos países desenvolvidos. A explicação para a diferente performance do “inflation-targeting” é que nos países emergentes existe um círculo vicioso entre de um lado, baixa credibilidade e instituições frágeis e, de outro, maior instabilidade e vulnerabilidade a choques externos.

O Brasil é um país vulnerável aos choques externos, quer pela sua dependência dos fluxos de capitais, quer pelo tamanho e composição de sua dívida pública - que tem proporção elevada de títulos com correção cambial. Com isso, a dívida torna-se fortemente dependente do câmbio real que, quando se deprecia, eleva a relação dívida/PIB. Por outro lado, a depreciação do câmbio acaba afetando a taxa de inflação, obrigando o governo a manter a taxa de juros real elevada, reduzindo o crescimento econômico.

Para diminuir sua vulnerabilidade, permitindo a queda sustentável da taxa de juros, é preciso, dentre outras coisas, diminuir a relação dívida/PIB. Como notou Blanchard (2003), “in a environment of high debt, inflation-targeting does not work well, or indeed may not work at all. Higher interest rates may lead to higher debt, a higher risk of default, a depreciation, and so, to higher rather than lower inflation.(...) In such environment, the way to fight inflation is through fiscal policy, not through monetary policy.”

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é analisar a sustentabilidade da política fiscal do Brasil no período recente, através da aplicação de testes que permitam avaliar se o endividamento ingressou numa trajetória explosiva. Depois do artigo pioneiro de Hamilton&Flavin (1986), vários procedimentos foram desenvolvidos com o intuito de detectar se a política fiscal está sendo conduzida de forma a respeitar sua restrição orçamentária intertemporal. De maneira geral, a literatura apresenta três abordagens através das quais é possível avaliar a sustentabilidade da política fiscal. A primeira é baseada no teste de estacionariedade da dívida pública descontada; a segunda procura uma relação de cointegração entre receitas, despesas do governo e pagamentos de juros; enquanto a terceira busca identificar um mecanismo de “feedback” entre dívida pública e o superávit primário.

Os três procedimentos foram aplicados para o caso brasileiro, sendo que todos indicaram que a política fiscal entrou numa trajetória insustentável. Assim sendo, o trabalho avança na investigação empírica dos fatores que contribuíram para este resultado. São analisados os impactos sobre a dívida dos regimes monetário e fiscal que vigorou após a implementação do plano real através das análises VAR e de cointegração. Já a análise das características do regime fiscal brasileiro vai ser baseada em testes de causalidade de Granger e de cointegração.

Os resultados indicam que o perfil de indexação da dívida pública contribuiu para o expressivo crescimento da dívida, uma vez que a taxa real de juros foi um dos principais fatores a determinar a variação do endividamento público e que a taxa real de câmbio aumentou sua influência depois da passagem para o regime de câmbio flutuante. Já o estudo de causalidade entre receitas e despesas do governo indicou que o regime fiscal brasileiro pode ser caracterizado pelo “tax-and-spend”. Desta forma, concluímos que as recentes mudanças introduzidas no campo fiscal no Brasil foram benéficas para aumentar a disciplina fiscal, sendo a trajetória não sustentável da relação dívida/PIB determinada, dentre outros fatores, pelos impactos da política monetária que vigorou na primeira fase do plano real. A expressiva depreciação cambial sofrida desde 1999, acabou impactando um estoque maior de dívida, sendo que a melhora do regime fiscal não foi capaz de compensar seus efeitos.

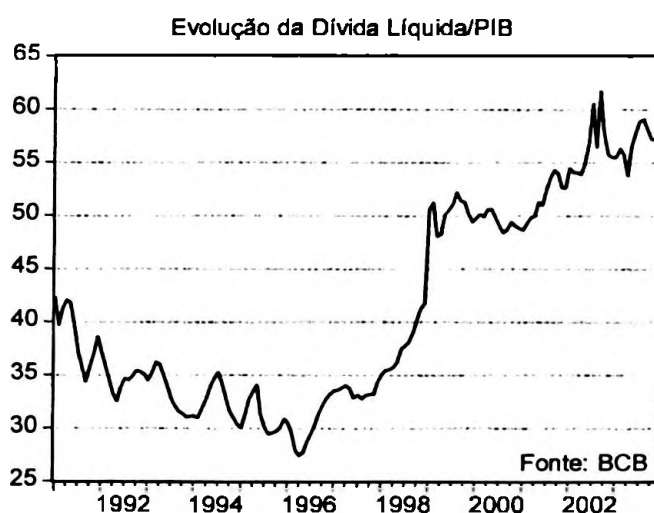
O trabalho foi organizado da seguinte maneira. No capítulo 2 é feito um retrospecto da experiência brasileira no gerenciamento da dívida pública, desde meados da década de 60 até os dias atuais, destacando principalmente os impactos da política monetária sobre a dinâmica e perfil da dívida pública. No capítulo 3 será feita a resenha da literatura, mostrando como os exercícios de sustentabilidade da política fiscal foram realizados, além da exposição sobre a teoria de equilíbrio orçamentário intertemporal do governo. Já no capítulo 4 serão realizados os testes de sustentabilidade, seguindo três abordagens citadas acima. No capítulo 5 é realizada a investigação empírica para detectar quais os possíveis fatores influenciaram a passagem da política fiscal para não sustentabilidade. O capítulo 6 conclui.

2. O Caso Brasileiro

2.1 Considerações iniciais

A dívida líquida do setor público brasileiro aumentou de 35,2% do PIB em julho de 94 para 58,2% do PIB em novembro de 2003. Este dramático crescimento da dívida líquida do setor público nos últimos anos tem frequentemente levantado dúvidas sobre a sustentabilidade da política econômica. Essas preocupações se justificam tanto pela dinâmica perversa da dívida, uma vez que 80% dos títulos são atrelados à variação cambial ou a taxa de juros de curto prazo, quanto pela sua curta maturidade, que cria o risco de não rolagem no evento de uma crise. Esses dois fatores contribuem para aumentar a vulnerabilidade e, portanto, o prêmio de risco do país.

Gráfico 1



Neste capítulo iremos abordar a experiência brasileira de gerenciamento da dívida pública, com ênfase na identificação dos fatores que determinaram seu crescimento. Na seção 2, revisaremos a gênese do mercado de dívida pública doméstica no Brasil. Depois de ser concebida na 2ª metade da década de 60 como um instrumento não inflacionário de financiamento público, o mercado de dívida pública doméstica se expandiu substancialmente com o passar dos anos. Durante a década de 80, a crise da dívida externa e o aumento da inflação fizeram com que o governo priorizasse o financiamento interno

como opção para fazer frente aos gastos públicos, porém às custas de um encurtamento de prazos e taxas crescentes. Neste período, a dívida líquida do setor público não apresentava uma trajetória explosiva, menos porque o governo respeitava sua restrição orçamentária intertemporal e mais devido à receita de senhoriagem (ver Pastore 1995, 1999 e Rocha 1997).

Na seção 3, analisaremos o comportamento da dívida no período mais recente, que vai desde o início do plano real até os dias atuais. Iremos perceber que a estabilização da moeda não foi acompanhada de uma reforma fiscal. O compromisso com a paridade cambial obrigava o Banco Central a elevar a taxas de juros sempre que um choque externo ocorria. A combinação de taxas reais de juros elevadas e a ocorrência de déficits primários resultaram num rápido crescimento da dívida. A flutuação da moeda no início de 1999 e o reconhecimento de esqueletos fizeram com que a dívida líquida desse um novo salto, mesmo na presença de superávits fiscais mais elevados, principalmente através do impacto da depreciação cambial sobre o estoque de dívida, devido à participação expressiva de títulos indexados a taxa de câmbio (para uma melhor idéia quantitativa do impacto de cada fator sobre a relação dívida/PIB ver Goldfajn 2002, 2003).

Avaliar a sustentabilidade fiscal também requer a análise do contexto institucional vigente. Esta análise será feita na seção 4, na qual enfatizaremos que apesar de algumas mudanças recentes importantes - como o acordo de renegociação de dívidas dos estados e municípios com a União e a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) - reformas adicionais são necessárias, com destaque para aquelas que melhoram o sistema tributário e reduzam o déficit do INSS. A seção 5 trará as considerações finais.

2.2 Perspectiva Histórica

Em 1965, o 1º governo militar implementou o PAEG (Plano de Ação Econômica do Governo) que promoveu importantes mudanças fiscais e monetárias. No tocante a dívida pública interna, o principal elemento foi a institucionalização da correção monetária, com a emissão das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional, as ORTN's. A criação destes títulos visava proteger o tomador de rendimentos negativos, devido ao cenário de inflação ascendente.

Em 1970, o governo emitiu para fins de política monetária as LTN's - Letras do Tesouro Nacional, títulos prefixados com prazo inferior aos da ORTN's. Ao longo da década, o governo adotou uma série de medidas para institucionalizar o mercado de títulos públicos no país, com ênfase no aperfeiçoamento dos mecanismos responsáveis pela intermediação financeira. Por outro lado, a forma equivocada com que o governo encarou o endividamento público desde então, quebrando regras contratuais através de expurgos na correção monetária, acabou por afetar a credibilidade da sociedade em sua capacidade de pagamento, gerando o chamado "prêmio de risco" dos títulos públicos.

A crise da dívida externa iniciada em 1982 interrompeu os fluxos de capital para o país, aumentando a importância do endividamento público. O recrudescimento da inflação e as constantes alterações na metodologia de cálculo da correção monetária levaram os agentes a exigirem da Autoridade Fiscal a redução dos prazos dos títulos públicos. Em 1986, o governo lançou o plano cruzado, que modificou o padrão monetário do país, extinguiu a correção monetária¹ e congelou preços e salários. Neste mesmo ano, o Banco Central começou a lançar títulos indexados a taxa de juros de curto prazo. Como já sabemos, tais características trouxeram graves dificuldades à administração da dívida pública.

Apesar dos diversos planos de estabilização que se seguiram, a inflação e o déficit público continuaram sendo os principais problemas enfrentados pela gestão macroeconômica. O crescente endividamento público com encurtamento de prazos - em dezembro de 1989, o prazo médio da dívida mobiliária em poder do público era de apenas quatro meses (ver tabela 1 página 8) - a criação da moeda indexada e a deterioração das contas públicas se tornaram o foco das discussões no front econômico no final da década de 80.

O que ninguém poderia imaginar era que em março de 1990, o 1º governo eleito depois da redemocratização iria implementar o mais ousado plano de estabilização, marcado pelo confisco de 80% dos haveres financeiros. Essa foi a "solução" encontrada pelo governo Collor para o problema da dívida pública: promover a troca compulsória de uma dívida que custava o rendimento dos próprios títulos pós-fixados por outra que onerava bem menos o Tesouro. Entretanto, o descontrole monetário devido a não ocorrência do ajuste fiscal, o

¹ As ORTN's passaram a se chamar OTN's e tiveram seu valor nominal congelado por um ano.

recrudescimento da inflação e a abertura das “torneirinhas de liquidez”, tornaram claro que a “solução” adotada pelo governo para a questão da dívida foi inócua.

O risco de crédito do governo levou o mercado financeiro a exigir prêmios cada vez maiores e prazos menores para a compra de títulos públicos, onerando ainda mais o financiamento do governo. Embora a dimensão da dívida não fosse o principal motivo de preocupação nesta época, o endividamento desordenado feito através da emissão de títulos indexados e de curto prazo voltou a ser um problema para o governo semelhante ao vivido antes do confisco.

Apesar de todos os problemas expostos acima, até 1990 – quando o confisco produziu uma forte queda da dívida – rejeita-se a hipótese nula de que a restrição orçamentária intertemporal do governo não estivesse sendo cumprida, ou seja, que a política fiscal era insustentável e que a dívida estaria numa trajetória explosiva. Mas o crescimento mais contido da dívida, anterior a 1990, não decorria de regras fiscais que conduzissem ao atendimento da restrição orçamentária do governo. Durante aquele período, as taxas de juros reais superavam a taxa de crescimento da economia, mas nem por isso as autoridades reagiam aumentando o superávit primário.

Conforme Pastore (1995, 1999), a razão para o crescimento não explosivo decorria predominantemente da senhoriagem, que era endogeneizada pelas regras e procedimentos da autoridade monetária, que operava fixando a taxa real de câmbio ou a taxa real de juros. O autor explica a mecânica do processo: considere o caso em que a autoridade fiscal oferta títulos em excesso, provocando a queda de seus preços e o aumento da taxa de juros; se o Banco Central opera fixando a taxa real de juros, tem que comprar títulos no mercado aberto e expandir a base monetária, sempre que o Tesouro elevar a oferta de títulos. Por outro lado, se o Banco Central decide fixar a taxa real de câmbio, o mecanismo é semelhante. A venda de títulos eleva a taxa de juros, atraindo capital externo e, para evitar apreciação da taxa de câmbio, a autoridade monetária tinha que acumular reservas e expandir a base monetária. Ou seja, primeiro o governo fixava os gastos, para depois verificar como obtinha receitas, e se estas não derivassem de impostos, seriam proporcionados pela senhoriagem.

Outro fator a levar em consideração é a curta maturidade dos títulos da dívida pública doméstica. Quando a duração dos títulos é longa, a elevação dos juros de curto prazo produz uma queda no valor de mercado dos títulos públicos, e conseqüentemente, um efeito riqueza que contrai o consumo. Mas quando a dívida é curta, ou constituída predominantemente de títulos indexados à taxa de juros de curto prazo, o efeito riqueza desaparece, surgindo em seu lugar um efeito renda com sinal contrário.

Com o aumento da inflação, os prazos dos títulos públicos encurtaram. Desde o início da década de 80 foram freqüentes os períodos que o Banco Central operou fixando a taxa real de juros e, mais importante, de 1986 em diante foram freqüentes a emissão de títulos indexados a taxa de juros de curto prazo. São práticas que reduzem a eficácia da política monetária para atuar sobre a demanda agregada, porque minimizam o efeito riqueza, fazendo prevalecer o efeito renda.

Rocha (1997) mostra que no período de 1980 a 1993, a restrição orçamentária intertemporal do governo só era atendida quando as receitas de senhoriagem eram consideradas. A receita de senhoriagem complementava a receita tributária, ajudando o governo a financiar suas despesas. Em alguns anos, a receita de senhoriagem representou mais de um terço da receita total do governo central.

Depois do fracasso do plano Collor até meados de 1994, a elevação da dívida pública deixou de derivar dos déficits primários e passou a ser determinada por uma política de taxas de juros elevadas que visava à acumulação de reservas, ao lado da adoção de uma regra de paridade do poder de compra para reajustar a taxa nominal de câmbio. No front fiscal, a conseqüência foi o crescimento da dívida pública, mas desta vez a fonte do crescimento não era o déficit público. Ao contrário, o déficit público que derivava do aumento da dívida pública, causado por taxas de juros elevadas combinadas com uma taxa de câmbio real fixa.

A trajetória da dívida pública no Brasil nos últimos 20 anos pode ser decomposta em cinco períodos (ver 1 tabela abaixo):

Tabela 1 – Evolução da Dívida Líquida e NFSP (1981-2003)

Ano	Dívida Líquida do Setor Público % do PIB						DMFi		NFSP % do PIB	
	Total	Gov. Central	Gov. Regionais	Emp. Estatais	Interna	Externa	Prazo Médio*	Primário	Operacional	Nominal
1981	26.7	4.2	4.2	15.3	11.8	14.9	24m, 16d	-	6.31	13.26
1982	32.8	8.9	6.0	17.9	14.9	17.9	29m, 20d	-	6.89	16.37
1983	51.5	19.0	6.5	26.0	18.4	33.1	25m, 29d	-	3.15	20.75
1984	55.8	21.7	7.0	27.1	22.4	33.4	19m, 01d	-	2.88	24.61
1985	52.6	18.9	7.1	26.6	21.7	30.9	10m, 11d	-2.61	4.42	28.73
1986	49.5	20.0	6.6	22.9	20.6	28.8	08m, 12d	-1.59	3.58	11.22
1987	50.3	20.4	7.9	22.0	19.3	31.0	11m, 10d	0.99	5.63	31.89
1988	46.9	19.6	6.7	20.6	21.3	25.6	03m, 01d	-0.91	4.87	53.73
1989	40.2	19.9	5.9	14.4	21.7	18.5	04m, 29d	1.03	7.09	85.43
1990	40.6	15.2	7.8	17.6	17.8	22.8	11m, 01d	-4.69	-1.32	30.15
1991	37.9	12.7	7.2	18.0	13.9	24.0	18m, 28d	-2.71	0.19	26.75
1992	37.2	12.2	9.2	15.8	18.5	18.7	06m, 26d	-1.57	1.74	45.75
1993	33.0	9.7	9.3	14.0	18.6	14.5	03m, 13d	-2.19	0.80	64.83
1994	29.1	12.5	9.7	6.9	20.7	8.4	05m, 12d	-5.21	-1.57	26.97
1995	30.5	13.2	10.6	6.7	24.9	5.6	06m, 12d	-0.27	5.00	7.28
1996	33.3	15.9	11.5	5.9	29.4	3.9	08m, 01d	0.09	3.40	5.87
1997	34.6	18.8	13.0	2.8	30.2	4.3	07m, 15d	0.87	4.31	6.04
1998	42.5	25.3	14.3	2.9	36.0	6.6	16m, 15d	-0.01	7.40	7.93
1999	49.4	30.2	16.3	2.8	39.0	10.4	29m, 23d	-3.23	3.41	9.98
2000	48.8	30.6	16.1	2.2	39.1	9.6	34m, 29d	-3.51	1.17	4.54
2001	52.6	32.8	18.3	1.6	42.2	10.4	39m, 25d	-3.70	1.40	3.77
2002	56.5	36.0	18.8	1.8	42.0	14.6	35m, 09d	-3.96	-0.01	10.46
2003-nov	58.2	36.7	20.1	1.4	46.0	12.2	32m, 02d	-4.33	0.71	4.15

Fonte: Andima e BCB

* m=meses, d=dias; a partir de 1988, deixa de considerar total e passa a considerar somente mercado.

- 1981/1984: caracterizou-se pela elevação da relação dívida /PIB (em poucos anos, a dívida saltou de 26,7% do PIB para 55,8%), em um contexto de déficit fiscal e estagnação econômica. A desvalorização cambial de 1983 elevou significativamente o valor da dívida externa (refletindo-se no governo central e empresas estatais).
- 1985/1989: foi marcado por um déficit fiscal similar ao do primeiro período, porém com queda da relação dívida/PIB, beneficiada pelo crescimento econômico (variação real acumulada de 24% em cinco anos). Neste período, a redução da dívida foi beneficiada pela elevação da receita de senhoriagem e pela subindexação da dívida.
- 1990/1994: a dívida pública apresenta redução apesar da modesta taxa de crescimento da economia. De um lado, as necessidades de financiamento diminuiram significativamente. De outro, a receita de senhoriagem continuou expressiva. A combinação de déficit praticamente nulo com senhoriagem elevada resulta num delta negativo (redução) de dívida. Neste período também ocorreu

alteração na composição da dívida, com diminuição da participação da dívida externa líquida, em função do acúmulo de reservas internacionais a partir de 1991, quando elas eram inferiores a US\$9,0 bi, chegando a US\$36,0 bi no final de 1994. A isso se somou o processo de privatização, que levou à venda de empresas endividadas em US\$, que deixaram de constar nas estatísticas de endividamento.

- 1994/1998: fatores opostos ao período anterior - retorno dos déficits fiscais elevados e queda da senhoriagem - levaram ao crescimento da dívida. Deve-se destacar que as receitas de senhoriagem eram da ordem de 2,5% do PIB no período pré-plano Real, reduzindo-se a níveis inferiores a 0,5% do PIB no período posterior. O aumento da taxa real de juros e o menor crescimento do produto também favoreceram a expansão da dívida. Outro fator a afetar negativamente a dívida pública foi o reconhecimento de antigas dívidas (“hidden liabilities” ou esqueletos). Finalmente, merece destaque o crescimento das dívidas estaduais e municipais no período, explicada pelo elevado déficit dessas unidades.
- 1999/2003: período de superávit primário, redução das taxas reais de juros e crescimento modesto. Apesar das melhores condições, a dívida pública apresentou deterioração, devido ao impacto da depreciação real da taxa de câmbio sobre as dívidas internas e externas e do reconhecimento de esqueletos.

2.3 O Período Pós-Real

A reforma monetária não foi acompanhada de uma reforma fiscal, e os superávits primários verificados na 1ª parte da década de 90 foram reduzidos ou transformados em déficits. A queda na taxa de inflação fez com que a senhoriagem declinasse para valores muito baixos. O desaparecimento simultâneo dos superávits fiscais e da senhoriagem e a manutenção das taxas reais de juros acima do crescimento econômico aceleraram o crescimento da dívida pública.

As autoridades permitiram a valorização do câmbio real e investiram na defesa do regime de “crawling-peg”, que é uma variante do regime de câmbio fixo. O estímulo ao ingresso de capitais, para financiar os déficits em conta corrente requeria juros reais mais elevados, o

que impunha uma restrição ao investimento e, portanto, ao crescimento econômico sustentado.

Os três choques externos – a crise mexicana no final de 1994, a do sudeste asiático no final de 1997 e russa em meados de 1998 – provocaram a saída de capitais, obrigando o Banco Central a elevar os juros para defender a paridade cambial. Os choques de juros reais conduziram à queda do produto e ao aumento do déficit público, contribuindo para o crescimento da dívida pública.

O regime cambial que predominou de meados de 94 até a flutuação cambial em janeiro de 1999 era inconsistente. Taxas reais de juros mais elevadas que as taxas de crescimento econômico geravam um crescimento explosivo da dívida pública. A defesa do regime cambial contra os ataques especulativos era a elevação da taxa de juros, o que agravava o desequilíbrio fiscal. A cada novo ataque especulativo, a elevação dos juros provocava a expansão da dívida pública, que não era compensada com a realização de um maior superávit primário. Na crise russa, a elevação dos juros não interrompeu a saída de capitais, que chegou a ser de US\$1 bilhão ao dia, dando início ao processo que levou à flutuação da taxa de câmbio.

A flutuação cambial e a adoção do regime de metas para inflação determinam uma dinâmica diferente para a taxa de juros. A taxa de juros não é utilizada para evitar a depreciação da taxa de câmbio, que passa a ser responsável por absorver uma parte dos choques, permitindo uma maior estabilidade da taxa real de juros, evitando uma expressiva contração da atividade econômica.

Depois de postergar o ajuste fiscal por diversos anos, a condução da política fiscal começou a mudar em meados de 1998, quando o Brasil assinou um acordo de ajuda financeira com o FMI. A geração de superávits primários passou a ser calibrada para estabilizar a relação dívida líquida/PIB, e as metas estabelecidas foram cumpridas todos os anos com folga. O acordo de renegociação das dívidas dos governos locais com a União e a implementação da LRF determinaram que não apenas o governo central fosse responsável pelo ajuste fiscal, mas sim que todas as esferas de governo contribuíssem para a geração do superávit primário.

Entretanto, a relação dívida/PIB não mostrou estabilidade. O crescimento da relação dívida/PIB durante o regime de câmbio flutuante não se deveu a uma política fiscal expansionista nem ao crescimento dos juros reais (como ocorria no regime de “crawling-peg”), mas derivou da depreciação real do câmbio. Utilizando o IPCA como deflator, a taxa de juros real caiu de 22% em média no período 1995/1998 para algo ao redor de 11% em média no período 1999/2003. Essa taxa menor, porém, incidiu num estoque de dívida maior. Além disso, a proporção de títulos atrelados à variação cambial da dívida mobiliária interna e a dívida externa sofreram os impactos da acentuada depreciação da taxa de câmbio nos últimos anos, elevando o valor de mercado da dívida.

2.4 Arranjo Institucional

Avanços institucionais importantes foram feitos nos últimos anos com o objetivo de assegurar a manutenção de superávits fiscais primários em níveis apropriados. Apesar do “commitment” imposto pela ainda recente LRF, o passado de políticas fiscais expansionistas e de descumprimento de contratos ainda não foi esquecido e sinalizam que o governo ainda deve concentrar esforços para reforçar sua credibilidade na área fiscal.

Além das mudanças institucionais e legais implementadas durante o plano real, a mudança da postura fiscal das autoridades no contexto da crise de balanço de pagamentos de 1998/99 foi fundamental para que se pudesse observar o deslocamento fiscal de um déficit primário de 0,2% do PIB no período 1995/1998 para um superávit primário médio de 3,7% do PIB no período 1999/2003 (para uma descrição detalhada das várias medidas adotadas pelo governo neste período, ver Giambiagi 2002). Esta melhora pode ser explicada pela ação combinada de quatro vetores:

- 1) O amadurecimento progressivo das ações do governo federal ligadas à tentativa de controle das finanças estaduais e municipais que culminou com os contratos de renegociação de dívidas assinados entre 1997 a 1999. Ao longo deste processo, o governo federal foi se conscientizando que teria que assumir um papel ativo na reorganização das finanças destas esferas de governo. Vale destacar que este foi o quinto acordo de reestruturação feito entre a União e os governos regionais, mas diferentemente dos anteriores, o acordo atual conta com mecanismo de “enforcement” que dá o direito ao

governo federal de reter as transferências dos fundos de participação e outros recursos passíveis de bloqueio em caso de inadimplência. Os governos estaduais concordaram com o comprometimento de 13% de suas receitas com o serviço de suas dívidas, gerando superávit e melhorando a dinâmica da dívida pública geral. Nesse contexto, os governos regionais transformaram seu déficit primário médio de 0,1% do PIB entre 1994 a 1998 em superávit médio de 0,6% do PIB no período de 1999 a 2003. Ainda nesse contexto é importante citar a privatização da maioria dos bancos estaduais (vedando-se uma janela de financiamento dos Tesouros estaduais muito utilizada no passado) e a inibição do mecanismo de emissão de precatórios (títulos emitidos para pagamento de decisões judiciais cujos recursos acabavam sendo utilizados para outros fins).

2) A segunda mudança institucional importante nesta área foi a LRF, aprovada pelo Congresso em 2000, que estabelece um conjunto de regras fiscais que devem ser obedecidas por todos os níveis de governo. As principais regulamentações estão concentradas no estabelecimento de: limites para gastos com pessoal e para a dívida pública; metas fiscais anuais aprovadas pelo Congresso; regras para compensar a criação de despesas permanentes ou redução de receitas tributárias; regras para controlar as finanças públicas em anos eleitorais; e a proibição de refinanciamento, o que significava que o Tesouro Nacional não mais poderia socorrer um ente federativo em dificuldades, obrigando os credores a serem mais seletivos na concessão dos créditos. Também deve ser ressaltado o dispositivo da LRF referente à Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO), que determina que esta última seja aprovada até maio de cada ano e estabeleça os critérios para a elaboração do Orçamento Geral da União (OGU) que deve ser enviado até agosto para o Congresso e aprovado até dezembro. A LRF determinou que a LDO contenha não apenas a meta fiscal do governo central para o OGU seguinte (t+1), mas também as metas para (t+2) e (t+3), iniciando um planejamento de médio prazo da política fiscal. Finalmente, a LRF determina que bimestralmente seja verificado se o comportamento das receitas e despesas está de acordo com o projetado para o cumprimento das metas fiscais e caso contrário, o governo deve indicar quais medidas serão adotadas para garantir que as metas sejam atingidas.

3) A privatização das empresas estatais também foi uma mudança estrutural relevante que tirou uma fonte potencial de pressão sobre o gasto público (associado ao investimento

destas empresas) e aliviou as contas públicas de pressões permanentes (com a venda de algumas companhias problemáticas que eram deficitárias).

4) A atitude fiscal do governo se modificou com a crise de 1998/99 que acabou levando o país a buscar a ajuda financeira do FMI através de um acordo de “stand-by”, renovado em agosto de 2001 com validade até setembro de 2003. Só foram criadas condições políticas para a adoção de uma política fiscal contracionista quando o país estava à beira de uma crise externa dramática, com perdas de divisas de mais de US\$1 bilhão por dia, que estava sim ligada ao regime cambial da época, mas também a um quadro fiscal que era julgado como insustentável. Esta crise criou o ambiente propício para a adoção de medidas há muito proteladas, como o ajuste fiscal e a 1ª reforma da previdência (sendo a principal medida a criação do fator previdenciário para os contribuintes do INSS), e representou uma valorização da austeridade como princípio de gestão pública.

Apesar destes avanços significativos, estas instituições ainda são recentes e precisam ser consolidadas. São frequentes as reclamações e críticas de políticos importantes sobre os termos do acordo de renegociação ou da LRF. Na verdade, um dos motivos da falta de credibilidade do país se resume no fato de que suas instituições são frágeis, dependendo mais das pessoas do que delas próprias.

2.5 Considerações Finais

O Brasil possui um passado de fraquezas fiscais, que inclui quebras contratuais, financiamento do déficit público com receita de senhoriagem e até confisco dos haveres financeiros. Entretanto, neste período, a trajetória da dívida não parecia ser insustentável. Já o expressivo crescimento da dívida pública no período pós-real derivou, num primeiro momento, da ausência de superávits fiscais, reconhecimento de esqueletos e a manutenção de taxas reais de juros acima do crescimento econômico e, na segunda fase do plano, dos impactos da depreciação cambial sobre o estoque da dívida, uma vez que esta é altamente indexada as taxas de juros de curto prazo e a variação cambial.

O elevado patamar da nossa dívida pública (que no momento oscila na casa dos 58% do PIB) e o seu perfil de curta maturidade têm levantado sérias dúvidas sobre a

sustentabilidade da política fiscal. No próximo capítulo, derivaremos a restrição orçamentária intertemporal do governo e apresentaremos os testes de sustentabilidade que foram desenvolvidos, alguns dos quais aplicados para o Brasil.

3. Sustentabilidade da Política Fiscal

3.1 Considerações Iniciais

A sustentabilidade da política fiscal tem sido muito debatida recentemente, não só no Brasil, mas também nos EUA (onde a administração Bush implementou um pacote de corte de impostos para tentar estimular a recuperação econômica) e na Europa (onde os países, para aderirem ao euro, tiveram que adotar metas para o endividamento público e para o déficit fiscal). Neste capítulo, nós iremos derivar a restrição orçamentária intertemporal, mostrando a abordagem contábil e a abordagem do valor presente. Maior enfoque será dado para esta última, que considera que uma política fiscal é sustentável se o valor corrente de sua dívida for compensado pelo somatório dos valores presentes dos superávits primários esperados. Três tipos de testes têm sido utilizados quando a sustentabilidade da política fiscal é analisada: o primeiro consiste em testar a estacionariedade da série da dívida pública ou do resultado nominal; o segundo procura uma relação de cointegração entre receitas e despesas do governo; e o terceiro examina a existência de um mecanismo de “feedback” entre dívida pública e o resultado primário.

Bohn (1995) questiona se são apropriados testes que dependam das hipóteses de ambiente não estocástico e, em particular, de taxa real de juros constante. Ele demonstra que numa economia estocástica, eficiência dinâmica está relacionada à taxa de crescimento do produto e ao retorno dos ativos de risco. Mais importante, numa economia estocástica onde a taxa de juros livre de risco é menor que a taxa de crescimento do produto, com incerteza, o risco de um forte declínio do PIB pode fazer com que o valor esperado da dívida/PIB no limite seja infinito. A principal diferença entre a condição de transversalidade e a restrição orçamentária derivadas por Bohn e as presentes na literatura tradicional é que as primeiras são expressas em termos de taxas marginais de substituição ao invés da taxa de juros. Depois desta crítica, novos testes foram desenvolvidos levando em consideração ambientes estocásticos.

Vários destes procedimentos foram aplicados para os EUA e alguns testes foram utilizados para analisar o caso brasileiro. Em linhas gerais, os resultados para o Brasil indicam que até 1990 a restrição orçamentária era atendida apenas quando as receitas de senhoriagem eram

consideradas. Para o período pós-plano real, tanto o trabalho de Luporini (2000) quanto o de Lima (2002), concluíram que a dívida pública ingressou numa trajetória não sustentável.

Um dos objetivos desta dissertação é a aplicação das três abordagens citadas acima para a economia brasileira. Foram escolhidos os procedimentos de Uctum&Wickens (2000), Ahmed&Rogers (1995) e Feve&Henin (1998), uma vez que estes três procedimentos incorporam, de alguma forma, as considerações feitas por Bohn. Desta forma, estes trabalhos terão uma descrição mais detalhada na seção referente à evolução dos testes de sustentabilidade.

3.2 A Restrição Orçamentária

A restrição orçamentária do governo (setor público consolidado incluindo o Banco Central) relaciona o déficit primário mais o pagamento de juros com as fontes de financiamento interna e externa:

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

onde B_t , B_t^* e M_t são os títulos denominados em moeda doméstica, os títulos denominados em moeda estrangeira e a base monetária, respectivamente. O (\sim) indica variáveis nominais; i_t e i_t^* são as taxas de retorno dos títulos domésticos e internacionais e E_t é a taxa nominal de câmbio. O \tilde{SURP}_t é o superávit primário e pode ser representado por $\tilde{SURP}_t = \tilde{T}_t - \tilde{G}_t$, onde \tilde{T}_t é o valor da arrecadação de tributos e \tilde{G}_t são os gastos do governo na compra de bens e serviços. Reescrevendo (1) em termos reais, tem-se:

$$\Delta B_t + \Delta(e_t B_t^*) + \Delta M_t = -(\tilde{SURP}_t + \pi_t M_{t-1}) + r_t B_{t-1} + (r_t^* + \varepsilon_t) B_{t-1}^* \quad (2)$$

onde r_t e r_t^* são as taxas reais de retorno dos títulos domésticos e estrangeiro; e_t é a taxa real de câmbio representada por $e_t = \frac{E_t P_t^*}{P_t}$; ε_t é a taxa real de depreciação e π_t é a taxa de

inflação representada por $\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$.

Os estudos sobre a sustentabilidade fiscal foram inicialmente desenvolvidos para países industrializados, nos quais geralmente a receita de senhoriagem não é importante e a dívida

do setor público é denominada principalmente em moeda doméstica. Sob tais hipóteses, a equação (2) fica resumida a:

$$B_t = (1+r_t)B_{t-1} - SURP_t \quad (3)$$

Para derivarmos a abordagem contábil (“accounting approach”), deve-se escrever (3) em proporção do PIB:

$$\frac{B_t}{Y_t} = \frac{(1+r_t)B_{t-1}}{(1+g_t)Y_{t-1}} - \frac{SURP_t}{Y_t} \quad (4)$$

ou

$$b_t = \frac{1+r_t}{1+g_t} b_{t-1} - surp_t \quad (5)$$

$$\text{onde } g_t = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

Usando (5), a variação na relação dívida/PIB será dada por:

$$\Delta b_t = b_t - b_{t-1} = \frac{r_t - g_t}{1+g_t} b_{t-1} - surp_t \quad (6)$$

De acordo com a equação acima, a evolução da dívida/PIB depende de dois fatores: do resultado primário e do produto do estoque da dívida pela taxa real de juros corrigida pela taxa de crescimento econômico. Se o governo incorrer num resultado primário equilibrado, a dívida irá crescer a uma taxa igual a $\frac{r_t - g_t}{1+g_t}$; se o governo incorrer num déficit primário,

o estoque de dívida irá crescer a uma taxa superior a $\frac{r_t - g_t}{1+g_t}$ ²; e se o governo incorrer num

superávit primário, o estoque da dívida irá crescer mais lentamente do que $\frac{r_t - g_t}{1+g_t}$.

Na abordagem contábil, a política fiscal é considerada sustentável se ela gerar uma relação dívida/PIB constante, ou seja, $b_t = b_{t-1} = b$, o que significa que

$$surp_t = \frac{r_t - g_t}{1+g_t} b \quad (7)$$

Claramente, quando a taxa real de juros excede a taxa de crescimento da economia, o governo terá que aumentar o superávit primário para manter a relação dívida/PIB constante.

² Para um déficit constante, entretanto, a taxa de crescimento da dívida cai assintoticamente para r .

Apesar de útil para a análise de curto prazo, esta abordagem não leva em consideração o papel dos agentes tomadores dos títulos do governo. Caso estes agentes considerem o patamar de dívida estabelecido pelo governo excessivo, eles começarão a exigir prêmios cada vez maiores para aceitarem os títulos ou no limite não aceitarão mais rolar a dívida pública, deixando o governo numa situação delicada. O papel dos agentes, portanto, deve ser levado em consideração para a análise de sustentabilidade da política fiscal, o que é feito através da abordagem do valor presente (“present value approach” ou PVC).

Para desenvolver esta abordagem, retorne a equação (3) e resolva via “forward-iteration” para N períodos à frente:

$$B_{t-1} = \sum_{j=0}^N \frac{SURP_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} + \frac{B_{N+1}}{(1+r)^{N+1}} \quad (8)$$

Ao derivar (8) de (3) foi assumido que a taxa real de juros é constante ao longo do tempo, hipótese que será relaxada mais à frente. Neste ponto, a restrição de Jogo Não-Ponzi (“Non Ponzi Game” ou NPG³) é invocada para argumentar que o último termo em (8) converge para zero no limite:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B^{N+1}}{(1+r)^{N+1}} = 0 \quad (9)$$

A condição de NPG nada mais é do que a condição de transversalidade de um problema de maximização do consumidor. Ela é interpretada como a não disposição dos agentes de permitirem que o governo perpetue suas obrigações, financiando dívida velha através de dívida nova. Portanto vem da decisão das famílias de não aceitarem uma dívida crescente ao longo do tempo a restrição orçamentária intertemporal do governo.

Impondo a condição de NPG em (8), implica que a dívida do governo em qualquer ponto do tempo deve ser igual ao valor presente da soma dos superávits futuros:

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

³ Esta expressão deriva do evento ocorrido com Charles Ponzi, um financista que residia em Boston em 1920, e comprometia-se a pagar uma taxa de juros de 50% por depósitos de apenas 45 dias de prazo. Quando chegava o momento de saldar os compromissos de pagamento de principal e juros, conseguia recursos na forma de novos depósitos, captados em condições similares. Em pouco tempo, percebeu-se que sua dívida tinha atingido uma proporção maior do que sua capacidade de pagamento e o sistema montado por Ponzi desmoronou.

Note que a taxa real de juros deve ser positiva para que o valor da soma dos superávits futuros seja finito. A restrição orçamentária intertemporal também pode ser escrita em termos reais como proporção do PIB:

$$b_0 = \sum_{j=0}^N \left[\frac{1+g}{1+r} \right]^{(1+j)} \frac{SURP_j}{Y_j} + \left[\frac{1+g}{1+r} \right]^{(N+1)} \frac{B_{N+1}}{Y_{N+1}} \quad (11)$$

E a condição de NPG neste caso será:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left[\frac{1+g}{1+r} \right]^{N+1} \frac{B_{N+1}}{Y_{N+1}} = 0 \quad (12)$$

É importante observar que a condição de transversalidade não requer que a relação dívida/PIB convirja para zero, somente que ela não cresça mais rápido que a taxa real de juros ajustada pelo crescimento do produto.

A restrição de NPG foi derivada por McCallum (1984)⁴ considerando uma economia dinamicamente eficiente em estado estacionário. Assumindo uma taxa de juros real constante, ele demonstra que a condição de NPG segue da condição de transversalidade do problema de maximização da utilidade do indivíduo. Então, o financiamento tipo Ponzi não é possível se os agentes forem racionais, num ambiente determinista, com população constante.

O'Connell e Zeldes (1988) analisam a possibilidade de esquemas Ponzi racionais, que poderia ocorrer na presença de uma população crescente. Os autores concluem que quando a população relevante de tomadores de títulos públicos é crescente, um modesto esquema Ponzi é possível. Sendo n a taxa de crescimento populacional, condição de transversalidade do indivíduo neste caso seria:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_N}{(1+r)^N (1+n)^N} = 0 \quad (13)$$

Bohn (1995) nota que as seguintes observações empíricas não podem ser reconciliadas num ambiente determinista: (i) a taxa de juros dos títulos do Tesouro americano tem sido significativamente inferior à taxa média de crescimento da economia e (ii) de acordo com a análise empírica de Abel, Mankiw, Summers e Zeckhaust (1989), a economia americana é

⁴ A condição de transversalidade do problema de otimização do consumidor foi derivada no Anexo.

dinamicamente eficiente. Segundo Bohn, estes dois eventos somente podem ocorrer juntos num ambiente estocástico. Então seria mais apropriado analisar a sustentabilidade da política fiscal através de testes que sejam derivados para este tipo de ambiente.

A existência de incerteza e governo dificulta a derivação de uma condição de transversalidade. O principal problema é que o governo é um agente cujas decisões podem não ser tomadas otimamente. As políticas de gastos e impostos podem ser tais que permitam aos indivíduos realizarem um Jogo Ponzi contra o governo. A PVC em (10) e a condição de NPG (9) foram derivadas utilizando a hipótese de retornos reais constantes sobre os títulos do governo. Se ao invés disso, r_t for estocástica, a “forward-iteration” de (3) resulta em:

$$B_{t-1} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} q_{t+j} SURP_{t+j} + E_t q_{t+N} B_{t+N} \quad (14)$$

onde $q_{t+j} = \prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})^{-1}$ é o fator de desconto relevante para o período $t+j$. A condição de NPG, portanto, passa a ser:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t q_{t+n} B_{t+n} = 0 \quad (15)$$

E a PVC resultante será:

$$B_{t-1} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} q_{t+j} SURP_{t+j} \quad (16)$$

Conforme Bohn (1995), a restrição orçamentária intertemporal num ambiente estocástico pode ser escrita como:

$$(1+r_t)B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} E_t (s_{t+j} SURP_{t+j}) + \lim_{N \rightarrow \infty} E_t [s_{t+N} (1+r_{t+N}) B_{t+N-1}] \quad (17)$$

onde $s_{t+N} = \frac{\beta^N u'(c_{t+N})}{u'(c_t)}$ é a taxa marginal de substituição intertemporal do indivíduo entre

os período t e $t+N$. A condição de transversalidade requer que o valor presente das obrigações do governo, o último termo do lado direito de (17) convirja para zero no limite:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E_t [s_{t+N} (1+r_{t+N}) B_{t+N-1}] = 0 \quad (18)$$

E a PVC torna-se:

$$(1+r_t)B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} E_t [s_{t+j} SURP_{t+j}] \quad (19)$$

As equações (18) e (19) são diferentes das equações (9) e (10), pois elas utilizam a taxa marginal de substituição ao invés da taxa real de retorno no cálculo do fator de desconto. A equação de Euler do problema de otimização do consumidor implica que no período t a taxa livre de risco r_t^* é relacionada com a taxa marginal de substituição em t :

$$\frac{1}{1+r_t^*} = E_t s_{t+1} \quad (20)$$

Sob a hipótese de que (i) não existe correlação entre s_t e s_{t+1} para todo t ; e (ii) não existe correlação entre s_{t+N} e B_{t+N} , (18) pode ser escrita como:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E_t [q_{t+N} B_{t+N}] = 0 \quad (21)$$

Entretanto, é difícil imaginar que a trajetória da dívida não é correlacionada com a taxa marginal de substituição. Mesmo que a dívida seja livre de risco, esta correlação não deve ser nula, dado que a emissão de dívida nova estará correlacionada com as receitas e gastos do governo. Sob condições mais gerais onde existe correlação significativa entre s_{t+N} e B_{t+N} , a condição de transversalidade (18) não mais implicará a condição de NPG.

A maioria dos testes de sustentabilidade da política fiscal foi derivada a partir das equações (9) e (10) ou então tentaram incorporar as críticas de Bohn (1995). De forma geral, três abordagens tem sido utilizadas: a primeira consiste em testar a estacionariedade do processo gerador da dívida pública; a segunda procura uma relação de longo prazo entre as receitas e as despesas do governo através do instrumental de cointegração; e a terceira tenta verificar se existe um mecanismo de “feedback” entre superávit primário e dívida pública, ou seja, se o superávit primário responde positivamente a uma dívida mais elevada. Este tópico será abordado na próxima seção.

3.3 Evolução dos Testes de Sustentabilidade e Resultados Empíricos para os Estados Unidos

O trabalho pioneiro sobre a análise empírica da sustentabilidade da política fiscal nos Estados Unidos foi realizado por Hamilton&Flavin (1986). Estes autores adaptaram o instrumental desenvolvido por Flood&Garber (1980) para testar a presença de bolhas especulativas em processos hiperinflacionários e desenvolveram uma bateria de testes para analisar a restrição orçamentária do governo em termos correntes. A possibilidade alternativa de que os déficits do governo não precisam ser compensados por superávits futuros, ou que o valor futuro esperado do estoque da dívida não convirja para zero, e sim para um número positivo A_0 é representado por:

$$B_t = A_0(1+r)^t + \sum_{s=1}^{\infty} (1+r)^{-s} (SURP_{t+s}) + \eta_t \quad (22)$$

sendo η_t o termo de erro que reflete mudanças esperadas na taxa real de juros e na estrutura a termo das taxas de juros e erros de medida e r é uma média das taxas de juros reais "ex-post" vigentes no período da amostra. A hipótese de que o valor presente da restrição orçamentária do governo deve ser equilibrada será atendida apenas se $A_0=0$. Os autores sugerem 3 testes diferentes para verificar se $A_0=0$ ou $A_0 \neq 0$ e utilizam uma amostra com dados anuais de 1960 a 1984. O primeiro teste consiste em verificar a estacionariedade das séries de superávit primário e da dívida pública através de um teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os autores primeiro verificam a estacionariedade do superávit primário, assumindo uma taxa de juros real constante; e depois testam a estacionariedade da dívida. Em ambos os casos, a hipótese nula de não estacionariedade foi rejeitada, ou seja, os dados indicam que a restrição orçamentária é equilibrada. No segundo teste, a seguinte equação é estimada:

$$B_t = c_0 + A_0(1+r)^t + c(L)(SURP_t) + d(L) + \varepsilon_t \quad (23)$$

sendo $c(L)$ é um polinômio de defasagens do superávit primário, representando a hipótese de que as expectativas de superávits futuros são parcialmente condicionadas pelos superávits passados e $d(L)$ é um polinômio de defasagens da dívida pública que objetiva

eliminar a correlação serial dos resíduos. Os resultados indicam que A_0 é insignificante e, portanto, que a restrição orçamentária está sendo atendida.

Finalmente, no terceiro teste, é assumido que as expectativas dos agentes são formadas estritamente com base em seus valores defasados e duas equações são estimadas conjuntamente por mínimos quadrados não-lineares. Uma equação relaciona o valor do superávit primário em t com seus valores passados enquanto a outra determina que a dívida pública em t seja função dos superávits futuros esperados. Novamente, A_0 é estatisticamente insignificante, levando os autores a concluir que a dívida pública é sustentável⁵.

Wilcox (1989) propõe um procedimento alternativo, no qual a política fiscal será sustentável se a trajetória esperada da dívida descontada converge para zero. O teste é composto de duas etapas: primeiro verifica-se a estacionariedade do estoque da dívida descontada; se a estacionariedade não é rejeitada, um teste para analisar se o processo gerador da dívida tem média zero deve ser realizado. A restrição orçamentária intertemporal estará sendo atendida apenas se a série da dívida descontada for estacionária com média zero.

O trabalho de Wilcox estende o trabalho de Hamilton&Flavin em três aspectos. Primeiro, permite-se que as taxas de juros sejam estocásticas, enquanto Hamilton&Flavin assumiam que a taxa de juros é constante. Isto é feito ao se descontar pela taxa de juros real acumulada a dívida pública em certo ponto no tempo, trazendo-a a valor presente. Além disso, o teste de Wilcox não exige que o superávit primário seja estacionário, pois mesmo que este não seja estacionário, a dívida descontada converge para zero. Finalmente, o teste suporta violações estocásticas da restrição orçamentária enquanto que no mínimo dois testes de Hamilton&Flavin assumiam que estas violações tinham que ser não estocásticas. Para entender este novo aspecto do teste, sabe-se que sob a hipótese alternativa, o valor do estoque da dívida pode ser diferente da soma dos valores futuros esperados dos superávits

⁵ Utilizando os mesmos dados de Hamilton&Flavin, Kremers (1988) replica o teste ADF feito anteriormente por estes autores. Kremers argumenta que os testes da família LM indicam a presença de auto-correlação, demandando a inclusão de uma segunda defasagem. Esta nova especificação, entretanto, leva a não rejeição da hipótese nula, sugerindo que a política fiscal é não sustentável.

primários. Tal diferença, denominada por A_t , deve ser o valor limite da trajetória esperada para a dívida descontada:

$$A_t = \lim_{s \rightarrow \infty} E_t b_{t+s} \quad (24)$$

onde b_t é o valor da dívida descontada. De (24) segue-se que

$$A_{t+1} = A_t \quad \text{se} \quad \lim_{s \rightarrow \infty} E_{t+1} b_{t+s} = \lim_{s \rightarrow \infty} E_t b_{t+s} \quad (25)$$

A equação (25) é útil para caracterizar as formas potenciais que a violação da restrição orçamentária pode tomar. Hamilton&Flavin se concentraram no caso em que A_t é constante. Isto acontece se a trajetória esperada da dívida converge para o mesmo valor em cada período, condição que é satisfeita precisamente quando B_t é estacionário. Wilcox se refere a este caso como não estocástico, dado que A_t é constante. Entretanto, a equação (25) permite que os desvios da dívida em relação à soma dos superávits futuros esperados possam variar em cada período de acordo com diferentes possibilidades. Este é o caso estocástico e ocorre quando o processo gerador da dívida é não-estacionário.

Utilizando a mesma amostra de Hamilton&Flavin, que vai de 1960 a 1984, Wilcox realiza três testes. No primeiro, a série da dívida descontada é submetida a um ADF e chega-se a conclusão que esta série é não-estacionária. Em seguida, é realizado um teste de Chow com o objetivo de verificar a estabilidade dos parâmetros, adotando como ponto de quebra o ano de 1974. A hipótese nula de estabilidade é rejeitada, mesmo quando outras variáveis são consideradas, como o crescimento real do produto. Este resultado leva o autor a repetir o teste ADF para os dois períodos separadamente (de 1960 a 1974 e de 1974 a 1984). A conclusão é que existe pouca evidência a favor da sustentabilidade da política fiscal no segundo período.

Trehan&Walsh (1988) mostram que para que a condição de NPG seja satisfeita, duas condições, uma determinista e outra estocástica devem ser atendidas (supondo a taxa de juros real constante). A condição determinista diz que se o superávit primário inicial não é suficiente para financiar o pagamento de juros incidente sobre o estoque de dívida inicial, então o superávit primário deverá crescer mais do que proporcionalmente para impedir que

a dívida entre numa trajetória insustentável. A condição estocástica determina que o efeito descontado dos choques sobre o déficit primário deve ser nulo, ou seja, depois de um choque positivo devemos esperar superávits menores e vice-versa. Sob estas condições, o atendimento da restrição orçamentária intertemporal implica que a 1ª diferença do estoque da dívida seja um processo estacionário. Ocorre que a 1ª diferença do estoque da dívida,

$$(1-L)B_{t+1} = rB_t + SURP_t \quad (26)$$

nada mais é do que o déficit incluindo o pagamento de juros. Portanto, para que o orçamento do governo seja equilibrado intertemporalmente, uma condição necessária e suficiente é que o déficit incluindo o pagamento de juros seja estacionário. Uma condição equivalente é que os gastos incluindo o pagamento de juros sejam cointegrados com as receitas totais (tributária e senhoriagem) com um vetor de cointegração $[1 \ -1]$. Ou ainda, que o estoque da dívida e o déficit primário sejam cointegrados com um vetor de cointegração $[r \ 1]$.

Os autores, utilizando dados anuais de 1890 a 1986 para os gastos, pagamento de juros, receita tributária e de senhoriagem, realizam testes ADF para verificar a presença de uma raiz unitária e posteriormente aplicam o teste de cointegração de Engle-Granger. Os resultados sugerem que a restrição orçamentária intertemporal está sendo atendida, uma vez que as receitas totais (tributária e de senhoriagem) e os gastos totais (incluindo o pagamento de juros) são cointegrados com um vetor de cointegração $[1 \ -1]$.

Trehan&Walsh (1991) ampliam o trabalho anterior de várias maneiras. Primeiro, os autores mostram que, quando a taxa real de juros esperada é constante, se $(1-\lambda L)SURP_t$ é um processo estacionário com média zero e com $0 \leq \lambda \leq R$, então a restrição orçamentária é atingida se e somente se existe uma combinação linear de $SURP_t$ e B_{t-1} que é estacionária (R é o valor esperado de R_t , que representa a taxa de retorno bruto realizada). Se $\lambda=1$, que é o caso abordado por Trehan&Walsh (1988), significa que $SURP$ é estacionário na 1ª diferença, e a condição necessária e suficiente para o equilíbrio orçamentário intertemporal é a estacionariedade do déficit incluindo o pagamento de juros. Outro caso particular é quando $\lambda=0$, que é o exemplo tratado por Hamilton&Flavin.

Em segundo lugar, os autores mostram que quando a taxa real de juros é estocástica, o teste de cointegração não é mais válido⁶. Neste caso, a restrição orçamentária intertemporal será satisfeita se o déficit incluindo o pagamento de juros for estacionário, desde que a taxa real de juros seja estritamente positiva. Além disso, os autores apontam que os resultados conflitantes obtidos até então sobre a sustentabilidade da política fiscal americana parece derivar, dentre outras razões, da hipótese de que a taxa real de juros é constante.

Para eliminar estas dúvidas, os testes são refeitos utilizando os dados da amostra de Hamilton&Flavin. Os resultados não mostram evidências de uma combinação linear estacionária entre o estoque da dívida e o déficit líquido de pagamento de juros. Mais precisamente, não foi possível rejeitar a não estacionariedade da série da dívida, mas a não estacionariedade do déficit excluindo o pagamento dos juros é rejeitada. Entretanto, os resultados obtidos revelam que a 1ª diferença do estoque da dívida é estacionária. A conclusão é que a hipótese de taxa de juros real constante é inconsistente e que o déficit incluindo o pagamento de juros é estacionário, o que indica que a restrição orçamentária está sendo respeitada.

Hakkio&Rush (1991) também focam sua análise na cointegração entre receitas e gastos do governo (incluindo o pagamento de juros). Mas a abordagem usada neste trabalho se diferencia das anteriores em alguns aspectos. Primeiro, diferentemente de Hamilton&Flavin, que assumem taxa de juros real esperada é constante, os autores permitirão flutuações na taxa de juros. Segundo, diferentemente de Trehan&Walsh, os autores irão testar a cointegração para todo o período da amostra, que é composta por dados trimestrais e compreende o período de 1950:II a 1988:IV, e para sub-períodos, a saber, 1964:I a 1988:IV (100 observações) e 1976:I a 1988:IV (50 observações). Finalmente, além de analisar receitas e despesas (incluindo juros) diretamente, os dados são normalizados usando o crescimento real do PIB e da população.

Os testes de sustentabilidade são feitos assumindo que a taxa de juros é estacionária. Outra hipótese é que receitas e os gastos seguem um passeio aleatório com “drift”. A equação básica do teste é

⁶ O teste de cointegração não é mais válido já que não é possível obter-se coeficientes constantes de uma regressão entre o déficit incluindo os juros e as receitas do governo.

$$T_t = a + bGG_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

onde GG_t representa os gastos do governo com compra de bens e serviços e os pagamentos de juros. A hipótese nula do teste é que $b=1$ e que T_t e GG_t são cointegrados. Quando T e GG são não-estacionários, a cointegração é uma condição necessária para o governo obedecer a sua restrição orçamentária intertemporal. Já a condição que o fator de cointegração seja 1 não é uma condição necessária para o atendimento do equilíbrio. Apesar de $b < 1$ ser consistente com a restrição orçamentária intertemporal, ele sinaliza maiores dificuldades para o governo financiar sua dívida.

Quando considerado a amostra completa, gastos e receitas medidos em termos reais e deflacionados pela população parecem ser cointegrados. Para o período 1964:I a 1988:IV, a maioria dos testes sugere que as séries não cointegram. E para o período de 1976:I a 1988:IV, todos os testes rejeitam a cointegração. Portanto, há indicações de que o comportamento dos gastos e das receitas parece ter mudado recentemente, indicando que a restrição orçamentária está sendo violada. Os resultados para o fator de cointegração indicam que ele é significativamente menor do que 1, outra indicação de que a política fiscal no período é inconsistente.

Todos os modelos citados acima são derivados num ambiente determinista, geralmente sob a hipótese de que as economias são dinamicamente eficientes e que a taxa de crescimento é menor do que a taxa de juros livre de risco. Entretanto, como exposto acima, Bohn (1995) mostra que estes testes se baseiam em modelos teóricos inapropriados. Eles consideram um ambiente determinista quando o correto seria considerar uma economia estocástica. Neste caso, a restrição orçamentária intertemporal e a condição de transversalidade são diferentes das derivadas nos modelos deterministas, uma vez que no caso estocástico o fator de desconto utiliza a taxa marginal de substituição ao invés da taxa real de juros. Uma das conseqüências deste resultado é que uma economia com taxa de crescimento maior do que a taxa real de juros pode sustentar déficits persistentes conforme altas taxas de crescimento diminuem o peso da dívida.

Devido a estas críticas, Ahmed&Rogers (1995) desenvolvem um teste empírico para analisar a restrição orçamentária intertemporal em ambientes estocásticos. Os autores

fazem três contribuições à literatura. Primeiro utilizam séries históricas longas (algumas começam em 1962!), uma vez que o importante para analisar a sustentabilidade da política fiscal é o “span” dos dados. Ao considerar séries tão longas, a ausência de quebras estruturais nos vetores de cointegração é considerada uma condição necessária para a sustentabilidade da política fiscal. Isto significa que os agentes continuam a acreditar que a restrição orçamentária ainda é satisfeita, depois de eventos extraordinários que provocam o aumento de gastos do governo, tais como guerras.

Segundo, eles enfatizam que a restrição orçamentária intertemporal implica não somente a existência de uma relação de longo-prazo entre receitas e despesas, mas a existência de vetores específicos precisamente determinados. Finalmente, eles consideram não somente a restrição orçamentária e externa individualmente, mas também examinam a relação que emerge quando as restrições são satisfeitas simultaneamente.

Dado que os testes que dependem de um ambiente não-estocástico e de taxas reais de juros constantes são inapropriados, os autores desenvolvem um teste para economias estocásticas:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} ({}_t s_{t+j} G_{t+j}) - E_t \sum_{j=0}^{\infty} ({}_t s_{t+j} T_{t+j}) + (1 + r_{t-1}) B_{t-1} = \lim_{N \rightarrow \infty} E_t ({}_t s_{t+N} B_{t+N}) \quad (28)$$

A equação (28) é a restrição orçamentária intertemporal já mostrada anteriormente, exceto pelo fato que os valores futuros são descontados pela taxa marginal de substituição s . Tomando a 1ª diferença de (28), substituindo ΔB_{t-1} por $G_t - T_t + r_{t-1} B_{t-1}$ e simplificando, temos:

$$\begin{aligned} \Delta E_t \sum_{j=1}^{\infty} ({}_t s_{t+j} G_{t+j}) - \Delta E_t \sum_{j=1}^{\infty} ({}_t s_{t+j} T_{t+j}) + (G_t + r_{t-1} B_{t-1} - T_t) &= \lim_{N \rightarrow \infty} E_t ({}_t s_{t+N} B_{t+N}) \\ - \lim_{N \rightarrow \infty} E_{t-1} ({}_{t-1} s_{t+N-1} B_{t+N-1}) & \end{aligned} \quad (29)$$

Os autores demonstram que sob certas condições, os testes de cointegração continuam apropriados num ambiente estocástico. Numa primeira etapa, foi demonstrado que se os termos limites do lado direito de (29) forem zero, uma certa relação de cointegração aparece. Isto significa que a cointegração é uma condição necessária para que a restrição orçamentária do governo seja atendida. Na segunda etapa, foi demonstrado que para uma

classe de processos geradores de séries de tempo, e sob certas hipóteses, esta mesma relação de cointegração é uma condição suficiente para que a restrição orçamentária seja mantida em termos de valor presente.

Para a primeira etapa, suponha que ΔG_t e ΔT_t são processos estocásticos fracamente estacionários descritos por:

$$\Delta G_{t+j} = a_G + v_{G,t+j} \quad (30)$$

$$\Delta T_{t+j} = a_T + v_{T,t+j} \quad (31)$$

onde v_G e v_T são processos estacionários de média zero e a_G e a_T são constantes.

Sob certas condições, equações (30) e (31) implicam que todos os termos em primeira diferença do lado esquerdo de (29) são estacionários. Estas condições são: as expectativas são racionais, a utilidade marginal do consumo segue um passeio aleatório (o que é uma implicação da hipótese de renda permanente) e $Cov_t(S_{t+j}, Z_{t+j})$ é invariante no tempo, onde $Z = G, T$ e Cov_t representa a covariância condicional às informações disponíveis ao período t .

Estes resultados, por sua vez, implicam que se o valor presente da restrição orçamentária permanece tal que os limites do lado direito de (29) são zero, as variáveis $(G_t, r_{t-1}B_{t-1}, T_t)$ são cointegradas com vetor de cointegração $(-1, -1, 1)$.

Para a segunda etapa, ou seja, mostrar a suficiência, considere que a seguinte classe de processos descreve a evolução da dívida do governo ao longo do tempo:

$$B_t = \mu + B_{t-1} + \lambda' + u_t \quad (32)$$

onde u_t é fracamente estacionário com média zero e com a seguinte representação de médias móveis:

$$u_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \quad (33)$$

onde as seguintes propriedades são verificadas:

(i) $|\lambda| < 1$;

(ii) ε_{t-j} são ruídos brancos;

(iii) $\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| < \infty$, ou seja, a seqüência ψ_j é absolutamente somável;

(iv) $\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| j < \infty$, ou seja, a taxa de decaimento de (33) é rápida.

Equações (32) e (33) implicam que os termos do lado direito de (29) são iguais a zero se $|\lambda| < 1$. Além disso, o fato de $(T_t, G_t, r_{t-1}B_{t-1})$ serem cointegrados com vetor de cointegração $(1, -1, -1)$ é equivalente a ΔB_t ser estacionário, que por sua vez equivale a $|\lambda| < 1$ por (32). Conseqüentemente, o vetor de cointegração acima, para os processos de dívida dados por (32) e sob as hipóteses mencionadas, é uma condição suficiente para que a restrição de valor presente seja satisfeita.

Para a estimação, é conveniente escrever a relação de cointegração como:

$$T_t = \pi_G + G_t + r_{t-1}B_{t-1} \quad (34)$$

onde π_G é uma constante. Solvência requer que o déficit orçamentário seja estacionário e não necessariamente que a dívida do governo um dia deva ser paga. Não há a possibilidade de “Ponzi Games”, em que o governo acumula dívida indefinidamente a uma taxa de juros excessiva. Além disso, o déficit primário pode ou não ser estacionário, dependendo da existência ou não de raiz unitária no pagamento de juros.

Utilizando a restrição do setor externo da economia, $X_t - M_t + r_{t-1}B_{t-1}^f = \Delta B_t^f$, onde X_t representam as exportações, M_t representam as importações e B_t^f é a dívida externa, e seguindo o mesmo procedimento descrito acima para o orçamento do governo e dado que ΔM_{t+j} e ΔX_{t+j} são processos estacionários, a relação de cointegração decorrente de solvência externa é:

$$X_t = \pi_M + M_t + r_{t-1}B_{t-1}^f \quad (35)$$

Quando os agentes internalizam as restrições de valor presente do governo e do setor externo, observa-se uma relação para toda a economia. Substituindo (34) e (35) em $Y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t$, obtém-se:

$$Y_t = (\pi_M - \pi_G) + C_t + I_t + T_t + r_{t-1}B_{t-1}^f - r_{t-1}B_{t-1} \quad (36)$$

Esta relação de cointegração implica que poupança e investimento totais devem ter trajetória comum no longo prazo se as restrições de valor presente forem atendidas.

Ahmed&Rogers testam se os dados de longo prazo dos EUA e do Reino Unido são consistentes com a restrição intertemporal do governo e a restrição externa, ambas individualmente e simultaneamente. Também são realizados testes para verificar se a restrição orçamentária continua sendo respeitada apesar dos eventos de guerras que causam quebras estruturais no comportamento das séries, através da inclusão de variáveis “dummies”. Tanto o procedimento de Engle-Granger quanto o de Johansen indicam que a restrição orçamentária continua sendo respeitada em todo o período em ambos os países.

Uctum&Wickens (2000) estendem o trabalho de Wilcox (1989) ao permitir que as taxas de juros além de variarem sejam estocásticas e que o superávit primário descontado seja fracamente ou fortemente exógeno. Os autores mostram que neste caso, a condição necessária e suficiente para a sustentabilidade da política fiscal é que a relação dívida/PIB descontada seja um processo estacionário com sua média tendendo a zero assintoticamente. A vantagem de se adotar a série da dívida e do déficit descontado quando examinando a sustentabilidade num período infinito é que ela evita os problemas identificados por Bohn (1995). Os autores utilizaram o valor de mercado da dívida líquida com dados anuais de 1965 a 1994. Depois a amostra é estendida até 2000 com projeções com o intuito de capturar qualquer mudança estrutural com a tendência recente de austeridade fiscal. Foram aplicados testes ADF e PP para a relação dívida/PIB descontada e não descontada. Os resultados empíricos para países da União Européia e para os Estados Unidos indicaram que existem evidências que a condução fiscal é sustentável no Dinamarca, Irlanda e Holanda, enquanto as evidências apontam o contrário para a política fiscal da Espanha, Itália, Bélgica Portugal e Estados Unidos. Além disso, os resultados melhoram quando é incluído o período de 1995 a 2000.

Feve, Henin e Jolivaldt (1998) e Feve&Henin (2000) inovam tanto na definição da sustentabilidade quanto na abordagem econométrica utilizada. Os autores desenvolvem a noção de sustentabilidade efetiva, segundo a qual a condição de estacionariedade da série de dívida pública em relação ao PIB é apenas uma condição necessária para

sustentabilidade, sendo a existência de um mecanismo de retroalimentação entre dívida pública e superávit primário uma condição adicional. Esta nova definição de sustentabilidade deve ser testada através do teste “Feedback Unit Root” (ou “Feedback ADF”), que inclui uma regressão auxiliar no procedimento ADF com o objetivo de verificar se o superávit primário responde a uma dívida mais elevada, além da regressão principal testar a presença de raiz unitária sobre a série da dívida pública.

Os autores argumentam que numa economia dinamicamente eficiente, onde a taxa real de juros excede a taxa de crescimento da economia, o conceito tradicional de sustentabilidade (baseada no atendimento da restrição orçamentária intertemporal do governo que respeita a condição de NPG) não impede a dívida de crescer sem limites. Um critério mais apropriado de sustentabilidade deveria ter a propriedade de impor um teto para o crescimento da dívida pública - tal como o critério de Maastrich para os países da região do euro, onde o limite superior é de 60% do PIB - e sempre que a dívida ultrapassar este limite, o superávit primário deve aumentar.

Portanto, esta abordagem está baseada na hipótese de que o superávit primário é endógeno a dívida pública. Suponha que a dinâmica da dívida é dada por:

$$b_t = b_{t-1} - \text{surp}_t + \varepsilon_t \quad (37)$$

onde $b_t = q_t B_t$, $\text{surp}_t = q_t \text{SURP}_t$, $\varepsilon_t = q_t \varepsilon_t$ e $q_t = \prod_{i=1}^t (1 + r_{t-i})^{-1}$ com $q_0 = 1$. Em termos

esperados, o valor corrente da dívida descontada deve ser igual a soma dos superávits primários esperados se a expectativa do valor descontado da dívida tende a zero no limite (condição de NPG).

O superávit primário endógeno pode ser obtido através da especificação da função perda do governo, que adota um comportamento de suavização da trajetória da dívida. Suponha que o governo escolhe a seqüência de $\{b_{t+i}\}_{i=0}^{\infty}$ que minimiza a seguinte função perda intertemporal, condicional ao conjunto de informações no momento t ,

$$L = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} s^i \left\{ \theta (b_{t+i} - \bar{b}_t)^2 + (b_{t+i} - b_{t+i-1})^2 \right\} \right\} \quad (38)$$

onde s é o fator de desconto e \bar{b}_t é o nível desejado de dívida descontada. A amplitude de

flutuação ao redor da meta depende da magnitude do parâmetro de custo relativo θ . A condição de primeira ordem é uma equação diferencial de segunda ordem,

$$\Delta b_t = sE_t \Delta b_{t+1} - \theta(b_t - \bar{b}_t) \quad (39)$$

Uma solução estável particular é dada pela seguinte equação “forward looking”:

$$b_t = \rho b_{t-1} + (1-\rho)(1-\rho s)E_t \sum_{i=0}^{\infty} (s\rho)^i \bar{b}_{t+i} \quad (40)$$

onde ρ é a raiz estável da equação característica de (39), ou seja, impondo a condição de transversalidade no limite da dívida descontada. É assumido por simplicidade que a meta b_t é *iid*. Esta hipótese garante que o efeito de b_{t-1} em $surp_t$ corresponde a $1-\rho$. De (40) e (36) é possível deduzir que:

$$surp_t = (1-\rho)b_{t-1} + u_t \quad (41)$$

onde $u_t = \varepsilon_t - (1-\rho)(1-\rho s)\bar{b}_t$. Quanto maior for o custo de se desviar de \bar{b}_t , mais o superávit deve responder positivamente ao aumento da dívida. Substituindo (41) em (36) rende

$$b_t = \rho b_{t-1} + \varepsilon_t - u_t \quad (42)$$

Equações (41) e (42) mostram a equivalência entre as duas condições se $\rho=1$:

- i) a dívida descontada segue um processo raiz unitária;
- ii) o superávit primário descontado é insensível ao valor descontado da dívida.

O teste FADF é baseado no teste conjunto da hipótese nula $\rho=1$ no sistema baseado nas equações (41) e (42) contra a hipótese alternativa que $\rho < 1$.

A inferência sobre a sustentabilidade será baseada no seguinte arcabouço geral, onde y_t representa uma variável estoque e x_t representa uma variável fluxo. Seja $\{y_t, x_t\}$ séries de tempo geradas por:

$$y_t = y_{t-1} - x_t + \varepsilon_t \quad (43)$$

$$x_t = (1-\rho)y_{t-1} + u_t \quad (44)$$

As hipóteses que garantem a validade do teste são:

A1) a seqüência $\{\varepsilon_t, u_t\}$ é *iid* e normalmente distribuída;

A2) $E(\varepsilon_t / Y_{t-1}) = 0$ e $E(u_t / Y_{t-1}) = 0$ com $Y_{t-1} = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0\}$

A3) $surp_t E(\varepsilon_t^4) < \infty$ e $surp_t E(u_t^4) < \infty$

A4) $surp_0 = u_0 = 0$ e $b_0 = \varepsilon_0 - u_0 = 0$

A hipótese A1 é introduzida com o objetivo de simplificar a distribuição assintótica das estatísticas. Hipótese A2 diz que os erros são ortogonais aos valores passados dos regressores. Hipótese A3 garante condições de integrabilidade e A4 fixa as condições iniciais iguais a zero. Não é excluída correlação contemporânea entre os dois termos de erro.

A matriz de covariância de $\{\varepsilon_t, u_t\}$ é dada por:

$$\Sigma_1 = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon u} \\ \sigma_{\varepsilon u} & \sigma_u^2 \end{pmatrix} \equiv \sigma_u^2 \begin{pmatrix} \eta^2 & \tau\eta \\ \tau\eta & 1 \end{pmatrix}$$

onde $\tau = Cov(\varepsilon_t, u_t)(\sigma_\varepsilon \sigma_u)^{-1}$ é o parâmetro de correlação entre ε_t e u_t , o qual satisfaz $|\tau| < 1$ e $\eta^2 = \sigma_\varepsilon^2 \sigma_u^{-2}$ é a taxa de variância. A distribuição assintótica da estatística do teste será expressa com base nestes dois parâmetros. De (43) e (44) é deduzida a forma reduzida

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t + u_t \quad (45)$$

$$x_t = (1 - \rho)y_{t-1} + u_t \quad (46)$$

onde a matriz de covariância de $\{\varepsilon_t - u_t, u_t\}$ é dada por

$$\Sigma_2 = \sigma_u^2 \begin{pmatrix} 1 + \eta^2 - 2\tau\eta & \tau\eta - 1 \\ \tau\eta - 1 & 1 \end{pmatrix}$$

A estatística do teste de hipótese baseado em (45) e (46) é dada por

$$t_{(\rho-1)}^{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho} - 1}{s(\hat{\rho} - 1)} \text{ onde } s(\hat{\rho} - 1) \text{ é o desvio padrão de } \hat{\rho} - 1.$$

No trabalho de 1998, os autores testaram a sustentabilidade da política fiscal dos EUA utilizando dados anuais dos EUA de 1792 a 1988. Foi estimado conjuntamente um sistema de equações baseados em Δb_t e $surp_t$ e o número de defasagens foi escolhido pelo critério BIC. A seguinte especificação foi utilizada para $r = \{0\%, 0,5\%, 1,0\%, 1,5\%, 2,0\% \text{ e } 3,0\%\}$

$$\Delta b_t = (\rho - 1)b_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} surp_{t-i} + \varepsilon_t - u_t \quad (47)$$

$$surp_t = (1 - \rho)b_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{3i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{4i} surp_{t-i} + u_t \quad (48)$$

A matriz de covariância dos resíduos foi calculada para obtenção dos parâmetros η e τ , que são determinantes dos valores críticos. Para os valores de taxa de desconto superiores a 0,5%, a estatística FADF rejeitou a hipótese de raiz unitária.

No artigo de (2000), Feve&Henin aplicaram o teste de sustentabilidade efetiva para os países do G-7, utilizando dados semestrais que cobriam um período de pelo menos 30 anos. O teste FADF foi estimado com uma representação alternativa, que permitiu a inclusão de uma constante:

$$b_t = \delta - \alpha + \rho b_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_{11,i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{12,i} gcs_{t-i} + \varepsilon_t - u_t \quad (49)$$

$$gcs_t = \alpha + (1 - \rho) b_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_{21,i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{22,i} gcs_{t-i} + u_t \quad (50)$$

onde $gcs_t = \text{surp}_t - r_t b_{t-1}$. Os termos do somatório foram incluídos para eliminar a correlação serial na regressão e o número de defasagens p foi escolhido utilizando os critérios de informação AIC e BIC. Neste caso, a hipótese nula testada é $H_0 : \rho = 1$ e $\delta = \alpha = 0$ indicando que a dívida é insustentável.

Leachman (2002) estende a literatura de restrição orçamentária intertemporal usando o procedimento de multicointegração para desenvolver um conjunto mais rico de critérios para avaliar a sustentabilidade da política fiscal. Duas relações, uma de fluxo e outra de estoque, devem caracterizar sustentabilidade quando os dados são não-estacionários. A primeira relação é a cointegração entre o fluxo de receitas e o fluxo de despesas; a segunda é a cointegração entre o fluxo de receitas e o estoque de dívida. A multicointegração tem a vantagem de indicar se a estratégia fiscal de um país é sustentável em estados “ruins” da natureza, ou seja, quando a taxa de crescimento está abaixo da taxa real de juros incidente sobre a dívida. Utilizando dados anuais da OCDE de 1960 a 1998 (trabalhando com valores reais, valores reais em proporção do PIB e em proporção da população), os testes indicaram que as práticas orçamentárias na Bélgica, Canadá, Dinamarca, França, Grécia, Itália, Holanda, Portugal, Espanha e Suécia são inconsistentes com o critério de sustentabilidade.

Uctum, Thurston e Uctum (2003) estão interessados em examinar dois aspectos da mesma questão: (i) as finanças públicas dos países têm sido sustentáveis na presença de mudanças estruturais na economia?; (ii) os países seguem uma política de evitar excessiva acumulação de dívida? Segundo os autores, a sustentabilidade da política fiscal geralmente é testada pela estacionariedade da série da dívida descontada. Entretanto, os testes tradicionais de raiz unitária freqüentemente não rejeitam a hipótese nula de não-estacionariedade por não considerarem a presença de quebra estrutural. Portanto, para uma amostra de 18 países, são aplicados os testes ADF tradicional e os testes de Zivot&Andrews (1992) e Banerjee, Lumsdaine e Stock (1997) que permitem a presença de uma quebra estrutural desconhecida. Os resultados mostram que para em 14 países a evidência de não sustentabilidade é revertida quando considerada a presença de uma quebra estrutural.

Para responder a segunda questão, os autores estimam uma função de reação do governo do tipo⁷:

$$surp_t = \mu + \alpha b_{t-1} + \beta \tilde{g}_t + \gamma \tilde{y}_t + v_t \quad (51)$$

onde $surp_t$ é o superávit primário, b_t é a dívida pública, \tilde{g}_t e \tilde{y}_t são os desvios dos gastos do governo e da renda agregada de seus respectivos níveis normais. Se a evidência empírica suporta uma relação positiva entre a dívida do governo e o superávit primário, a dívida deve ser sustentável. Isto significa que quando a dívida cresce, o governo reage elevando o superávit primário, o qual ajuda a reduzir, ou ao menos estabilizar a relação dívida/PIB.

Chortareas, Kapetanios e Ucutm (2003) desenvolvem um novo teste de estacionariedade que permite que a hipótese alternativa incorpore não-linearidade. Isto permite considerar que o comportamento das autoridades fiscais é não-linear, ou seja, a reação à acumulação de dívida é diferente quando a dívida é elevada ou quando a dívida é reduzida, afetando as propriedades das variáveis fiscais. Este procedimento também visa captar mudanças

⁷ A mesma questão é tratada por Bohn (1998), onde o autor encontra evidências de que o superávit primário responde positivamente a mudanças na relação dívida/PIB. A regressão estimada pelo autor é: $surp_t = \rho b_t + \alpha_0 + \alpha_G GVAR_t + \alpha_Y YVAR_t + \varepsilon_t$, onde as variáveis GVAR representa os gastos temporários com guerras e YVAR é um indicador "business cycle".

importantes de regimes que geralmente ocorrem em países emergentes depois de acordos com organismos multilaterais. Os autores aplicam nas séries da dívida descontada e não descontada dois tipos de testes que incorporam a alternativa não linear (“Exponential Smooth Transition Auto-regressive” ou Estar e “Self-Exciting Thresold Auto-regressive” ou Setar) e comparam com os tradicionais DF e ADF. De uma amostra de seis países latino-americanos, em pelo menos dois deles os autores encontram fortes evidências de que a dívida segue uma trajetória sustentável, ao invés da não-sustentabilidade indicada para todos os países pelos testes DF e ADF.

3.4 Resultados Empíricos para o Brasil

O primeiro trabalho empírico sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira foi realizado por Pastore (1995). O objetivo do autor é analisar se a inflação era um fenômeno fiscal, com base nos argumentos desenvolvidos por Sargent&Wallace (1981), que são expostos supondo duas fases. Na primeira fase – a fase de transição – a autoridade monetária resistiria às pressões para monetizar os déficits, o que com déficits primários persistentes e taxas de juros real maior do que a taxa de crescimento econômico geraria o crescimento não sustentável da dívida pública. Na segunda fase –a fase final – aquela resistência desapareceria, crescendo a oferta monetária porque não é mais possível continuar elevando a dívida pública. A dívida pública volta a ter um crescimento sustentável não porque o governo tivesse eliminado os déficits públicos, mas porque o regime monetário se tornaria endógeno. O abandono do objetivo de estabilizar o nível de preços abre espaço para gerar a senhoriagem necessária para financiar os déficits. Quando a autoridade monetária passa a monetizar os déficits, terá que operar fixando a taxa real ou nominal de juros ou a taxa real de câmbio, e com qualquer um destes procedimentos, saltos na taxa de inflação provocados por choques exógenos, provocarão depois de algum tempo, saltos na oferta monetária. Para verificar estas hipóteses, Pastore aplica testes de raiz unitária sobre as séries da dívida interna, dívida externa, taxas de inflação e de expansão monetária; testes de causalidade de Granger para taxas de inflação e expansão monetária e de cointegração entre estas duas variáveis.

Para verificar o atendimento da restrição orçamentária intertemporal do governo, o autor irá utilizar dados trimestrais de 1974:01 a 1989:4 da dívida pública interna e da dívida externa⁸. Os níveis das duas dívidas, interna e externa, são não estacionários, mas nas primeiras diferenças os resultados se alternam. Para a dívida interna, não há razões para se rejeitar a hipótese de que a 1ª diferença da série seja estacionária. A 1ª diferença da dívida externa, contudo, mostra-se não estacionária. A conclusão de Pastore é que os resultados para a dívida interna contrariam a crença sobre seu comportamento, mas são compatíveis com a hipótese de que o regime monetário no Brasil já foi endogeneizado.

O trabalho de Rocha (1997) analisa a condição de solvência do governo brasileiro através de duas abordagens: a análise do comportamento da série da dívida descontada, baseado no teste de Trehan&Walsh; e a análise de cointegração entre receitas e despesas do governo, baseada no teste de Hakkio&Rush. A aplicação destes dois testes foi justificada, entre outras razões, pela evidência empírica que a taxa real de juros vigente no período da amostra não pode ser considerada constante.

Usando dados mensais da dívida mobiliária federal em poder do público, de janeiro de 1980 a julho de 1993, Rocha aplica o teste desenvolvido por Perron (1989) que permite testar a presença de uma raiz unitária com uma quebra estrutural, representada pelo Plano Collor. A hipótese nula de uma raiz unitária não pode ser rejeitada. O passo seguinte então foi testar o comportamento desta série antes e depois de março de 1990, através da aplicação de um teste ADF para cada período da amostra. Para o período de janeiro de 1980 a fevereiro de 1990, os resultados indicam que a presença de raiz unitária pode ser rejeitada, mas somente a 10% de significância. No período que se seguiu à quebra não foi possível se rejeitar a presença de raiz unitária.

A análise de cointegração entre os gastos do governo (incluindo o pagamento de juros) e receitas foi feita com dados mensais de janeiro de 1980 a julho de 1993. Foram aplicados os testes de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988). Em ambos os casos, os resultados mostraram que apenas quando se consideram as receitas de senhoriagem como

⁸ Como a série dos juros reais internos (das operações de over-night) mostra indicações de seguir um AR(2), o teste de cointegração proposto por Trehan&Walsh (1988) não é mais válido, e o autor então vai se restringir aos testes de presença de raiz unitária no nível e na primeira diferença das séries de dívida interna e externa.

parte das receitas totais, as variáveis cointegram. Portanto, a evidência sugerida por este trabalho é que a restrição orçamentaria intertemporal só é atendida quando as receitas de senhoriagem são incluídas.

Issler e Lima (1997) pretendem responder três perguntas: i) a dívida pública brasileira foi sustentável ao longo do período 1947 a 1992, como sugerem os dois estudos acima?; ii) caso a dívida seja sustentável, de que forma se reequilibra o orçamento público no Brasil?; iii) o gasto público ou a arrecadação de impostos são variáveis exógenas nas regressões econométricas estimadas?

A hipótese de exogeneidade dos gastos significa que o Bacen acomoda a política monetária de acordo com as decisões do Tesouro Nacional (senhoriagem endógena defendida por Pastore). A sustentabilidade da dívida e a forma como se equilibra o orçamento no Brasil são investigadas pelo uso do teste de raiz unitária, testes de cointegração e cálculo da função resposta ao impulso não-convencional, baseado nas estimativas de um modelo de correção de erro vetorial, que impõe como restrição de longo prazo o equilíbrio orçamentário. Segue-se a metodologia proposta por Hamilton&Flavin (1986) e Bohn (1991). Os resultados permitem testar a hipótese subjacente aos modelos de “spend-and-tax” e “tax-and-spend”.

O principal resultado obtido é que o déficit público é não sustentável – como sugeriram Pastore (1995) e Rocha (1997). Para testar a sustentabilidade foram utilizados dados de receitas e despesas como proporção do PIB. A receita total foi composta da receita fiscal mais a receita de senhoriagem enquanto os gastos do governo incluem o pagamento de juros da dívida. O teste de cointegração de Johansen mostrou que as séries de receita e gastos são cointegradas, sendo que o teste de cointegração com restrição não rejeitou a hipótese que o vetor de cointegração é (1, -1).

Em seguida, foram estimados os modelos de correção de erros. A exogeneidade fraca da receita e da despesa foi testada pela significância do coeficiente de ajuste. Conclui-se que os gastos são exógenos fracos para os parâmetros de interesse da equação de receita, mas a recíproca não é verdadeira – ou seja, o modelo probabilístico dos gastos se dá de forma

separada da receita. Testes de causalidade de Granger mostraram que a despesa “granger causa” receita, porém, o contrário não acontece.

Uma análise posterior mostrou que a série do gasto público é pouco sensível às inovações correntes ocorridas nas variáveis fiscais do modelo utilizado. Baseados nos resultados da função resposta ao impulso, os autores concluem que quando os déficits públicos são gerados por redução de impostos, eles são eliminados por aumento futuros de impostos; já quando a fonte do desequilíbrio é o aumento de gastos, o governo reequilibra o orçamento cortando 40% dos gastos e taxando a sociedade para obter os 60% restantes. Com base neste e em outros resultados, os autores argumentam que o modelo brasileiro de finanças públicas segue muito mais o “spend-and-tax” do que o “tax-and-spend”.

Luporini (2000) analisa a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1966 até 1996 (com dados anuais) e discute como o relacionamento entre o Tesouro Nacional e o Banco Central facilitou a capacidade do governo de se financiar. Os testes de sustentabilidade aplicados foram baseados nas técnicas desenvolvidas por Wilcox (1989) e Uctum&Wickens (2000). O primeiro passo consiste em dividir pela taxa real de juros (corrigida pelo crescimento real da economia) acumulada a dívida mobiliária federal em relação a um certo ponto no tempo, trazendo-a a valor presente. O segundo passo é testar se tal série é estacionária com média zero. Para tanto, Luporini utiliza o seguinte procedimento: calcula a média da série da dívida descontada; subtrai cada observação da média; e aplica os testes de estacionariedade sobre a série resultante.

Foram aplicados os testes ADF e PP sobre a série completa, ambos sugerindo a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária. Os testes são então refeitos para duas sub-amostras, uma que compreende o período de 1966 a 1980 e outra que compreende o período de 1981 a 1996. A justificativa para esta quebra é que este período foi marcado por mudanças importantes, como por exemplo, o segundo choque do petróleo, o aumento das taxas de juros internacionais e a redução dos empréstimos externos para o Brasil. Os resultados indicam que a partir de 1981, a série da dívida descontada tornou-se não-estacionária. Além disso, a autora realiza o teste KPSS para a amostra como um todo, cujo resultado corrobora os resultados dos testes ADF e PP. Entretanto, este teste não foi aplicado nas duas sub-

amostras devido à insuficiência de graus de liberdade. A conclusão final é que a política fiscal era sustentável até 1980, mas que assumiu uma trajetória insustentável desde então.

O trabalho de Lima (2002) sobre a sustentabilidade intertemporal do endividamento público brasileiro inova principalmente pelo ferramental econométrico utilizado, a saber, teste de raiz unitária que permitem uma ou mais quebras estruturais. Além disso, o período sob o qual a análise é realizada, de agosto de 1994 a setembro de 2002, também se diferencia dos outros trabalhos mencionados acima, que foram realizados incluindo o período pré-plano real. O autor segue a abordagem de Uctum&Wickens (2000), na qual se testa a estacionariedade do valor descontado da dívida sobre o PIB. Para realizar o teste, a série em valor ao par em reais da dívida líquida (divulgada mensalmente pelo Banco Central) foi dividida pela taxa real de juros do período de modo a obter o valor de mercado do estoque da dívida⁹. Em seguida, divide-se o valor de mercado da dívida pelo fator de desconto, para trazê-la a valor presente de agosto de 1994. Por fim, a série é centrada em relação à sua média de modo a força-la a ter média zero. A análise dos resíduos recursivos aponta para a existência de duas supostas quebras estruturais: janeiro de 1999 a fevereiro de 2001. Com isso, o teste aplicado é a versão exógena do teste de Lee&Strazicich (2002), baseado no conceito de multiplicador de Lagrange. O modelo escolhido foi o que inclui duas quebras estruturais no intercepto e na tendência, sendo que não foi necessária a inclusão de defasagens. A conclusão de Lima (2002) é que não se pode rejeitar a presença de raiz unitária na série, mesmo com a presença de duas quebras estruturais, indicando que a dívida pública brasileira no período que se inicia em agosto de 1994 e vai até setembro de 2002 apresenta um comportamento insustentável.

3.5 Considerações Finais

Diversas metodologias foram desenvolvidas para analisar a sustentabilidade da política fiscal desde o trabalho pioneiro de Hamilton&Flavin (1986). Em termos gerais, três abordagens podem ser utilizadas para analisar a política fiscal: o primeiro procedimento consiste em testar a estacionariedade da série da dívida descontada; o segundo procura uma relação de cointegração entre receitas e despesas do governo; e o terceiro procedimento

⁹ Esta foi a mesma metodologia utilizada por Luporini (2000).

para analisar sustentabilidade da política fiscal consiste em examinar a existência de um “feedback” entre dívida pública e o superávit primário.

No próximo capítulo aplicaremos estas três metodologias para analisar o caso brasileiro. Optaremos pelo instrumental de Uctum&Wickens (2000), Ahmed&Rogers (1995) e Feve&Henin (1998, 2000), uma vez que estes testes foram desenvolvidos considerando um ambiente estocástico, ou seja, levando em consideração as observações feitas por Bohn (1995). Nossa intuição, baseada apenas numa análise preliminar dos dados, diz que a política fiscal entrou numa trajetória insustentável devido aos impactos da política macroeconômica vigente no primeiro período do plano real e da desvalorização cambial ocorrida desde a flutuação.

4. Testes de Sustentabilidade da Política Fiscal

4.1 Considerações Iniciais

Neste capítulo iremos aplicar os testes de sustentabilidade da política fiscal para o caso brasileiro. Nosso foco é o período pós-real, uma vez que acreditamos que a combinação de política monetária, cambial e fiscal que vigorou na 1ª fase do plano real conjuntamente com os impactos da desvalorização cambial sobre o estoque da dívida no 2º período do plano colocaram a dívida pública numa trajetória insustentável. Realizaremos três testes para analisar a sustentabilidade da política fiscal: o primeiro teste seguirá a abordagem de Uctum&Wickens (2000), no qual se testa a estacionariedade do valor descontado da dívida; o segundo seguirá a abordagem de Ahmed&Rogers (1995), segundo a qual o atendimento da restrição orçamentária intertemporal do governo será analisado através da relação de cointegração entre receitas, gastos do governo e pagamento de juros; e o terceiro teste é o “Feedback Unit Root” ou FADF, em linha com o procedimento desenvolvido por Feve, Henin e Jolivaldt (1998) que analisa se existe uma relação positiva entre a dívida pública e o superávit primário. Todas três foram desenvolvidas para um ambiente estocástico, ou seja, levam em consideração as críticas de Bohn (1995).

4.2 Testes de Raiz Unitária sobre a Dívida Descontada

Este teste será conduzido seguindo a abordagem de Uctum&Wickens (2000), na qual se testa a estacionariedade do valor descontado da dívida pública. Os testes de raiz unitária foram aplicados na série mensal da dívida mobiliária federal (corresponde ao total de títulos públicos federais fora do Banco Central, incluindo além dos títulos de emissão do Tesouro, os títulos de emissão do Banco Central) em R\$ de novembro/03 (corrigido pelo IPCA). Seguindo os procedimentos de Luporini (2000) e Lima (2002), iremos descontar o valor da dívida pelo fator de desconto, que é definido como:

$$FD_t = \prod_{i=0}^n \left(\frac{r_t - g_t}{1 + g_t} \right) \text{ sendo a taxa real de juros definida por } r_t = \frac{i_t - \pi_t}{1 + \pi_t}$$

onde i_t é a taxa nominal de juros, π_t é a taxa de inflação e g_t é a taxa de crescimento real do produto. A taxa de juros real foi calculada utilizando-se a taxa Selic do mês descontada a inflação medida pelo IPCA. Como o crescimento real do PIB só é calculado em bases trimestrais, utilizamos como proxy a série da produção industrial dessazonalizada com base 1991=100, divulgada pelo IBGE. A dívida descontada é o seu valor de mercado¹⁰ multiplicado pelo fator de desconto FD_t . O valor de FD_t é normalizado para 1 no início da amostra. Como a série da dívida mobiliária descontada apresentava problema de heterocedasticidade, transformamos esta série em log. Os gráficos abaixo mostram a evolução da dívida mobiliária federal em R\$ de novembro/03 e do log da série da dívida descontada. Podemos perceber que enquanto a dívida mobiliária apresentou um crescimento expressivo depois do plano real, a dívida descontada apresentou um crescimento mais modesto, estando no mesmo patamar de 1999.

Gráfico 2

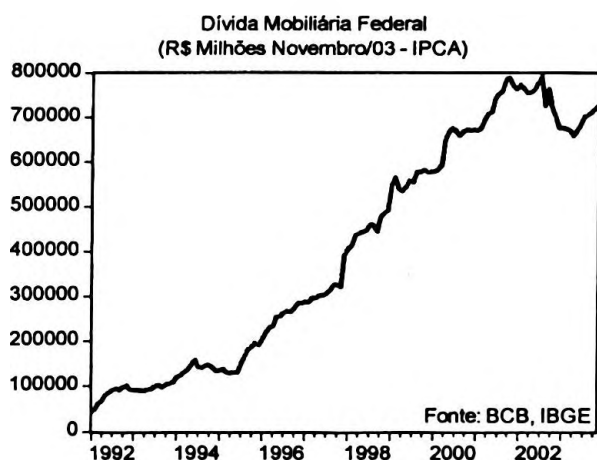
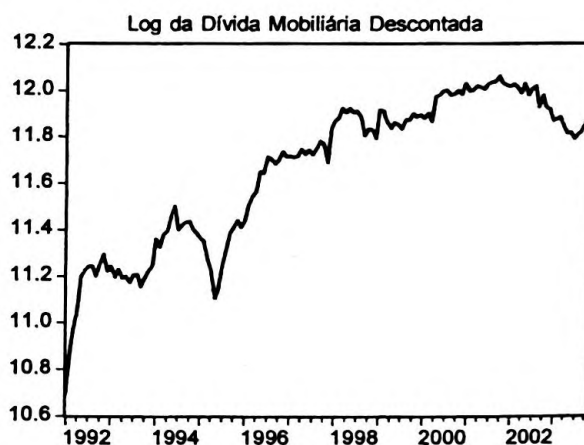


Gráfico 3



Para verificar a estacionariedade das séries foram aplicados os testes tradicionais - Dickey-Pantula (1987), Dickey-Fuller (1979, 1991), Phillips-Perron (1988), KPSS (1992) - e o teste que permite testar a existência de uma raiz unitária na presença de duas quebras estruturais - Lee&Strazicich (2002).

Começaremos com o teste de Dickey-Pantula (1987), que é o apropriado para testar a presença de mais de 1 RU. A hipótese a ser testada é $H_0: d=r$, ou seja, há no máximo r

¹⁰ O Tesouro Nacional e o Banco Central divulgam na Nota para Imprensa da Dívida Mobiliária o valor do estoque da dívida mobiliária fora do Banco Central pelo valor de mercado.

raízes unitárias. O teste foi iniciado com $r=3$. A primeira hipótese é $H_0: d=3$ e $H_a: d=2$. Para testá-la a equação 53 foi estimada por mínimos quadrados ordinários e a hipótese equivalente tornou-se $H_0: \beta_1 = 0$ e $H_a: \beta_1 < 1$. A estatística t calculada para $\hat{\beta}_1$ foi denominada t_1 , e os valores críticos apropriados podem ser encontrados em Fuller (1976).

$$\Delta^3 y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (53)$$

Se a hipótese nula é rejeitada, o passo seguinte é testar $H_0: d=2$ contra $H_a: d=1$. A equação (54) é estimada e as estatísticas t calculadas para $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$ são t_1 e t_2 , respectivamente.

$$\Delta^3 y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (54)$$

Se a hipótese nula for novamente rejeitada, o teste a ser feito é $H_0: d=1$ contra $H_a: d=0$. A equação (55) é estimada e as estatísticas t calculadas para $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\beta}_3$ são t_1 , t_2 e t_3 , respectivamente.

$$\Delta^3 y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (55)$$

Defasagens foram colocadas para tornar os resíduos ruídos brancos, e a constante foi incluída quando significativa. Se uma das estatísticas t for maior que o valor crítico, a hipótese nula não é rejeitada. Os resultados estão na tabela 2. Na primeira etapa, a hipótese nula de 3 raízes unitárias foi rejeitada, pois a estatística t_1 era menor que o valor crítico. O mesmo ocorreu para a hipótese de duas raízes unitárias, com as estatísticas t_1 e t_2 menores que o valor crítico. A hipótese de 1 raiz unitária foi aceita, uma vez que t_3 se mostrou maior que o valor crítico.

Tabela 2 - Teste de Dickey-Pantula para Dívida Mobiliária Descontada

Etapa	Modelo	Defasagens	t1	t2	t3
3RU X 2RU	sem constante	3	-9,2175	-	-
2RU X 1RU	sem constante	2	-8,6667	-5,8014	-
1RU X 0RU	com constante	1	-8,0297	-6,1255	-1,7561*

Observação: * significa a não rejeição da hipótese nula, ou seja, a presença de 1 raiz unitária, para um nível de significância de 5%. Valores Críticos em Fuller (1976).

O segundo passo foi realizar o teste de Dickey-Fuller, cuja finalidade é testar a existência de uma raiz unitária em y_t quando o processo gerador da série é expresso pela equação (56), que é estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (56)$$

A hipótese de raiz unitária, indicada pela hipótese nula $H_0: \gamma=0$, é aceita quando $\hat{\gamma}$ é maior que o valor crítico. O número de defasagens apropriado é determinado de forma a preservar a condição de ruído branco de ε_t . Hipóteses a respeito da constante α e da tendência linear β podem também ser testadas por meio de testes individuais ($H_0: \alpha=0$ e $H_0: \beta=0$) e de testes conjuntos ($H_0: (\alpha, \gamma) = (0,0)$; $H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (0,0,0)$; e $H_0: (\beta, \gamma) = (0,0)$). Para os termos deterministas, a regra de decisão de ambos os testes determina que se o valor da estatística estimada for menor do que os valores críticos, a hipótese nula é aceita. Os resultados estão resumidos na tabela 3.

Tabela 3 – Teste ADF para Dívida Mobiliária Descontada¹¹

Modelo	Hipótese	Defasagens	Estatística do Teste	Valores Críticos	
				1%	5%
$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	2	$\hat{\tau}_r = -2,01$	-4,03	-3,44
	$\beta = 0$ dado $\gamma = 0$		$\hat{\tau}_{\beta r} = 1,20$	2,79	3,53
	$\beta = \gamma = 0$		$\hat{\phi}_3 = 0,74$	6,49	8,73
$\Delta y_t = \alpha + \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	2	$\hat{\tau}_\mu = -2,13$	-3,48	-2,88
	$\alpha = 0$ dado $\gamma = 0$		$\hat{\tau}_{\alpha\mu} = 2,16$	2,54	3,22
	$\alpha = \gamma = 0$		$\hat{\phi}_1 = 2,39$	4,71	6,70
$\Delta y_t = \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	2	$\hat{\tau} = 1,29$	-2,58	-1,94

Começamos o teste com o modelo mais geral, que inclui tendência e constante. O primeiro passo foi analisar a autocorrelação dos resíduos. Foi necessária a inclusão de duas defasagens para que os resíduos se tornassem ruído-branco. Como $\hat{\tau}_r = -2,01 >$ valores críticos, aceitamos a H_0 de que y_t tem uma raiz unitária. Entretanto, é preciso avaliar a significância dos termos deterministas. Começamos testando a tendência individualmente (estatística $\tau_{\beta r}$) e depois conjuntamente (estatística ϕ_3 , baseada na soma dos quadrados dos resíduos). Em ambos os testes, aceitamos a hipótese nula de que o coeficiente da tendência é estatisticamente igual a zero. Foi então avaliada a significância da constante, também individualmente (estatística $\tau_{\alpha\mu}$) e simultaneamente (estatística ϕ_1). Em ambos os testes a hipótese nula de que a constante é estatisticamente insignificante foi aceita, o que nos levou para o modelo mais simples, sem termos deterministas. Os resíduos continuaram ruído-branco com duas defasagens. Como $\hat{\tau} = 1,29 >$ que os valores críticos, a hipótese nula de que a série em questão possui uma raiz unitária não é rejeitada.

¹¹ Os valores críticos para $\hat{\tau}$, $\hat{\tau}_\mu$ e $\hat{\tau}_r$ estão em Mackinnon (1991) e os valores críticos para $\hat{\tau}_{\alpha\mu}$, $\hat{\tau}_{\beta r}$, $\hat{\tau}_{\beta r}$, $\hat{\phi}_1$, $\hat{\phi}_2$ e $\hat{\phi}_3$ estão em Dickey-Fuller (1981). Esta seqüência foi sugerida por Enders (1995) e foi utilizada ao longo desta dissertação.

A próxima etapa foi verificar a estacionariedade da série da dívida mobiliária descontada pelo teste Phillips-Perron (1988). Estes autores desenvolveram uma generalização do procedimento de Dickey-Fuller que permitem que os distúrbios sejam fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos. O procedimento de Phillips-Perron consiste em modificações feitas nas estatísticas τ 's de Dickey-Fuller que levam em consideração esta característica menos restritiva dos erros. A equação a ser testada, a hipótese nula e a regra de decisão são as mesmas do teste anterior. A tendência e a constante também podem ser analisadas através do teste individual. O número de “defasagens” é sugerido pelo critério de Newey-West. Os resultados estão na tabela 4.

Tabela 4 – Teste Phillips-Perron para a Dívida Mobiliária Descontada

Modelo	Hipótese	Defasagens	Estatística do Teste	Valores Críticos	
				1%	5%
$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	4	$\hat{\tau}_\gamma = -3,19$	-4,02	-3,44
	$\beta = 0$ dado $\gamma = 0$		$\hat{\tau}_{\beta\gamma} = 1,59$	2,79	3,53
$\Delta y_t = \alpha + \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	4	$\hat{\tau}_\mu = -3,32$	-3,48	-2,88*
	$\alpha = 0$ dado $\gamma = 0$		$\hat{\tau}_{\alpha\mu} = 3,62$	2,54	3,22

Novamente começamos pelo modelo mais geral, que inclui a constante e a tendência. Como $\hat{\tau}_\gamma = -3,19 >$ que os valores críticos, não rejeitamos a H_0 que y_t tem uma raiz unitária. Entretanto, é preciso analisar a significância dos termos deterministas. Partimos então para a análise da tendência, através do teste individual. Como $\hat{\tau}_{\beta\gamma} = 1,59 <$ valores críticos, aceitamos a hipótese nula de que a tendência é estatisticamente igual a zero. Neste caso, o teste de Phillips-Perron aceita a hipótese nula de 1 raiz unitária a 1%, sendo que a constante é significativa (pois $\hat{\tau}_{\alpha\mu} = 3,60 >$ maior que os valores críticos).

O teste KPSS também é utilizado para testar a presença de 1 raiz unitária. A motivação para aplicação deste teste é o baixo poder dos testes ADF e PP para testar a H_0 de 1 raiz unitária. Tanto no teste ADF quanto no PP é grande a possibilidade de se cometer o erro tipo II

(aceitar H_0 quando ela é falsa). Como em ambos o teste a H_0 é a presença de 1 raiz unitária, no KPSS, a H_0 representa a hipótese da série ser estacionária.

O teste é baseado na estatística $\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2(1)}$, onde $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$, $t=1,2,\dots,T$, é o processo

parcial de resíduos da regressão $y_t = \bar{y} + e_t$; $s^2(1) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s,1) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$ é um

estimador consistente da variância do erro; $w(s,l) = 1 - \frac{s}{(l+1)}$ é uma fração de ponderação

que garante a não negatividade de $s^2(l)$; e l é o parâmetro de defasagem (neste procedimento também definido pelo critério de Newey-West). Os resultados estão reportados na tabela 5.

Tabela 5 – Teste KPSS para Dívida Mobiliária Descontada

Defasagem	Nível	Tendência	Nível VC 5%	Tendência VC 5%
0	12,250	1,929	0,463	0,146
1	6,266	1,019	0,463	0,146
2	4,244	0,707	0,463	0,146
3	3,227	0,550	0,463	0,146
4	2,615	0,432	0,463	0,146
5	2,205	0,394	0,463	0,146
6	1,910	0,348	0,463	0,146
7	1,688	0,317	0,463	0,146

É possível observar que, para qualquer número de defasagens, incluindo a defasagem sugerida por Newey-West (4 defasagens) os valores estimados são maiores que os valores críticos, para o nível estatístico de significância de 5%. Assim, não aceitamos a H_0 de que a série em análise é estacionária, corroborando os resultados obtidos pelos testes de Dickey-Pantula, Dickey-Fuller e Phillips Perron, ou seja, a série apresenta uma raiz unitária.

Ao realizarmos testes de raiz unitária, atenção especial deve ser dada quando há suspeita de que quebras estruturais ocorreram. Quando ocorre uma quebra estrutural, as estatísticas dos testes acima são viesadas para a não rejeição da raiz unitária. Como estamos analisando um período onde eventos importantes ocorreram – como a introdução do plano real, alteração

nos resultados fiscais, aumento da taxa de juros devido aos choques externos, a mudança para o regime de câmbio flutuante, a crise da Argentina e as eleições em 2002 – iremos aplicar também o teste de raiz unitária que permite a presença de quebras estruturais.

A literatura sobre testes de raiz unitária com quebra estrutural teve o seu impulso inicial com o artigo de Perron (1989), em que a determinação da quebra se dava de forma exógena (através de uma análise prévia da série). O autor desenvolveu três modelos de quebras estruturais: o modelo A, chamado de “crash model” permite uma mudança no nível; o modelo B, chamado “changing-growth model” permite uma mudança na inclinação; e o modelo C, denominado “crash with changing-growth model” permite uma mudança tanto no nível quanto na inclinação. As quebras estruturais são introduzidas via adoção de variáveis “dummies”.

Trabalhos subseqüentes foram na direção da determinação endógena da quebra, como Zivot&Andrews (1992) e Lumsdaine&Papell (1997). Entretanto, segundo Lee& Strazicich (2002), a deficiência destes testes decorre de a rejeição da hipótese nula significar a rejeição de raiz unitária sem quebras – o que pode significar tanto que a série é estacionária com quebras ou que é integrada com quebras. Eles então propõe um teste que permite quebras tanto na hipótese nula (raiz unitária com quebras) quanto na hipótese alternativa (estacionariedade com quebras).

O teste de Lee&Strazicich (2002) é muito semelhante ao de Perron, porém ao invés de uma quebra, temos duas quebras em cada modelo. Por exemplo, as hipóteses nula e alternativa do modelo A podem ser representadas por:

$$H_0: \quad y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (57)$$

$$H_1: \quad y_t = \mu_1 + \gamma + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (58)$$

Onde v_{1t} e v_{2t} são termos estacionários, $B_{jt}=1$ para $t=T_{Bj}+1, j=1,2,\dots$ e zero caso contrário; T_{Bj} denota o período em que a quebra ocorreu; e $D_{jt}=1$ para $t > T_{Bj}+1, j=1,2,\dots$ e zero caso contrário. No modelo C, D_{jt} termos são adicionados em (57) e DT_{jt} termos são adicionados em (58), respectivamente ($DT_{jt} = t$ para $t > T_{Bj}+1, j=1,2, \dots$ e zero caso contrário). A

metodologia do teste é baseada no teste de raiz unitária de Schmid&Phillips (1992), que se utiliza do principio do multiplicador de Lagrange. A estatística do teste é obtida estimando-se a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi S_{t-1} + \mu_t \quad (59)$$

onde Z_t é o vetor com as variáveis dummies ($Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$ no modelo A ou $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ ¹² no modelo C); $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t=1,2,\dots,T$, $\tilde{\delta}$ são os coeficientes da regressão de Δy_t em Δz_t , $\tilde{\psi}$ é dado por $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ (y_1 e Z_1 são as primeiras observações de y_t e Z_t). Termos defasados da variável dependente podem ser adicionados de modo a corrigir a correlação serial dos erros. A hipótese nula de raiz unitária é satisfeita quando $\phi = 0$ e as estatísticas do teste são dadas por

$$\tilde{\rho} = T \phi \quad (60)$$

$$\tilde{\tau} = \text{estatística t para testar se } \phi = 0 \quad (61)$$

Os autores apresentam duas versões do teste: com quebras exógenas e com quebras endógenas. A primeira é utilizada quando já se tem conhecimento de eventos que afetaram a série. A segunda é utilizada quando não se conhece os eventos que causam quebras nas séries e consiste em achar dentre todos os pontos da amostra aqueles dois que minimizam as estatísticas acima. Aplicamos as duas versões do teste e os resultados estão resumidos na tabela abaixo.

¹² Onde D_{1t} e D_{2t} representam as quebras de nível da série e DT_{1t} e DT_{2t} as quebras de tendência determinista da série.

Tabela 6 – Teste LM com duas quebras estruturais para Dívida Mobiliária Descontada

	Endógena (modelo C)		Exógena (modelo C)	
	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t
Quebras	Maio/94	Fev/97	Jul/95	Dez/97
S_{t-1}	-0,2471	-4,8373*	-0,0432	-2,5975*
ΔT	0,0431	3,3580	0,0341	2,9359
ΔD_{1t}	0,0751	1,7430	0,0336	0,7534
ΔD_{2t}	-0,0401	-0,9525	0,0094	0,2097
ΔDT_{1t}	-0,0713	-3,6781	0,0198	1,7245
ΔDT_{2t}	0,0584	3,7534	0,0097	0,6645

Observação: * indica a não rejeição da hipótese nula raiz unitária com duas quebras. Os valores críticos para o modelo endógeno são -6,16 e -5,59 a 1% e 5%, respectivamente e -4,92 e -4,31 a 1% e 5% respectivamente, no caso exógeno.

Como foi dito acima, a versão endógena determina o modelo e a data das quebras. Já para versão exógena, foi preciso definir o modelo e os pontos de quebras estruturais. Seguindo Lima (2002), foi aplicado um ADF na série a ser testada para obtenção dos resíduos recursivos. Os resíduos ficaram fora do intervalo de confiança de 2 desvios-padrões em dois pontos: julho/95 e dezembro/97 (ver gráfico 4 abaixo). O próximo passo foi determinar qual modelo utilizar (A, B ou C). Para tanto foram feitas regressões simples contra o tempo por MQO para cada um dos subperíodos, sendo possível identificar duas quebras no intercepto e duas quebras na inclinação, como mostra o gráfico 5 abaixo.

Gráfico 4

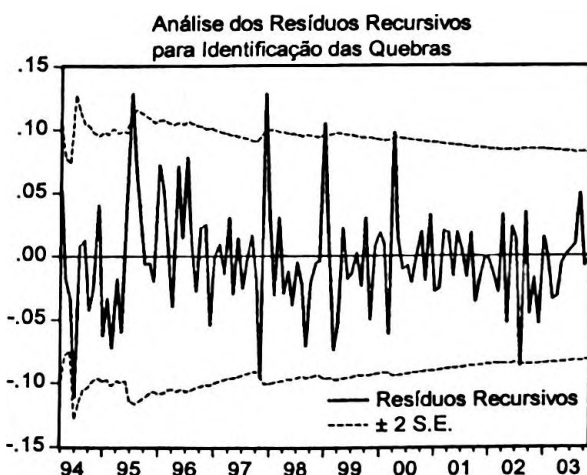
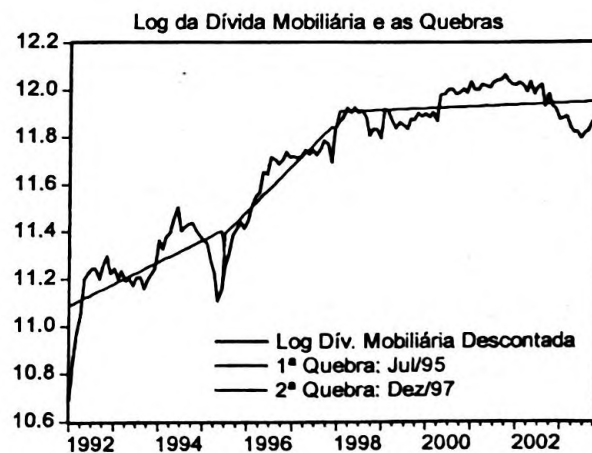


Gráfico 5



Em ambas as versões, não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária, mesmo considerando a ocorrência de duas quebras estruturais. Entretanto, é preciso ressaltar que: (i) na versão endógena, as quebras ocorreram em períodos não esperados e o coeficiente de

ΔD_{12} é não significante; (ii) na versão exógena, apesar das quebras ocorrerem em períodos após a ocorrência de choques de juros, os coeficientes de ΔD_{11} , ΔD_{12} , ΔDT_2 mostraram-se não significativos.

Portanto, todos os testes aplicados – Dickey-Pantula (1987), Dickey-Fuller (1979, 1991), Phillips-Perron (1988), KPSS (1992) e o teste que permite testar a existência de uma raiz unitária na presença de duas quebras estruturais, de Lee&Strazicich (2002) - indicaram que a dívida mobiliária ingressou numa trajetória não-sustentável.

4.3 Análise de Cointegração entre Receitas, Despesas e Pagamento de Juros

4.3.1 O modelo e os Dados

Segundo Ahmed&Rogers (1995), as seguintes relações de cointegração devem ser analisadas para verificar se restrição intertemporal do governo e a restrição externa estão sendo respeitadas, ambas individualmente e simultaneamente:

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 G_t + \beta_2 D_t + v_t \quad (31)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 M_t + \alpha_2 F_t + \varepsilon_t \quad (32)$$

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 (C_t + I_t) + \gamma_2 T_t + \gamma_3 F_t + \gamma_4 D_t + \mu_t \quad (33)$$

Para testarmos a restrição orçamentária intertemporal do governo expressa por (31) foram usados dados trimestrais de 1992:01 a 2003:3 em R\$ de novembro/03 corrigidos pelo IPCA. Os dados de receitas, despesas do governo e pagamento de juros sobre a dívida interna foram obtidos da Execução Financeira do Tesouro Nacional, que adota o regime de caixa. A receita total engloba a receita fiscal, operações oficiais de crédito, remuneração de disponibilidades no Banco do Brasil, arrecadação da previdência e receita de senhoriagem – esta última calculada pela variação da base monetária, divulgada pelo Banco Central. A despesa é constituída de transferências a Estados e Municípios, pessoal e encargos, outras vinculações, operações oficiais de crédito, gastos com custeio, investimento e restos a pagar

e benefícios previdenciários¹³. Os encargos da dívida contratada e mobiliária foram usados como proxy para pagamento de juros da dívida interna. Os dados mensais foram trazidos a valor presente de novembro/03 pelo IPCA, sendo posteriormente transformados em trimestrais pela soma.

Deve-se enfatizar que para o pagamento de juros real foi utilizado como proxy o pagamento de juro nominal deflacionado pelo índice de preços, o que segundo Ahmed&Rogers (1995), faria com que o coeficiente desta variável não fosse necessariamente 1 no vetor de cointegração. Além disso, estes dados compreendem apenas o governo central, e não o setor público consolidado, uma vez que não temos disponíveis estas séries para Estados, Municípios e empresas estatais.

4.3.2 Testes de Raiz Unitária

O primeiro passo foi verificar o grau de integração das séries em questão. Como as séries apresentavam problema de heterocedasticidade, passamos utilizar o logaritmo das mesmas em todos os casos.

Gráfico 6

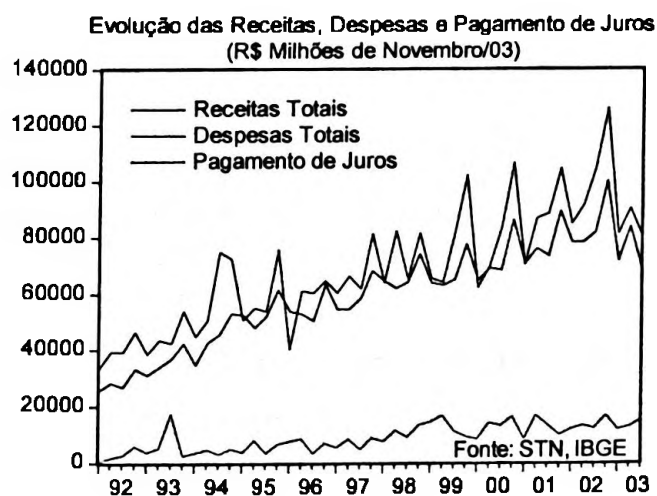
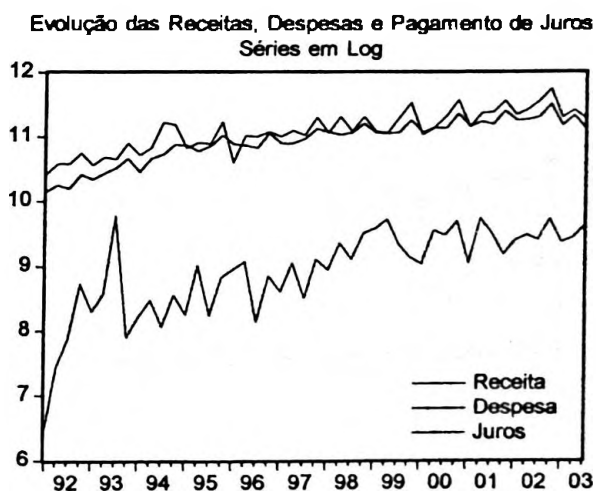


Gráfico 7



¹³ O Tesouro Nacional passou a considerar a arrecadação da previdência na receita e os pagamentos de benefícios nas despesas apenas a partir de 2000. Entretanto, como consideramos estes dados extremamente importantes para a análise das finanças do setor público, construímos as séries de receita e despesas considerando estas duas informações para trás (desde 1988:01). Os dados de arrecadação e benefícios da previdência estão disponíveis no Ipeadata.

O primeiro teste a ser realizado foi o de Dickey-Pantula (1987) para testar a presença de múltiplas raízes unitárias. O teste foi iniciado com $r=2$, sendo que nesta primeira etapa, a hipótese de 2 raízes unitárias foi rejeitada para todas as séries. A tabela abaixo mostra o resultado para o teste na última etapa.

Tabela 7 – Teste Dickey-Pantula para Restrição Fiscal

Série	Modelo	Defasagens	t_1	t_2
Receitas	Com constante	2	-9,174813	-1,657958*
Despesas	Com constante	6	-3,448152	-2,583310*
Juros Internos	Com constante	0	-11,80723	-3,494236**

Observação: * significa a não rejeição da hipótese nula (presença de 1 raiz unitária) para um nível de significância de 5% e ** para um nível de significância a 1%. Valores críticos em Fuller (1976).

Por este teste, todas séries apresentam uma raiz unitária. O teste ADF também foi realizado para as mesmas séries, sendo que os resultados foram resumidos na tabela abaixo:

Tabela 8 – Teste ADF para Restrição Fiscal

Série	Modelo	Defasagens	ADF Test Statistics
Receitas	com constante e com tendência	6	3,918245**
Despesas	sem constante e sem tendência	7	1,023691*
Juros Internos	com constante e com tendência	4	-3,362005*

Observação: * e ** denota a rejeição de raiz unitária para um nível de significância de 5% e 1%. Valores críticos em MacKinnon (1991).

Por este teste, todas as séries são não-estacionárias, corroborando os resultados obtidos pelo testes de Dickey-Pantula.

4.3.3 Análise de Cointegração

A hipótese de que as variáveis são cointegradas é testada de acordo com o procedimento de Johansen (1988, 1995). A equação utilizada é:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (60)$$

Por esse procedimento, verifica-se se há ou não cointegração pelo posto da matriz π , ou seja, pelo número de raízes características (autovalores) não nulas associadas a π . Se o posto for zero, não há o termo de correção de erro e, portanto, não há cointegração. Também não há se o posto for completo, com n combinações lineares, já que as séries são estacionárias ao invés de $I(1)$ como inicialmente suposto. A condição para existência de cointegração é que o posto seja maior que zero e menor que n . A estimação é feita por máxima verossimilhança da fatorização de π ($\pi = \alpha\beta'$), supondo que π tem posto reduzido. Portanto, uma condição necessária é que os resíduos tenham distribuição normal. Caso contrário, *dummies* podem ser acrescentadas ao modelo para corrigirem a distribuição.¹⁴

É preciso determinar a ordem do VAR utilizado. Para isso, são utilizados os critérios de informação de Akaike, Hannan-Quinn, BIC e os testes F e LR. Também é necessário definir os termos deterministas que podem estar dentro e fora do vetor de cointegração:

$$\Delta x_t = \alpha (\beta' x_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t) + \sum_{i=1}^{k-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \mu_2 + \delta_2 t + \varepsilon_t \quad (61)$$

Uma constante fora do vetor de cointegração (μ_2) indica que as variáveis expressas em nível tem tendência determinista. Já o termo $\delta_2 t$ indica que a tendência é quadrática. Se as variáveis forem mensuradas em unidades distintas, devemos colocar uma constante dentro do vetor (μ_1). A variável tempo dentro do vetor de cointegração ($\delta_1 t$) se justifica quando a tendência é linear. Para determinar os termos deterministas, podemos utilizar além da análise gráfica, o critério de Pantula. Este último testa se o posto da matriz é zero começando pelo modelo mais simples (sem constante e sem tendência); depois testa todas as alternativas para posto igual a um e assim sucessivamente. O resultado final do teste é o número mais baixo observado no modelo mais simples.

Determinados os termos deterministas e o número de defasagens, a fatorização de π por máxima verossimilhança é estimada. Os autovalores são calculados e ordenados de forma decrescente. Se há cointegração, pelo menos um é diferente de zero. Para testar quantos autovalores são estatisticamente diferentes de zero são utilizadas duas estatísticas: λ traço e λ máximo. A primeira testa a hipótese de que há no máximo r vetores de cointegração, e

¹⁴ Entretanto, os valores críticos dos testes de cointegração não são totalmente válidos, já que consideram apenas como termos deterministas a constante e a tendência.

sua estatística é dada por: $\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$. A segunda testa a hipótese de que

há exatamente r vetores de cointegração, e sua estatística, também conhecida como máximo

autovalor, é dada por: $\lambda_{\text{max}}(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$.

Deste modo, obtém-se uma relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. No entanto, podem ocorrer desvios de curto prazo dessa relação de equilíbrio, que são temporários. Eles são corrigidos pelo Modelo de Correção de Erro, pelo coeficiente α da equação (61), que indica a velocidade de ajustamento aos desvios de curto prazo e quem está se ajustando.

4.3.4 Resultados

O objetivo, segundo Ahmed&Rogers, é verificar se a receita total (incluindo receita de senhoriagem), despesas do governo e pagamento de juros cointegram com um vetor específico [1, -1, -1]. O primeiro passo foi determinar a ordem do modelo, através da estimação de VAR's de ordem entre um e oito. Através dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn e os teste LR e F, o VAR de ordem quatro foi selecionado como mais apropriado, como mostram os dados da tabela abaixo:

Tabela 9 – Definição da Ordem do Var da Restrição Fiscal

Defasagens	LR	AIC	SC	HQ	F
8	11,41921	-3,452130	-0,252973	-2,304300	0,2803
7	5,637328	-3,098010	-0,282752	-2,087920	0,5257
6	7,714708	-3,227941	-0,796582	-2,35591	0,5932
5	7,064229	-3,303744	-1,256284	-2,569133	0,6630
4	34,21240*	-3,458143*	-1,794581*	-2,861271*	0,0944*
3	23,01966	-2,603820	-1,324157	-2,144688	0,0243
2	23,31462	-2,271577	-1,375813	-1,950184	0,0059
1	54,33618	-2,004533	-1,492668	-1,820881	-

Obs: * indica a defasagem selecionada pelo critério

Foi analisada também a ordem do VAR caso fossem incluídas dummies sazonais. A justificativa para tal procedimento é o fato que o pagamento do 13º salário ao funcionalismo e aposentados acaba impondo padrão sazonal para as contas da previdência e de despesas com pessoal do governo. Quando adicionamos as “dummies” sazonais, a

ordem “ótima” do VAR cai para 2 defasagens pela maioria dos critérios (a única exceção foi o AIC).

Tabela 10 – Definição da Ordem do Var da Restrição Fiscal com Dummies Sazonais

Defasagens	LR	AIC	SC	HQ	F
8	15,89850	-5,101207*	-1,518151	-3,815637	0,0911
7	9,281208	-4,117427	-0,918270	-2,969597	0,1380
6	3,162629	-3,916022	-1,100764	-2,905932	0,3293
5	5,999272	-4,191524	-1,760164	-3,319173	0,4358
4	11,59349	-4,353099	-2,305638	-3,618487	0,3798
3	8,416631	-4,310572	-2,647011	-3,713701	0,4009
2	37,65337*	-4,448394	-3,168732*	-3,989262*	0,0651*
1	89,25513	-3,611541	-2,715777	-3,290148	-

Obs: * indica a defasagem selecionada pelo critério

Desta forma, iremos avançar na análise de cointegração com dois modelos: (i) modelo A (sem “dummies” sazonais) com 4 defasagens (ii) modelo B (com “dummies” sazonais) com duas defasagens. A definição do melhor modelo dependerá dos resultados dos testes de normalidade dos resíduos e significância dos coeficientes. Pela análise gráfica, foi identificada a necessidade de uma constante dentro do vetor de cointegração, devido a diferença de magnitude das séries.

O teste de cointegração para o modelo A (com uma constante dentro do vetor de cointegração e 4 defasagens) apresentou problema de normalidade, tanto no vetor quanto na equação dos juros. A análise da série dos juros mostrou a necessidade de inclusão de uma variável “dummy” para corrigir um “outlier” no terceiro trimestre de 1993, muito provavelmente devido ao início da fase de implementação do plano real, com a introdução da URV. Desta forma, foi incluída uma “dummy” que assume valor 1 no terceiro trimestre de 1993 e zero nos demais, denominada de du0393. A ordem do VAR foi testada novamente com a inclusão desta “dummy”, não tendo sofrido alteração.

O critério de Pantula, aplicado ao Modelo A com du0393, indicou que o modelo mais simples (sem constante e sem tendência) como mais apropriado, ou seja, resultaria em apenas 1 vetor de cointegração. Entretanto, devido a magnitude diferente das séries,

optamos por analisar também o modelo com a constante, o que segundo o critério de Pantula, resultaria em dois vetores de cointegração.

Passando para o modelo B, os testes de normalidade também indicaram a necessidade de inclusão da du0393, uma vez que foi rejeitada a normalidade do vetor e da equação dos juros. A ordem do VAR foi testada novamente - incluindo além das “dummies” sazonais, esta “dummy” du0393 – e confirmou as duas defasagens. O critério de Pantula foi então aplicado, indicando que a cointegração só ocorreria nos modelos 4 e 5 (que incluem além da constante dentro e fora do vetor uma tendência linear, no caso do modelo 4, ou quadrática, no caso do modelo 5), ambos resultando em dois vetores de cointegração. Optamos pelo modelo 4.

Resumindo, os diversos critérios e testes indicaram que devemos analisar os seguintes modelos:

- Modelo A1 (4 defasagens, du0393, sem constante): 1 vetor de cointegração;
- Modelo A2 (4 defasagens, du0393 e constante dentro do vetor): 2 vetores de cointegração;
- Modelo B (2 defasagens, com “dummies” sazonais e du0393, constante dentro e fora do vetor e tendência dentro do vetor): 2 vetores de cointegração.

Com o objetivo de facilitar uma escolha ou ordenamento de preferência entre estes três modelos, os resultados serão apresentados em conjunto nas tabelas abaixo.

Tabela 11 – Testes de Cointegração Modelo A1, A2 e B

Há r vetores cointegração	Modelo A1			Modelo A2			Modelo B		
	eigenvalue	máximo	traço	Eigenvalue	máximo	traço	eigenvalue	Máximo	traço
r=0	0,626772	42,38**	52,85**	0,627465	42,46**	78,02**	0,601932	41,45**	90,12**
r≤1	0,140107	6,491	10,47	0,509361	30,62**	35,56**	0,584119	39,48**	48,67**
r≤2	0,0883723	3,979*	3,979*	0,108518	4,94	4,94	0,184691	9,188	9,19

Observação: * e **denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 5% e 1%, respectivamente. Valores críticos em Osterwald-Lenum (1992).

Tanto o teste $\lambda_{\text{traço}}$ quanto o λ_{max} indicam a existência de um vetor no modelo A1 e de dois vetores de cointegração nos modelos A2 e B. Começando a análise pelo modelo A1,

podemos perceber pela tabela abaixo que os componentes do vetor apresentaram o sinal esperado. Entretanto, os resíduos do vetor de cointegração só apresentam distribuição normal a 1% de significância, devido à ausência de normalidade nos resíduos da equação das despesas (mesmo depois da inclusão de du0393 que corrigiu o problema de normalidade dos juros).

Tabela 12 – Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento do Modelo A1

Série	β	α
Receita	1	0,44250
Despesa	-0,74767	0,43597
Juros	-0,30540	0,68623

A condição de sustentabilidade requer que, além das variáveis cointegrarem, seja formado um vetor específico, [1, -1, -1]. Foi então realizado o teste de cointegração restrita, da família da Razão de Verossimilhança, com distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade. A restrição foi rejeitada a um nível de significância de 1%. Também foram realizados os testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento. Todos os coeficientes se mostraram significantes.

No tocante ao modelo A2, que possui a mesma definição do modelo A1, mas com a inclusão de uma constante dentro do vetor de cointegração, tanto os resíduos do vetor de cointegração quanto das equações apresentaram distribuição normal. Nesta especificação, temos dois vetores de cointegração, que estão representados na tabela abaixo:

Tabela 13 – Vetores de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento: Modelo A2

Séries	1º Vetor		2º Vetor	
	β	α	β	α
Receita	1	0,45238	0,59259	-0,29251
Despesas	-0,83165	0,42845	1	-0,10813
Juros	-0,27544	0,57437	-0,078952	0,90368
Constante	0,66368		-10,530	

Note que no 1º vetor de cointegração, todos os coeficientes apresentam o sinal esperado. Já no 2º vetor, juros e receitas apresentam o sinal contrário. O primeiro teste de cointegração restrita realizado foi para verificar se a constante era significativa. A hipótese nula de que a constante é zero foi rejeitado ao nível de significância de 1%. O segundo passo foi então

realizar o teste sobre os componentes do vetor para verificar se eles apresentam a configuração [1, -1, -1]. O teste da família da Razão de Verossimilhança, com distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade, rejeitou a restrição imposta ao nível de significância de 5%. É importante destacar que os vetores foram testados separadamente, uma vez que para atender a condição de sustentabilidade é necessário que apenas 1 vetor de cointegração específico. Também foi feito o teste sobre os coeficientes de ajustamento, indicando que todos são significantes a 1%.

Finalmente, o modelo B, que continha duas defasagens, “dummies” sazonais, “dummy” para corrigir o problema de normalidade dos juros, constante dentro e fora do vetor e tendência dentro do vetor, também resultou em dois vetores de cointegração, que estão representados na tabela abaixo. Note que tanto no 1º vetor quanto no 2º vetor, os juros apresentam o sinal contrário do esperado.

Tabela 14 – Vetores de cointegração e Coeficientes de Ajustamento: Modelo B

Séries	1º Vetor		2º Vetor	
	β	α	β	α
Receita	1	-1,4141	-0,66319	-0,044350
Despesas	-0,37676	0,012899	1	-0,015251
Juros	0,036683	0,12302	-1,3064	0,80766
Tendência	-0,012853		0,036248	

Este modelo não apresentou problema de normalidade dos resíduos. O teste de cointegração restrita rejeitou a H_0 de que a tendência era insignificante ao nível de significância de 1%. Desta forma foi realizado o teste sobre os componentes dos vetores, impondo a condição que pelo menos um deles é igual a [1, -1, -1]. Os testes rejeitaram esta condição a um nível de significância de 5%. Finalmente, todos os coeficientes de ajustamento se mostraram significantes.

Quando comparamos os três modelos, podemos perceber que o modelo A1 tem a desvantagem de não apresentar normalidade dos resíduos, enquanto nos demais este problema foi solucionado; já no último modelo, em ambos os vetores, os juros apresentaram sinal contrário ao esperado. Portanto, nossa preferência é pelo modelo A2, cujos resíduos são normalmente distribuídos e cujo primeiro vetor apresenta os resultados de acordo com a teoria – inclusive os coeficientes de ajustamento apresentam maior

magnitude. De qualquer forma, os três modelos selecionados pelos testes rejeitaram que a restrição fiscal estivesse sendo cumprida.

Como não foi verificada a condição de sustentabilidade da restrição fiscal, não foi realizada a análise sobre a restrição externa e a restrição sobre a economia como um todo, uma vez que neste caso elas não teriam sentido dentro do contexto deste trabalho.

4.4 Teste Feedback ADF entre Dívida Pública e Superávit Primário

O terceiro e último teste de sustentabilidade da política fiscal será baseado nos procedimentos desenvolvidos por Feve, Henin e Jolivaldt (1998). Como foi dito no capítulo anterior, estes autores inovam tanto na definição de sustentabilidade quanto na abordagem econométrica. Eles desenvolveram o conceito de sustentabilidade efetiva, que deve ser testado através de um novo teste, o “Feedback Unit Root” ou FADF. A estacionariedade da relação dívida/PIB é uma condição necessária para a sustentabilidade efetiva, sendo a condição suficiente a existência de um mecanismo de feedback entre dívida pública e superávit primário.

A especificação do teste utilizada foi a desenvolvida no artigo de 1998¹⁵:

$$\Delta b_t = (\rho - 1)b_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \text{surp}_{t-i} + \varepsilon_t - u_t \quad (62)$$

$$\text{surp}_t = (1 - \rho)b_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{3i} \Delta b_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{4i} \text{surp}_{t-i} + u_t \quad (63)$$

onde testamos a hipótese nula $H_0: \rho=1$ contra a hipótese alternativa $H_1: \rho<1$. A não rejeição da hipótese nula significa que a série da dívida possui uma raiz unitária e o superávit primário é insensível ao comportamento do endividamento.

Foram utilizados dados mensais da dívida líquida em R\$ de novembro/03 e do superávit primário acumulado nos últimos 12 meses em R\$ de novembro/03 para o período de janeiro de 1992 a novembro de 2003. O primeiro passo foi trazer as séries a valor presente pelo fator de desconto FD_t ,

¹⁵ Na verdade, a especificação de 2000 também foi testada, mas como o valor da constante era não significativa, não tínhamos mais os valores críticos.

$$FD_t = \prod_{i=0}^n \left(\frac{r_t - g_t}{1 + g_t} \right) \text{ sendo a taxa real de juros definida por } r_t = \frac{i_t - \pi_t}{1 + \pi_t}$$

onde i_t é a taxa nominal de juros, π_t é a taxa de inflação e g_t é a taxa de crescimento real do produto. Note que este fator de desconto é exatamente o mesmo utilizado na seção 4.2, sendo que as variáveis utilizadas para o seu cálculo foram mantidas: taxa de juros Selic, inflação medida pelo IPCA e produção industrial dessazonalizada pelo IBGE como proxy para o produto. Como as séries descontadas apresentavam problemas de heterocedasticidade, foram convertidas para log. Na série do superávit primário/PIB acumulado 12 meses foi preciso somar uma constante, pois a série continha valores negativos. Além disso, optamos por trabalhar com a série multiplicada por (-1), ou seja, superávit primário é representado por valores positivos e déficits por valores negativos. Os gráficos abaixo mostram o comportamento das séries originais e das séries descontadas em log.

Gráfico 8

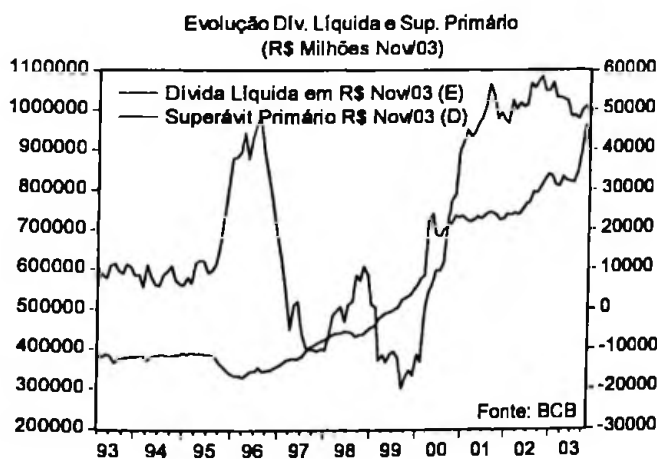
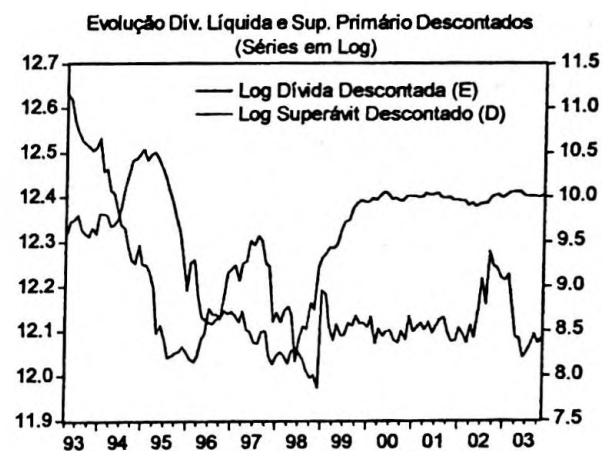


Gráfico 9



O primeiro passo foi definir a ordem dos sistemas. Como as séries são mensais, começamos com 14 defasagens. Foram rodados os 14 sistemas por Máxima Verossimilhança (Full Information Maximum Likelihood) sendo a defasagem definida pelos critérios de AIC e BIC, como resumidos na tabela abaixo:

Tabela 15 – Definição da Ordem dos Sistemas do Teste FADF

Definição da Ordem dos Sistemas utilizados no teste FADF (1998)				
Defasagens	K	Log Likelihood	AIC	BIC
14	58	355.0078	-4.641	-4.592
13	54	349.3593	-4.615	-4.570
12	50	337.2818	-4.489	-4.447
11	46	334.5357	-4.508	-4.470
10	42	330.6998	-4.511	-4.476
9	38	328.5309	-4.540	-4.508
8	34	326.6080	-4.572	-4.544
7	30	320.5447	-4.540	-4.515
6	26	319.2807	-4.583	-4.561
5	22	318.0268	-4.625	-4.607
4	18	316.5784	-4.665	-4.650
3	14	316.4664	-4.726	-4.714
2	10	314.5334	-4.758	-4.750
1	6	313.2068	-4.800	-4.795

K=número de coeficientes estimados

Como os dois critérios indicaram duas defasagens, vamos trabalhar com o sistema 1. Agora é preciso determinar os valores de τ e η para obtermos os valores críticos. Para tanto, iremos precisar da matriz de covariância dos resíduos do sistema selecionado:

$$\Sigma_1 = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon u} \\ \sigma_{\varepsilon u} & \sigma_u^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,001294 & 0,0000000429 \\ 0,0000000429 & 0,019849 \end{pmatrix}$$

$$\eta^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_u^2} = \frac{0,001294}{0,019849} = 0,0652 \text{ e } \eta = 0,2553$$

$$\tau = \frac{\sigma_{\varepsilon u}}{\eta \sigma_u^2} = \frac{0,0000000429}{0,2553 * 0,019849} = 0,0000$$

Desta forma, os Valores Críticos da estatística t do FADF são: -2,58 a 1%, -1,95 a 5% e -1,62% a 10% (página 18 de Feve, Henin e Jolivaldt (1998)). Como o $t_{(\rho-1)} = 0,24 >$ Valor Crítico para todos os níveis de significância, aceitamos H_0 que $\rho=1$.

Entretanto, o sistema 2 apresentou problema de normalidade dos resíduos, como pode ser percebido pelos gráficos abaixo, que mostra as séries dos resíduos dentro de um intervalo de 3 desvios-padrões:

Gráfico 10

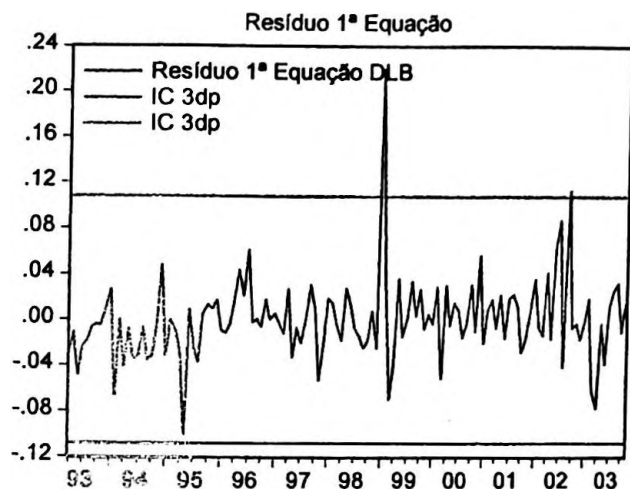
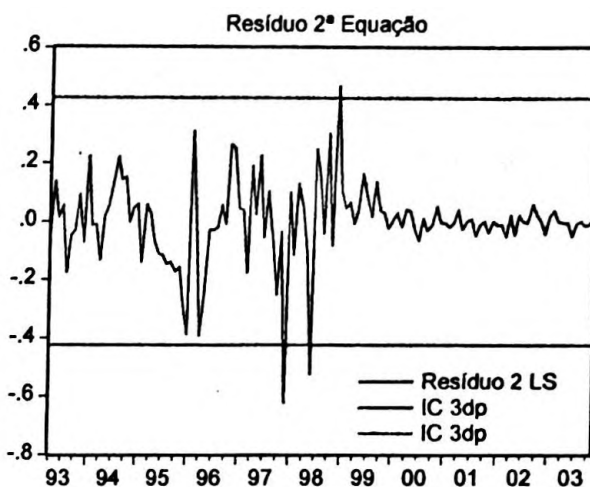


Gráfico 11



Foram identificados três “outliers”: na primeira equação em janeiro de 1999 (provavelmente a desvalorização cambial) e na segunda equação em dezembro de 1997 e agosto de 1998. Desta forma o sistema 2 foi rodado novamente com a inclusão de três variáveis “dummies” que assumiam valor 1 na data do evento e zero nas demais observações. O problema de normalidade melhorou significativamente (ver gráficos abaixo), sendo o novo $t_{(\hat{\rho}-1)} = -0,1246$, ainda superior aos valores críticos, mantendo o resultado de não rejeição da $H_0: \rho=1$, o que significa que a política fiscal segue uma trajetória não sustentável.

Gráfico 12

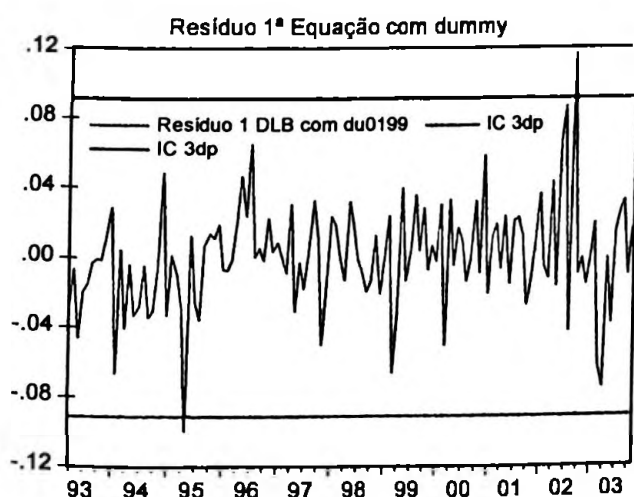
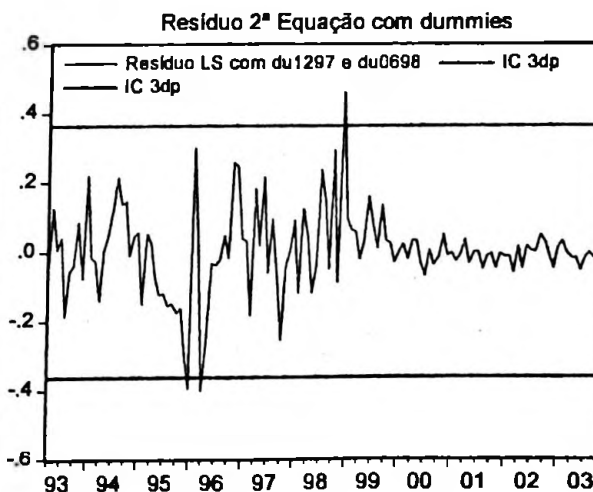


Gráfico 13



4.5 Considerações Finais

As três abordagens utilizadas para analisar a sustentabilidade da política fiscal foram unânimes em indicar que o governo não está respeitando sua restrição orçamentária intertemporal. Esta unanimidade pode ser considerada um forte indicativo de que a política fiscal realmente ingressou numa trajetória não sustentável, uma vez que tivemos metodologias distintas sendo aplicadas em diferentes séries fiscais. É importante destacar que estes resultados não indicam que o governo brasileiro irá “defaultar” sua dívida; estes resultados apenas indicam que a política fiscal deve ser alterada para que o governo volte a respeitar sua restrição orçamentária intertemporal.

Com estes resultados em mão, nosso objetivo passa a ser a investigação empírica dos fatores que levaram a política fiscal para uma situação de não sustentabilidade em algum momento na década de 1990. Isto porque, os estudos empíricos que consideravam exclusivamente os dados anteriores ao plano real indicavam que a restrição orçamentária era respeitada com a ajuda das receitas de senhoriagem. Nossa intuição diz que com a introdução do plano real, tivemos uma combinação de fatores que afetou negativamente o endividamento público: a expressiva queda das receitas de senhoriagem com a redução da inflação, a piora dos resultados primários e uma política monetária que mantinha a taxa real de juros acima da taxa da economia. Ao migrarmos para o regime de metas para a inflação, conseguimos ter uma menor taxa real de juros (comparativamente ao 1º período do plano real), mas o impacto da depreciação cambial acabou afetando um estoque de dívida maior. Apesar da adoção de uma política fiscal contracionista, esta não foi suficiente para impedir o crescimento da dívida.

5. Investigando a não-sustentabilidade da dívida

5.1 Considerações iniciais

Todos os testes feitos no capítulo anterior indicaram que a dívida pública ingressou numa trajetória não sustentável, em linha com o resultado obtido por Lima (2002) e Luporini (2000). Por outro lado, estes resultados contrastam fortemente com os estudos feitos por Pastore (1995), Rocha (1997), Issler e Lima (1997), que tinham como enfoque o período pré-plano Collor. Desta forma, a pergunta que se segue é quais fatores foram condicionantes para esta mudança, ou seja, que levaram a dívida pública passar de uma situação de sustentabilidade (verificada até o plano Collor) para outra de não sustentabilidade (quando incluímos o período do plano real).

Conforme descrito no Capítulo 2, o crescimento da relação dívida/PIB a partir de meados da década de 90 pode ser explicado por uma combinação de fatores: a redução da receita de senhoriagem, a deterioração dos resultados fiscais (devido aos resultados defasados da constituição de 1988 e a adoção de uma política fiscal expansionista) durante o período de 1994 a 1998, o expressivo reconhecimento de esqueletos (“hidden liabilities” ou passivos ocultos) e o impacto de taxas reais de juros muito superiores às taxas de crescimento da economia e da depreciação real da taxa de câmbio sobre o estoque da dívida¹⁶.

Desta forma, o objetivo deste capítulo é analisar, com o auxílio de técnicas econométricas, alguns dos fatores listados acima. Seguiremos duas abordagens. A primeira tentará avaliar os efeitos da política monetária sobre o crescimento da dívida pública, considerando seus impactos no perfil de indexação e vencimentos que acabou gerando uma dinâmica perversa de crescimento, mesmo depois da flutuação cambial. Esta seção será baseada no trabalho de Mendonça (2003).

¹⁶ Outro fator que inibiu o crescimento explosivo da dívida pública durante meados da década de 1970 até meados da década de 90 foi a subindexação do estoque da dívida, que provocava a erosão do estoque herdado através da redução do valor real da mesma. Mas a referida prática terminou em 1994, quando se encerrou o período de altas taxas de inflação e de indexação geral da economia em conjunto com a adoção de uma política de taxas de juros voltada para a atração de capitais que facilitasse a implementação do plano de estabilização. Para uma análise detalhada do impacto da subindexação da dívida, ver Mattos e Rocha (2001).

Também será realizado um estudo para identificar as principais características do regime fiscal brasileiro, como o objetivo de caracterizar o padrão de comportamento das receitas e gastos do governo. Apesar da relação entre receitas, despesas e pagamento de juros já ter sido estudada no capítulo anterior, o foco da análise agora será diferente. No capítulo anterior, foi implementado um teste de sustentabilidade da dívida através do instrumental de cointegração, que buscava uma relação de longo prazo específica. Agora, além de adotarmos uma definição diferente para as despesas (que passam a incluir o pagamento de juros) a ênfase estará na relação de curto prazo dos componentes fiscais das contas públicas.

5.2 A dinâmica perversa da dívida

Apesar do drástico aumento da dívida pública brasileira na segunda metade dos anos 1990, esta continuou sendo inferior, como percentagem do PIB, à de diversos países desenvolvidos. Entretanto, o problema da dívida brasileira não está somente no seu montante, mas também na sua composição, uma vez que a maior parcela da dívida mobiliária é constituída por títulos de curta maturação e indexados à taxa de juros de curto prazo ou à taxa de câmbio.

Esta seção tem o intuito de avaliar os efeitos da política monetária sobre o crescimento da dívida no período pós-real, levando-se em consideração sua estrutura de vencimento e indexação. Como foi argumentado no capítulo 2, a combinação dos regimes monetário e fiscal que vigorou na 1ª fase deste plano de estabilização (1994-1998) era inconsistente e contribuiu para que a dívida apresentasse um crescimento explosivo. A passagem para o câmbio flutuante e a adoção do regime de metas de inflação em meados de 1999 permitiu a redução da taxa real de juros. Porém, a significativa depreciação real da taxa de câmbio que ocorreu desde então acabou contaminando um estoque mais elevado de dívida.

Em geral, um aumento na taxa de juros conduz a uma queda da inflação através de dois canais. Primeiro, a política monetária contracionista diminui a demanda, o produto e, portanto, a inflação. Segundo, a maior taxa de juros atrai fluxo de capital, levando a uma

apreciação da taxa de câmbio, que por sua vez, reduz a inflação. Entretanto, em um ambiente com elevado patamar de dívida, de curta maturidade e indexada a taxa de juros, o segundo canal de transmissão pode funcionar de maneira inversa. O aumento da taxa de juros pode conduzir, ao contrário, a uma maior depreciação da taxa de câmbio, uma vez que aumenta o risco de “default” ao afetar negativamente o estoque de dívida.

De fato, quando as condições fiscais estão erradas – dívida pública elevada, de curto prazo e indexada – o regime de metas para inflação pode não funcionar, ou seja, a elevação da taxa de juros poderá aprofundar a depreciação, e não resultar numa apreciação da moeda, se os agentes perceberem um maior risco de “default”. Apesar deste não ser o único canal de transmissão da política monetária, o efeito final da elevação da taxa de juros pode ser um aumento da inflação e do estoque de dívida. Neste ambiente, a melhor maneira de lutar contra a inflação é a política fiscal (Blanchard 2003). Uma elevação do superávit primário diminui o risco de “default”, podendo levar a uma apreciação da moeda e menor inflação. Este resultado está em linha com o estudo de Giavazzi e Pagano (1990) e Giavazzi, Jappelli e Pagano (2000), que acreditam que em certas circunstâncias, um ajuste fiscal pode levar ter efeitos expansionistas sobre a economia.

A principal conexão entre as políticas monetária e fiscal se dá através da restrição orçamentária do governo, estudada no capítulo 3. Como já foi visto, na presença de um déficit público, o governo pode se financiar através de emissão de moeda ou via emissão de dívida. Conforme destacado por Sargent & Wallace (1981), uma autoridade monetária comprometida com a estabilidade de preços, afeta a extensão com a qual a senhoriagem é explorada como fonte de receita pela autoridade fiscal. Numa situação em que a dívida encontra-se num patamar elevado e temos a ocorrência de uma seqüência de déficits fiscais, a taxa de juros real poderá se elevar e superar a taxa de crescimento da economia. Neste caso, a tentativa de manter a política monetária contracionista voltada para o controle da inflação provocará um aumento no estoque da dívida devido ao maior pagamento de juros. Dada a condição de NPG, quando o limite da demanda por títulos é atingido, a autoridade monetária terá que apelar para a expansão da base monetária. Este é o famoso resultado da “desagradável aritmética monetarista”.

Por outro lado, alguns autores destacam que o esforço para reduzir a taxa de inflação pode gerar problemas de ordem fiscal (King 1995). A introdução de uma política monetária contracionista, mas que ainda não é crível aos olhos dos agentes, poderá promover um aumento da taxa real de juros que afetará o endividamento público. Isto ocorre quando a autoridade monetária que ainda está construindo sua credibilidade precisa responder a um choque elevando a taxa de juros, de tal forma que a inflação esperada declina de maneira mais lenta que a inflação corrente. O sucesso em desinflacionar a economia diminui a taxa de crescimento do produto, aumenta a despesa com juros relativa ao serviço da dívida até que a credibilidade esteja construída e demanda um superávit primário mais elevado para manter a relação dívida/PIB estável. No longo prazo, o superávit primário até poderá retornar para seu patamar inicial, quando as expectativas inflacionárias já tiverem se ajustado. Entretanto, em países com triste passado inflacionário e de descontrole fiscal, levará mais tempo para a credibilidade ser construída. A necessidade de um superávit primário adicional para financiar o aumento da dívida enquanto a credibilidade não é conquistada foi batizada como a “desagradável aritmética fiscal”.

Com base nos argumentos expostos acima, é possível fazer um paralelo com a situação da economia brasileira no período pós-plano real. Na primeira fase do plano (1994-1998), podemos identificar alguns elementos da desagradável aritmética monetarista. A autoridade monetária comprometida com a estabilidade de preços diminuiu a receita de senhoriagem disponível para a autoridade fiscal. Como a reforma monetária foi acompanhada de uma política fiscal expansionista o endividamento público aumentou. O regime de “crawling-peg” determinava que a autoridade monetária elevasse a taxa de juros toda vez que um choque externo impactava a economia, com o objetivo de preservar o nível de reservas internacionais. A elevação da taxa real de juros reduzia o crescimento econômico e, na presença de déficits primários, contribuía para o crescimento explosivo da dívida.

O abandono da âncora cambial no início de 1999 levou o Banco Central a buscar uma nova âncora para o nível de preços. O regime de metas para inflação adotado tem como principal objetivo a estabilidade de preços, sendo que seu principal instrumento é a taxa de juros. Entretanto, o passado inflacionário ainda recente impõe um custo mais elevado para a construção da credibilidade. Além disso, a desvalorização real da moeda provocou novo

aumento do endividamento público. A política fiscal passou a ser contracionista, mas os superávits fiscais gerados foram insuficientes para conter a elevação da dívida/PIB. Esta segunda fase do plano (1999-2003) contém alguns elementos da desagradável aritmética fiscal, além de servir de demonstração para os argumentos de Blanchard (2003).

5.2.1 Dados e testes de Raiz Unitária

Com a finalidade de estudar os impactos da política monetária no período pós-real sobre a trajetória da dívida pública, selecionamos além da relação dívida/PIB, o resultado primário, a taxa real de juros, a taxa real de câmbio e a taxa real de crescimento do PIB. Desta forma, nosso modelo conterà as seguintes variáveis:

- dívida/PIB: dívida líquida do setor público consolidado medida em proporção do PIB e divulgada mensalmente pelo Banco Central (designada por b);
- resultado primário: foi utilizado o resultado primário mensal em R\$ de novembro/03, corrigido pelo IPCA. O resultado primário foi multiplicado por (-1) , de tal forma que um valor positivo indica superávit e um valor negativo déficit (designado por s);
- taxa real de juros: taxa Selic mensal descontada a inflação medida pelo IPCA, sendo a taxa real mensal acumulada nos últimos 12 meses (designada por trj);
- taxa real de câmbio: foi utilizada para seu cálculo a taxa de câmbio final de período R\$/US\$, o CPI dos EUA e o IPCA do Brasil (designada por trc);
- taxa real de crescimento do produto: devido à falta de dados mensais para o crescimento real do PIB, foi utilizado como proxy o índice da produção industrial calculada e dessazonalizada pelo IBGE base 1991=100. Foi calculada a variação da média móvel trimestral deste índice (designada por p).

É importante lembrar que o período pós-plano real pode ser dividido em duas fases, devido à mudança que ocorreu na política monetária em janeiro de 1999. Para constatar se esta mudança representou algum efeito para a estimação da dívida pública, foi aplicado o teste de estabilidade dos parâmetros de Chow. Este teste compara a soma dos quadrados dos

resíduos obtida pela estimação da equação que abrange toda a amostra com a soma dos quadrados dos resíduos das equações estimadas para cada período. Uma diferença significativa indica que houve uma mudança estrutural no período.

Para a realização do teste de Chow, a seguinte regressão foi estimada por MQO:

$$b_t = \alpha_1 + \alpha_2 s_t + \alpha_3 trj_t + \alpha_4 trc_t + \alpha_5 p_t + u_t \quad (64)$$

Tabela 16 – Teste de Chow

Teste de Chow para Quebra em 1999:01			
F-statistic	49.61766	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	138.5729	Probability	0.000000

Desta forma, a análise empírica será dividida em dois períodos, sendo que o período I tem início em 1994:08 e termina em 1998:12 e o período II começa em 1999:01 e vai até 2003:11. O primeiro passo foi verificar a estacionariedade das séries, para então decidir qual o melhor instrumental a ser utilizado. O teste ADF foi aplicado em todas as séries, sendo que os resultados estão resumidos na tabela abaixo:

Tabela 17 – Teste ADF para VAR dívida período 1994:08 a 1998:12

Série	Modelo	Defasagens	Estatística t	VC 5%	VC 1%
b	sem cons. e sem tend.	1	0,74	-1,95	-2,61
db	sem cons. e sem tend.	2	-4,27*	-1,95	-2,61
s	sem cons. e sem tend.	0	-5,97*	-1,95	-2,61
trj	sem cons. e sem tend.	1	-0,42	-1,95	-2,61
dtrj	sem cons. e sem tend.	0	-4,41*	-1,95	-2,61
trc	sem cons. e sem tend.	5	1,41	-1,95	-2,61
dtrc	sem cons. e sem tend.	4	-3,73*	-1,95	-2,61
p	sem cons. e sem tend.	2	-4,16*	-1,95	-2,61

Obs: * indica a rejeição da hipótese nula a 5%, ou seja, que as séries possuem 1 RU.

O resultado indica rejeição da H_0 para as séries de superávit primário e taxa de variação do produto, indicando que estas séries são estacionárias. Por outro lado, o teste não rejeita a H_0 para as séries da dívida/PIB, da taxa real de juros e da taxa real de câmbio. No tocante as

primeiras diferenças destas séries, há a rejeição da H_0 em todos os casos, indicando que elas tornaram-se estacionárias.

O mesmo procedimento foi aplicado para as variáveis no período 1999:01 a 2003:11, sendo os resultados exibidos na tabela abaixo.

Tabela 18– Teste ADF para VAR dívida no período 1999:01 a 2003:11

Série	Modelo	Def.	Estatística t	VC 10%	VC 5%	VC 1%
b	sem cons. e sem tend.	0	0,86	-1,62	-1,95	-2,61
db	sem cons. e sem tend.	0	-8,73*	-1,62	-1,95	-2,61
s	com cons. e sem tend.	11	-3,13**	-2,59	-2,91	-3,54
trj	sem cons. e sem tend.	12	-1,14	-1,62	-1,95	-2,61
dtrj	sem cons. e sem tend.	5	-1,88***	-1,62	-1,95	-2,61
trc	sem cons. e sem tend.	1	0,23	-1,62	-1,95	-2,61
dtrc	sem cons. e sem tend.	0	-5,43*	-1,62	-1,95	-2,61
p	sem cons. e sem tend.	2	-4,23*	-1,62	-1,95	-2,61

Obs: *, **, *** indica a rejeição da H_0 que a série possui 1 raiz unitária a 1%, 5% e 10%.

Novamente, as séries de superávit primário e crescimento real do produto mostraram-se estacionárias enquanto as séries da dívida/PIB, da taxa real de juros e da taxa real de câmbio mostraram-se $I(1)$, tornando-se $I(0)$ na 1ª diferença.

Desta forma, iremos aplicar dois procedimentos para a análise dos principais fatores determinantes da dívida pública nos dois períodos. Primeiro será realizada uma análise VAR considerando apenas as séries estacionárias, ou seja, superávit primário e variação do produto no nível e a 1ª diferença da dívida/PIB, a 1ª diferença da taxa real de juros e a 1ª diferença da taxa real de câmbio. Depois, como temos séries $I(0)$ e $I(1)$ no nível, iremos aplicar o instrumental de cointegração.

Como foi dito acima, esta análise foi baseada no estudo feito por Mendonça (2003). Entretanto, neste ponto cabe destacar duas diferenças básicas. Primeiro, o estudo feito por Mendonça utiliza outras variáveis em sua análise, a saber: relação dívida/PIB, o superávit primário acumulado 12 meses em percentual do PIB, o pagamento de juros reais em percentual do PIB, a taxa nominal de câmbio e a taxa de inflação. Além disso, Mendonça utiliza apenas o instrumental VAR para sua análise, aplicando-o para as variáveis $I(0)$ e $I(1)$

no nível. Desta forma, o presente trabalho se diferencia tanto no conjunto das variáveis utilizadas quanto no tratamento empregado para a análise das mesmas. No Anexo 2, reproduzimos os principais resultados encontrados por Mendonça (2003), bem como fazemos um breve comentário comparando as conclusões obtidas pelos dois trabalhos.

5.2.2 Análise VAR para dinâmica da dívida

Em um modelo VAR, o valor corrente de uma variável y_t é explicado por seus próprios valores defasados e por valores defasados da variável z_t , adicionados a um termo estocástico e_{1t} . De forma análoga, o valor de z_t é explicado por seus valores defasados, pelos valores defasados de y_t e um termo e_{2t} . É assumido que: (i) ambos y_t e z_t são estacionários; (ii) e_{y_t} e e_{z_t} são termos estocásticos com média zero e variância constante σ_y^2 e σ_z^2 ; e (iii) $\{e_{1t}\}$ e $\{e_{2t}\}$ são não correlacionados. O seguinte sistema bivariado representa um VAR de ordem 1 na forma padrão:

$$y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (65)$$

$$z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (66)$$

Para a definição da ordem do VAR foram utilizados os critérios de informação mostrados na tabela abaixo, a análise de significância das defasagens no VAR e os testes de normalidade dos resíduos.

Tabela 19 – Definição da Ordem do VAR 1994:08 a 1998:12

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	99,51860	2467589,	28,90196	30,06022*	29,34140*
2	28,70721	3323157,	29,16692	31,29039	29,97256
3	52,21669*	2063076,	28,60500	31,69369	29,77684
4	33,82477	2030385,*	28,41738*	32,47128	29,95543

Obs:* indica a ordem selecionada por cada critério.

Baseados nos critérios de informação, poderíamos escolher entre um VAR de ordem 4 e um VAR de ordem 1. Entretanto, o VAR de ordem 1 não se mostrou adequado pelos testes de normalidade dos resíduos. Analisamos então o VAR de ordem 4, que não apresentou

problema de normalidade dos resíduos. Destaca-se também que todas as defasagens mostraram-se significantes em pelo menos uma das equações do VAR.

Assumindo-se que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky para a estimação do VAR, o ordenamento das variáveis é de fundamental importância para a análise da decomposição da variância e da função resposta ao impulso. Para a ordenação foi utilizado um teste de “Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test”. Para cada equação no VAR, é calculada a significância conjunta de cada variável endógena defasada naquela equação. Também é divulgada a estatística conjunta para a significância de todas as variáveis endógenas defasadas na equação (ver a última linha da tabela referente a este teste).

Os resultados do teste de Block Exogeneity exibidos na tabela abaixo indicam que a ordenação mais correta para a decomposição da variância é, partindo da mais exógena para mais endógena: dtrj, s, p, dtrc e db.

Tabela 20 – Teste Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1994:08 a 1998:12

	Variável Dependente									
	db		dtrc		dtrj		p		s	
	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob
db	-	-	11,31	0,0233	7,21	0,1251	8,97	0,0619	3,47	0,4822
dtrc	17,17	0,0018	-	-	2,41	0,6616	10,21	0,0371	14,91	0,0049
dtrj	21,82	0,0002	6,33	0,1754	-	-	4,02	0,4030	3,18	0,5280
P	15,59	0,0036	7,91	0,0948	1,50	0,8261	-	-	2,45	0,6532
S	7,79	0,0997	0,50	0,9735	7,81	0,0989	5,04	0,2826	-	-
Total	68,99	0,0000	30,87	0,0140	13,31	0,6494	22,98	0,1142	20,15	0,2135

Obs: o Total representa a soma dos valores de χ^2 , mas não a soma das probabilidades.

A explicação econômica para esta ordenação seria o fato de que a taxa real de juros era o instrumento utilizado para manter o regime de “crawling-peg”, ou seja, era exógena, determinada pela necessidade de defesa das reservas internacionais. O superávit primário também apresentava um comportamento exógeno, uma vez que o período foi caracterizado por uma política fiscal frouxa (tivemos um déficit primário médio de 0,2% do PIB durante 1995 e 1998), que não visava conter o crescimento da dívida/PIB; o crescimento do produto

e a variação da taxa real de câmbio eram influenciados pelo comportamento da taxa real de juros. E finalmente, a taxa de crescimento da dívida/PIB acabava sendo influenciada por todas estas variáveis, uma vez que tínhamos títulos tanto indexados a taxa de câmbio como a taxa de juros de curto prazo, além de ser determinada pelo resultado fiscal e pelo crescimento do produto.

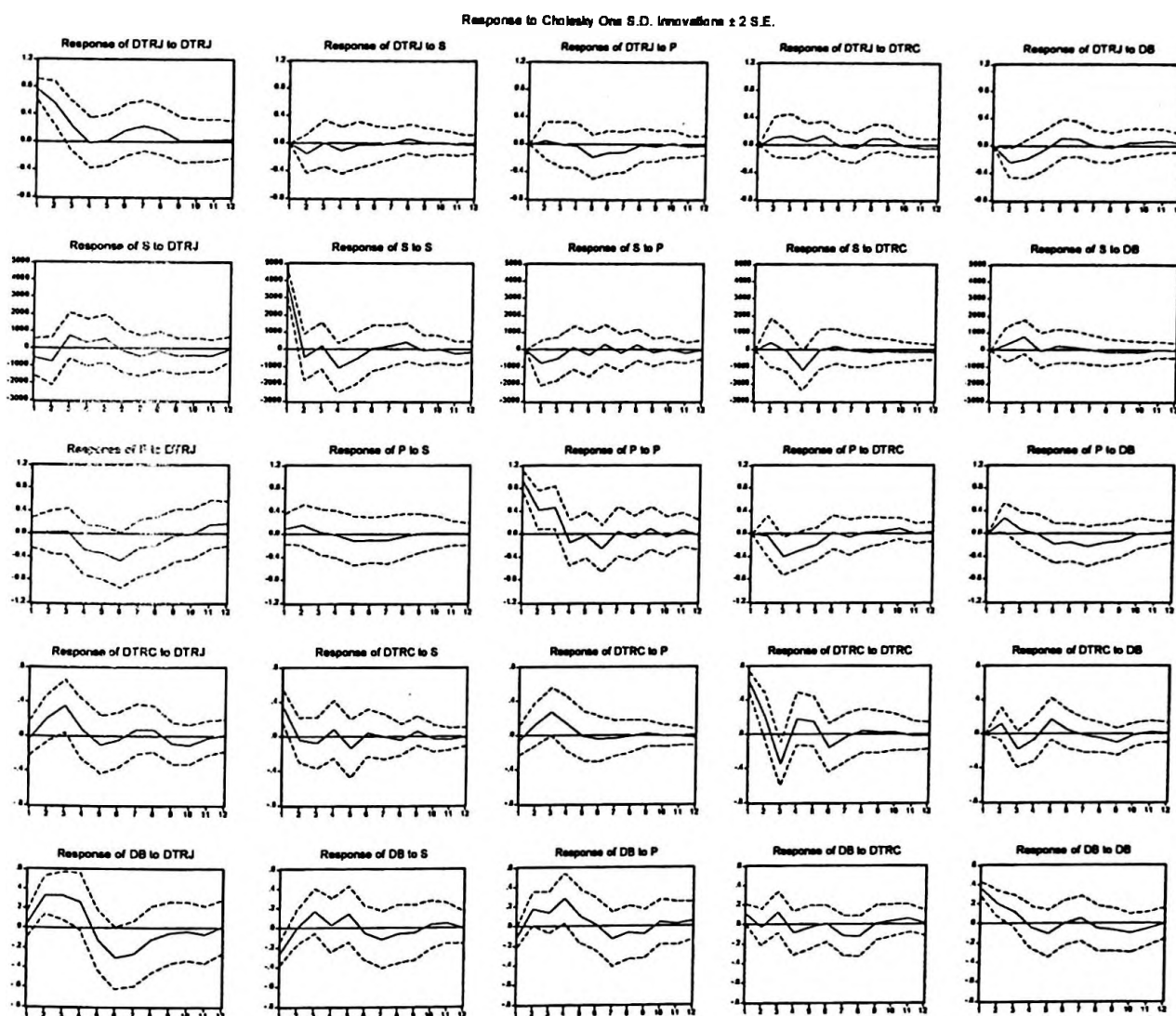
Seguindo esta ordenação, podemos analisar a importância relativa de cada fator para o comportamento da variância da 1ª diferença da dívida. O fator de maior importância relativa é a 1ª diferença da taxa real de juros, indicando que o impacto de um choque de juros realmente tinha um peso importante para a trajetória da dívida. O segundo fator de maior importância relativa é a própria 1ª diferença da dívida/PIB, indicando que o estoque da dívida influenciava seu próprio comportamento. A seguir temos a taxa de crescimento do produto e o superávit primário, contribuindo com 17,15% e 12,82% respectivamente, para a explicação da variância da 1ª diferença da dívida. Finalmente, a 1ª diferença da taxa real de câmbio tem a menor importância relativa, uma vez que não apresentou grande oscilação neste período.

Tabela 21 – Decomposição da Variância após 12 meses 1994:08 a 1998:12

	db	dtrc	p	dtrj	s	Total
db	19,60076	6,336836	17,14796	44,09034	12,82410	100,0
dtrc	7,795070	50,89442	9,952812	18,00155	13,35615	100,0
P	9,158214	11,34957	54,71084	22,00761	2,773760	100,0
dtrj	9,766298	5,833172	4,752584	76,84260	2,805348	100,0
S	4,365143	7,334166	5,363298	10,96018	71,97721	100,0

Obs: ordem considerada dtrj, s, p, dtrc e db.

Gráfico 14- Função Resposta ao Impulso 1994:08 a 1998:12



Seguindo a mesma metodologia usada para o primeiro período, é elaborado um modelo VAR contendo as mesmas variáveis – db, dtrj, dtrc, p e s - para a segunda fase do plano real, de 1999:01 a 2003:11. A definição da defasagem do VAR foi feita com base nos critérios de informação, na análise da significância das variáveis no VAR e nos testes de normalidade dos resíduos. Novamente, foram indicados o VAR de ordem 1 e o VAR de ordem 4, sendo que o primeiro não foi utilizado por não apresentar os resíduos normalmente distribuídos. Já o VAR de ordem 4 mostrou-se adequado tanto pela análise de normalidade dos resíduos quanto pela análise de significância das variáveis defasadas.

Tabela 22 – Definição da Ordem do VAR 1999:01 a 2003:11

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	118,8993	3.31E+08	33,80438	34,88939*	34,22504*
2	43,04284	3.18E+08	33,74073	35,72991	34,51193
3	30,54142	3.83E+08	33,87005	36,76341	34,99180
4	45,64933*	2.83E+08*	33,45864*	37,25618	34,93094

Obs:* indica a ordem selecionada por cada critério.

Para indicar o melhor ordenamento das variáveis no VAR para a decomposição da variância, o procedimento de Causalidade de Granger/Block Exogeneity foi repetido para o segundo período, indicando que a melhor seqüência é dada por: s, p, dtrj, db e dtrc, sempre da mais exógena para a mais endógena. Note que a ordem das variáveis se alterou com relação ao período anterior.

Tabela 23 – Teste Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1999:01 a 2003:11

	Variável Dependente									
	db		dtrc		dtrj		p		s	
	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob
db	-	-	20,60	0,0004	7,89	0,0957	8,49	0,0752	0,44	0,9788
dtrc	9,98	0,0408	-	-	5,06	0,2809	5,43	0,2460	3,02	0,5550
dtrj	6,16	0,1872	8,03	0,0906	-	-	9,42	0,0513	1,37	0,8488
p	14,38	0,0062	12,47	0,0142	1,47	0,8317	-	-	1,86	0,7616
s	3,71	0,4467	5,79	0,2152	1,1	0,8931	6,97	0,1372	-	-
Total	31,51	0,0116	60,42	0,0000	25,01	0,0696	23,11	0,1109	11,55	0,7741

* Obs: o Total representa a soma dos valores de χ^2 , mas não das probabilidades.

Merece destaque o fato da 1ª diferença da taxa real de câmbio ter se tornado a variável mais endógena depois que o real passou a flutuar, mais endógena inclusive do que a 1ª diferença da dívida. Este resultado está em linha com a nossa percepção de que o comportamento da taxa real de câmbio impacta o crescimento de dívida – dada a presença de papéis indexados à taxa de câmbio – e o crescimento da dívida, por sua vez, influencia o movimento da taxa de câmbio (note que o resultado do teste de Block Exogeneity indica que a 1ª diferença da taxa real de câmbio defasada “granger causa” a 1ª diferença da dívida e vice-versa). O superávit primário tornou-se a variável mais exógena, apesar da política fiscal ter se tornado contracionista a partir de 1999. A 1ª diferença da taxa real de juros tornou-se a

terceira variável mais endógena, apesar do período apresentar uma menor taxa real de juros comparativamente ao primeiro.

Finalmente, podemos realizar a decomposição da variância e a função resposta ao impulso para verificar se houve alguma mudança na importância relativa das variáveis na explicação da variância da 1ª diferença da dívida pública. Como já era esperado, a 1ª diferença da taxa real de câmbio aumentou sua importância relativa na explicação da 1ª diferença da dívida/PIB. Entretanto, note que ela ainda é inferior à importância relativa da 1ª diferença da taxa real de juros e do crescimento do produto. Uma explicação para este fato, é que o impacto da 1ª diferença da taxa real de câmbio sobre a dívida é mais intenso no terceiro e quarto mês, igualando-se em importância relativa à 1ª diferença da taxa real de juros e à variação do produto para o mesmo período, mas reduzindo-se depois.

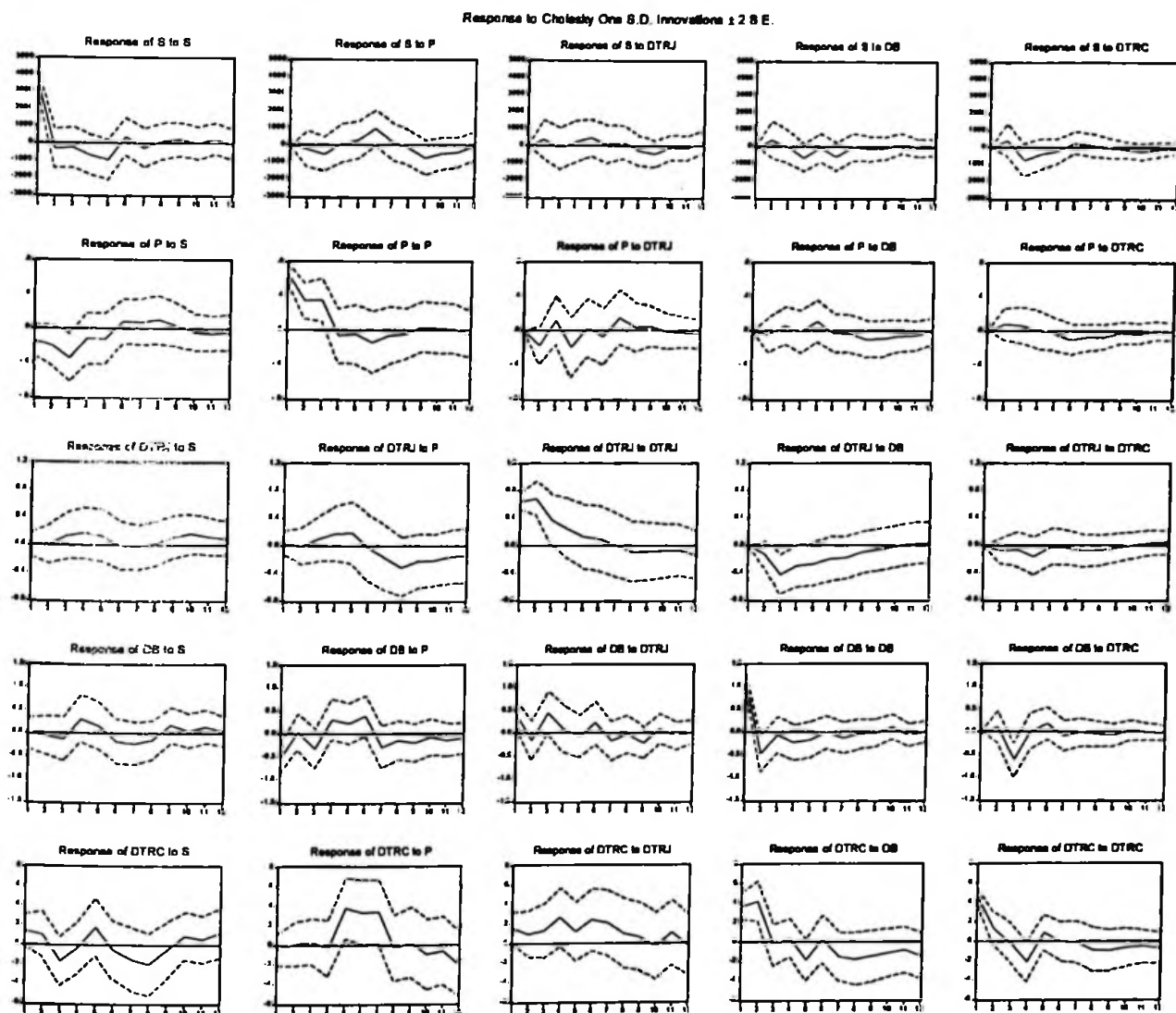
Tabela 24– Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11

	db	dtrc	P	dtrj	s	Total
db	40,79612	11,92413	23,36951	15,45519	8,455054	100,0
dtrc	27,85946	18,26669	25,91572	16,89709	11,06104	100,0
p	3,906522	2,796929	63,21773	10,10142	19,67740	100,0
dtrj	20,04016	2,241322	16,07276	54,99900	6,646766	100,0
s	4,674409	5,343693	12,17712	4,892536	72,91224	100,0

Obs: ordem considerada s, p, dtrj, db e dtrc.

Além disso, note que aumentou a importância relativa da 1ª diferença da dívida para explicação de sua própria variância. Interpretamos este fato como uma indicação de que nesta fase o estoque de dívida já estava num patamar bastante elevado, que acabava contribuindo para o seu próprio crescimento, indicando que a dívida ganhou uma dinâmica própria. A diminuição da importância relativa do superávit primário também pode parecer contraditória, apesar do maior esforço fiscal verificado no período. Entretanto, é importante lembrar que apesar da adoção de metas fiscais a partir de 1999 visando a estabilidade da relação dívida/PIB, estas sempre se mostraram insuficientes para compensar os impactos do aumento da taxa real de juros e da depreciação real do câmbio. Finalmente, a taxa de crescimento do produto mantém praticamente a mesma importância relativa do 1º período.

Gráfico 15 – Função Resposta ao Impulso 1999:01 a 2003:11



Dado que a ordenação selecionada pelo teste de block exogeneity para o período 1999:01 a 2003:11 não indicou a 1ª diferença da dívida como a variável mais endógena, resolvemos repetir o procedimento de decomposição da variância para este período considerando a 1ª diferença da dívida como a mais endógena, uma vez que ela é a nossa variável de interesse. Desta forma, a tabela abaixo traz o resultado da decomposição da variância considerando a seguinte ordenação: s, p, dtrj, dtrc e db.

Tabela 25– Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11

	db	dtrc	p	dtrj	s	Total
db	30,84280	21,87745	23,36951	15,45519	8,455054	100,0
dtrc	9,581813	36,54433	25,91572	16,89709	11,06104	100,0
p	2,688097	4,015355	63,21773	10,40142	19,67740	100,0
dtrj	8,022810	14,25867	16,07276	54,99900	6,646766	100,0
S	4,003779	6,014323	12,17712	4,892536	72,91224	100,0

Obs: ordem considerada s, p, dtrj, dtrc e db.

As conclusões praticamente não mudam: a 1ª diferença da taxa real de câmbio passou a ter uma importância relativa maior na explicação da variância da 1ª diferença da dívida/PIB, além da 1ª diferença da taxa real de juros e da taxa de crescimento do produto permanecerem importantes e do superávit primário perder relevância. Entretanto, nesta ordenação, a 1ª diferença da taxa real de câmbio ganha maior importância do que na especificação anterior, enquanto que a 1ª diferença da dívida tem a sua importância elevada comparativamente ao 1º período do plano real, mas em magnitude inferior à da primeira especificação.

Portanto, as principais conclusões desta análise VAR é que a 1ª diferença da taxa real de juros é a variável de maior importância para a explicação da variância da 1ª diferença da dívida no período de 1994:08 a 1998:12 e que a 1ª diferença da taxa real de câmbio ganha maior importância relativa no período 1999:01 a 2003:11, depois da flutuação do real. Além disso, neste segundo período, a 1ª diferença da dívida ganha importância relativa na explicação de sua própria variância e o superávit primário perde relevância. Portanto, estes resultados indicam que os impactos da taxa real de juros foram determinantes para o crescimento da dívida no primeiro período e que depois da flutuação, a depreciação da taxa real de câmbio ganhou importância para explicar o crescimento da dívida. Também neste segundo período o estoque já estava num patamar bastante elevado, contribuindo para que ele próprio influenciasse seu crescimento. Apesar da adoção de metas de superávit primário, este perde relevância para a explicação da trajetória da dívida, uma vez que as metas não foram capazes de compensar completamente os efeitos negativos dos choques de juros e de câmbio – ou seja, eles foram importantes para evitar que a dívida apresentasse um crescimento ainda mais expressivo, mas insuficientes para garantir sua estabilidade.

5.2.3 Análise de Cointegração para a dinâmica da dívida

Como no grupo de variáveis selecionadas temos tanto variáveis $I(0)$ quanto $I(1)$ no nível, a análise não estaria completa se não verificássemos a possibilidade de cointegração entre elas nos dois períodos. Note que agora iremos trabalhar com todas as variáveis no nível, ou seja, dívida/PIB, taxa real de juros, taxa real de câmbio, superávit primário e taxa de crescimento do produto – representadas respectivamente por d , trj , trc , s e p . Iniciando pelo período 1994:08 a 1998:12, o primeiro passo foi a escolha do melhor número de defasagens pelos critérios de informação, exibidos na tabela abaixo.

Tabela 26 – Definição da Ordem do VAR 1994:08 a 1998:12 para Cointegração

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	346,0065	5201323,	29,64800	30,79521*	30,08486
2	65,96439	2686581,	28,95660	31,05983	29,75752*
3	37,49559	2625753,	28,85379	31,91303	30,01877
4	41,51659*	2002127,*	28,42219*	32,43743	29,95122

Obs:* indica a ordem selecionada por cada critério.

Pelos critérios de informação, iremos trabalhar com 4 defasagens. A escolha dos termos deterministas foi baseada no critério de Pantula e análise das séries. O critério de Pantula indicou como mais apropriado o modelo mais simples, sem constante e tendência. Entretanto, dada a diferença de medida entre as variáveis, iremos incluir uma constante dentro do vetor de cointegração. Neste caso, tanto a estatística do traço quanto do máximo autovalor indicaram a existência de um vetor de cointegração, como reportados pelas tabelas abaixo. Os resíduos se mostraram normais a 1% de significância.

Tabela 27 – Teste de Cointegração Dinâmica Dívida 1994:08 a 1998:12

Há r vetores cointegração	máximo	VC 5%	traço	VC 5%
$r=0$	51,45**	34,4	101,6**	76,1
$r \leq 1$	23,87	28,1	50,19	53,1
$r \leq 2$	15,24	22,0	26,33	34,9
$r \leq 3$	9,641	15,7	11,08	20,0
$r \leq 4$	1,442	9,2	1,442	9,20

Observação: **denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 1%. Valores críticos em Osterwald-Lenum (1992).

Tabela 28 – Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento

Série	β	α
b	1,0	-0,089736
p	-1,5071	0,15620
s	-0,00084	1357,8
trc	-1,0302	-0,0091859
trj	0,11963	-0,010822
constante	52,439	

Portanto, há uma relação de longo prazo entre as variáveis. Tanto a taxa de crescimento do produto quanto o superávit primário apresentaram os sinais esperados para o vetor de cointegração. Apesar do sinal da taxa real de câmbio (como estamos utilizando um índice, um aumento significa uma depreciação, o que eleva a dívida/PIB) não ser o esperado, o coeficiente de ajustamento não é significativo pelo teste Qui-quadrado. O coeficiente de ajustamento da taxa real de juros também não é significativo. Portanto, a taxa real de câmbio e a taxa real de juros não se ajustam aos desequilíbrios de curto prazo.

Aplicamos o “Block Exogeneity Test” neste caso, com a ressalva que ele só leva em consideração as variáveis defasadas e não o modelo de correção de erro. A tabela abaixo reporta os resultados:

Tabela 29 – Teste Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1994:08 a 1998:12

	Variável Dependente									
	b		trc		trj		p		s	
	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob
b	-	-	18,49	0,0010	5,74	0,2194	5,51	0,2391	20,23	0,0004
trc	9,83	0,0434	-	-	7,41	0,1160	8,43	0,0771	33,72	0,0000
trj	8,36	0,0793	9,10	0,0586	-	-	2,84	0,5852	7,60	0,1075
p	14,03	0,0072	6,96	0,1379	3,02	0,5540	-	-	7,34	0,1191
s	2,08	0,7218	1,62	0,8049	5,06	0,2811	2,10	0,7181	-	-
Total	40,45	0,0007	43,73	0,0002	26,99	0,0416	17,78	0,3371	40,80	0,0006

* Obs: o Total representa a soma dos valores de χ^2 , mas não das probabilidades.

Dado os resultados acima e o fato do coeficiente de ajustamento da taxa real de juros e da taxa real de câmbio serem estatisticamente iguais a zero, a ordenação para a decomposição da variância será, da mais exógena para a mais endógena: trj, trc, p, b, s.

Tabela 30– Decomposição da Variância após 12 meses 1994:08 a 1998:12

	b	trc	p	trj	s	Total
b	49,22537	4,163030	18,91926	26,02065	1,671684	100,0
trc	9,961786	48,33336	11,48877	30,18684	0,029245	100,0
p	5,905107	34,45323	45,67670	7,517672	6,447292	100,0
trj	4,710470	0,974629	0,332574	93,79143	0,190901	100,0
s	33,53218	17,48142	15,89262	4,211988	28,88179	100,0

Obs: ordem considerada trj, trc, p, b, s.

Os resultados mostram que o estoque da dívida é a variável de maior importância relativa para a explicação de sua variância. Em seguida, temos como segunda variável mais relevante a taxa real de juros seguida pelo crescimento do produto. Note que a taxa real de câmbio e o superávit primário têm importância relativa reduzida para a explicação da variância da dívida neste período.

A mudança de ordenação, considerando desta vez a dívida/PIB como a variável mais endógena, não traz maiores alterações na importância relativa das variáveis para explicação da variância da dívida. A tabela abaixo traz a decomposição da variância, considerando a seguinte ordenação: trj, trc, p, s e b.

Tabela 31– Decomposição da Variância após 12 meses 1994:08 a 1998:12

	b	trc	p	trj	s	Total
b	47,11027	4,163030	18,91926	26,02065	3,786785	100,0
trc	8,354740	48,33336	11,48877	30,18684	1,636291	100,0
p	10,01876	34,45323	45,67670	7,517672	2,333639	100,0
trj	4,558635	0,974629	0,332574	93,79143	0,342737	100,0
s	36,23044	17,48142	15,89262	4,211988	26,18353	100,0

Obs: ordem considerada trj, trc, p, s, b.

Note que estes resultados não são contraditórios com os obtidos pela análise VAR: a taxa real de juros e o próprio estoque da dívida têm expressiva importância relativa na explicação da variância da dívida/PIB. Neste período, a taxa real de câmbio tem pequena

importância relativa, devido ao regime de “crawling-peg”. O superávit primário também mostrou-se pouco relevante.

A análise de cointegração será repetida para o período 1999:01 a 2003:11. A defasagem inicial sugerida para o VAR foi igual a duas ou quatro. Entretanto, foi verificado que as variáveis não tinham distribuição normal, o que demandou a inclusão de uma “dummy” que assume valor 1 para 2002:10 e zero nas demais datas – a “dummy” tenta captar os impactos da crise de confiança que abalou a economia brasileira no período final da eleição presidencial. Com a inclusão desta “dummy”, a melhor defasagem do VAR passou a ser duas. Apesar de não obtermos a normalidade do vetor, esta variável “dummy” serviu para melhorar a normalidade da taxa real de câmbio.

Tabela 32 – Definição da Ordem do VAR 1999:01 a 2003:11 com du1002

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	363,8153	1.69E+09	35,43457	36,66701	39,91566
2	98,07816	5.02E+08	34,19526	36,30801*	35,01999*
3	47,71467	3.98E+08	33,90665	36,89972	35,07502
4	43,00300*	3.22E+08*	33,59187*	37,46527	35,10388

Obs:* indica a ordem selecionada por cada critério.

O critério de Pantula indicou o modelo com constante dentro do vetor de cointegração como a melhor opção. Dada a diferença de medida das variáveis, este foi o modelo adotado. Desta forma, foi realizado o teste de cointegração com duas defasagens, a “dummy” para a crise de outubro de 2002 e uma constante dentro do vetor. Tanto a estatística do traço quanto a estatística do máximo autovalor indicaram a existência de um vetor de cointegração, conforme tabela abaixo.

Tabela 33 – Teste de Cointegração Dinâmica Dívida 1999:01 a 2003:11

Há r vetores cointegração	Máximo	VC 5%	Traço	VC 5%
$r=0$	46,02**	34,4	89,55**	76,1
$r \leq 1$	25,75	28,1	43,53	53,1
$r \leq 2$	10,91	22,0	17,77	34,9
$r \leq 3$	4,646	15,7	6,866	20,0
$r \leq 4$	2,22	9,2	2,22	9,2

Observação: **denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 1%. Valores críticos em Osterwald-Lenum (1992).

Tabela 34 – Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento

Série	B	α
B	1,0	0,032432
P	-3,5719	0,11647
S	-0,0014385	529,57
trc	-0,11167	-0,073697
trj	-0,018693	-0,0041917
constante	-25,973	

Os coeficientes do superávit primário e da taxa de crescimento do produto apresentaram o sinal esperado dentro do vetor de cointegração. A taxa real de câmbio e a taxa real de juros não apresentaram o sinal esperado, mas os coeficientes da velocidade de ajustamento destas duas variáveis se mostraram não significantes quando realizado o teste Qui-quadrado. Desta forma, estas variáveis não respondem aos desequilíbrios de curto prazo, como ocorreu no primeiro período.

O “Block Exogeneity Test” foi repetido para este período, como cuidado que ele só considera as variáveis defasadas e não o modelo de correção de erro. Os resultados descritos na tabela abaixo e a não significância dos coeficientes de ajustamento da taxa real de câmbio e da taxa real de juros indicam que a melhor ordenação para a decomposição da variância é, da mais exógena para a mais endógena: trj, trc, s, b e p.

Tabela 35 – Teste Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test 1999:01 a 2003:11

	Variável Dependente									
	b		trc		trj		p		s	
	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob
b	-	-	10,50	0,0052	2,34	0,3106	16,38	0,0003	0,94	0,6262
trc	1,05	0,5914	-	-	6,13	0,0466	9,18	0,0102	2,47	0,2912
trj	1,41	0,4936	0,25	0,8836	-	-	0,31	0,8545	1,21	0,5450
p	5,89	0,0525	1,12	0,5701	0,17	0,9203	-	-	0,60	0,7405
s	1,91	0,3847	3,25	0,1970	0,49	0,7841	7,09	0,0288	-	-
Total	12,41	0,1340	19,29	0,0134	8,98	0,3437	20,98	0,0072	5,84	0,6655

* Obs: o Total representa a soma dos valores de χ^2 , mas não das probabilidades.

Tabela 36– Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11

	b	trc	p	trj	s	Total
b	47,10445	20,56630	28,18475	2,621593	1,522901	100,00
trc	5,762259	79,70777	8,019634	6,367508	0,142834	100,00
p	6,263509	3,157051	25,06708	13,25263	52,25973	100,00
trj	0,147764	6,678820	2,534859	90,49021	0,148347	100,00
s	2,813743	2,207916	3,653314	1,834023	89,49100	100,00

Obs: ordem considerada trj, trc, s, b, p.

Os resultados indicam que a taxa real de câmbio aumentou sua importância relativa na explicação da variância da dívida na passagem do 1º para o 2º período. Entretanto, pela análise de cointegração, o estoque da dívida permanece praticamente com a mesma importância relativa verificada no 1º período e a taxa real de juros perde muita importância relativa.

A decomposição da variância foi repetida alterando-se a ordenação para trj, trc, s, p e b, uma vez que a dívida/PIB é a nossa variável de interesse. Como podemos perceber pela tabela abaixo, a principal alteração é que a taxa real de juros passa a ter uma importância relativa ainda menor, o que não é considerado um resultado adequado.

Tabela 37– Decomposição da Variância após 12 meses 1999:01 a 2003:11

	b	trc	P	trj	s	Total
b	53,44885	18,05725	15,58170	0,169089	12,74310	100,00
trc	10,63061	78,83974	5,093220	0,168768	5,267662	100,00
P	0,925109	4,748367	31,46428	0,902757	61,95949	100,00
trj	0,063437	7,659042	0,277018	91,34215	0,658354	100,00
s	3,312471	0,590872	22,01018	0,222633	73,86384	100,00

Obs: ordem considerada trj, trc, s, p, b.

Portanto, em linhas gerais, tanto a conclusão da análise VAR quanto da análise de cointegração indicam que a taxa real de juros tinha expressiva importância relativa para a explicação da variância da dívida no primeiro período. No segundo período, como já era esperado, a taxa real de câmbio ganhou maior importância relativa na explicação da variância da dívida/PIB. Além disso, segundo a análise VAR, o próprio estoque da dívida aumenta sua importância relativa para explicação de sua própria variância na passagem do 1º para o 2º período. De fato, a principal conclusão é que os choques de taxa real de juros e

de taxa real de câmbio que aconteceram respectivamente no primeiro e segundo período foram de fundamental importância para o crescimento da dívida.

5.3 Spend and Tax, Tax and Spend ou Sincronismo Fiscal?

Nesta seção iremos investigar se o regime fiscal brasileiro possui características que poderiam ajudar a explicar o resultado de não sustentabilidade do endividamento público. Dentro desta lógica, o regime fiscal brasileiro seria caracterizado por uma ausência de disciplina fiscal, ou comportamento “spend-and-tax”, como é conhecido na literatura sobre o tema. Como mencionado nos capítulos 2 e 3, Pastore (1995, 1999), Issler e Lima (1997) e Rocha (1997) destacam o importante papel da senhoriagem para o atendimento da restrição orçamentária no período anterior ao plano real. Além disso, Issler e Lima (1997) e Rocha e Mattos (2001) concluem que o regime fiscal brasileiro apresentava as características do “spend-and-tax”, uma vez que o aumento de gastos era compensado principalmente por aumento de impostos.

De forma geral, existem quatro modelos alternativos de finanças públicas que caracterizam as relações entre impostos e gastos do governo. A primeira corrente defende a hipótese de “tax-and-spend”, segundo a qual os impostos são coletados e então as decisões de gastos são tomadas. Friedman (1978) e Buchanan e Wagner (1977) são os principais representantes desta corrente. O primeiro autor argumenta que o governo ajusta os gastos ao nível de receitas, tal que o controle da taxa é essencial para limitar o crescimento dos gastos. Já para Buchanan e Wagner, ao contrário, reduções nas receitas causam aumentos nos gastos, uma vez que a demanda de eleitores por programas sociais é maior em épocas recessivas. Além disso, estes dois autores argumentam que os políticos geralmente preferem o financiamento via aumento de dívida, o que acaba distorcendo o custo real dos programas sociais e também a análise “tax-and-spend”.

A segunda corrente defende a hipótese contrária, ou seja, de “spend-and-tax”. Também caracterizada por uma relação unidirecional, essa hipótese é defendida Barro (1974) e por Peacock e Wiseman (1979) e Anderson, Wallace e Warner (1986). Para estes autores, a decisão política de gastos é tomada primeiramente, sendo então a arrecadação de impostos ajustada para equilibrar as contas do governo.

O terceiro grupo defende a hipótese de sincronismo fiscal, no qual existe uma relação bidirecional entre as duas variáveis fiscais, cujos movimentos caracterizam uma relação de “feedback”. Neste caso, as decisões de arrecadação e gastos são tomadas conjuntamente. Seus principais expoentes são Musgrave (1966) e Meltzer e Richard (1981).

Finalmente, Baghestani e McNown (1994) defendem que existe uma separação institucional das funções governamentais de alocação e taxaço, o que dificulta um enquadramento como proposto nos três modelos anteriores.

O conjunto de estudos para o caso brasileiro é inconclusivo. Como já foi exposto no capítulo 3, Issler e Lima (1997) concluem que de 1947 a 1992, o modelo brasileiro de finanças públicas seguiu muito mais o “spend-and-tax” do que o “tax-and-spend”, uma vez que quando os déficits públicos foram gerados por redução de impostos, eles foram eliminados por aumento de impostos futuros e quando a fonte de desequilíbrio foi o aumento de gastos, o governo reequilibrou o orçamento menos cortando gastos e mais aumentando os impostos.

O trabalho de Cheng (1999) utilizou as técnicas de cointegração e a versão de Hsiao’s do teste de causalidade de Granger para examinar a relação entre despesas e receitas do governo para oito países da América Latina, incluindo o Brasil, com dados anuais de 1962 a 1991. A característica saliente do método de Hsiao’s¹⁷ é que ele pode determinar a defasagem apropriada das variáveis e ao mesmo tempo a direção da causalidade entre as variáveis.

O processo proposto por Hsiao’s requer que todas as séries sejam estacionárias. Desta forma, testes de raiz unitária foram realizados, indicando que apenas o Panamá apresentavam séries integradas de ordem 1, enquanto os demais países possuíam séries estacionárias. O teste de causalidade de Granger mostrou que, no caso do Brasil, os impostos granger causam os gastos e os gastos granger causam os impostos, o que indica uma relação de feedback entre estas variáveis. Porém, o autor adverte que este resultado deve ser interpretado com cuidado, uma vez que o passado de hiper-inflação pode ter

¹⁷ Para uma explicação mais detalhada do método, ver apêndice de Cheng (1999)

distorcido esta relação e que o financiamento através do aumento da dívida também pode ter ocorrido.

Mattos e Rocha (2001) estendem o trabalho de Issler e Lima (1997) na análise do mecanismo orçamentário brasileiro uma vez que permitem que os déficits sejam eliminados por meio de reduções não esperadas na correção monetária da dívida, além de aumento de impostos e reduções de gastos. Apesar de Tanner (1994, 1995) levar em conta o papel da indexação, Mattos e Rocha (2001) inovam em dois aspectos. Primeiro, ao invés de considerar a variação da base monetária como um componente do estoque da dívida, acredita-se que a variação da base monetária e os impostos devem ser somados caracterizando a receita total. Segundo, as dívidas indexadas e não indexadas devem ser consideradas separadamente, uma vez que mudanças na forma de indexação real afetavam apenas a parcela indexada.

Os autores estimam um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) com as seguintes variáveis: gastos do governo (inclusive pagamentos de juros), receitas (incluindo a senhoriagem) dívida pública, correção monetária líquida, taxa de crescimento real da dívida indexada e taxa de crescimento real da dívida não-indexada. O período analisado vai de 1965 (ano que foi introduzida a correção monetária) a 1993 (quando se encerrou o período de altas taxas de inflação e indexação), os dados são trimestrais e referentes apenas ao governo federal, sendo que todas as séries foram deflacionadas pelo IGP-DI.

As séries de gastos, receitas e dívida apresentaram a existência de uma raiz unitária, tornando-se estacionárias na primeira diferença; as demais séries se mostraram estacionárias. Os resultados do VAR e da função resposta a impulso indicam que aumentos de gastos resultam em aumentos de impostos, dando suporte à hipótese de spend-and-tax. Além disso, os autores encontram evidências de que as reduções não anunciadas na indexação foram utilizadas como instrumento de ajuste das contas fiscais do governo federal. Este tipo de redução foi utilizado não somente para fazer frente aos gastos, como também para substituir a arrecadação.

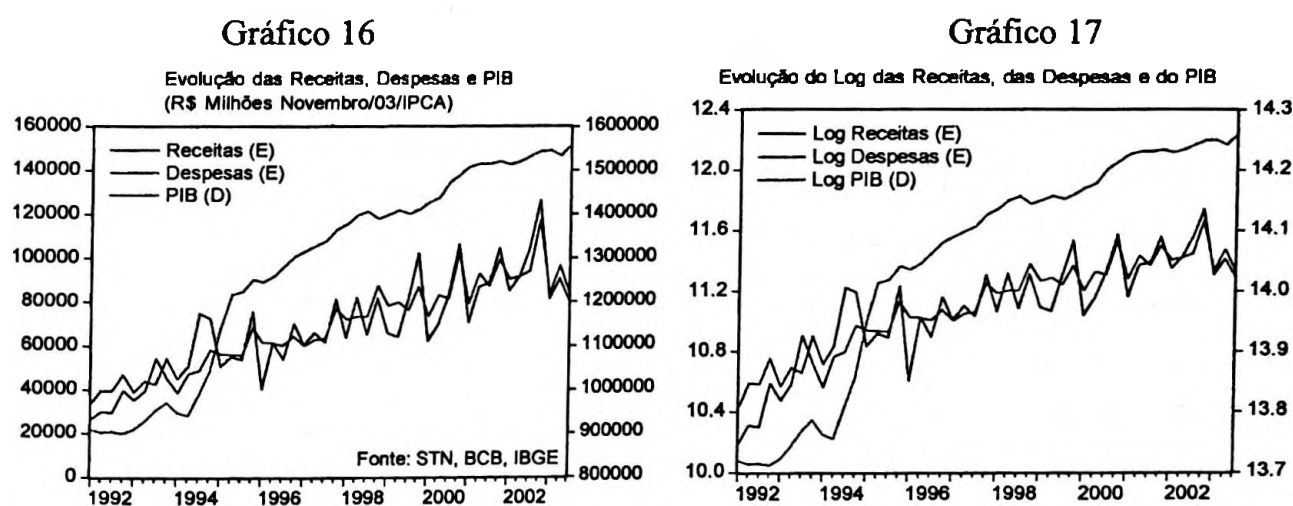
O objetivo desta seção, a exemplo dos trabalhos citados acima, é o de detectar uma relação de causa entre as variáveis fiscais. Para isso, serão realizados testes de cointegração e

causalidade de Granger. Este trabalho utilizará uma especificação diferenciada, que considera além das receitas e despesas totais, o PIB, cuja inclusão segue a metodologia utilizada em Baghestani e McNown (1994).

5.3.1 Dados, Metodologia e Modelos Utilizados

As três variáveis utilizadas, receitas do governo (incluindo a receita fiscal e a receita de senhoriagem, ou seja, a mesma série utilizada para o teste de sustentabilidade feito no capítulo 3), despesas do governo (que agora correspondem ao gastos do governo mais o pagamento de juros da dívida) e o PIB estão em bases trimestrais e expressas em termos reais, a preços de novembro/03 corrigidas pelo IPCA.

Todas as séries foram transformadas em logaritmos, de modo a reduzir a heterocedasticidade encontrada nas séries em nível. Novamente, os dados referem-se apenas ao governo central, não incluindo os estados e municípios. O gráfico abaixo mostra o comportamento das variáveis no nível e em log.



A análise de cointegração será feita de acordo com a metodologia de Johansen, já empregada no capítulo 4. Conforme defendido por Baghestani e MacNown (1994), o PIB deve ser incluído como variável de controle na equação que testa a cointegração uma vez que mudanças autônomas, por exemplo, nos gastos, poderiam ter impactos no PIB e tais mudanças poderiam por sua vez, ter efeitos sobre as receitas governamentais.

Para determinar a ordem de integração das variáveis, foi aplicado primeiramente o teste de Dickey-Pantula, que permite testar a existência de mais de uma raiz unitária. O teste foi

iniciado com $r=2$, sendo rejeitada a H_0 de duas raízes unitárias para todas as séries. Os resultados da 2ª etapa do teste encontram-se resumidos na tabela abaixo. Além disso, também foi aplicado o teste ADF, que corroborou a conclusão de que todas as séries em questão apresentam 1 raiz unitária.

Tabela 38 - Teste Dickey-Pantula para Regime Fiscal

Série	Modelo	Def.	t1	t2	VC1%	VC5%	VC10%
Receitas	Com constante	6	-3,35	-1,74	-3,58	-2,93	-2,60
Despesas	Com constante	2	-8,70	-3,57	-3,58	-2,93	-2,60
PIB	Com constante	4	-2,64	-2,23	-3,58	-2,93	-2,60

Tabela 39 - Teste ADF para Regime Fiscal

Série	Modelo	Defasagens	t	VC 5%	VC 10%
Receitas	Com constante sem tendência	6	-1,78	-3,60	-2,94
Despesas	Sem constante e sem tendência	4	1,86	-2,62	-1,95
PIB	Sem constante e sem tendência	5	1,40	-2,62	-1,95

Concluído que todas as séries são $I(1)$, avançaremos no teste de cointegração. A próxima etapa foi a definição das defasagens das variáveis, baseados nos critérios de informação. Num primeiro momento, a ordem quatro foi selecionada como mais adequada; mas como as séries apresentavam sazonalidade, a inclusão de “dummies” sazonais permitiu que o número de defasagens fosse reduzido para dois. Além disso, a série das despesas apresentou problema de normalidade dos resíduos, que foi sanado com a inclusão de uma “dummy” que assumiu valor 1 na data de 1993:03 e zero nas demais (a mesma utilizada na correção da série de pagamento de juros nominais, que agora foi incorporada às despesas).

Tabela 40– Definição da Defasagem Regime Fiscal com dummies sazonais e du0393

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	163,0090	3.16E-08	-8,771988	-7,779034	-8,408031
2	32,69922*	1.73E-08*	-9,398230*	-8,032918*	-8,8977789*
3	5,217777	2.29E-08	-9,156008	-7,418338	-8,519083
4	9,335568	2.60E-08	-9,100859	-6,990832	-8,327451
5	10,3870	2.76E-08	-9,144460	-6,662075	-8,234568

Obs: * indica a ordem selecionada por cada critério.

Pelo critério de Pantula, o modelo selecionado foi o que considera uma constante dentro e fora do vetor e a tendência dentro do vetor de cointegração. A significância da tendência foi testada posteriormente pela análise de cointegração restrita, sendo rejeitada a H_0 de que ela seria igual a zero. Tanto as estatísticas do traço quanto do máximo autovalor indicaram a presença de um vetor de cointegração, como pode ser conferido pela tabela abaixo:

Tabela 41 – Teste de Cointegração Regime Fiscal

Há r vetores cointegração	eigenvalue	máximo	VC 5%	traço	VC
$r=0$	0,635257	45,38531*	25,54	65,93860**	42,44
$r \leq 1$	0,296632	15,83440	18,96	20,55329	25,32
$r \leq 2$	0,099553	4,718885	12,25	4,718885	12,25

Observação: * e **denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 5% e 1%, respectivamente. Valores críticos em Osterwald-Lenum (1992).

Tabela 42 – Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento Regime Fiscal

Série	B	α
Receita	1	-0,699562
Despesa	-0,890483	0,550035
PIB	0,789289	0,054284
Tendência	-0,009608	

Os testes de cointegração restrita foram realizados para os coeficientes de ajustamento, indicando que tanto o coeficiente de ajustamento da receita quanto o da despesa são significantes estatisticamente. Já para o PIB, não foi possível rejeitar a H_0 de que o seu coeficiente de ajustamento é estatisticamente igual a zero.

Como já era esperado, o coeficiente da receita e da despesa apresentam sinais contrários no vetor de cointegração, além de receita e PIB apresentarem o mesmo sinal. Todos os coeficientes dos componentes que compõe o vetor de cointegração se mostraram estatisticamente significantes, inclusive o coeficiente da tendência (apesar de apresentar um valor pequeno). Finalmente, os resíduos são distribuídos normalmente.

O procedimento de Johansen, a partir do modelo VAR, permite determinar o número de vetores de cointegração e seu correspondente TCE, através da estimação do Modelo de Correção de Erro (MCE). Uma forma mais simples de representação do MCE pode ser descrita como:

$$\Delta X_t = \mu_t + \pi X_{t-1} + \sum \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (67)$$

Representando cada uma das equações que compõem (67), temos:

(68)

$$\Delta LRECEITAS = \alpha_{LREC} EC + \gamma_1 \Delta LPIB(-1) + \gamma_2 \Delta LRECEITAS(-1) + \gamma_3 \Delta LDESPEASAS(-1) + \gamma_4 \text{constante} + \gamma_5 du0393 + \gamma_6 D1 + \gamma_7 D2 + \gamma_8 D3$$

(69)

$$\Delta LGASTOS = \alpha_{LGAST} EC + \gamma_9 \Delta LPIB(-1) + \gamma_{10} \Delta LRECEITAS(-1) + \gamma_{11} \Delta LDESPEASAS(-1) + \gamma_{12} \text{constante} + \gamma_{13} du0393 + \gamma_{14} D1 + \gamma_{15} D2 + \gamma_{16} D3$$

(70)

$$\Delta LPIB = \alpha_{LPIB} EC + \gamma_{17} \Delta LPIB(-1) + \gamma_{18} \Delta LRECEITAS(-1) + \gamma_{19} \Delta LDESPEASAS(-1) + \gamma_{20} \text{constante} + \gamma_{21} du0393 + \gamma_{22} D1 + \gamma_{23} D2 + \gamma_{24} D3$$

Onde *EC*, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 42, representa a equação de cointegração, expressa por:

$$LRECEITAS - 0,8904 LDESPEASAS + 0,7893 LPIB - 0,0096 TEND - 12,0890 \quad (10)$$

De acordo com Enders (1995), a causalidade de Granger tem dois aspectos no Modelo de Correção de Erro:

- A dinâmica de curto prazo é capturada pelos termos defasados (na primeira diferença) e testes de causalidade podem ser baseados na significância destes termos.
- Desvios do equilíbrio de longo prazo tem seus efeitos mensurados através da significância do Termo de Correção de Erro.

A significância dos α 's expressa a importância relativa do TCE para cada uma das equações acima e já foi testada. Deve-se, agora, verificar a significância dos termos defasados. Os resultados estão reportados na Tabela 43.

Tabela 43– Significância dos Coeficientes do MCE Regime Fiscal

Variável	(Equação 68)	(Equação 69)	(Equação 70)
	DLRECEITAS	DLDESPESAS	DIPIB
EC	-0,699562 [-3,19386]	0,550035 [4,23729]	-0,054284 [1,81242]
DLRECEITAS(-1)	-0,104848 [-0,63338]	-0,311930 [-3,17960]	-0,026032 [-1,15005]
DLDESPESAS(-1)	-0,171738 [-0,85313]	-0,172070 [-1,44232]	0,095766 [3,47906]
DLPIB(-1)	-1,108931 [1,23959]	-0,779987 [-1,47120]	0,480780 [3,93027]
CONSTANTE	-0,239440 [6,48377]	0,174415 [7,96936]	0,005506 [1,09043]
DU0393	-0,0748111 [-0,62337]	0,0376543 [5,26430]	0,005653 [0,34446]
D1	-0,430782 [-7,17715]	-0,266535 [-7,49303]	-0,016475 [-2,00738]
D2	-0,214084 [-2,91562]	-0,155994 [-3,58478]	-0,012040 [1,19916]
D3	-0,165847 [-3,09738]	-0,134638 [-4,24292]	--0,000717 [-0,09798]

Obs: Estatística-t em []

A combinação dos seguintes resultados:

- coeficientes de ajustamento estatisticamente significantes para receitas e despesas;
- significância da receita defasada na equação da despesa;

indicam que temos um comportamento de “tax-and-spend”. Destaca-se também que a despesa defasada também é significativa para a explicação do PIB.

Este resultado contraria a hipótese inicial de que o país se caracterizava por um regime “spend-and-tax”, como já havia sido concluído por dois trabalhos feitos para períodos anteriores (ressaltando que a especificação foi diferente para cada um deles).

Uma possível explicação para este resultado diferente do esperado (dado o nosso primeiro resultado de não sustentabilidade da política fiscal e o nosso passado de desequilíbrios fiscais) é que as diversas medidas de ajuste fiscal que foram adotadas no passado recente já

começaram surtir algum efeito. Merece destaque a adoção de metas fiscais (que teve início com o acordo do FMI) e a LRF, que dentre outras medidas, proíbe a criação de uma despesa fiscal permanente sem que seja indicada no mesmo momento a fonte de receita também permanente. Ou seja, a política fiscal frouxa do período 1994:08 a 1998:12 cedeu lugar a um regime de maior disciplina fiscal. Além disso, o governo federal vem adotando medidas que visam diminuir os impactos da constituição de 1988 - que aumentou as transferências para estados e municípios – priorizando o aumento de receita através de tributos que não são compartilhados e conduzindo importantes reformas estruturais, como a 1ª reforma da previdência realizada em 1998.

Apesar destas possíveis explicações, novamente consideramos que este resultado deve sofrer investigações adicionais, uma vez que o período compreendido abrange diferentes características: de 1992 até o início do plano real, as receitas de senhoriagem eram importantes para as contas do governo central; na primeira fase do plano real, a política fiscal foi expansionista, tendo em vista o crescimento dos gastos discricionários (principalmente “demais despesas de custeio e capital”) e com pessoal e encargos; somente na segunda fase do plano real, que medidas visando conter o crescimento da dívida pública foram adotadas – portanto trata-se de um ajuste fiscal ainda recente.

Finalmente, é importante salientar que também foi analisado o regime fiscal com a especificação sugerida por Issler e Lima (1997), ou seja, considerando apenas receitas totais (fiscal e senhoriagem) e despesas totais (gastos e pagamento de juros). Em linhas gerais, os resultados não se alteram, sendo que eles serão apresentados de forma resumida a seguir.

Os critérios de informação indicaram inicialmente quatro defasagens como mais indicado. Entretanto, a inclusão de dummies sazonais indicou que poderíamos utilizar tanto o modelo com quatro defasagens quanto o modelo com duas defasagens. Também foi necessária a inclusão das “dummy” du0393 para corrigir a normalidade dos resíduos.

Tabela 44– Definição da Defasagem Regime Fiscal com dummies sazonais e du0393
(Log Receitas e Log Despesas)

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	84,22521	0,000126	-3,309690	-2,730467*	-3,097382
2	11,52556*	0,000108	-3,468474	-2,723758	-3,195506*
3	6,161488	0,000109	-3,476755	-2,566547	-3,143128
4	6,972414	0,000105*	-3,526707*	-2,451007	-3,132420
5	2,471366	0,000119	-3,427763	-2,186570	-2,972817

Obs:* indica a ordem selecionada por cada critério.

Optando pelo modelo com quatro defasagens (dado que o modelo com duas defasagens apresentou problemas de normalidade dos resíduos), o passo seguinte foi a determinação dos termos deterministas pelo critério de Pantula. Segundo este critério, o modelo quatro (com constante dentro e fora do vetor e tendência dentro do vetor) seria o único onde ocorreria a cointegração, uma vez que os demais apresentavam “rank” completo. As tabelas abaixo apresentam os resultados dos testes de cointegração e o vetor obtido.

Tabela 45 – Teste de Cointegração Regime Fiscal
(Log Receitas e Log Despesas)

Há r vetores cointegração	eigenvalue	máximo	VC 5%	traço	VC 5%
$r=0$	0,438571	24,82**	19,0	36,2**	25,3
$r\leq 1$	0,232497	11,38	12,3	11,38	12,3

Observação: * e **denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 5% e 1%, respectivamente. Valores críticos em Osterwald-Lenum (1992).

Tabela 46 – Vetor de Cointegração e Coeficientes de Ajustamento Regime Fiscal

Série	B	α
Receita	1,0	-0,93464
Despesa	-0,40041	0,51737
Tendência	-0,011144	

Os resíduos são normalmente distribuídos. Os testes de cointegração restrita indicaram que o coeficiente da tendência dentro do vetor de cointegração é estatisticamente significativo (apesar de seu coeficiente não ser expressivo), bem como os coeficientes da receita e da despesa. Foi rejeitada a hipótese nula de que os coeficientes da receita e da despesa dentro do vetor de cointegração seriam [1 -1]. Além disso, ambos os coeficientes de ajustamento mostraram-se estatisticamente significantes no teste de cointegração restrita.

Finalmente, é preciso verificar a significância dos termos defasados, dentro do contexto do modelo de correção de erro. Os resultados estão reportados na Tabela 47.

Tabela 47– Significância dos Coeficientes do MCE Regime Fiscal
(Log Receitas e Log Despesas)

Variável	DLRECEITAS	DLDESPESAS
EC	-0,934637 [-2.63594]	0,517369 [2.45206]
DLRECEITAS(-1)	0,145157 0.44758]	-0,358690 [-1,85861]
DLRECEITAS(-2)	0,202485 [0.75309]	-0,149281 [-0.93303]
DLRECEITAS(-3)	0,274033 [1.40235]	-0,082099 [-0.70605]
DLDESPESAS(-1)	-0,143422 [-0.63914]	-0,485918 [-3.63903]
DLDESPESAS(-2)	-0,037114 [-0.16183]	-0,373016 [-2.73327]
DLDESPESAS(-3)	-0,278721 [-1,20472]	-0,180002 [-1,30748]
CONSTANTE	0,227089 [3,60259]	0,169841 [4,52791]
D1	-0,444991 [-4.09287]	-0,200044 [-3.09202]
D2	-0,225235 [-2.27224]	-0,112928 [-1,91450]
D3	-0,165211 [-1.45035]	-0,163188 [2,40747]
DU0393	-0,037450 [-0.27859]	-0,416225 [5,20334]

Obs: Estatística-t em []

Portanto, novamente o resultado indica que temos um regime “tax-and-spend”, uma vez que tanto os coeficientes de ajustamento da receita quanto da despesa são significantes, quanto o termo defasado da receita é significativo na equação da despesa.

5.4 Considerações Finais

Aparentemente, chegamos a resultados contraditórios. A 1ª parte indicou que o aumento do endividamento público derivou de uma dinâmica perversa para a dívida, uma vez que parte expressiva de sua variância é explicada pela variação da taxa real de câmbio e da taxa real de juros. Além disso, segundo a análise VAR, verificamos que o próprio estoque de dívida aumentou sua importância relativa na passagem do 1º período para o 2º período do plano real, enquanto o superávit perdeu importância na explicação para a dívida. Por outro lado, na 2ª parte encontramos fortes evidências de que tivemos uma melhora no padrão fiscal, que passou a exibir um comportamento de “tax-and-spend.”

A aparente contradição provavelmente deriva do fato de que a melhora recente nas variáveis fiscais representou um avanço, mas não conseguiu gerar impactos suficientes para compensar o crescimento da dívida. A conclusão final é que a dinâmica perversa da dívida – de curto prazo e indexada – foi um dos principais responsáveis pelo crescimento do endividamento público, uma vez que no período recente, mudanças muito positivas ocorreram para o regime fiscal. Considerando as medidas impostas pela LRF e a adoção e cumprimento de metas fiscais, não é improvável que o regime tenha adquirido maior disciplina.

6. Conclusões

A proposta original deste trabalho foi a aplicação dos testes de sustentabilidade da dívida pública para o caso brasileiro no período recente. A dívida/PIB apresentou dramático crescimento no período do plano real, passando de 35,2% em agosto de 1994 para 58,2% em novembro de 2003. Este elevado patamar de dívida e o seu perfil de indexação e maturidade têm levantado sérias dúvidas sobre a capacidade de financiamento do governo.

Primeiramente, foi apresentado um breve retrospecto da experiência brasileira no gerenciamento da dívida, tentando identificar os fatores que levaram ao seu crescimento. As avaliações mostraram que até meados da década de 1990, a dívida apresentava uma trajetória sustentável menos porque o governo obedecia a sua restrição orçamentária intertemporal e mais devido às receitas de senhoriagem. O regime monetário e fiscal que vigorou após o plano de estabilização provocou o aumento do endividamento público. Finalmente, a adoção do regime de metas para a inflação e para o superávit primário não foi suficiente para conter o aumento do endividamento, que foi afetado negativamente pela expressiva depreciação real da taxa de câmbio.

Em seguida, foi apresentada a literatura sobre os testes de sustentabilidade. De maneira geral, ela pode ser decomposta em três abordagens. A primeira avalia se a série da dívida pública descontada é estacionária através da aplicação de testes de raiz unitária. A segunda tenta identificar uma relação de longo de prazo entre receitas e despesas do governo através do instrumental de cointegração. Finalmente, a terceira tenta avaliar se existe um mecanismo de “feedback” entre dívida e superávit primário, ou seja, se uma dívida elevada faz com que o governo responda com um superávit também mais elevado.

Entretanto, Bohn (1995) argumentou que os testes que dependem da hipótese de um ambiente determinista são inapropriados. Ele demonstrou que numa economia estocástica, eficiência dinâmica está relacionada à taxa de crescimento do produto e ao retorno dos ativos de risco. Mais importante, numa economia estocástica onde a taxa de juros livre de risco é menor que a taxa de crescimento do produto, com incerteza, o risco de um forte declínio no PIB pode fazer com que o valor esperado da dívida/PIB no limite seja infinito.

Desta forma, novos testes de sustentabilidade foram desenvolvidos levando em consideração os argumentos de Bohn (1995). Dentre eles, foi selecionado um de cada abordagem para ser utilizado na análise da política fiscal brasileira: Uctum&Wickens (2000), Ahmed&Rogers (1995) e Feve, Henin e Jolivaldt (1998).

Os resultados não foram animadores. Os testes de raiz unitária não foram capazes de aceitar a estacionariedade da dívida mobiliária federal descontada, mesmo quando o instrumental que permite a presença de duas quebras estruturais. A relação de cointegração específica definida por Ahmed&Rogers (1995) não foi verificada para as séries de receitas, despesas e o pagamento de juros, ao mesmo tempo que a aplicação do teste FADF sobre as séries de dívida pública e superávit primário (acumulado nos últimos 12 meses) não identificou um mecanismo de “feedback” entre estas variáveis. Entretanto, é importante destacar que estes resultados não indicam que o governo irá “defaultar” sua dívida, apenas que a política fiscal deve sofrer alterações para que a restrição orçamentária intertemporal do governo volte a ser respeitada.

De qualquer forma, unanimidade dos resultados, considerando que cada teste tem suas especificidades e foram aplicados em séries distintas, foi interpretado como um forte argumento a favor da insustentabilidade. Este resultado está em linha com os estudos de Luporini (2000) e Borges (2002), que também concluíram que o endividamento público entrou numa trajetória não-sustentável no período recente, e contrastam com os resultados obtidos por Pastore (1995), Rocha (1997) e Issler e Lima (1997) que indicavam que a dívida era sustentável até o início da década de 1990.

Desta forma, a segunda proposta deste trabalho foi a investigação empírica dos fatores que determinaram esta mudança do endividamento brasileiro. Os estudos sobre os impactos da política monetária para o crescimento da dívida pública foram feitos através da aplicação de um modelo VAR e de testes de cointegração. Devido à mudança de regime verificada, foram analisadas separadamente as duas fases do plano real.

De maneira geral, os resultados da decomposição da variância revelaram que a taxa real de juros e a taxa de crescimento da economia tinham uma importância expressiva na explicação da variância da dívida pública. Os resultados para o segundo período mostram

que a importância relativa da taxa real de câmbio para a explicação da variância da dívida aumentou. Além disso, a importância relativa da dívida para a explicação de sua própria variância aumentou enquanto a importância do superávit diminuiu (segundo a análise VAR). Desta forma concluímos que os impactos da taxa real de câmbio e da taxa real de juros sobre o estoque da dívida foram significativos para o seu crescimento, bem como agora seu estoque elevado também acaba influenciando a sua variância.

O último passo foi verificar se o regime fiscal brasileiro apresentava características que poderiam ajudar a explicar o resultado de não sustentabilidade. A análise sobre o comportamento das receitas e despesas do governo foi feito via testes de cointegração e causalidade de Granger. O resultado de que as duas variáveis não são fracamente exógenas e que receitas “Granger causam” despesas indicou que o regime fiscal brasileiro passou a ser caracterizado pelo “tax-and-spend” e, portanto, indica uma maior disciplina fiscal.

A aparente contradição entre a não sustentabilidade e um regime “tax-and-spend” provavelmente deriva do fato de que a melhora recente das contas fiscais representou um importante avanço, mas não conseguiu ainda gerar os efeitos positivos suficientes para manter a relação dívida/PIB estabilizada, devido aos impactos da taxa real de juros e da taxa real de câmbio. As recentes alterações introduzidas, tais como a LRF, - que proíbe que uma despesa permanente seja criada sem a indicação de uma fonte de receita permanente - e o cumprimento das metas fiscais estabelecidas, indicam que não é tão improvável que nosso regime fiscal mostre um comportamento de maior disciplina fiscal. Entretanto, estes resultados devem sofrer uma investigação mais profunda em uma possível extensão deste trabalho.

Em suma, os testes de sustentabilidade aplicados no quarto capítulo confirmaram que a dívida pública ingressou numa trajetória não sustentável, refletindo principalmente os impactos da elevada taxa real de juros e da política fiscal expansionista do primeiro período do plano real. No segundo período, aumentou a importância relativa da taxa real de câmbio na explicação da variância da dívida e o do seu próprio comportamento passado. Apesar dos resultados indicarem que o regime fiscal pode ser caracterizado pelo “tax-and-spend”, a melhora das contas fiscais foi mais do que compensada pelos efeitos perversos do nosso perfil de endividamento.

Bibliografia

- AHMED, Shaghil & ROGERS (1995), John 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
- BAGHESTANI, Hamid & MCNOWN, Robert (1984) "Do Revenue or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?" Southern Economic Journal, p. 311-322
- BOHN, Henning (1995). "The sustainability of budget deficits in a stochastic economy". Journal of Money, Credit and Banking, Vol 27, N°1.
- BOHN, Henning (1998). "The behavior of U.S. public debt and deficits". Quarterly Journal of Economics. Agosto 1998, pags. 949-963.
- BLANCHARD, Olivier (1997). Macroeconomics. Prentice Hall.
- BLANCHARD, Olivier (2003) "Fiscal dominance and inflation-targeting. Lessons from Brazil". <http://econ-www.mit.edu/faculty/blanchar/papers.htm>
- CHENG, Benjamin S. "Causality Between Taxes and Expenditures: Evidence from Latin American Countries" Journal of Economics and Finance Vol. 23, N°2, summer 1999, p.184-192.
- CHORTAREAS, Georgios, KAPETANIOS, George e UCTUM, Merih, (2003). "A nonlinear approach to public finance sustainability in Latin America". Queen Mary University of London, Working Paper N°486.
- CUDDINGTON, John T., (1996). "Analysing the Sustainability of Fiscal Deficits in Developing Countries". Economics Department of Georgetown University
- DICKEY, D. A. & Pantula, S. (1987) "Determining the order of differencing in autor regressive process". Journal of Business and Economic Statistics, 15 p.455-461.
- DICKEY, D. A. & Fuller, W.A. (1979) "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". Journal of American Statistical Association, 74 p. 427-431.
- ENDERS, Walter (1995). Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons.
- FEVE, Patrick & HENIN, Pierre-Yves Henin (2000) "Assessing Effective Sustainability of fiscal policy within the G-7", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 62, 2.
- FEVE, Patrick, HENIN, Pierre-Yves e Jolivaldt (1998) "Feedback Covariates Units Root Tests", Working Paper N° 9810, CREMAP.

GIAMBIAGI, Fábio (2002) “Do déficit de metas às metas do déficit: a política fiscal do governo Fernando Henrique Cardoso 1995/2002”. Textos para discussão do BNDES Nº 93.

GIAMBIAGI, Fábio e ALÉM, Ana Cláudia (2000). “Finanças Públicas: Teoria e Prática no Brasil”. 2ª Edição, Editora Campos.

GIAVAZZI, Francesco & PAGANO, Marco (1990) “Can severe fiscal constrictions be expansionary? Tales of two small european countries.” NBER, WP3372.

GIAVAZZI, Francesco, JAPPELLI, Tulio e PAGANO, Marco (2000) “Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence form industrial and developing countries” European Economic Review, 44, p 1259-1289.

GOLDFAJAN, Ilan, FRAGA, Armínio e MINELLA, André, “Inflation-Targeting in Emerging Markets Economies”. Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil Nº 76.

GOLDFAJN, Ilan (2002). “Há razões para duvidar que a dívida pública do Brasil é sustentável?”. Nota Técnica do Banco Central do Brasil Nº 25.

GOLDFAJN, Ilan & GUARDIA, Eduardo Refinetti (2003). “Fiscal Rules and Debt Sustainability in Brazil”. Nota Técnica do Banco Central do Brasil Nº 39.

HAKKIO, Craig S. & RUSH, Mark (1991). “Is the budget deficit ‘too large?’”. Economic Inquiry, Vol. 29, p. 429-445.

HAMILTON, James D. & FLAVIN, Marjorie A. (1986). “On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing”. The American Economic Review, Vol. 76, nº 4, p. 808-819.

ISSLER, João Victor & LIMA, Luiz Renato (2000). “Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-1992”. Journal of Development Economics, Vol. 62, p. 131-147.

JOHANSEN, S. (1998) “Statistical analysis of cointegration vectors”. Journal of Economic Dynamics and Control, 12 p. 232-254.

JOHANSEN, S. (1995) Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford: Oxford University Press.

KING, M. (1995) “Monetary Policy Implication of Greater Fiscal Discipline” (In) Budget Deficits and Debt: Issues and Options. Federal Reserve Bank of Kansas City, August-September, 171-183.

- KREMERS, Jeroen J.M. (1988). "Long-run limits on the US federal debt". Economic Letters, Vol. 28, p. 259-262.
- LEE, Junsoo & STRAZICICH, Mar C. "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks" University of Central Florida Working Paper.
- LUPORINI, Viviane (2000). "Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence". Revista Brasileira de Economia, nº 54, nº 2, p. 201-226.
- MACKINNON, J. (1991) "Critical values for cointegration tests". In: Engle, R.F.&Granger, C.W.J. (eds.), Long-run economic relationships: readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press.
- MATTOS, Elinson & ROCHA, Fabiana (2001) "Correção monetária e o equilíbrio do orçamento" Pesquisa e Planejamento Econômico Vol. 31, Nº 2, p.269-288
- MEGALE, Caio (2003) "Fatores Externos e o Risco-País". Departamento de Economia PUC-Rio, Dissertação de Mestrado.
- MENDONÇA, Helder F. (2003) "Três ensaios sobre a dívida pública e a determinação da taxa de juros na economia brasileira". Brasília: ESAF, Monografia premiada em 2º lugar no VIII Tesouro Nacional, 78p.
- McCALLUM, Bennett T. (1984). "Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian analysis". Journal of Political Economy, Vol. 92, nº 11, p. 123-135.
- PASTORE, Affonso Celso (1995). "Déficit Público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro". Revista de Econometria, Vol. 14, nº 2, p. 177-234.
- PASTORE, Affonso C. (1996). "Por que a política monetária perde a eficácia". Revista Brasileira de Economia, jul-set 1996.
- PASTORE, Affonso C. e PINOTTI, Maria C. (1999) "Inflação e Estabilização: Algumas Lições da Experiência Brasileira", Revista Brasileira de Economia, jan-mar.
- PERRON, Pierre (1989) "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis." Econometrica, vol. 57. Nº 6, p. 1361-1404.
- ROCHA, Fabiana (1997). "Long-run limits on the Brazilian government debt". Revista Brasileira de Economia, Vol. 51, nº 4, p. 447-470.
- SARGENT, Thomas & WALLACE, Neil "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic" Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Reserve, Fall 1981, p.1-17

- SMITH, Gregor W. & ZIN, Stanley E. (1991). "Persistent deficits and the market value of government debt". Journal of Applied Econometrics, Vol. 6, p. 31-44.
- TANNER, Evan "Intertemporal solvency and indexed debt: evidence from Brazil, 1976-1991" (1995) Journal of International Money and Finance, vol. 14 N° 4, p. 549-573.
- TREHAN, Bharat & WALSH, Carl E. (1988). "Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing". Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, p. 425-444.
- TREHAN, Bharat & WALSH, Carl E. (1991). "Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits". Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 23, n° 2, p. 206-223.
- UCTUM, Merih & WICKENS, Michael (2000). "Debt and deficit ceilings and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 62, n° 2, p. 197-221.
- UCTUM, Merih, THURSTON, Thom e UCTUM, Remzi, (2003). "Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis". Brooklyn College of the CUNY.
- WILCOX, David W. (1989). "The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint". Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 21, n° 3, p. 291-306.

Anexo1- A Condição de Transversalidade

Considere uma economia com um grande número de famílias similares e que cada uma maximiza a seguinte função utilidade¹:

$$u_t = E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i-1} u(c_i, m_i) \right] \quad (1.1)$$

onde c_t denota o consumo no período t , $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ é o estoque real de moeda no período t e

$\beta = \frac{1}{(1 + \delta)}$ é o fator de desconto com δ sendo o parâmetro de preferência temporal.

Assumindo que os indivíduos têm acesso à função de produção $f(k)$, a qual é homogênea de grau um em seus insumos, capital e trabalho. O trabalho é ofertado inelasticamente e $f(\bullet)$ é assumida estritamente côncava e satisfaz $f(0)=0$, $f'(0)=\infty$ e $f'(\infty)=0$. Finalmente, considere que existem apenas três tipos de ativo na economia: moeda, títulos do governo e capital. A restrição orçamentária das famílias em termos reais pode ser escrita como

$$f(k_t) - \tau_t = c_t + (1 + \pi_t)m_{t+1} - m_t - (1 + r_{t-1})b_{t-1} + b_t + k_{t+1} - k_t \quad (1.2)$$

onde

τ_t são os impostos “lump-sum”, π_t é a taxa de inflação e r_t é a taxa real de juros.

O problema da família portanto é

$$\text{Max } u_t \{c_t, m_t, k_t, b_t\} = E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i-1} u(c_i, m_i) \right] \text{ sujeito a restrição (1.2).}$$

As condições de Euler de 1ª ordem para c_t, m_{t+1} e k_{t+1} para todo t , descrevendo as condições de necessárias que devem ser satisfeitas em uma trajetória ótima são:

¹ Esta seção foi baseada no trabalho de McCallum (1984).

$$u_1(c_t, m_t) - \lambda_t = 0 \quad (1.3)$$

$$\beta u_2(c_{t+1}, m_{t+1}) - \lambda(1 + \pi_t) + \beta \lambda_{t+1} = 0 \quad (1.4)$$

$$-\lambda_t + \beta \lambda_{t+1} [f'(k_{t+1}) + r] = 0 \quad (1.5)$$

A condição de Euler para b_t deve ser escrita em duas partes:

$$\frac{-\lambda}{(1+r_t)} + \beta \lambda_{t+1} \leq 0 \quad (1.6)$$

$$b_{t+1} \left[\frac{-\lambda_t}{(1+r_t)} + \beta \lambda_{t+1} \right] = 0 \quad (1.7)$$

E as condições de transversalidade do problema de horizonte infinito são:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} m_{t+1} \beta^{t-1} \lambda_t (1 + \pi_t) = 0 \quad (1.8)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} k_{t+1} \beta^{t-1} \lambda_t = 0 \quad (1.9)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} b_t \beta^{t-1} \lambda_t = 0 \quad (1.10)$$

As condições (1.3) a (1.10) são suficientes para o ótimo. Dados o estoque inicial de ativos e a trajetória para o preços, as escolhas das famílias para c_t, m_t, k_t e b_t serão descritas por (1.3) a (1.7).

Em estado estacionário, π_t será zero e c_t, k_t e m_t são constantes. Da equação (1.3), λ_t é constante e positivo e de (1.5) temos que $r_t = \delta$, ou seja, a taxa real de juros é igual a taxa de preferência temporal. Então, em estado estacionário, (1.10) implicará

$$\lim_{t \rightarrow \infty} b_t (1+r_t)^{-(t+1)} = 0 \quad (1.11)$$

Esta é a condição de Jogo Não-Ponzi (NPG), que diz que o governo não pode se emitir dívida infinitamente, de forma a sempre financiar a dívida velha pela dívida nova. Portanto,

vem da decisão das famílias de não aceitarem uma dívida crescente ao longo de tempo a restrição intertemporal do governo.

Anexo 2 – Os principais resultados obtidos pelo trabalho de Mendonça (2003)

Estas tabelas, apresentadas respectivamente nas páginas 34 e 47 do estudo de Mendonça, representam os principais resultados obtidos para a comparação com a análise feita no capítulo 5 desta dissertação.

Tabela 2.1 – Decomposição da Variância 1994:08 a 1998:12

	Câmbio	INF	NFSPJR	NFSPP	DIVPUB
Câmbio	93,07873	0,443156	5,106602	1,156894	0,214618
INF	1,241957	76,05016	0,285719	7,042716	15,37945
NFSPJR	0,163126	28,90179	54,34338	2,699899	13,89180
NFSPP	6,324738	7,188114	6,651348	21,82436	58,01144
DIVPUB	7,652851	23,38594	5,698465	4,986297	58,27645

Ordem utilizada determinada pelo teste de Causalidade de Granger: Câmbio, INF, NFSPJR, NFSPP e DIVPUB.

Tabela 2.2 – Decomposição da Variância 1999:01 a 2003:11

	DIVPUB	Câmbio	NFSPP	INF	NFSPJR
DIVPUB	89,83909	1,419102	0,979435	1,609843	6,152528
Câmbio	83,76400	8,112738	1,047469	0,596956	6,478836
NFSPP	16,11679	2,962665	74,74484	4,709141	1,466563
INF	31,81062	5,809336	2,468657	58,28349	1,627895
NFSPJR	35,35088	2,996618	16,11329	4,538503	41,00071

Ordem utilizada determinada pelo teste de Causalidade de Granger: DIVPUB, Câmbio, NFSPP, INF e NFSPJR.

Desta forma, no primeiro período, Mendonça encontra que o estoque da dívida tem a maior importância relevante para explicação da variância da dívida/PIB, em linha com os nossos resultados pela cointegração. Entretanto, a segunda variável mais importante seria a taxa de inflação, que não entrou em nossa análise. Já no segundo período, o estoque da dívida fica ainda mais relevante, também em linha com os nossos resultados do VAR. O resultado primário também perde importância relativa, como encontrado em nossos resultados. Porém, a taxa de câmbio perde importância relativa, o que contraria nossos resultados. Mas é importante enfatizar que apesar de ambos os trabalhos investigarem o impacto da política monetária pós-plano real para a trajetória da dívida, eles possuem enfoques diferentes.