

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

A Política Fiscal do Estado do Rio Grande do Sul  
(1970-03): uma abordagem macroeconômica

Autor: Liderau dos Santos Marques Junior

Porto Alegre  
2005

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

A Política Fiscal do Estado do Rio Grande do Sul  
(1970-03): uma abordagem macroeconômica

Autor: Liderau dos Santos Marques Junior

Orientador: Prof.Dr. Ronald Hillbrecht

Co-orientador: Prof.Dr. Marcelo Portugal

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia na área de concentração de Finanças Públicas

Porto Alegre  
2005

Esta dissertação de doutorado é dedicada à memória do meu pai

**Liderau dos Santos Marques**

Uma explicação é algo sempre incompleto:  
sempre podemos suscitar um outro porquê.

Karl Popper em "Autobiografia Intelectual"

## AGRADECIMENTOS

Desde já, peço desculpas pelo esquecimento de alguma ajuda, por menor que tenha sido, que me permitiu concluir esta jornada.

Um agradecimento especial ao professor Pedro Cezar Dutra Fonseca, por ter me incentivado a concorrer ao doutorado. Esse apoio foi fundamental para manter viva a vontade de seguir a vida de pesquisador.

A todos os professores do pós em Economia da UFRGS, agradeço o preparo acadêmico adquirido nas aulas, nas palestras e nas conversas instigantes travadas nos corredores e salas do prédio da Economia. Em particular, ao professor Sabino da Silva Porto Junior, sempre atento às minhas dúvidas e provocações, e ao professor Giacomino Balbinotto Neto, a indicação de textos.

O trabalho foi concluído graças às leituras e aos comentários do orientador, professor Ronald Hillbrecht, e do co-orientador, professor Marcelo Portugal. Evidentemente, todos os possíveis erros remanescentes são de minha inteira responsabilidade.

Não posso deixar de agradecer ao Alexandre Porsse, ao Paulo Jacinto e ao Túlio Marques, as cópias de artigos. Em especial ao Paulo, pela paciência em discutir pontos da tese.

Sou muito grato a Iara, a Cláudia, a Raquel e a Aline, pela prontidão em atender a problemas, digamos, burocráticos e operacionais.

Por fim, não menos importante, agradeço a ajuda financeira da Capes e do Cnpq, indispensável para a execução da pesquisa.

## RESUMO

A tese analisa a política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul entre 1970 e 2003. O estudo está assim dividido: em primeiro lugar, revê o debate sobre se os déficits públicos importam ou não; em segundo lugar, testa a hipótese de sustentabilidade da política fiscal do Rio Grande do Sul, por meio de testes de raiz unitária e de cointegração; em terceiro lugar, testa a hipótese *tax-smoothing* para o caso do Rio Grande do Sul; em quarto lugar, testa diversas hipóteses sobre os determinantes do déficit público, medido pela variação da relação dívida/PIB, e do déficit primário para o caso do Rio Grande do Sul. As hipóteses foram divididas em grupos de fatores: os econômicos, os institucionais e os políticos.

## ABSTRACT

This thesis analyses the fiscal policy of the Brazilian State of Rio Grande do Sul, from 1970 to 2003. It is organized as follow. First, it reviews the Ricardian Equivalence debate on the importance of fiscal deficits. Second, it tests the hypothesis of fiscal sustentability using standard unit roots and cointegration tests. Third, it tests the tax smoothing hypothesis, and, finally, it tests several hypothesis on public deficit determinants, such as economic, institutional and political factors.

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	12
1 OS DÉFICITS PÚBLICOS SÃO IMPORTANTES?.....	17
1.1 INTRODUÇÃO.....	17
1.2 A HIPÓTESE DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA.....	17
1.3 PORQUE OS DÉFICITS PÚBLICOS SÃO IMPORTANTES.....	21
1.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	25
2 A SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL DO Rio Grande do Sul (1970-03).....	26
2.1 INTRODUÇÃO.....	26
2.2 A DINÂMICA DA DÍVIDA PÚBLICA.....	28
2.3 A POLÍTICA FISCAL DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL É SUSTENTÁVEL?.....	34
2.3.1 Os dados.....	34
2.3.2 Resultados empíricos.....	35
2.3.2.1 Testes de raiz unitária.....	35
2.3.2.2 Testes de cointegração.....	41
2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	48
3 DÉFICITS, GASTOS DO GOVERNO E A NÃO ESTABILIDADE DA CARGA TRIBUTÁRIA NO RIO GRANDE DO SUL: 1970-03.....	52
3.1 INTRODUÇÃO.....	52
3.2 O MODELO DE ESTABILIZAÇÃO DA CARGA TRIBUTÁRIA ( <i>MODELO TAX-SMOOTHING</i> ).....	53
3.3 NO CASO DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL, A SUA CARGA TRIBUTÁRIA É ESTÁVEL AO LONGO DO TEMPO?.....	60
3.3.1 Os dados.....	60
3.3.2 Resultados empíricos.....	61
3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	72
4 OS DETERMINANTES DA POLÍTICA FISCAL NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL (1970-03).....	74
4.1 INTRODUÇÃO.....	74
4.2 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO.....	74
4.3 OS DETERMINANTES POLÍTICOS, ECONÔMICOS E INSTITUCIONAIS DO DÉFICIT PÚBLICO.....	77
4.3.1 Determinantes políticos e econômicos do déficit público...77	
4.3.2 Determinantes políticos e econômicos do déficit primário: primeira abordagem.....	83
4.3.3 Determinantes políticos e econômicos do déficit primário: segunda abordagem.....	86
4.3.4 Déficit primário, variáveis políticas e instituições orçamentárias.....	88
4.3.5 Eleições, instituições e o déficit primário.....	90
4.3.6 Déficit primário, variáveis políticas, eleições e ideologia: primeira abordagem.....	94
4.3.7 Déficit primário, variáveis políticas, eleições e ideologia: segunda abordagem.....	99

4.3.8 Déficit primário, variáveis econômicas, políticas e as instituições orçamentárias.....	100
4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	102
CONCLUSÃO.....	104
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	106
ANEXO A.....	112
ANEXO B.....	122

## LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS

Gráfico 1	Evolução da relação dívida mobiliária/PIB (Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-97).....	36
Gráfico 2	Evolução da relação déficit primário/PIB (Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-97).....	37
Gráfico 3	Despesa total e receita tributária em relação ao PIB (Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-03).....	43
Gráfico 4	Evolução da relação dívida pública/PIB Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-02).....	62
Gráfico 5	Evolução da carga tributária (1970-02).....	63
Gráfico 6	Evolução do superávit público observado e do superávit ótimo (1971-97).....	71
Tabela 1	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	39
Tabela 2	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	40
Tabela 3	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	44
Tabela 4	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	45
Tabela 5	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	46
Tabela 6	Testes de estacionariedade dos resíduos.....	46
Tabela 7	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	64
Tabela 8	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	65
Tabela 9	Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	68
Tabela 10	Coeficientes do VAR.....	69
Tabela 11	Coeficientes de $\Lambda$ .....	70
Tabela 12	Estatísticas que resumem a relação sup e sup*.....	72
Tabela 13	Regressões estimadas do modelo econométrico (45).....	80
Tabela 14	Regressões estimadas do modelo (45).....	83
Tabela 15	Regressões estimadas dos modelos (46) e (47).....	85
Tabela 16	Regressões estimadas do modelo (48).....	87
Tabela 17	Regressões estimadas dos modelos (49), (50) e (51)....	90
Tabela 18	Regressões estimadas do modelo (52).....	93
Tabela 19	Regressões estimadas dos modelos (53) e (54).....	96
Tabela 20	Regressões estimadas dos modelos (55) e (56).....	98
Tabela 21	Regressões estimadas dos modelos (57) e (58).....	100
Tabela 22	Regressões estimadas do modelo (59).....	101
Tabela 23	Receita Tributária (Administração Direta), PIB do Rio Grande do Sul e carga tributária (1970-2002).....	112
Tabela 24	Dívida pública (Administração Direta), PIB do Rio Grande do Sul e a relação dívida pública/PIB (1970-2002).....	113
Tabela 25	Dívida mobiliária (Administração Direta), PIB do Rio Grande do Sul e a relação dívida mobiliária/PIB (1970-1997)....	114
Tabela 26	Superávits teórico e observado da Administração Direta (1970-1997).....	115
Tabela 27	Carga tributária, relação déficit primário/PIB e a relação (DT-SD)/PIB da Administração Direta (1970-2002).....	116
Tabela 28	Relação DT/PIB da Administração Direta (1970-2003)....	117
Tabela 29	Variáveis econômicas.....	118
Tabela 30	Variáveis políticas e institucionais (1).....	119

Tabela 31 Variáveis políticas e institucionais (2).....	120
Tabela 32 Variáveis políticas e institucionais (3).....	121

## INTRODUÇÃO

A política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul caracterizou-se por contínuos déficits primários entre 1970 e 2003. Enquanto o Estado conseguia se financiar no mercado financeiro, tal regime de política fiscal não se constituía num problema, porém, com a mudança de regime da política monetária do governo federal, a partir de 1994, houve forte elevação das taxas de juros praticadas no mercado financeiro. Como o Estado, tradicionalmente, gerava déficit primário e houve grande elevação do pagamento de juros, o resultado foi uma explosão do endividamento estadual entre 1994 e 1997.

Diante do descontrole das contas públicas e dado que a hipótese de calote da dívida pública estava descartada, o Estado viu-se obrigado a assinar, no ano de 1998, um acordo com o governo federal de renegociação da dívida estadual. No bojo desse acordo, o Estado assumiu o compromisso com um ajuste fiscal rigoroso, através do estabelecimento de metas fiscais sobre resultado primário, arrecadação da receita própria, etc.

No período entre 1996 e 2001, por iniciativa do governo federal, entrou em vigor uma série de mudanças institucionais que reduziram a margem de manobra dos governos estaduais para se financiar. A medida provisória n. 1.514 (07/08/96), que criou o Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Financeira Bancária (PROES), fortaleceu o poder de supervisão e fiscalização do Banco Central sobre as instituições financeiras estaduais.

A lei n. 9.496, de 11 de setembro de 1997, restringiu o alto grau de autonomia até então existente para a contratação de empréstimos. Conforme a lei, as contratações de novas operações de crédito somente serão autorizadas se o Estado cumprir uma trajetória previamente acordada de redução da relação dívida/receita líquida real. A resolução do Senado n.43, de 2001, delegou ao Poder Executivo, leia-se Ministério da Fazenda, o

controle do endividamento dos Estados e, finalmente, a Lei de Responsabilidade Fiscal, de 04 de maio de 2001, obrigou os Estados a administrarem as finanças públicas segundo um conjunto de regras precisas e transparentes.

Os temas abordados na literatura econômica sobre política fiscal podem ser divididos em cinco áreas: se a política fiscal produz efeitos reais, o da sustentabilidade, a hipótese *tax-smoothing*, os fatores determinantes da política fiscal e a mudança de regime fiscal. Geralmente, os trabalhos enfocam a política fiscal de um país, de um conjunto de países ou de um grupo de estados de uma federação.

Tendo-se presente essa literatura e a problemática das finanças públicas estaduais no caso do Brasil, definiu-se como foco de análise a política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul entre 1970 e 2003. Quanto à forma de tratamento, optou-se por tratar dos temas (a sustentabilidade da política fiscal, a hipótese *tax-smoothing* e os fatores determinantes do déficit público) para o caso do Estado do Rio Grande do Sul. Diga-se de passagem que a discussão sobre os efeitos reais da política fiscal é retomada visando-se apenas justificar o estudo proposto.

No primeiro capítulo, retoma-se a discussão sobre a relevância dos déficits públicos; no segundo, discute-se a hipótese da sustentabilidade da política fiscal no caso do Rio Grande do Sul de 1970 a 2003; no terceiro, trata-se da estabilidade da carga tributária estadual para o mesmo período.

No quarto e último capítulo, investigam-se os possíveis determinantes do déficit público no caso em estudo ao longo do período em análise. Déficit público é medido de duas maneiras: a primeira, como a variação na relação dívida pública/PIB; e a segunda, como a relação déficit primário/PIB. Entre os fatores econômicos foram consideradas as seguintes variáveis: a taxa de crescimento do PIB real, uma medida do serviço da dívida, a aceleração da taxa de inflação, a relação gastos com pessoal/PIB. Como fatores políticos têm-se, entre outros, as eleições, o grau de coesão do governo, o número de partidos que formam o governo, a

fragmentação política na Assembléia Legislativa, a ideologia do governo, o regime político (ditadura ou democracia). Quanto aos fatores institucionais, levam-se em conta um índice que mede o quanto as instituições orçamentárias são hierárquicas e transparentes, o sistema partidário (bipartidário ou multipartidário), o número de secretarias de Estado, a presença ou não de um secretário da Fazenda forte (capaz de realizar cortes nas despesas fiscais e de reduzir o déficit primário) e a existência de metas fiscais.

Os resultados obtidos dão conta do seguinte: com base nos argumentos dos keynesianos e dos neoclássicos sobre os efeitos reais dos déficits públicos, assim como nas objeções teóricas à hipótese da equivalência ricardiana, concluiu-se que é relevante abordar o tema dos déficits públicos. Assim, justifica-se analisar a política fiscal de um governo, em particular a do Estado do Rio Grande do Sul.

A hipótese de sustentabilidade da política fiscal não é rejeitada para o caso do Rio Grande do Sul (1970-03), considerando-se os testes de raiz unitária para as séries temporais (dívida mobiliária/PIB, déficit primário/PIB e déficit público/PIB) e os testes de cointegração para as séries (despesa total/PIB e receita tributária/PIB).

A hipótese de estabilidade da carga tributária estadual (hipótese *tax-smoothing*) é rejeitada para o período analisado, levando-se em conta os testes de passeio aleatório da carga tributária e o comportamento da relação dívida pública/PIB. Ademais, à luz da estratégia de Ghosh (1995), que utiliza a análise do vetor auto-regressivo (VAR), novamente as evidências são pela rejeição da hipótese, isto é, os governos gaúchos não levaram a cabo uma política fiscal que visasse minimizar os custos de distorção provocados pela elevação de impostos.

Em relação aos determinantes do déficit público, utilizando-se de uma análise de regressão linear clássica, as evidências indicam que as variáveis econômicas (taxa de crescimento do PIB real, serviço da dívida e aceleração da taxa de inflação) são

fatores determinantes do déficit público. Ressalvando-se possíveis problemas de especificação dos modelos econométricos, infere-se que a taxa de crescimento do produto real e o serviço da dívida contribuíram para a redução do déficit público, ao passo que a aceleração da taxa de inflação elevou o déficit público no período.

Realizando-se também uma análise de regressão linear clássica, obtém-se evidências de que as instituições orçamentárias, o governador em primeiro ano de mandato, a ideologia e a existência de um secretário da Fazenda forte ajudam a explicar o comportamento do déficit primário no período em análise. Embora as instituições orçamentárias no caso em estudo não sejam, na definição de Alesina et al. (1996), hierárquicas e transparentes, tal fator contribui para reduzir o déficit primário. O fato de os governos gaúchos serem praticamente todos de esquerda e, portanto, preocuparem-se com o endividamento excessivo mostrou-se ser um fator determinante no sentido de reduzir o déficit primário. Nessa mesma direção tem-se o fator governador em primeiro ano de mandato, ou seja, em geral, no primeiro ano de governo, o mandatário empossado controla as despesas fiscais de maneira mais rigorosa. Por último, a existência de um secretário da Fazenda forte, capaz de reduzir significativamente as despesas fiscais e o déficit primário, mostrou-se ser um fator determinante do resultado primário.

Esses resultados são compatíveis com os contínuos déficits primários entre 1970 e 2003 porque, com base na análise da regressão linear, o déficit primário tende a persistir de um ano para outro. Do lado das despesas, apontam-se como principais razões dessa persistência: 1) a folha de pagamento dos servidores públicos, que cresce em função da concessão de aumentos salariais, da contratação de novos servidores e dos planos de carreira das diferentes categorias de servidores públicos estaduais; 2) os gastos de custeio, que se elevam *pari passu* com a máquina pública estadual; e 3) os investimentos públicos realizados. Do lado da receita, a carga tributária estadual

apresentou uma tendência de queda até o ano de 1985. Além disso, os problemas de sonegação fiscal e de ineficiência de arrecadação do Tesouro estadual, bem como as políticas tributárias levadas a cabo no período visando incentivar este ou aquele setor produtivo devem ter contribuído para a persistência dos déficits primários.

# 1 OS DÉFICITS PÚBLICOS SÃO IMPORTANTES?

## 1.1 INTRODUÇÃO

O propósito deste capítulo é de constituir-se numa introdução ao tema central da tese, que trata da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul. Entre as três abordagens (neoclássica, keynesiana e ricardiana) sobre os efeitos econômicos do déficit público, a única que afirma que os déficits públicos não importam é a ricardiana, razão pela qual se optou por um tratamento detalhado dessa perspectiva na visão de Barro (1989a, 1989b e 1997). Nesse sentido, reapresenta-se a hipótese da equivalência ricardiana, um resumo do debate em torno dos efeitos reais dos déficits públicos, bem como uma lista de objeções teóricas à abordagem ricardiana.<sup>1</sup> Concluiu-se que os argumentos contrários à equivalência ricardiana são suficientemente fortes para inferir que os déficits públicos produzem efeitos reais. Feita essa discussão teórica, parte-se para a análise da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul.

## 1.2 A HIPÓTESE DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA

A abordagem de Barro (1989a, 1989b e 1997) sobre o déficit público é *sui generis*, na medida em que conclui que não tem efeitos reais sobre a economia, ou seja, o déficit público não tem importância. Essa conclusão é obtida com base no seguinte

---

<sup>1</sup>Existe uma vasta gama de trabalhos que analisam empiricamente os efeitos econômicos dos déficits públicos ou da política fiscal. As principais abordagens são duas: a primeira relaciona o déficit público e as taxas de juros; e a segunda, o déficit público e o consumo agregado (ou a poupança agregada). Contudo, não se fez uma análise empírica no caso do Rio Grande do Sul em razão da falta de dados compatíveis com os estudos apresentados em Gale e Orszag (2003) e em Bernheim (1987). Optou-se, portanto, apenas por uma discussão teórica dos efeitos reais do déficit público. Outrossim, cabe registrar a divergência existente nos trabalhos empíricos sobre os efeitos reais do déficit público.

resultado: dada uma trajetória de gastos públicos, a riqueza líquida da família representativa não é afetada pela geração de déficits públicos.

Supondo-se que o governo financia seus gastos através de impostos *lump sum* ou de endividamento público, admite-se que: (1) a dívida pública tem maturidade de um período; (2) a taxa de juros paga pelo governo é igual à taxa de juros obtida pelo setor privado; (3) os setores (público e privado) têm igual horizonte de planejamento; (4) tem-se total certeza sobre a política fiscal do governo.

A restrição orçamentária do governo no período  $t$ , em termos reais, é dada por:

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

onde  $G_t$  são os gastos do governo (incluindo transferências);  $B_{t-1}$  é o estoque da dívida pública ao final do período  $t-1$ ;  $r_{t-1}$  é a taxa de juros real sobre a dívida pública e  $T_t$  é a receita tributária.

A restrição orçamentária da família representativa no período  $t$ , em termos reais, é assim expressa:

$$w_t + b_{t-1}(1 + r_{t-1}) + v_t = t_t + c_t + b_t \quad (2)$$

onde  $w_t$  é o salário real no período  $t$ ;  $b_t$  é o montante de dívida pública em poder da família ao final do período  $t$  ( $r_t$  é a taxa de juros que o governo paga no período  $t+1$ );  $v_t$  são as transferências *lump sum* para a família;  $t_t$  é o imposto *lump sum* sobre a família e  $c_t$  é o consumo da família no período  $t$ .

O fator valor presente,  $d_t$ , é definido por:

$$d_t = \frac{d_{t-1}}{1 + r_{t-1}} \quad (3)$$

para  $t = 1, 2, \dots$  e  $d_0 = 1$ .

A restrição orçamentária da família em valor presente com horizonte finito  $H$  é assim expressa:

$$b_0 + \sum_1^H d_t w_t + \sum_1^H d_t v_t = \sum_1^H d_t c_t + \sum_1^H d_t t_t + d_H b_H \quad (4)$$

Quando  $H$  tende ao infinito, o último termo à direita na equação (4) tende a zero. Portanto, a restrição orçamentária da família em valor presente com horizonte infinito é:<sup>2</sup>

$$b_0 + \sum_1^{\infty} d_t w_t + \sum_1^{\infty} d_t v_t = \sum_1^{\infty} d_t c_t + \sum_1^{\infty} d_t t_t \quad (5)$$

No agregado, a riqueza líquida da família representativa depende da dívida pública inicial,  $B_0$ , do valor presente das transferências e do valor presente dos impostos:

$$B_0 + \sum_1^{\infty} d_t V_t - \sum_1^{\infty} d_t T_t \quad (6)$$

Supondo  $V_t=0$  em cada período, a riqueza líquida da família representativa depende apenas da dívida pública inicial e do valor presente dos impostos:

$$B_0 - \sum_1^{\infty} d_t T_t \quad (7)$$

Da equação (1) e considerando que  $\lim_{H \rightarrow \infty} (d_H B_H) = 0$ , tem-se que a riqueza líquida da família representativa depende da dívida pública inicial,  $B_0$ , do valor presente dos impostos e do valor presente dos gastos:<sup>3</sup>

$$B_0 - \sum_1^{\infty} d_t T_t = - \sum_1^{\infty} d_t G_t \quad (8)$$

Então, dada uma trajetória de  $G_t$ , o valor presente dos impostos não se altera; portanto, a riqueza líquida da família representativa não é afetada pela trajetória dos impostos. Esse resultado é uma versão do teorema da equivalência ricardiana.

A política fiscal somente afetará a riqueza líquida da família representativa e, conseqüentemente, as suas decisões de consumo, se o valor presente dos impostos for alterado. Todavia, isso somente ocorrerá se o governo alterar o valor presente dos gastos. Isto é, mudanças nos gastos correntes e futuros, acompanhadas de mudanças nos impostos, mesmo que satisfazendo a

<sup>2</sup>Leiderman e Blejer (1988) apresentam um modelo de dois períodos.

<sup>3</sup>A demonstração desta afirmação pode ser encontrada em Barro (1989a,p.203).

restrição intertemporal do governo, têm efeitos sobre a riqueza líquida da família representativa.

Uma outra versão do teorema da equivalência ricardiana pode ser exposta nos seguintes termos: mantendo-se fixa a trajetória de gastos do governo, um corte nos impostos hoje gera um déficit público cujo financiamento é via a emissão de títulos públicos, que, por sua vez, são adquiridos pela família representativa. Amanhã, a fim de resgatar a dívida pública, o governo elevará os impostos e a família representativa pagará essa maior carga de impostos com os títulos públicos comprados ontem, acrescidos dos juros. Como o valor presente dos impostos não se alterou, a trajetória do consumo da família representativa não foi afetada, porque a aquisição dos títulos públicos não representou aumento de riqueza líquida para a família.

Considere-se o seguinte exemplo: supondo-se que a dívida pública no período zero é igual a zero, ou seja,  $B_0=0$ , e que, no período 1, o governo reduza a arrecadação de impostos,  $T_1$ , em uma unidade \$1, isso gera um aumento da renda disponível agregada das famílias no período 1 em \$1 e um déficit também de \$1. O resultado ricardiano implica que as famílias, ao invés de elevarem o consumo em \$1, compram esse montante em títulos da dívida pública,  $B_1=1$ ; assim, o déficit público é totalmente financiado com dívida pública. As famílias se comportam dessa maneira porque, dada a trajetória de gastos do governo, uma redução em \$1 de impostos no período 1 implica o aumento de \$ 1 no valor presente dos impostos futuros; assim, o efeito de tal variação sobre o valor presente dos impostos é nulo. Portanto, uma redução na poupança do governo levou a um aumento de igual magnitude na poupança privada desejada, de tal modo que a poupança nacional não se alterou. Se o valor presente dos impostos se alterasse, a trajetória de consumo da família também mudaria.

Leiderman e Blejer (1988) salientam que a equivalência ricardiana é válida num regime fiscal específico no qual a dívida pública é totalmente coberta por impostos. Assim, um aumento de títulos públicos nas mãos do setor privado sinaliza elevação de

impostos futuros, de tal modo que o valor presente dos impostos cobre o valor existente das obrigações dos títulos públicos.

### 1.3 PORQUE OS DÉFICITS PÚBLICOS SÃO IMPORTANTES

Bernheim (1989), Barro (1989b), Eisner (1989), Gramlich (1989) e Yellen (1989) estabelecem uma ampla discussão sobre as diferentes perspectivas que investigam os efeitos econômicos do déficit público. Bernheim (1989) defende o paradigma neoclássico segundo o qual os déficits públicos importam porque produzem o efeito *crowding out* do capital. Ball e Mankiw (1995) seguem essa linha de argumentação, porém afirmam que o efeito imediato dos déficits públicos é a redução da poupança nacional e, como efeitos secundários, tem-se a redução do investimento, das exportações líquidas e um correspondente fluxo de ativos para o exterior. Eisner (1989) argumenta em prol do ponto de vista keynesiano segundo o qual déficits públicos importam porque estão associados a maiores taxas de crescimento econômico.

Meltzer (1995), Gale e Orszag (2003) concordam com Ball e Mankiw (1995) ao afirmarem que o efeito de um aumento do déficit público é dado inteiramente sobre a poupança nacional (igual à poupança pública mais a poupança privada). Se a poupança privada aumenta na mesma medida da queda da poupança pública, a poupança nacional mantém-se constante, assim como a renda nacional futura, o fluxo de capital estrangeiro e as taxas de juros. Neste caso, portanto, é válida a hipótese da equivalência ricardiana.<sup>4</sup> Se a poupança privada aumenta numa medida menor do que a queda na poupança pública, o aumento do déficit público reduz a poupança nacional e a renda nacional futura.<sup>5</sup> O impacto sobre as taxas de

---

<sup>4</sup>A propósito, Meltzer (1995) não descarta totalmente a hipótese da equivalência ricardiana ao argumentar que os déficits públicos têm efeitos sobre as taxas de juros reais e as taxas de câmbio reais, porém tais efeitos são pequenos.

<sup>5</sup>Gale e Orszag (2003) afirmam que as evidências empíricas sugerem que, na hipótese de um aumento do déficit público, a poupança privada aumenta numa proporção significativamente menor; portanto, o resultado é uma queda na poupança pública.

juros depende do fluxo de capital estrangeiro: se o fluxo de capital contrabalança a queda na poupança nacional, as taxas de juros têm pequena elevação ou mantêm-se constantes; se o fluxo de capital aumenta numa medida menor do que a queda na poupança nacional, as taxas de juros se elevam.

O trabalho de Meltzer (1995) é interessante por considerar os efeitos de mudanças no regime fiscal. Mudanças nos gastos do governo alteram o uso dos recursos. No caso da economia norte-americana, a evidência sugere que um aumento nos gastos do governo em defesa nacional aprecia a taxa de câmbio real, desloca recursos do setor privado para o uso público e eleva as taxas de juros reais. Por outro lado, mudanças nos impostos afetam os incentivos e a alocação de recursos. Redução nas alíquotas dos impostos eleva os incentivos ao investimento e, portanto, tem efeitos positivos sobre o crescimento econômico no longo prazo.

No debate em torno dos efeitos reais do déficit público, destaca-se, a partir de agora, uma lista de objeções teóricas à equivalência ricardiana.<sup>6</sup>

A primeira objeção afirma que as pessoas não vivem para sempre, ou seja, o tempo de vida é limitado e, portanto, não se preocupam com a arrecadação de impostos após a sua morte. Daí a ausência de elos entre as gerações. Outros fatores para a ausência de elos são: (1) a preocupação das famílias com seus descendentes não é suficientemente forte a ponto de deixarem heranças positivas; e (2) o tempo de vida de cada indivíduo é incerto.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup>O estudo das objeções tomou como base as seguintes referências: Barro (1989b), Bernheim (1987) e Leiderman e Blejer (1988). Todos estes trabalhos fazem um apanhado das objeções teóricas à equivalência ricardiana e dos estudos empíricos que testam os efeitos econômicos dos déficits públicos. Barro (1989b) é um defensor da hipótese da equivalência ricardiana e sugere que as evidências empíricas sustentam o ponto de vista ricardiano. Bernheim (1987), Leiderman e Blejer (1998) colocam-se numa posição de críticos da hipótese, todavia apenas o primeiro conclui que as evidências empíricas não corroboram o resultado ricardiano.

<sup>7</sup>Essas suposições são mais realistas do que as seguintes: (1) as famílias ou indivíduos preocupam-se tanto com seus descendentes que deixam heranças positivas; e (2) com certeza, cada geração lega heranças

Assim, uma geração qualquer corre o risco de não ter fundos (títulos mais juros acumulados) suficientes para arcar com o aumento de impostos necessários para resgatar a dívida assumida. Na presença de incerteza quanto ao tempo de vida e assumindo nenhuma preocupação das famílias com seus descendentes (*no bequest motive*), um corte de impostos no corrente período implicará elevação da riqueza líquida e do consumo da família representativa.

A segunda objeção refere-se às motivações que as famílias têm ao realizarem transferências entre os membros de sucessivas gerações. Assumindo-se que existam outras motivações para as transferências voluntárias aos descendentes,<sup>8</sup> tais transferências podem não ser suficientemente elevadas de modo a compensar o aumento de impostos necessário para resgatar a dívida pública legada pelas gerações anteriores. Assim, havendo um corte de impostos, a riqueza líquida das pessoas que vivem correntemente eleva-se e as famílias reagem elevando a demanda de consumo.

A terceira objeção argumenta que os mercados de crédito privados são imperfeitos ou existem restrições à concessão de empréstimos para determinados setores (por causa dos custos de transação). Supondo-se uma economia fechada e dois grupos de agentes: o grupo A com fácil acesso ao crédito (grandes empresas, fundos de pensão e famílias de renda alta) e o grupo B com difícil acesso ao crédito (pequenas empresas e famílias de renda baixa). O grupo A e o governo tem a mesma taxa de desconto, já o grupo B tem uma taxa de desconto maior do que a do governo. Então, se o governo cortar impostos correntes, o grupo A adquire sua parte de títulos públicos e sua riqueza líquida não se altera. Porém, para o grupo B, o valor presente dos impostos futuros é menor do que o corte de impostos; assim, os seus membros melhoram de situação porque lhes é permitido tomarem empréstimos à taxa de juros do

---

positivas suficientes para que uma geração qualquer use esses fundos para honrar a dívida passada.

<sup>8</sup>Além do altruísmo, a literatura econômica considera a existência de outras motivações, tais como incerteza em relação à duração da vida, trocas intrafamília, generosidade e transferências por morte repentina.

governo. Portanto, essa redução na taxa de juros motiva os membros do grupo B a elevarem o consumo e o investimento corrente. No agregado, o déficit público eleva a demanda agregada.

A quarta objeção direciona-se ao suposto de que a família representativa detém total conhecimento sobre a equivalência entre impostos correntes e dívida pública como formas alternativas de financiamento dos gastos do governo. Assim, a família representativa tem perfeito conhecimento de que mudanças nas formas de financiamento não afetam sua riqueza líquida. Supondo-se, por exemplo, que a taxa de juros de mercado é 10% e que o imposto de \$100 sobre uma pessoa é substituído por uma dívida que estabelece a obrigação de um pagamento de \$10 em juros por ano, a mudança de instrumentos de financiamento não afetará a riqueza líquida do indivíduo. Essa objeção é compatível com o argumento de Buchanan e Wagner (2001) de que o teorema ricardiano é inaceitável por negligenciar as exigências em termos de informação para que a família representativa se mantenha indiferente quanto às formas alternativas de financiamento do governo (imposto ou endividamento).

A quinta objeção afirma que as incertezas sobre quem recairão os impostos futuros implicam uma alta taxa de desconto na capitalização desses compromissos futuros. Portanto, a riqueza líquida da família representativa altera-se, assim como o seu comportamento. Leiderman e Blejer (1988) afirmam que é muito forte supor que a família representativa sabe, antecipadamente, quando, quais os tipos de impostos e o montante necessário para compensar a redução de impostos ocorrida no período corrente. Assim, levando-se em conta tais fontes de incerteza, a substituição de impostos correntes por um déficit público produz mudanças de comportamento, do que se segue que os déficits públicos têm efeitos econômicos reais.

A sexta objeção argumenta que os impostos não são *lump sum*, isto é, os impostos recaem sobre o consumo, o patrimônio, a renda, etc. Então, mudanças no *timing* destes impostos provocam distorções sobre os preços de bens de consumo e os preços dos fatores de

produção e, por conseguinte, acarretam efeitos substituição e renda.<sup>9</sup> Nesse contexto, os déficits públicos afetam os incentivos para as pessoas trabalharem, produzirem e consumirem em diferentes períodos, bem como as decisões das firmas. Portanto, variações nos déficits não são neutras.

A sétima objeção afirma que o governo não é um simples coletor de impostos *lump sum* e distribuidor de transferências também *lump sum*. Nos países desenvolvidos e em desenvolvimento, o governo, além de assumir diversas e complexas funções, tem crescido de tamanho ao longo do tempo (tamanho medido pela relação gasto público e PIB). Portanto, os déficits públicos produzem efeitos econômicos reais.

A oitava objeção leva em conta a probabilidade de o governo promover um calote da dívida ou adiar a elevação dos impostos e, assim, não honrar seus compromissos com a família representativa. Se há incerteza sobre o comportamento futuro do governo, então, de um lado, as famílias exigirão um prêmio de risco sobre os títulos públicos e, de outro lado, aquelas avessas ao risco elevarão sua poupança, reduzindo o consumo corrente. Portanto, os déficits públicos produzem efeitos econômicos reais. A história econômica de diversos países mostra que a probabilidade dos governos de não honrarem seus compromissos não é igual a zero.

#### **1.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Os argumentos dos keynesianos e dos neoclássicos, assim como as objeções teóricas listadas, são suficientes para colocar em questão a hipótese da equivalência ricardiana. Após a discussão teórica, na qual se ressalta a importância do déficit público, parte-se, nos capítulos seguintes, para a análise da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul.

Ball e Mankiw (1995) sugerem uma linha de tratamento para análise de uma política fiscal que pode ser dividida nos seguintes

---

<sup>9</sup>Mudanças nos níveis e nos tipos de impostos também provocam efeitos substituição e renda.

pontos: 1) analisam positivamente os efeitos dos déficits públicos; 2) tratam do tamanho dos efeitos (ou seja, investigam se o problema econômico é grande, moderado ou pequeno); 3) comentam os efeitos distributivos dos déficits (quem ganha e quem perde com a geração de déficits); e 4) montam cenários supondo determinadas trajetórias para a relação dívida/PIB.

Embora a linha seguida no trabalho contemple, em alguma medida, os pontos levantados por Ball e Mankiw (1995), o tratamento aqui é distinto. Nos dois próximos capítulos, discutem-se, respectivamente, as hipóteses da sustentabilidade da política fiscal e da estabilidade da carga tributária e, no último capítulo, investigam-se os possíveis determinantes do déficit público no caso do Estado do Rio Grande do Sul.

## **2 A SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL DO RIO GRANDE DO SUL (1970-03)**

### **2.1 INTRODUÇÃO**

De 1970 a 2003, a política fiscal do Estado do Rio Grande caracterizou-se pela geração de sucessivos déficits públicos e, por conseguinte, pela acumulação de dívida pública. Apesar de ter passado por momentos críticos e de deterioração da situação fiscal, sobretudo a partir de 1994, o Estado manteve seus compromissos, ou seja, jamais decretou o não pagamento da dívida. Daí a suspeita de sustentabilidade da política fiscal gaúcha. O problema que se coloca é o seguinte: a política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul foi sustentável no período de 1970 a 2003?

A literatura econômica que trata da questão da sustentabilidade de uma política fiscal pode ser dividida em duas linhas. Os autores Hamilton e Flavin (1985), Wilcox (1989) Trehan e Walsh (1991) aplicam testes de estacionariedade em relação ao déficit e à dívida do governo federal dos Estados Unidos. Nessa mesma linha, Pastore (1995) e Luporini (2000) analisam a sustentabilidade da política fiscal do governo federal no caso brasileiro. Seguindo uma linha diferente, Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994) adotam testes de cointegração entre receita e despesa do governo federal norte-americano. Em relação a todas essas contribuições, o trabalho de Issler e Lima (1997) destaca-se porque, ao abordar o problema da sustentabilidade da dívida pública no caso brasileiro, realiza testes de raiz unitária, testes de cointegração e calcula funções impulso-resposta não convencionais com base em modelos de correção de erros.

No presente capítulo realizam-se testes de estacionariedade (das relações dívida mobiliária/PIB, déficit primário/PIB e déficit público/PIB) e testes de cointegração (entre as variáveis despesa total/PIB e receita tributária/PIB) no caso do Estado do Rio Grande do Sul. Os testes de estacionariedade cobrem o período

de 1970 a 1997, ao passo que os testes de cointegração cobrem os períodos de 1970 a 1997 e de 1970 a 2003. Os resultados obtidos indicam a sustentabilidade da política fiscal gaúcha no longo prazo.

Além disso, o capítulo apresenta, com base em Walsh (1998), uma dedução da dinâmica da relação dívida pública/produto e o teste da condição de equilíbrio orçamentário intertemporal em termos da relação dívida pública/produto.

## 2.2 A DINÂMICA DA DÍVIDA PÚBLICA<sup>10</sup>

Com base em Walsh (1998), a restrição orçamentária dos tesouros (federal, estaduais e municipais) é assim expressa:

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1}^T = T_t + (B_t^T - B_{t-1}^T) + RCB_t \quad (9)$$

onde  $G_t$  denota as despesas dos governos em bens, serviços e transferências;  $i_{t-1}B_{t-1}^T$  representa as despesas com juros;  $T_t$  é a receita tributária;  $B_t$  é o estoque da dívida pública ao final do período  $t$ ;  $B_t - B_{t-1}$  é a variação da dívida pública; e  $RCB_t$ , as receitas diretas do banco central.<sup>11</sup> Todas as variáveis estão em termos nominais.

A identidade orçamentária do banco central (ou autoridade monetária) assume a seguinte forma:

$$(B_t^M - B_{t-1}^M) + RCB_t = i_{t-1}B_{t-1}^M + (H_t - H_{t-1}) \quad (10)$$

onde  $B_t^M - B_{t-1}^M$  denota as compras da dívida pública por parte do banco central;<sup>12</sup>  $i_{t-1}B_{t-1}^M$  é a receita referente aos juros pagos pelo tesouro federal ao banco central;  $H_t - H_{t-1}$  é a variação no passivo próprio do banco central.<sup>13</sup>

<sup>10</sup>A análise a seguir tem como fontes Fischer e Easterly (1990), Walsh (1998) e Giambiagi e Rigolon (2000).

<sup>11</sup>Apenas o tesouro federal recebe receita direta do banco central.

<sup>12</sup>Admite-se que o banco central compra títulos da dívida apenas do tesouro federal.

<sup>13</sup>Tal passivo pode ser chamado de base monetária, que é constituída do estoque de moeda em poder do público não bancário mais as reservas dos bancos.

Seja  $B=B^T-B^M$  o estoque da dívida mobiliária sob o poder do público, das equações (9) e (10) obtém-se a restrição orçamentária do setor público consolidado:

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1} = T_t + (B_t - B_{t-1}) + (H_t - H_{t-1}) \quad (11)$$

Portanto, as despesas dos governos,  $G_t$ , mais o pagamento dos juros sobre a dívida pública mantida pelo setor privado,  $i_{t-1}B_{t-1}$ , são financiadas por três fontes: a receita tributária,  $T_t$ , a venda de títulos públicos junto ao setor privado,  $B_t - B_{t-1}$ , e a emissão de moeda,  $H_t - H_{t-1}$ .

Dividindo-se a equação (11) pelo produto nominal,  $P_t Y_t$ , onde  $P_t$  é o nível geral de preços e  $Y_t$  o produto real, obtém-se:<sup>14</sup>

$$\frac{G_t}{P_t Y_t} + i_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t Y_t} = \frac{T_t}{P_t Y_t} + \frac{B_t - B_{t-1}}{P_t Y_t} + \frac{H_t - H_{t-1}}{P_t Y_t} \quad (12)$$

Após a divisão pelo produto nominal, a restrição orçamentária do setor público consolidado pode ser assim reescrita:

$$g_t + r^* b_{t-1} = \tau_t + (b_t - b_{t-1}) + \frac{H_t - H_{t-1}}{P_t Y_t} \quad (13)$$

onde  $r^* = \frac{1+i}{(1+\pi)(1+\lambda)} - 1 e \frac{B_{t-1}}{P_t Y_t} = b_{t-1} \left( \frac{P_{t-1}}{P_t} \right) \left( \frac{Y_{t-1}}{Y_t} \right) = b_{t-1} \left( \frac{1}{1+\pi} \right) \left( \frac{1}{1+\lambda} \right)$ . Observe

que  $b_{t-1} = \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}}$ ,  $1+i_{t-1}=1+i$ ,  $\pi$  é a taxa de inflação e  $\lambda$ , a taxa de

crescimento do produto real. Define-se  $R$ ,  $\Pi$  e  $\Lambda$  como, respectivamente,  $1$  mais  $r$ ,  $\pi$  e  $\lambda$ . Se  $r$  é a taxa de juros real *ex ante* e  $\pi^e$ , a taxa de inflação esperada, então  $1+i \equiv I = (1+r)(1+\pi^e) = R\Pi^e$ .

Adicionando-se e subtraindo-se  $b_{t-1} \frac{R\Pi}{\Pi\Lambda}$  ao lado esquerdo de (13) e rearranjando-se os termos, a restrição orçamentária fica assim expressa:

---

<sup>14</sup>Bevilaqua e Garcia (2002) acrescentam outros termos à restrição orçamentária do setor público consolidado a fim de simularem a trajetória da relação dívida doméstica líquida/PIB. Este trabalho se destaca também por discutir as fontes de crescimento da dívida mobiliária federal e faz uma série de proposições normativas quanto à administração da dívida pública federal no caso do Brasil.

$$g_t + \frac{R-\Lambda}{\Lambda} b_{t-1} = \tau_t + (b_t - b_{t-1}) + \frac{R(\Pi - \Pi^e)}{\Pi\Lambda} b_{t-1} + \frac{H_t - H_{t-1}}{P_t Y_t} \quad (14)$$

O terceiro termo do lado direito da equação (14) representa a receita gerada quando a inflação não antecipada reduz o valor real da dívida mobiliária. O último termo do lado direito representa a senhoriagem.<sup>15</sup>

Ignorando-se o efeito da inflação surpresa,  $\Pi = \Pi^e$ ,<sup>16</sup> considerando-se a aproximação,  $\frac{R-\Lambda}{\Lambda} \approx r - \lambda$ , e fazendo  $\frac{H_t - H_{t-1}}{P_t Y_t} = s_t$ , obtém-se a equação que expressa a dinâmica da razão dívida/produto:<sup>17</sup>

$$b_t - b_{t-1} = g_t - \tau_t - s_t + (r - \lambda)b_{t-1} \quad (15)$$

Essa equação afirma que a variação na razão dívida/produto,  $b_t - b_{t-1}$ , é igual ao resultado primário do setor público,  $g_t - \tau_t$ , menos a senhoriagem,  $s_t$ , e mais o produto entre a razão dívida/produto do período anterior,  $b_{t-1}$ , e a diferença dada pela taxa de juros real *ex post* e a taxa de crescimento do produto real,  $r - \lambda$ . Admite-se que a equação (15) aplica-se, no caso do Brasil, tanto em nível de governo federal como para dos governos estaduais, isto é, ao longo das décadas de 70, 80 e meados da de 90, o governo federal e os governos estaduais utilizaram-se da receita de senhoriagem para o financiamento de seus gastos.<sup>18</sup>

---

<sup>15</sup>Supondo-se  $\Pi = \Pi^e$ , senhoriagem igual a zero e  $b_{t-1} = b_t = b$  em (14), obtém-se, a exemplo de Goldfajn (2002), o superávit primário requerido para solvência  $\tau_t - g_t = \left( \frac{r - \lambda}{1 + \lambda} \right) b$ . Portanto, quando a taxa de juros real é maior

do que a taxa de crescimento do produto real, o governo tem de gerar um superávit primário a fim de manter a relação dívida/produto constante ao longo do tempo.

<sup>16</sup>Portanto, a taxa de juros real *ex ante* é igual à taxa de juros real *ex post*.

<sup>17</sup>A equação (15) é também obtida nos trabalhos de Pastore (1995), Giambiagi e Rigolon (2000) e Luporini (2000).

<sup>18</sup>Este ponto será retomado nas considerações finais do capítulo, onde se argumenta que a aceitação da hipótese de sustentabilidade para o caso do Rio Grande do Sul é compatível com a hipótese de endogeneidade do regime monetário no Brasil até o início da década de 90. Sobre a endogenização da senhoriagem, ver Pastore (1995).

Então, a razão dívida/produto cresce se o déficit primário exceder o montante de senhoriagem e se a taxa de juros real *ex post* exceder a taxa de crescimento do produto real per capita. Por outro lado, a relação dívida/produto decresce se o nível de preços subir de um período para o outro ou se a taxa de crescimento do produto real superar a taxa de juros real *ex post*. Por último, se  $r < \lambda$  a razão dívida/produto diminui ao longo do tempo, déficits primários superiores à receita de senhoriagem são sustentáveis.<sup>19</sup>

Supondo-se a receita de senhoriagem igual a zero, a dinâmica da razão dívida/produto é dada por:

$$b_t - b_{t-1} = g_t - \tau_t + (r - \lambda)b_{t-1} \quad (16)$$

Assim, se  $r > \lambda$  e houver déficits primário, a razão dívida/produto crescerá a uma taxa superior a  $r - \lambda$ . Em algum ponto do tempo, o governo não conseguirá rolar a dívida e terá de adotar medidas visando interromper o processo de acumulação de dívida pública. O ponto no qual o processo será interrompido depende das expectativas dos agentes. Quando o público perceber que a política fiscal é insustentável, deixará de comprar títulos públicos, forçando uma mudança de política. Todavia, se  $r > \lambda$  e o déficit primário for igual a zero, a razão dívida/produto crescerá à taxa  $r - \lambda$ . Se  $r > \lambda$  e o governo produzir um superávit primário, a razão dívida/produto crescerá a uma taxa inferior a  $r - \lambda$ . Finalmente, se  $r > \lambda$  e o superávit primário for suficientemente elevado, a razão dívida/produto poderá permanecer constante ou, até mesmo, decrescer.

Pergunta-se então: quando uma política fiscal é sustentável?

Supondo-se que  $r - \lambda \equiv \rho$  seja uma constante positiva e o déficit primário seja denotado por  $\Delta \equiv g - \tau$ , tem-se:

$$b_t = \Delta_t + (1 + \rho)b_{t-1} \quad (17)$$

Resolvendo a equação (17) do período  $t+1$  em diante, obtém-se:

---

<sup>19</sup>Para Fischer e Easterly (1990), a hipótese  $r < \lambda$  não é sustentável a longo prazo, pois, à medida que se acumula dívida pública, há pressão sobre o mercado de títulos, o que provoca elevação da taxa de juros e declínio do crescimento econômico. Portanto, a hipótese  $r > \lambda$  é tida como a mais razoável.

$$\frac{b_{t+N}}{(1+\rho)^N} = b_t + \sum_{j=1}^N \frac{\Delta_{t+j}}{(1+\rho)^j} \quad (18)$$

Supondo-se que N tende ao infinito, conclui-se que:

$$b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\Delta_{t+j}}{(1+\rho)^j} = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{b_{t+N}}{(1+\rho)^N} \quad (19)$$

Os déficits primários planejados do governo satisfazem à condição de equilíbrio orçamentário intertemporal (condição de jogo não Ponzi) se:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{b_{t+N}}{(1+\rho)^N} = 0 \quad (20)$$

Implicitamente, essa condição afirma que os credores não irão comprar indefinidamente os títulos públicos. Neste caso, a equação (19) fica assim:

$$b_t = - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\Delta_{t+j}}{(1+\rho)^j} \quad (21)$$

Portanto, uma política fiscal é sustentável se a dívida em dado período de tempo for igual ao valor presente dos superávits primários futuros. Em outras palavras, uma política fiscal é sustentável se uma dada seqüência de dívida pública e déficits primários satisfaz à condição de equilíbrio orçamentário intertemporal. Choques eventuais podem gerar déficits primários, porém, a fim de que a condição de equilíbrio intertemporal seja satisfeita, necessariamente superávits primários surgirão em períodos posteriores. Uma política fiscal é insustentável caso a condição de equilíbrio orçamentário intertemporal não seja satisfeita. Por exemplo, uma política fiscal que gera constantes déficits primários é insustentável, porque viola a condição de equilíbrio orçamentário intertemporal.

Pastore (1995) observa que o atendimento de (20) "(...) não requer que a dívida pública convirja para um valor constante, podendo ocorrer mesmo que ela cresça indefinidamente, mas é claro que quaisquer regras fiscais que façam com que a dívida tenda para um valor constante conduzem àquele atendimento." (Pastore, 1995, p.185) Quando a dívida cresce indefinidamente, a razão

dívida/produto pode não convergir para um valor constante; neste caso, a condição (20) é atendida, segundo Moraes (2003), desde que  $b$  cresça a uma taxa inferior a  $r-\lambda$  (admitindo-se  $r>\lambda$ ).

Moraes (2003) chama a atenção para o fato de que a condição de jogo não Ponzi é uma condição necessária, mas não suficiente para se obter a convergência da relação dívida/produto a um valor constante. Daí alguns autores preferirem a seguinte definição de política fiscal sustentável como aquela que implica a convergência da razão dívida/produto a um valor constante.

Seguindo-se a análise de Hamilton e Flavin (1985), propõe-se o seguinte teste da condição de equilíbrio orçamentário intertemporal:<sup>20</sup>

$$H_0: \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{b_{t+N}}{(1+\rho)^N} = 0 \quad (22a)$$

ou

$$H_0: b_t = -\sum_{j=1}^{\infty} \frac{\Delta_{t+j}}{(1+\rho)^j} \quad (22b)$$

Considere-se, agora, a hipótese alternativa de déficits primários permanentes. Resolvendo-se a equação (17) recursivamente para trás, obtém-se:

$$b_t = (1+\rho)^t b_0 + \sum_{j=1}^t (1+\rho)^{t-j} \Delta_j \quad (23)$$

onde  $j=1, \dots, t-1, t$ .

Admite-se a convergência da soma infinita

$$-\sum_{j=1}^{\infty} (1+\rho)^{-j} \Delta_j \quad (24)$$

Multiplique-se (24) por  $(1+\rho)^t$ , adicione-se e subtraia-se esta expressão no lado direito de (23), de modo a obter:

$$b_t = (1+\rho)^t \left[ b_0 + \sum_{j=1}^{\infty} (1+\rho)^{-j} \Delta_j \right] - \sum_{j=t+1}^{\infty} (1+\rho)^{t-j} \Delta_j \quad (25a)$$

ou

---

<sup>20</sup>Note-se que aqui a variável em estudo é a relação dívida/produto, ao passo que na abordagem de Hamilton e Flavin (1985) a variável considerada é a dívida pública mantida nas mãos do público deflacionada.

$$b_t = A_0(1+\rho)^t - \sum_{j=1}^{\infty} (1+\rho)^{-j} \Delta_{t+j} \quad (25b)$$

onde  $A_0 \equiv b_0 + \sum_{j=1}^{\infty} (1+\rho)^{-j} \Delta_j$ . Portanto, ao se comparar (25b) e (22b), conclui-se que  $H_0$  é verdadeira se, e somente se,  $A_0=0$  em (25b).<sup>21</sup> Segundo Hamilton e Flavin (1985), quando  $A_0=0$  e a série  $\Delta_t$  é estacionária, então,  $b_t$  será estacionária, o que implica validade da restrição orçamentária intertemporal.

## 2.3 A POLÍTICA FISCAL DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL É SUSTENTÁVEL?

### 2.3.1 Os dados

O objeto de estudo é a Administração Direta do Estado do Rio Grande do Sul.

Os dados originais da dívida mobiliária e do resultado primário foram obtidos junto à Secretaria da Fazenda do Estado, mais especificadamente, o Balanço Geral do Estado de diversos anos. Os dados da dívida mobiliária e do resultado primário compreendem o período de 1970 a 1997.

A definição de resultado primário aqui utilizada é a seguinte: despesa total - serviço da dívida - receita tributária. Quando o sinal desta conta é positivo, significa que se tem déficit primário; quando o sinal é negativo, significa superávit primário. No caso do Rio Grande do Sul, há crônica geração de déficits primários no período em questão. A definição de resultado primário aqui utilizada se justifica porque busca estar em consonância com a definição teórica.

---

<sup>21</sup>Segundo Wilcox (1989),  $A_t$  é constante se a trajetória de  $b_t$  prevista convergir para o mesmo valor em cada período, isto é,

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E_{t+1} \frac{b_{t+N}}{(1+\rho)^N} = \lim_{N \rightarrow \infty} E_t \frac{b_{t+N}}{(1+\rho)^N}. \text{ Essa condição é satisfeita quando } b_t \text{ é estacionária.}$$

A fonte dos dados do PIB estadual é a Fundação de Economia e Estatística (FEE). É importante ressaltar que a série do PIB estadual de 1970 a 2002 é uma combinação de duas séries: uma que parte de 1970 e vai até 1985 e outra de 1985 a 2002. Segundo o Núcleo de Contas Regionais da FEE, houve uma mudança de metodologia no cálculo do PIB. A série do PIB, ver anexo, foi montada tomando-se a série de 1970 até 1985 e a série de 1986 a 2002.

As relações dívida mobiliária/PIB, despesa total/PIB, receita tributária/PIB e déficit primário/PIB foram obtidas após a conversão das variáveis para reais (R\$). A divisão de cada variável em relação ao PIB do período correspondente equivale a usar o mesmo deflator para as séries. O *software* utilizado foi o Eviews (versão 3.0).

## **2.3.2 Resultados empíricos**

### **2.3.2.1 Testes de raiz unitária**

No Gráfico 1 tem-se a evolução da relação dívida mobiliária/PIB. Note-se que, de 1970 a 1973, a relação dívida mobiliária/PIB é estável, porém, entre 1973 e 1986, há uma clara tendência de aumento; no período 1987 a 1993, a relação atinge os maiores percentuais e, de 1994 a 1997, retoma uma tendência de crescimento. Portanto, claramente, a média da relação dívida mobiliária/PIB não é constante ao longo do tempo, o que leva à suspeita de presença de raiz unitária.

A série foi truncada em 1997, pois, em 15 de abril de 1998, o Estado do Rio Grande do Sul assinou um acordo com a União de renegociação da dívida estadual. O acordo deu-se no âmbito do Programa de Reestruturação e Ajuste Fiscal dos Estados (instituído pela medida provisória nº 1.560, de 19 de dezembro de 1996) e ao amparo da lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997. Entre os termos do acordo, estabeleceu-se a proibição da emissão de novos títulos

públicos no mercado interno, exceto para o pagamento de precatórios judiciais.<sup>22</sup>

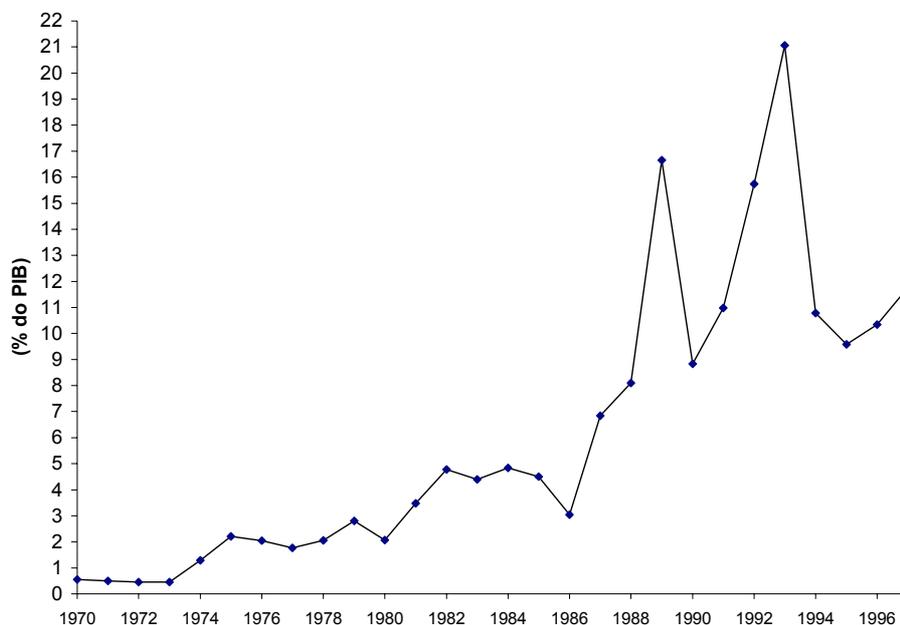


Gráfico 1 Evolução da relação dívida mobiliária/PIB (Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-97)<sup>23</sup>  
Fonte: Tabela 25 no ANEXO A.

No Gráfico 2 observa-se a crônica geração de déficits primários pelos sucessivos governos gaúchos.<sup>24</sup> Note-se que os valores observados parecem flutuar em torno de uma tendência. O crescimento constante da média leva a uma suspeita de presença de raiz unitária.

<sup>22</sup>Há um conjunto de estudos que analisam detalhadamente o histórico das negociações entre os Estados e a União até culminar na lei 9.496/97, que estabeleceu os critérios de renegociação das dívidas estaduais. Entre os estudos citam-se Almeida (1996), Rigolon e Giambiagi (1999), Bevilaqua (1999) e Botelho (2002). No caso específico do Rio Grande do Sul, ver Santos e Calazans (1999).

<sup>23</sup>Os pormenores do endividamento público do Rio Grande do Sul nas décadas de 70 e 80 são analisados em Moura Neto (1994); na de 90, ver Rückert (2000). Um estudo que engloba todo o período é o de Santos e Calazans (1999).

<sup>24</sup>Esse diagnóstico é compatível com a análise e os resultados de Calazans et al. (2000). Para um detalhamento sobre a evolução das contas públicas do Rio Grande do Sul nas décadas de 70 e 80, tanto do lado da receita como da despesa, ver Meneghetti Neto e Rückert (1994); na de 90, ver Rückert et al. (2000).

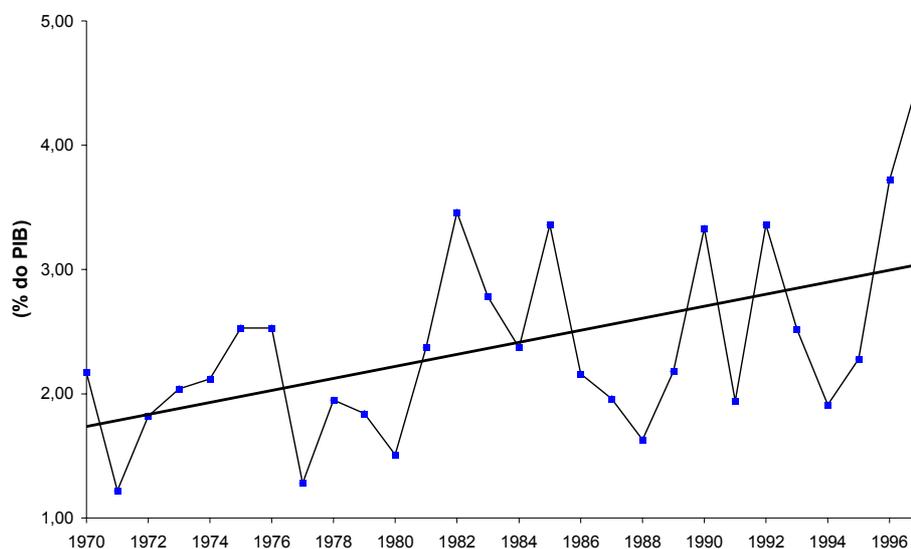


Gráfico 2 - Evolução da relação déficit primário/PIB (Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-97)  
 Fonte: Tabela 27 no ANEXO A.

Buscando-se seguir a análise de Hamilton e Flavin (1985), a estratégia utilizada aqui considera que testar a hipótese de equilíbrio orçamentário intertemporal, equação (22), equivale a testar se as relações dívida mobiliária/PIB e déficit primário/PIB são estacionárias.<sup>25,26</sup> Para tanto, utiliza-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado, que é realizado estimando-se a seguinte regressão:

<sup>25</sup>Na realidade, além deste teste, Hamilton e Flavin (1985) realizam outros dois, sobre a validade da hipótese de equilíbrio orçamentário intertemporal no caso dos EUA. Wilcox (1989), por sua vez, recalcula os dados da dívida de Hamilton e Flavin (1985) quando a taxa de juros real é variável e realiza um teste em dois estágios: no primeiro, testa a hipótese de estacionariedade do estoque da dívida "descontada"; no segundo, estima os coeficientes dos processos AR(2) e AR(3) da dívida descontada e verifica se a média não condicionada é igual a zero. O equilíbrio intertemporal é válido se, e somente se, a série da dívida descontada é estacionária e se a média não condicionada é igual a zero.

<sup>26</sup>Trehan e Walsh (1991) apresentam as três abordagens que tratam de testar a hipótese de equilíbrio orçamentário intertemporal, a saber: o teste de raiz unitária, o teste de cointegração e o método VAR.

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (26)$$

onde  $x$  representa tanto a relação dívida mobiliária/PIB,  $b_t$ , como a relação déficit primário/PIB,  $\Delta_t$ ;  $p$ , o número de defasagens;  $\varepsilon$ , o erro (ruído branco); e  $t$ , a tendência linear.

Adotou-se o seguinte procedimento para se obterem os resultados dos testes de Dickey-Fuller aumentado (ver Tabela 1) para as séries da razão dívida mobiliária/PIB e déficit primário/PIB: 1) realizou-se uma seqüência de testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado com a presença da constante e da tendência, com constante e sem a presença da tendência e, por fim, sem constante e tendência na regressão acima;<sup>27</sup> 2) assumindo-se o nível de significância igual a 1%, nenhum dos coeficientes dos últimos termos defasados mostrou-se significativo; concluiu-se, então, que o  $p$  é igual a zero; 3) com a escolha de  $p=0$ , realizou-se nova seqüência de testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado com a presença da constante e da tendência, com constante e sem a presença da tendência e, por fim, sem constante e tendência na regressão acima; 4) desta última seqüência de testes, o teste com tendência e constante, além de não apresentar autocorrelação de resíduos, obteve o melhor desempenho na minimização dos critérios de Akaike e de Schwartz.

---

<sup>27</sup>Nos testes realizados, o número inicial de termos defasados foi igual a cinco.

Tabela 1 Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado

	$\Delta_t$	$b_t$
Estatística de Dickey-Fuller	-3,557160	-3,480653
Valores críticos de Mackinnon		
1%	-4,3382	-4,3382
5%	-3,5867	-3,5867
10%	-3,2279	-3,2279
p	0	0
n	27	27

Nota: os testes de presença de duas raízes unitárias, não apresentados aqui, rejeitaram a hipótese nula para as duas séries.

Com base na Tabela 1, a hipótese nula de que as séries são não estacionárias,  $\gamma=0$ , é aceita a 1 e 5%, todavia, a 10% de nível de significância, rejeita-se a hipótese nula de não-estacionariedade. Portanto, apesar da baixa potência do teste, há indícios, mesmo que fracos, de que as séries das relações dívida mobiliária/PIB e déficit primário/PIB são estacionárias. Assim, embora fraca, há alguma evidência de sustentabilidade da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul.

A fim de corroborar a evidência de sustentabilidade da política fiscal, adota-se a estratégia de Trehan e Walsh (1991), sugerida por Tanner e Liu (1994).<sup>28</sup> Segundo esta estratégia, testar o equilíbrio orçamentário intertemporal equivale a testar se o déficit público (ou seja, a primeira diferença de  $b_t$ ,  $\Delta b_t$ ) é não estacionário. Um déficit estacionário significa que o equilíbrio orçamentário intertemporal é satisfeito, ou seja, a política fiscal é sustentável. A razão déficit/produto, conforme a equação (16), é dada por  $DEF_t/Y_t = \Delta b_t$ , com o que a regressão a ser estimada é:

$$\Delta^2 b_t = a_0 + \gamma \Delta b_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta^2 b_{t-i} + \varepsilon_t \quad (27)$$

onde  $b$  é a relação dívida mobiliária/PIB;  $p$ , o número de defasagens;  $\varepsilon$ , o erro (ruído branco) e  $t$ , a tendência linear.

<sup>28</sup>Essa estratégia é adotada também por Rocha e Hillbrecht (1997) na análise sobre a sustentabilidade da política fiscal dos Estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul.

Adotou-se o seguinte procedimento para se obterem os resultados dos testes de Dickey-Fuller aumentado para a série da variação da razão dívida mobiliária/PIB: realizou-se uma seqüência de testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado com a presença da constante e da tendência, com constante e sem a presença da tendência e, por fim, sem constante e tendência na regressão acima.<sup>29</sup> Os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado para a série da variação da relação dívida mobiliária/PIB estão apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado

	Regressão com tendência e constante	Regressão com constante e sem tendência	Regressão sem constante e tendência
Estatística de Dickey-Fuller	-5,111340	-5,218549	-6,407579
Valores críticos de Mackinnon			
1%	-4,3942	-3,7343	-2,6560
5%	-3,6118	-2,9907	-1,9546
10%	-3,2418	-2,6348	-1,6226
p	2	2	0
n	24	24	26

Nota: os testes de presença de duas raízes unitárias, não apresentados aqui, rejeitaram a hipótese nula para as duas séries.

Nos testes da presença de uma raiz unitária, o que importa é verificar a significância do coeficiente  $\gamma$ , utilizando-se os valores críticos de Mackinnon. Na Tabela 2, em todas as regressões a hipótese nula de não-estacionariedade é rejeitada aos três níveis de significância, indicando que a série da variação da relação dívida mobiliária/PIB é estacionária. Assim, apesar do tamanho pequeno da amostra, reforçam-se as evidências sobre a sustentabilidade da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul no período 1970 a 1997.<sup>30</sup>

<sup>29</sup>Nos testes realizados, o número inicial de termos defasados foi igual a cinco.

<sup>30</sup>Esta conclusão contraria a de Rocha e Hillbrecht (1997). As razões para a discordância se devem, provavelmente, ao fato de que os autores citados

Bohn (1998) afirma que a existência de déficits primários por um longo período não constitui uma evidência cabal contra a sustentabilidade, pois, com taxas de juros reais baixas e taxas de crescimento do produto adequadas, pode-se ter uma política fiscal sustentável. Esse parece ser o caso do Rio Grande do Sul no período em análise. Por outro lado, uma relação dívida/PIB estável não é uma evidência suficiente para a sustentabilidade, porque políticas fiscais insustentáveis não necessariamente apresentam uma relação dívida/PIB explosiva. Bohn propõe o seguinte exemplo: supondo-se que o governo estabeleça um superávit primário igual a zero para todos os períodos e simplesmente role a dívida existente mais os juros; espera-se que a relação dívida/PIB decresça; porém, esta política claramente viola a restrição orçamentária intertemporal e é insustentável caso a taxa de crescimento futura caia abaixo da taxa de juros com probabilidade positiva.<sup>31</sup>

### 2.3.2.2 Testes de cointegração

Outra maneira de se testar a hipótese da sustentabilidade da política fiscal é com a realização de testes de cointegração entre a receita tributária/PIB,  $\tau_t$ , e a despesa total/PIB,  $gg_t$ . Hakkio e Rush (1991) estimam a seguinte regressão:

$$\tau_t = \alpha + \beta gg_t + e_t \quad (28)$$

onde  $\tau_t$  é a receita tributária/PIB;  $gg_t$ , a despesa total/PIB e  $e$  o termo do erro.

---

utilizam dados trimestrais, o período de tempo compreendido é entre o primeiro trimestre de 1980 e o segundo trimestre de 1995 e a variável considerada é o estoque da dívida a preços constantes.

<sup>31</sup>Bohn (1998) propõe um outro teste de sustentabilidade: trata-se de regressar a relação superávit primário/PIB sobre a relação dívida mobiliária/PIB, o gasto temporário do governo e um indicador do ciclo econômico. Na ausência de variáveis iguais às utilizadas por Bohn (1998), realizou-se um teste semelhante, não apresentado aqui, regressando-se a relação déficit primário/PIB sobre as variáveis explicativas dívida mobiliária/PIB, a taxa de inflação (IGP-DI) e a taxa de crescimento real do PIB estadual. A conclusão a que se chegou foi de rejeição da hipótese de sustentabilidade.

Tanner e Liu (1994) salientam que a regressão (28) pode ser interpretada como um teste da restrição orçamentária intertemporal nas seguintes condições: 1) a receita tributária/PIB e a despesa total/PIB seguem um passeio aleatório com *drifts*, respectivamente,  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ ; 2) a taxa de juros real,  $r_t$ , é estacionária com média  $r$ . Dadas estas condições, Hakkio e Rush (1991) demonstram que a cointegração de  $\tau_t$  e  $gg_t$  é necessária para a solvência intertemporal, ou seja, para a sustentabilidade da política fiscal.

A hipótese nula é:  $\beta=1$  e  $\varepsilon_t$  estacionário. Em outras palavras, se  $gg_t$  e  $\tau_t$  são não estacionários, a hipótese nula é a de que  $\beta=1$  e  $gg_t$  e  $\tau_t$  cointegram. Se, por exemplo,  $gg_t$  é não estacionário enquanto  $\tau_t$  é estacionário, não existe relação de longo prazo entre  $gg_t$  e  $\tau_t$ . Intuitivamente, isso quer dizer que o governo viola sua restrição orçamentária intertemporal porque  $gg$  tende a crescer o que não ocorre com  $\tau$ . Neste caso, o  $\beta$  estimado converge para zero.

No Gráfico 3 tem-se a evolução das variáveis  $gg$  e  $\tau$  ao longo do período de 1970 a 2003, ambas medidas em termos nominais. Note-se que, de 1970 a 1980, tanto  $gg$  como  $\tau$  apresentaram uma tendência de queda, comportamento que se reverteu no período de 1981 a 1994, quando  $gg$  cresceu mais do que  $\tau$ ; de 1995 a 1997, aumentou a diferença entre  $gg$  e  $\tau$ ; porém, de 1998 a 2003, tal distância vem caindo, seja porque  $gg$  vem se reduzindo, seja porque  $\tau$  retomou uma trajetória de crescimento.

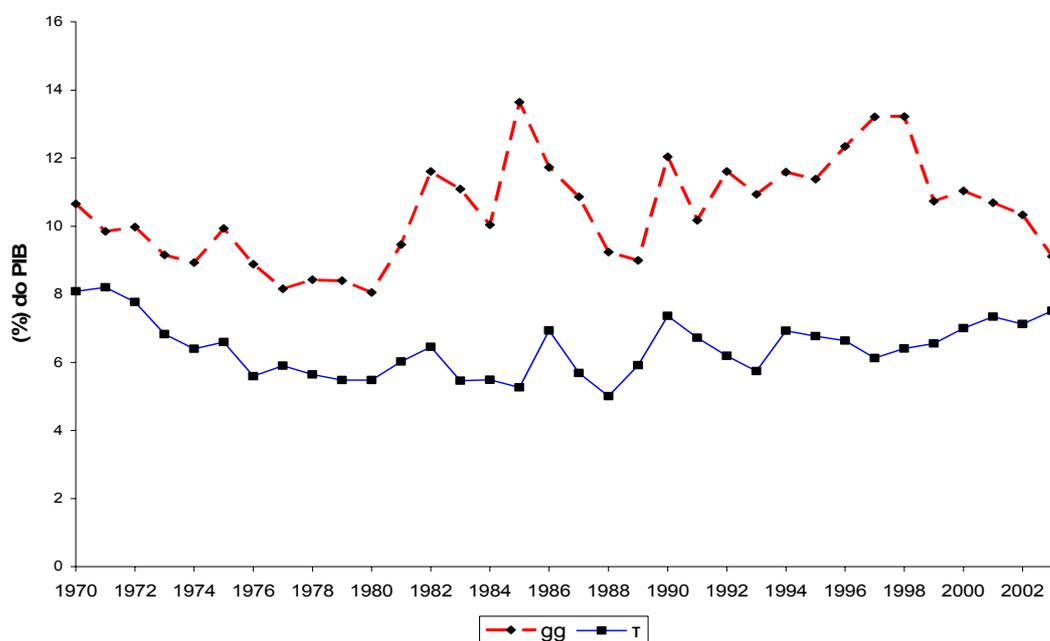


Gráfico 3 - Despesa total e receita tributária em relação ao PIB (Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-03)  
 Fonte: Tabelas 23 e 28 no ANEXO A.

A metodologia para o teste de cointegração é a de Engle e Granger.<sup>32</sup> O primeiro passo é verificar se as variáveis são não estacionárias e determinar a ordem de integração de cada uma. Os resultados dos testes de raiz unitária de  $gg$  e  $\tau$  para o período 1970 a 2003 estão apresentados na Tabela 3.

<sup>32</sup>Várias fontes apresentam a metodologia de Engle-Granger, entre as quais Hakkio e Rush (1991) e Enders (1995).

Tabela 3 Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado  
(amostra 1970 a 2003)

	$gg_t$	$\Delta gg_t$	$\tau_t$	$\Delta \tau_t$
Estatística de Dickey-Fuller	-3,096383	-7,434143	-3,346976	-7,265118
Valores críticos de Mackinnon				
1%	-4,2605	-2,6369	-4,2949	-4,2949
5%	-3,5514	-1,9517	-3,5670	-3,5670
10%	-3,2081	-1,6213	-3,2169	-3,2169
p	0	0	3	2
n	33	32	30	30

Notas: i) o resultado do teste ADF sobre  $gg$  é do modelo com tendência e constante; ii) o resultado do teste ADF sobre  $\Delta gg$  é do modelo sem tendência e constante; iii) o resultado do teste ADF sobre  $\tau$  é do modelo com tendência e constante; iv) o resultado do teste ADF sobre  $\Delta \tau$  é do modelo com tendência e constante. Todos os modelos foram escolhidos com base nos critérios de Akaike e Schwarz.

Da Tabela 3 infere-se que  $gg$  é não estacionária aos três níveis de significância, ao que passo que  $\tau$  é não estacionária aos níveis 1 e 5%. Em primeira diferença, as duas variáveis são estacionárias nos três níveis de significância; portanto, ambas são de ordem  $I(1)$ .

Na Tabela 4 têm-se os mesmos testes, porém considerando-se o período 1970 a 1997.

Tabela 4 Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado  
(amostra 1970 a 1997)

	$gg_t$	$\Delta gg_t$	$\tau_t$	$\Delta \tau_t$
Estatística de Dickey-Fuller	-3,463560	-6,999430	-3,352445	-6,665972
Valores críticos de Mackinnon:				
1%	-4,3382	-2,6560	-4,3942	-4,3942
5%	-3,5867	-1,9546	-3,6118	-3,6118
10%	-3,2279	-1,6226	-3,2418	-3,2418
p	0	0	3	2
n	27	26	24	24

Notas: i) o resultado do teste ADF sobre  $gg$  é do modelo com tendência e constante; ii) o resultado do teste ADF sobre  $\Delta gg$  é do modelo sem tendência e constante; iii) o resultado do teste ADF sobre  $\tau$  é do modelo com tendência e constante; iv) o resultado do teste ADF sobre  $\Delta \tau$  é do modelo com tendência e constante. Todos os modelos foram escolhidos com base nos critérios de Akaike e Schwarz.

Da Tabela 4 infere-se que  $gg$  e  $\tau$  são não estacionárias a 1 e 5%. Em primeira diferença, as duas variáveis são estacionárias aos três níveis de significância; portanto, ambas são de ordem  $I(1)$ .

O próximo passo é estimar a relação de longo prazo na forma da regressão (28), onde  $\tau$  é a variável dependente e  $gg$ , a variável explicativa. A Tabela 5 apresenta os resultados das estimações para as duas amostras.

Tabela 5 Testes de cointegração

	Amostra 1970-2003	Amostra 1970-1997
	Variável dependente: $\tau$	Variável dependente: $\tau$
$\alpha$	5,57 (5,412736)	4,10 (3,744690)
$\beta$	0,08 (0,839580)	0,29 (2,450709)
t		-0,058 (2,626013)

Nota: i) t é o componente determinista; ii) manteve-se o componente determinista para a amostra 1970-1997 porque se mostrou significativo; iii) estatísticas-t entre parêntesis.

Examinam-se, então, os resíduos estimados de cada regressão a fim de constatar se possuem ou não raiz unitária. Para tanto, considere a auto-regressão dos resíduos:

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = a_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + \epsilon_t \quad (29)$$

A Tabela 6 apresenta os resultados das estimações para as duas amostras.

Tabela 6 Testes de estacionariedade dos resíduos

	Amostra 1970-2003	Amostra 1970-1997
	Variável dependente $\Delta \hat{\epsilon}_{t-1}$	Variável dependente $\Delta \hat{\epsilon}_{t-1}$
$\hat{\epsilon}_{t-1}$	-0,372848 (-2,827641)	-0,513728 (-3,106271)

Nota: estatísticas-t entre parêntesis.

Da Tabela 6, pode-se rejeitar a hipótese nula de que  $a_1$  é igual a zero para as duas amostras. Então, conclui-se que os resíduos não contêm uma raiz unitária, ou seja, são estacionários. Assim, pode-se aceitar que as variáveis  $gg_t$  e  $\tau_t$  cointegram. Dado que as séries  $gg_t$  e  $\tau_t$  são de ordem  $I(1)$  e os resíduos das regressões são estacionários, conclui-se que as séries são cointegradas de ordem  $(1,1)$ ,  $CI(1,1)$ .

O passo seguinte é estimar o modelo de correção de erro. Como as séries  $gg_t$  e  $\tau_t$  são  $CI(1,1)$ , as variáveis têm correção de erro na forma:

$$\Delta gg_t = a_1 + a_{gg} \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{11}(i) \Delta gg_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12}(i) \Delta \tau_{t-i} + \varepsilon_{gg_t} \quad (30)$$

$$\Delta \tau_t = a_2 + a_{\tau} \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{21}(i) \Delta gg_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22}(i) \Delta \tau_{t-i} + \varepsilon_{\tau} \quad (31)$$

onde  $\hat{e}_{t-1}$  é o valor do resíduo que estima o desvio do equilíbrio de longo prazo no período  $(t-1)$ ;  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_{gg}$ ,  $a_{\tau}$ ,  $a_{11}(i)$ ,  $a_{12}(i)$ ,  $a_{21}(i)$  e  $a_{22}(i)$  são os parâmetros.

Enders (1995) considera que as equações (30) e (31) são uma representação próxima de um VAR. Todavia, todos os procedimentos para se estimar um VAR aplicam-se no caso desse VAR aproximado. Para cada amostra, (1970-1997) e (1970-2003), foram estimados quatro modelos: com  $p=0$ ,  $p=1$ ,  $p=2$  e  $p=3$ . Em termos de minimização dos valores dos critérios de Akaike e Schwarz, os melhores modelos para as duas amostras foram com  $p=0$ . Considerem-se, então, os sistemas com as estatísticas-t entre parêntesis. O primeiro é para a amostra de 1970 a 2003:

$$\Delta gg_t = -0,05 - 0,226 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_{gg_t} \quad (32)$$

(−0,234) (−0,759)

$$\Delta \tau_t = -0,032 - 0,394 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_{\tau} \quad (33)$$

(−0,298) (−2,896)

Os coeficientes  $a_{gg}$  e  $a_{\tau}$  representam a velocidade de ajustamento e, por isso, são de particular interesse. Note-se que, no primeiro sistema,  $a_{\tau}$  é significativamente diferente de zero, o que indica que as variáveis em questão parecem ser cointegradas. Se ambos fossem iguais a zero, não haveria correção de erro e as equações (32) e (33) representariam um VAR comum.

O segundo sistema foi estimado considerando-se a amostra de 1970 a 1997:

$$\Delta gg_t = 0,093 + 0,216 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_{ggt} \quad (34)$$

(0,346) (0,589)

$$\Delta \tau_t = -0,068 - 0,449 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_{\pi} \quad (35)$$

(-0,531) (-2,551)

Novamente,  $a_{\tau}$  é significativamente diferente de zero, o que reforça a conclusão de que as variáveis em questão parecem ser cointegradas.

Em suma, os testes de cointegração reafirmaram a sustentabilidade da política do Estado do Rio Grande do Sul não só para o período 1970-1997 como também para o período 1970-2003.

## 2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração corroborando a hipótese de sustentabilidade da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul são compatíveis com as seguintes hipóteses: 1) a endogeneidade do regime monetário no Brasil; 2) o uso por parte dos governos estaduais de suas instituições financeiras (os chamados bancos estaduais) para se apropriar de parte da senhoriagem total produzida pelo Banco Central; e 3) a disposição dos agentes econômicos de financiarem os governos estaduais, com base numa garantia explícita ou implícita de que o governo federal garantiria a solvência dos governos estaduais.<sup>33</sup>

---

<sup>33</sup>Duas outras hipóteses não podem ser totalmente descartadas quando se trata de sustentabilidade de um governo estadual no caso do Brasil. A primeira é a de que a política fiscal é do tipo *spend and tax*, ou seja, um aumento de gastos implica aumento de impostos. Issler e Lima (1997) e Mattos e Rocha (2001) encontram evidências que dão suporte à hipótese *spend and tax* no caso do governo federal. A segunda hipótese refere-se à subindexação dos títulos públicos estaduais, ilação que tem por base os resultados de Mattos e Rocha (2001), segundo os quais a redução da correção monetária que indexava a dívida pública serviu como fonte de arrecadação adicional do governo federal no período 1965-1993.

A hipótese de endogeneidade do regime monetário refere-se à senhoriagem endógena utilizada como fonte adicional de receita para financiamento de gastos públicos crescentes. Tal regime foi aplicado, pelo menos, até 1994, ano da reforma monetária que introduziu o real. Pastore (1995) argumenta que a endogeneidade da senhoriagem era decorrência de uma forte passividade monetária por parte do Banco Central que fixava a taxa real de juros ou a taxa real de câmbio. Tanto Pastore (1995) como Issler e Lima (1997) concluem que a sustentabilidade da dívida pública brasileira decorreu da inclusão da senhoriagem como fonte adicional de receita do governo federal.

Até meados da década de 90, os governos estaduais disputavam uma parte da senhoriagem total produzida pelo Banco Central.<sup>34</sup> O mecanismo por meio do qual os Estados coletavam uma parte da senhoriagem pode ser assim resumido: diante dos déficits públicos ou da falta de dinheiro em caixa, os Estados, que tinham autorização da autoridade monetária, emitiam títulos públicos próprios (de baixa liquidez), que eram comprados pelos seus próprios bancos estaduais e/ou realizavam operações de crédito junto aos mesmos; esses, por sua vez, quando enfrentavam dificuldades de operação, reduziam suas reservas a um nível abaixo do obrigatório e/ou tomavam empréstimos de redesconto junto ao Banco Central. Eventualmente, nos momentos de crise de liquidez dos bancos estaduais, tais empréstimos não eram honrados. No entanto, quando a crise de liquidez dos bancos estaduais atingia níveis alarmantes, em razão de fatores institucionais e políticos, o Banco Central cedia às pressões e realizava operações de socorro.<sup>35</sup>

---

<sup>34</sup>Para um tratamento formalizado sobre este problema e os seus efeitos macroeconômicos, ver Rocha e Hillbrecht (1997) e Hillbrecht (1999).

<sup>35</sup>Uma forma de socorro consistia na compra por parte do Banco Central dos títulos públicos estaduais junto ao mercado em troca de títulos federais. Desse modo, os Estados eram beneficiados, pois os pagamentos de juros sobre os títulos federais eram menores do que os pagos sobre títulos estaduais. A Medida Provisória nº 1.514, de 7 de agosto de 1996, foi uma importante operação de socorro que instituiu o Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Financeira Bancária

A hipótese referente à disposição dos agentes (bancos privados, bancos federais, bancos estaduais, mercado doméstico de capitais e instituições estrangeiras) em conceder empréstimos aos governos estaduais está relacionada ao alto grau de autonomia que os Estados possuíam para tomar recursos emprestados.

As três hipóteses levantadas não podem ser rejeitadas no caso brasileiro, considerando-se os históricos de inflação e dos sucessivos "socorros" aos governos e bancos estaduais ao longo do período 1970-1997.<sup>36</sup>

Frente a este quadro de descontrole fiscal e monetário, implementou-se no Brasil, a partir do primeiro governo do ex-presidente Fernando Henrique Cardoso, um conjunto de reformas institucionais.<sup>37</sup> A medida provisória nº 1.514, de 7 de agosto de 1996, não só socorreu os bancos estaduais como também fortaleceu o poder de supervisão e fiscalização do Banco Central sobre as instituições financeiras estaduais. A lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997, autorizou a União a promover o refinanciamento das dívidas dos Estados e instituiu medidas visando restringir o alto grau de autonomia para a contratação de empréstimos.

Outra regra que instituiu maiores restrições sobre as fontes alternativas de receita dos governos estaduais foi a lei complementar n.º 101 (a chamada Lei de Responsabilidade Fiscal, LRF), de 4 de maio de 2000. Conforme o art. 36 desta lei, proibiram-se as operações de crédito entre uma instituição financeira estatal e o ente da federação que é seu controlador.

Em resumo, O PROES, a Lei nº 9.496 e a LRF reduziram o raio de manobra dos governos estaduais na busca por fontes alternativas de receitas, além da receita tributária.

De fato, entre 1994 e 1997, a situação das finanças públicas do Estado agravou-se em função, basicamente, da deterioração da

---

(PROES). O PROES abriu linhas de crédito para os Estados a fim de financiarem as despesas relativas à reestruturação de suas instituições financeiras.

<sup>36</sup>Sobre os detalhes dos sucessivos "socorros" aos governos e bancos estaduais, ver os trabalhos citados na nota de rodapé 22.

<sup>37</sup>Fernando Henrique Cardoso foi presidente do Brasil durante dois mandatos: 1995 a 1998 e 1999 a 2002.

situação fiscal do Estado, de uma baixa taxa média de crescimento do produto real no período e das elevadas e positivas taxas de juros reais praticadas pelo Banco Central do Brasil. A situação fiscal deteriorou-se em função de uma política fiscal expansionista colocada em prática no governo Britto (1995-1998) e da estabilidade dos preços - este fator teve como implicação a não diminuição do valor real das despesas públicas em atraso. Contudo, o Estado não entrou em insolvência por conta de recursos extraordinários obtidos através das privatizações realizadas durante o governo Britto. Já, no período 1998 a 2003, as contas mantiveram-se razoavelmente equilibradas, pois, de um lado, observou-se a queda da relação DT/PIB e, de outro, a elevação da carga tributária estadual.

Embora, no longo prazo, a política fiscal do Estado pareça sustentável, no curto prazo, não se pode negar que o Estado do Rio Grande do Sul enfrenta problemas para honrar seus compromissos. Nesse sentido, é fundamental atentar para os fatores determinantes do déficit primário no caso do Rio Grande do Sul, o que será feito no capítulo 4. Antes, porém, no próximo capítulo, será testada a hipótese de estabilização da carga tributária no caso do Rio Grande do Sul.

### **3 DÉFICITS, GASTOS DO GOVERNO E A NÃO ESTABILIDADE DA CARGA TRIBUTÁRIA NO RIO GRANDE DO SUL: 1970-97**

#### **3.1 INTRODUÇÃO**

A teoria de Barro (1979) sobre como os governos administram a política fiscal pode ser assim resumida: dado que o governo visa minimizar os custos de distorção envolvidos na arrecadação de impostos - estes custos incluem transferência de recursos dos indivíduos para o governo e custos de coleta de impostos -, a dívida pública é usada de modo a tornar regular a carga tributária ao longo do tempo; assim, se os gastos do governo se elevam, por uma razão qualquer, durante determinado período de tempo, ao invés de se aumentar os impostos, o governo se financia através da emissão de títulos públicos; passado o período de gastos elevados, os gastos voltam aos níveis normais e, mantida a carga tributária, produzem-se superávits orçamentários, o que possibilita o resgate da dívida pública gerada anteriormente. Por outro lado, quando o produto é transitoriamente elevado, a receita tributária fica acima do normal, gerando-se superávit orçamentário que é utilizado para reduzir o endividamento público.

Os trabalhos que buscam testar a hipótese de estabilização da carga tributária podem ser divididos em duas linhas. A primeira linha adota como estratégia o teste de passeio aleatório, pois, num contexto estocástico, uma implicação da referida hipótese é de que a carga tributária ótima segue um passeio aleatório. Roubini e Sachs (1989) adotam esta linha ao trabalharem com uma amostra de 15 países da OECD. A segunda linha utiliza-se de um modelo de vetores auto-regressivos, VAR. Três artigos seguem esta linha: Huang e Lin (1993) estudam o caso dos Estados Unidos, Ghosh (1995) testa a hipótese para os casos do Canadá e Estados Unidos e Rocha (2001) analisa o caso do Brasil. Ghosh (1995), em particular, tem como foco a trajetória ótima do superávit orçamentário, não a trajetória observada da carga tributária. A hipótese de estabilização da carga tributária implica um superávit

orçamentário igual ao valor presente esperado de mudanças nos gastos do governo. Por exemplo, se o governo espera um aumento de gastos em algum ponto no futuro, os impostos devem ser elevados imediatamente a fim de minimizar os custos de distorção provocados pela elevação de impostos quando de fato os gastos se elevarem.

O objetivo do presente capítulo é o de testar a hipótese de estabilização da carga tributária no caso do Estado do Rio Grande do Sul utilizando as duas metodologias: o teste de passeio aleatório é realizado usando-se séries entre 1970 e 2002, enquanto o método VAR é empregado para o período de 1970 a 1997. Os testes rejeitam a hipótese de estabilidade da carga tributária para ambos os períodos analisados.

### **3.2 O MODELO DE ESTABILIZAÇÃO DA CARGA TRIBUTÁRIA (MODELO TAX-SMOOTHING)<sup>38</sup>**

Em Barro (1979, 1980, 1984 e 1989a) tem-se um mundo onde os impostos geram distorções; portanto, os déficits públicos são importantes porque alteram o *timing* dos impostos (por conseguinte, afetam os incentivos que as pessoas têm para trabalhar e produzir em diferentes períodos) e podem ser usados para manter a carga tributária constante ao longo do tempo, apesar de flutuações tanto nos gastos como na receita do governo. Tal regularidade da carga tributária implica déficits públicos quando os gastos do governo são inusitadamente elevados e superávits quando os gastos são anormalmente baixos.

Considerando-se uma economia fechada e na qual um governo compra a quantidade  $G_t$  de bens dos produtores privados, os gastos do governo são usados na oferta de um fluxo de serviços públicos para as famílias e firmas. O governo financia essas compras através de duas fontes: arrecadação tributária corrente e emissão

---

<sup>38</sup>A análise teórica a seguir tem como fontes Ghosh (1995) e Rocha (2001). Considera-se a carga tributária como sinônimo de alíquota média (ou, simplesmente, alíquota de um imposto). Em finanças públicas, a alíquota média é a relação entre o débito tributário e a base de cálculo.

de dívida pública. A arrecadação tributária em cada período é denotada por  $T_t$  e a renda real agregada (PIB real), por  $Y_t$ . Os impostos que o governo arrecada geram distorções, ou seja, não são *lump sum* - um exemplo deste tipo de tributo é o imposto de renda. O estoque de dívida pública ao final do período  $t$  é denotado por  $B_t$ . A maturidade da dívida pública é de um período e os valores dos títulos emitidos são a par. Tanto  $G_t$  como  $Y_t$  são tratadas como variáveis exógenas. Valores futuros de  $G_t$  e de outras variáveis exógenas são conhecidos com certeza.

Nessa economia, os déficits públicos são usados de modo a tornarem regular a carga tributária ao longo do tempo. Assim, se os gastos do governo se elevam por uma razão qualquer durante determinado período de tempo, ao invés de se aumentarem os impostos, geram-se déficits públicos que são financiados através de dívida pública; passado o período de gastos elevados, os gastos voltam aos níveis normais e, mantida a carga tributária, produzem-se superávits orçamentários.<sup>39</sup> Esta política visa minimizar os custos de distorção envolvidos na arrecadação de impostos. Os tais custos incluem transferência de recursos dos indivíduos para o governo e custos de coleta de impostos.

Para se obter a trajetória ótima da carga tributária ao longo do tempo, assume-se que a função objetivo do governo é dada por:<sup>40</sup>

$$V = \text{Max} - \frac{1}{2} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \tau_i^2 \quad (28)$$

onde  $V$  é o valor presente dos custos de distorção,  $\tau_t = T_t/Y_t$  é a carga tributária (ou a alíquota média do imposto)<sup>41</sup>,  $\beta$  é a taxa de desconto subjetiva do governo e  $0 < \beta < 1$ . A taxa de desconto representa as preferências do governo.

<sup>39</sup>Nessa mesma situação, a política de orçamento equilibrado implicaria aumento de impostos durante o período de gastos elevados e diminuição das alíquotas médias quando os gastos retornassem aos níveis normais.

<sup>40</sup>A função (28) assume que a função dos custos de distorção é quadrática. A função geral dos custos é dada por  $C_t = F(T_t, Y_t) = f(\tau_t) Y_t$ , onde  $C$  são os custos de coleta de impostos,  $T$  é a receita tributária e  $Y$ , o produto agregado da economia. A função geral aparece em Barro (1979), Huang e Lin (1993) e Romer (2001).

<sup>41</sup>Em finanças públicas, a alíquota média é dada pela relação entre o débito tributário e a base de cálculo.

A restrição orçamentária do governo pode ser assim reescrita:

$$B_{t+1} = (1+r)B_t + G_t - \tau_t Y_t \quad (29)$$

onde  $r$ , a taxa de juros real, é suposta constante. Supõe-se que a trajetória dos gastos do governo é exógena.

Dividindo-se (29) por  $Y_t$ , obtém-se:

$$(1+n)b_{t+1} = (1+r)b_t + g_t - \tau_t \quad (30)$$

onde  $n$ , a taxa de crescimento do produto, é também suposta constante.

Fazendo substituições recursivas em (29) e (30), obtém-se a restrição orçamentária intertemporal do governo:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{G_{t+i}}{(1+r)^i} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\tau_{t+i} Y_{t+i}}{(1+r)^i} - (1+r)B_t \quad (31a)$$

ou

$$\sum_{i=0}^{\infty} g_{t+i} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i = \sum_{i=0}^{\infty} \tau_{t+i} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i - (1+r)b_t \quad (31b)^{42}$$

Substituindo-se (30) na (28), chega-se ao problema do governo de maximizar o valor presente dos custos de distorção sem restrição:

$$V = -\frac{1}{2} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [(1+r)b_t + g_t - (1+n)b_{t+1}]^2$$

Aplicando-se a abordagem da equação de Euler, tem-se que

$\frac{dC_t}{db_t} = \frac{dC_t}{db_{t+1}}$ , onde  $C$  são os custos de coleta de impostos. Portanto,

$-\beta \tau_t (1+r) = -\beta \tau_{t+1} (1+r)$ , o que implica  $\tau_t = \tau_{t+1}$ , isto é, a carga tributária é mantida constante entre os períodos  $t$  e  $t+1$ .<sup>43</sup> O valor presente dos custos de distorção é mantido constante porque um aumento de  $b_t$ , em razão de uma redução da alíquota do imposto em  $t$ , é exatamente igual à redução de  $b_{t+1}$ , também em razão do aumento da alíquota do imposto em  $t+1$ . A política ótima que minimiza os custos de distorção provocados pela arrecadação de impostos é a de

<sup>42</sup>Para chegar a esse resultado, admitiu-se que  $r > n$ .

<sup>43</sup>Esta solução seguiu os passos de Obstfeld e Rogoff (1996) na análise de um modelo de conta corrente estocástico.

manter constante a carga tributária,  $\tau^c$ , ao longo de todos os períodos futuros.

Assim, substituindo-se  $\tau^c$  na equação (31b), chega-se ao seguinte resultado:

$$\tau^c = (r-n)b_t + \left( \frac{r-n}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} g_{t+i} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i \quad (32)$$

isto é, a carga tributária ótima é igual ao gasto permanente mais os juros pagos sobre a dívida pública.<sup>44</sup>

Substituindo-se (32) na equação (30), obtém-se a trajetória ótima da relação dívida pública e PIB (ou da razão déficit público/PIB), correspondente à trajetória ótima da carga tributária:

$$b_{t+1} - b_t = \frac{1}{1+n} \left\{ g_t - \left( \frac{r-n}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} g_{t+i} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i \right\} \quad (33)$$

Portanto, a razão dívida/PIB é função da diferença entre os gastos temporários,  $g_t$ , e os gastos permanentes do governo. Assim, quando os gastos temporários do governo são maiores do que os gastos permanentes,  $b$  cresce; quando os gastos temporários ficam abaixo dos gastos permanentes,  $b$  decresce; por último, quando há igualdade entre gastos temporários e permanentes, a razão dívida/PIB é constante.

No contexto estocástico, a hipótese de estabilização da alíquota média do imposto de renda equivale a afirmar que a alíquota apresenta um comportamento semelhante ao de um passeio aleatório. Daí terem-se duas implicações: a primeira, considerando que as trajetórias de  $G_t$  e  $Y_t$ , assim como das demais variáveis, são incertas, novas informações sobre as trajetórias de  $G_t$  e  $Y_t$  implicam mudanças na alíquota do imposto, todavia, dado o conjunto de informação do período anterior, o sinal e a magnitude de tais mudanças entre dois períodos são imprevisíveis; a segunda, não existe uma meta para a razão dívida/PIB, pois a sua evolução depende das expectativas em relação às trajetórias  $G_t$  e  $Y_t$ .

---

<sup>44</sup>Roubini e Sachs (1989) chamam o segundo termo do lado direito da equação (32) de gasto permanente.

Vai-se, a partir de agora, demonstrar as afirmações acima, tomando-se como base o modelo proposto por Ghosh (1995). Para se obter a trajetória ótima da alíquota média do imposto de renda (ou da carga tributária) ao longo do tempo, assume-se que a função objetivo do governo é dada por:

$$V = \text{Max} - \frac{1}{2} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t[\tau_{t+i}^2] \quad (34)$$

onde  $E_t$  é o valor esperado condicionado ao conjunto de informação do governo no período  $t$ .

No período  $t$ , o problema do governo é o de maximizar o valor presente esperado dos custos de distorção sem restrição:

$$V = -\frac{1}{2} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [(1+r)b_t + g_t - (1+n)b_{t+i}]^2$$

Aplicando-se a abordagem da equação de Euler, tem-se que  $\frac{dC_t}{db_t} = \frac{dC_t}{db_{t+1}}$ , onde  $C$  representa os custos de coleta de impostos.

Portanto,  $-\beta\tau_t(1+r) = -\beta E_t[\tau_{t+1}](1+r)$ , o que implica  $E_t[\tau_{t+1}] = \tau_t$ , isto é, a carga tributária ótima segue um passeio aleatório puro (sem *drift* e sem tendência temporal). Em outras palavras, num contexto estocástico, a carga tributária corrente é a previsão ótima da carga tributária no futuro.<sup>45</sup>

A restrição orçamentária intertemporal pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} g_{t+i} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i \right\} = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \tau_{t+i} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i - (1+r)b_t \right\}$$

Substituindo-se  $\tau_t = E_t[\tau_{t+1}]$  na equação acima, chega-se à alíquota ótima em cada período:

$$\tau_t = (r-n)b_t + \left( \frac{r-n}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i E_t[g_{t+i}] \quad (35)$$

---

<sup>45</sup>Roubini e Sachs (1989, p.911) afirmam que, em igual contexto, a carga tributária ótima segue um modelo passeio aleatório com drift.

Portanto, a carga tributária ótima em cada período de tempo é igual aos juros pagos mais o valor presente esperado dos gastos.<sup>46</sup>

A implicação de que o sinal e a magnitude da mudança na alíquota do imposto entre dois períodos são imprevisíveis dado o conjunto de informação do período anterior, ou seja, que a carga tributária (otimamente estabelecida) segue um passeio aleatório, supondo-se  $b_t = b_{t-1}$ , é expressa por:

$$\tau_t - \tau_{t-1} = \left( \frac{r-n}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i E_t[g_{t+i}] - \left( \frac{r-n}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i E_{t-1}[g_{t+i}] \quad (36a)$$

ou

$$\tau_t - \tau_{t-1} = \left( \frac{r-n}{1+r} \right) \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i [E_t(g_{t+i}) - E_{t-1}(g_{t+i})] \right\} \quad (36b)$$

O lado direito de (36b) é um erro de expectativas; portanto, tomando-se como base a informação disponível no período t-1 ou anterior, é impossível prevê-lo. Segundo Ghosh (1995), a equação (36b) estabelece que a carga tributária deveria seguir um passeio aleatório.

Ghosh (1995) define o superávit público como  $\text{sup}_t \equiv (1+n)(b_t - b_{t+1})$ . De (30) tem-se que  $\text{sup}_t = \tau_t - g_t - (r-n)b_t$  e, usando-se (35), obtém-se:<sup>47</sup>

$$\text{sup}_t = \left\{ \left( \frac{r-n}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^i E_t[g_{t+i}] - g_t \right\} \quad (37a)$$

ou

<sup>46</sup>A equação (35) assume, implicitamente, que o único motivo que leva o governo a gerar déficits orçamentários é o de minimizar os custos de distorção; portanto, em períodos de gastos elevados, há crescimento da dívida pública, que, por sua vez, será resgatada em períodos de menores gastos. O motivo *tax tilting* - governo aloca o peso da tributação sobre o presente ou sobre o futuro - é considerado por Ghosh (1995) ao se multiplicar o lado direito de (35) por  $\theta = [(1-(R/\beta)R)/(1-R)]$  onde  $R \equiv (1+n)/(1+r)$ . Outro ponto salientado por Ghosh (1995) é o de que existe diferença entre a taxa de juros efetiva,  $(1+r)/(1+n)$ , e a taxa de juros de mercado,  $(1+r)$ . Se a taxa de crescimento econômico é positiva, a taxa de juros efetiva é menor do que a taxa de juros de mercado.

<sup>47</sup>Note-se que  $\text{sup}_t = \text{SUP}_t/Y_t = -\text{DEF}_t/Y_t$ .

$$\text{sup}_t = \sum_{j=1}^{\infty} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^j E_t[\Delta g_{t+i}] \quad (37b)$$

onde  $\Delta g_{t+j} \equiv g_{t+j} - g_{t+j-1}$ .

Ghosh (1995) observa que a equação (37b) formaliza a idéia de que, na hipótese de estabilização da carga tributária, os superávits públicos incorporam mudanças temporárias nos gastos do governo. Em outras palavras, (37b) propõe que o superávit em cada período  $t$  é igual ao valor presente esperado de variações nos gastos. Assim, dado um montante de gastos em  $t$ , supondo-se que o governo espere uma elevação dos gastos no futuro, como seu objetivo é minimizar os custos de distorção, a estratégia ótima é elevar os impostos imediatamente. Como a receita tributária se eleva antes do aumento dos gastos, obtém-se um superávit público maior do que aquele que seria gerado sem a expectativa de elevação dos gastos.

Para Ghosh (1995), a equação (37b) incorpora todas as implicações da carga tributária ótima intertemporalmente; portanto, proporciona um caminho adequado para testar a hipótese de estabilização da carga tributária. Em resumo, compara-se o superávit público real, definido como  $\text{sup}_t = \tau_t - g_t - (r-n)b_t$ , com o superávit público ótimo,  $\text{sup}_t^* = \sum_{j=1}^{\infty} \left[ \frac{(1+n)}{(1+r)} \right]^j E_t[\Delta g_{t+i}]$ .

O primeiro passo é gerar o lado direito do superávit público ótimo. Diante dessa dificuldade, Ghosh (1995) propõe a seguinte hipótese nula: como o governo tem mais informação sobre a trajetória dos gastos futuros do que o que está contido nos valores defasados de  $\Delta g_t$ , o superávit público conterà toda essa informação adicional e, portanto, causará  $\Delta g_t$  no sentido de Granger.

Para se testar a hipótese acima, Ghosh (1995) propõe um modelo VAR irrestrito em  $\Delta g$  e  $\text{sup}$ :

$$\begin{bmatrix} \Delta g_t \\ \text{sup}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ a_3 & a_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta g_{t-1} \\ \text{sup}_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (38)$$

ou  $z_t = Az_{t-1} + U_t$ , onde  $z = [\Delta g_t \text{ sup}_t]'$ ,  $A$  é matriz de transição do VAR e  $U$  é o vetor de erros (ruído branco). Um VAR de primeira ordem é utilizado porque uma defasagem é a que melhor se ajusta aos dados do Rio Grande do Sul. A previsão ótima de  $z_t$ ,  $k$  períodos a frente, é simplesmente  $E_t z_{t+k} = A^k z_t$  para  $k \geq 1$ . Portanto, (37b) implica

$$[01]z_t = \sum_{i=1}^{\infty} R^i A^i [10]z_t \quad (39)$$

Desde que  $\Delta g$  e  $\text{sup}$  sejam séries estacionárias, a soma infinita em (39) converge para:

$$\text{sup}_t^* = [10]RA[I - RA]^{-1} z_t \quad (40)$$

$$\equiv \lambda z_t = \lambda_1 \Delta g_t + \lambda_2 \text{sup}_t \quad (41)$$

Isso posto, Ghosh (1995) afirma o seguinte: se a hipótese nula é correta, o coeficiente  $\lambda_1$  deve ser igual a zero e o coeficiente  $\lambda_2$  deve ser igual a 1.

Até agora, supôs-se que  $R = \beta$ , isto é, que  $\theta = 1$ . Quando  $R > \beta$ , o governo *tax-tilting*, isto é, desloca os impostos do presente para o futuro gerando grandes déficits; neste caso,  $\theta < 1$ . Quando  $R < \beta$ , ocorre o inverso, e  $\theta > 1$ . Então, quando  $\theta \neq 1$ , o superávit público é dado por:

$$\text{sup}_t = \left( \frac{1}{\theta} \right) \tau_t - [g_t + (r-n)b_t] \quad (42)$$

Ghosh (1995) conclui: desde que  $\tau_t$  e  $[g_t + (r-n)b_t]$  sejam  $I(1)$ , a equação (42) define uma regressão de cointegração; assim,  $(1/\theta)$  pode ser estimado regredindo-se  $[g_t + (r-n)b_t]$  sobre  $\tau_t$  ou vice-versa.

### 3.3 NO CASO DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL, A SUA CARGA TRIBUTÁRIA É ESTÁVEL AO LONGO DO TEMPO?<sup>48</sup>

#### 3.3.1 Os dados

O objeto de estudo é a Administração Direta do Estado do Rio Grande do Sul.

---

<sup>48</sup>Com base em Enders (1995), Pastore (1995) e Pereira (1998).

Os dados originais da despesa total (inclui o serviço da dívida), da despesa total menos o serviço da dívida e da receita tributária (arrecadada) têm como fontes o Balanço Geral do Estado e a publicação intitulada *FINANÇAS DO ESTADO*, diversos anos. O serviço da dívida é a soma de juros e encargos da dívida mais a amortização da dívida pública. A fonte dos dados do PIB estadual já foi mencionada. Issler e Lima (1997) chamam a atenção para o seguinte detalhe: a despesa total inclui pagamentos de juros nominais sobre a dívida pública; portanto, a série observada difere da série teórica que inclui pagamento de juros reais.

Os dados são anuais e compreendem o período de 1970 a 2002. Todas as variáveis foram convertidas para reais (R\$); após a conversão, foram obtidas as relações: despesa total/PIB,  $g^*_t$ , despesa total menos serviço da dívida/PIB,  $g_t$ , receita tributária/PIB,  $\tau_t$ , e superávit público/PIB,  $sup_t = \Delta b_t$ .

### 3.3.2 Resultados empíricos

O modelo de estabilização da carga tributária propõe que a relação dívida/produto decresce durante os anos de gastos normais e de crescimento econômico e cresce nos períodos de gastos temporariamente elevados ou de recessão econômica.

No caso do Estado do Rio Grande do Sul, o que se observa no Gráfico 4 é a existência de um crônico crescimento da relação dívida pública/PIB.<sup>49</sup> Entre 1970 e 1980 tem-se uma leve tendência de elevação da relação dívida/PIB, todavia, no começo da década de 80, a tendência não só muda de inclinação como as taxas de crescimento da relação dívida/PIB são maiores. Portanto, esse comportamento da relação dívida pública/PIB é um primeiro indício

---

<sup>49</sup>Ressalta-se que o agregado da dívida pública considerado aqui é a soma entre a dívida fundada total e os débitos de tesouraria; portanto, foram excluídos do cálculo da dívida os seguintes componentes da dívida flutuante: os restos a pagar, o serviço da dívida a pagar, os depósitos e os diversos.

de que a hipótese de estabilização da carga tributária não se verifica no caso do Rio Grande do Sul.

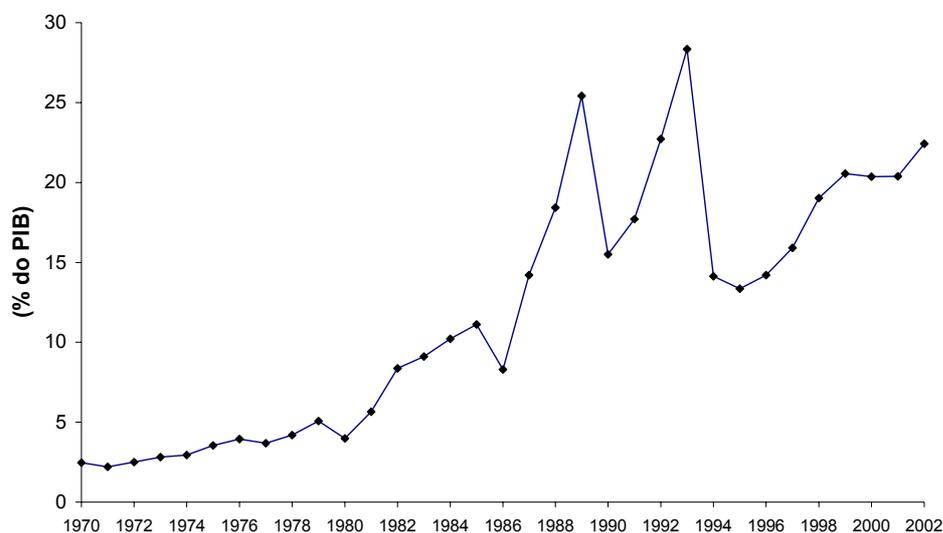


Gráfico 4 Evolução da relação dívida pública/PIB Administração Direta) do Estado do Rio Grande do Sul (1970-02)

Fonte: Tabela 24 no ANEXO A.

Definiu-se carga tributária como a relação entre a receita tributária estadual (impostos mais taxas) e o PIB estadual.<sup>50</sup> Entre os impostos arrecadados pelo Estado, a principal fonte de financiamento é o imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS). Aliás, o ICMS é o principal tributo do Brasil, respondendo, segundo Bordin (2003), por quase um quarto da receita tributária nacional.<sup>51</sup>

No Gráfico 5 observa-se uma tendência de queda da carga tributária no período 1971 a 1980; no período 1981 a 1996 não se tem uma tendência clara; já, no período final, 1997 a 2001, a

<sup>50</sup>Conforme Bordin (2002), essa é a definição comumente utilizada por muitos órgãos internacionais, tais como o FMI e o Banco Mundial. No entanto, salienta que a carga tributária no Brasil é medida pela relação entre a receita tributária total (União, Estados e Municípios) e o PIB nacional, sendo que a receita tributária total engloba os tributos (impostos, taxas e contribuições de melhoria) e as contribuições sociais que financiam o sistema de Seguridade Social do país.

<sup>51</sup>Para uma caracterização do ICMS (base tributária, aspectos institucionais e alíquotas), ver Schwengber e Ribeiro (2000).

tendência é de crescimento da carga tributária. De fato, o comportamento da carga tributária assemelha-se a uma parábola. Em suma, no período como um todo, a série da carga tributária apresenta um comportamento errático, ou seja, a carga não tende para uma média de longo prazo. Esse comportamento permite afirmar que a média da série não é constante, levando a suspeitar da presença de raiz unitária na trajetória da carga tributária.

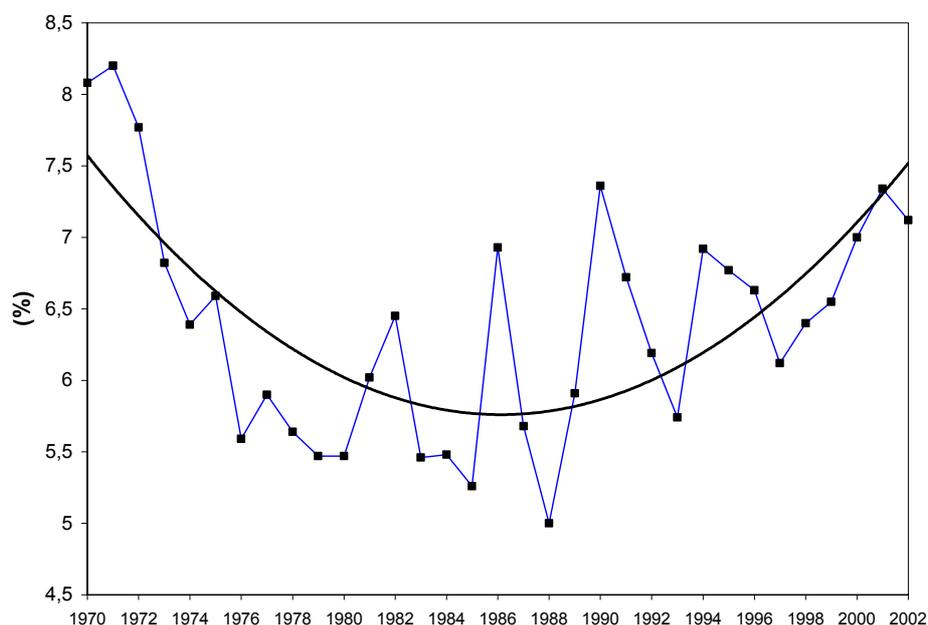


Gráfico 5 Evolução da carga tributária (1970-02)

Fonte: Tabela 23 no ANEXO A.

A hipótese de que a carga tributária, no caso do Estado do Rio Grande do Sul, segue um passeio aleatório é testada utilizando-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado.<sup>52</sup> O teste é realizado a partir da seguinte regressão:

$$\Delta\tau_t = a_0 + \gamma\tau_{t-1} + a_2t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta\tau_{t-i} + \varepsilon_t \quad (43)$$

<sup>52</sup>Roubini e Sachs (1989) testam o modelo *tax-smoothing* para 15 países rodando uma regressão simples para cada um, tendo como variável dependente a variação na carga tributária e, como variável independente, uma constante. Rocha (2001) testa a hipótese de estabilização da carga tributária (*tax smoothing hypothesis*) para o Brasil, utilizando um modelo de vetores auto-regressivos.

onde  $p$  é o número de defasagens,  $\varepsilon$  é o erro (ruído branco),  $\tau$  é a carga tributária e  $t$ , a tendência linear.

Optou-se pelo teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado porque os correlogramas dos resíduos, nos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller comuns, indicaram a existência de autocorrelação nos resíduos.

Na Tabela 7 têm-se os resultados dos testes de Dickey-Fuller aumentado para a série da carga tributária.

Tabela 7 Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado<sup>53</sup>

	Regressão com constante e tendência	Regressão com constante e sem tendência	Regressão sem tendência e constante
Constante	3,039374 (2,776864)	2,961430 (2,101135)	
$\tau_{t-1}$	-0,63495 (-3,545263)	-0,480359 (-2,130234)	-0,008007 (-0,426738)
T	0,048041 (4,099842)		
$\Delta\tau_{t-1}$	-0,183500 (-1,125051)	-0,059446 (-0,287993)	-0,322228 (-1,840585)
$\Delta\tau_{t-2}$	-0,354090 (-2,510890)	-0,226368 (-1,277937)	-0,396250 (-2,358267)
$\Delta\tau_{t-3}$	-0,486207 (-3,523602)	-0,320153 (-1,884533)	-0,398465 (-2,255002)
SRQ	4,799097	8,306341	9,834281
AIC	1,45	1,93	2,03
SBC	1,74	2,16	2,22
P	3	3	3
N	29	29	29

Notas: 1) SRQ (soma dos resíduos ao quadrado), AIC (critério informação Akaike) e SBC (critério bayesiano Schwartz); 2) as estatísticas  $t$  estão entre parêntesis.

Os testes da presença de uma raiz unitária são apresentados na Tabela 8 e consistem no teste de significância do coeficiente  $\gamma$  utilizando-se os valores críticos de Mackinnon:

<sup>53</sup>O software utilizado foi o Eviews (versão 3.0). O próprio programa ajustou a amostra para o período 1974 a 2002; assim, das 33 observações disponíveis, apenas 29 foram utilizadas. Para a escolha de  $p=3$ , adotou-se o procedimento de Campbell e Perron (1991), cuja apresentação pode ser encontrada em Pereira (1995,p.45). Nos testes realizados, o número inicial de termos defasados foi igual a cinco.

Tabela 8 Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado

	Regressão com constante e tendência	Regressão com constante e sem tendência	Regressão sem tendência e constante
Estatística de Dickey-Fuller	-3,545263	-2,130234	-0,426738
Valores críticos de Mackinnon			
1%	-4,3082	-3,6752	-2,6453
5%	-3,5731	-2,9665	-1,9530
10%	-3,2203	-2,6220	-1,6218

Na regressão com constante e tendência, não é possível rejeitar a hipótese nula de que  $\gamma=0$  aos níveis de significância de 1 e 5%. Com relação às demais regressões, a hipótese nula de que  $\gamma=0$  é aceita aos três níveis de significância. Portanto, há fortes indícios de não-estacionariedade da carga tributária, isto é, de presença de raiz unitária.

Dada a existência de uma raiz unitária, propõe-se o seguinte teste para a presença de tendência linear. Na regressão com tendência e constante, a estatística  $t$ , para a hipótese nula,  $a_2=0$ , é 4,099842. Os valores críticos apropriados são dados pela estatística  $\tau_{\beta_T}$  de Dickey-Fuller. Considerando-se 25 observações, os valores críticos de  $\tau_{\beta_T}$  de Dickey e Fuller (1981) a 1 e 5% de nível de significância são, respectivamente, 3,74 e 2,85. Assim, é possível rejeitar a hipótese nula de que  $a_2=0$ .

Para se testar a hipótese nula  $a_0=a_2=\gamma=0$ , a estatística proposta é  $\Phi_2$ . Se o modelo irrestrito é dado pela regressão com constante e tendência e o modelo restrito é aquele sem tendência e constante, a estatística  $\Phi_2$  é:

$$\Phi_2 = \frac{(9,834281 - 4,799097)/3}{4,799097/23} = 8,04$$

onde 3 é o número de restrições e 23 (=29-6) é o número de graus de liberdade no modelo sem restrições. Para 25 observações, os valores críticos de  $\Phi_2$  a 2,5 e 5% de nível de significância são, respectivamente, 6,75 e 5,68. Portanto, pode-se rejeitar a

hipótese nula de que  $a_0=a_2=\gamma=0$ . Isso significa que ao menos um desses parâmetros não é igual a zero; portanto, os dados contêm um intercepto e/ou uma raiz unitária e/ou uma tendência temporal.

Para se testar a hipótese nula  $a_2=\gamma=0$ , a estatística proposta é  $\Phi_3$ . Se modelo irrestrito é dado pela regressão com tendência e constante e o modelo restrito é aquele com constante e sem tendência linear, a estatística  $\Phi_3$  é:

$$\Phi_3 = \frac{(8,306341 - 4,799097)/2}{4,799097/23} = 8,4$$

onde 2 é o número de restrições e 23(=29-6) é o número de graus de liberdade no modelo sem restrições. Para 25 observações, os valores críticos de  $\Phi_3$  a 5 e 10% de nível de significância são, respectivamente, 7,24 e 5,91. Portanto, pode-se rejeitar a hipótese nula de que  $a_2=\gamma=0$ . Isso significa que os dados apresentam uma raiz unitária e/ou uma tendência linear.

Quanto à possibilidade de que a série da carga tributária tenha ordem de integração maior do que um e, por conseguinte, mais de uma raiz unitária, realizou-se o teste no qual a hipótese nula é de que a série em primeira diferença tem raiz unitária. O resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado é o seguinte:<sup>54</sup>

$$\begin{aligned} \Delta^2 \tau_t = & -0,756100 + 0,039294 t - 2,59608 \Delta \tau_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (-2,726965) \quad \quad (2,817733) \quad \quad (-7,119338) \\ & + 1,099612 \Delta^2 \tau_{t-1} + 0,553145 \Delta^2 \tau_{t-2} \\ & \quad \quad \quad (4,230547) \quad \quad \quad (3,324134) \end{aligned} \quad (44)$$

A estatística de Dickey-Fuller é -7,119338 e os valores críticos de Mackinnon a 1, 5 e 10% de nível de significância são, respectivamente, -4,3082, -3,5731 e -3,2203. Portanto, a hipótese nula de que há raiz unitária em primeira diferença é rejeitada, o que implica que a carga tributária é integrada de ordem um, I(1).

Com a amostra pequena que sem tem em mãos, considerando-se os testes realizados e os critérios de Akaike e Schwartz, o modelo

---

<sup>54</sup>O *software* utilizado foi o Eviews (versão 3.0). O próprio programa ajustou a amostra para o período 1974 a 2002; assim, das 33 observações disponíveis, apenas 29 foram utilizadas. Para a escolha do número de defasagens, adotou-se o procedimento de Campbell e Perron (1991).

com tendência e constante parece ser o que melhor se ajusta aos dados da carga tributária no caso do Estado do Rio Grande do Sul; assim, se reforçam as evidências de que o modelo de estabilização da carga tributária deve ser rejeitado no estudo de caso em questão.<sup>55</sup>

A fim de se reforçarem as evidências pela rejeição da hipótese de carga tributária estável, adota-se a estratégia de Huang e Lin (1993) e Ghosh (1995).<sup>56</sup> Segundo estes autores, o método indicado para se testar a validade da hipótese de carga tributária estável é o modelo de vetores auto-regressivos, o VAR. As vantagens de se utilizar este método podem ser assim resumidas: i) a experiência econométrica com séries não estacionárias sugere que é muito difícil determinar se uma determinada série de fato segue um passeio aleatório; ii) a hipótese de estabilidade da carga tributária é apenas uma entre as possíveis explicações de que a carga tributária segue um passeio aleatório; além disso, dependendo do processo seguido pelo PIB, visar reduzir os custos de distorção, estabilizando a carga tributária, não implica, necessariamente, que a carga segue um passeio aleatório; iii) informação importante é perdida quando o foco é sobre se a primeira diferença da carga é estacionária e não sobre se o nível é estacionário.

A Tabela 9 apresenta as estatísticas do teste ADF sobre a despesa total menos o serviço da dívida,  $g_t$ , a despesa total, incluindo o serviço da dívida,  $g_t^*$ , a receita tributária,  $\tau_t$ , e o superávit público,  $sup_t$ .

---

<sup>55</sup>Tanto Roubini e Sachs (1989) como Rocha (2001) rejeitam a hipótese de estabilização da carga tributária nos estudos de casos por eles pesquisados.

<sup>56</sup>Huang e Lin (1993) linearizam em termos de log o modelo *tax smoothing*. Segundo eles, a abordagem empírica de Barro (1979,1984) de decompor os gastos do governo e o produto em duas partes, uma permanente e outra temporária, tem, entre outras, a seguinte desvantagem: a validade dos resultados empíricos depende da especificação das variáveis e equações na construção dos componentes temporário ou permanente das séries. Mais detalhes sobre as desvantagens dos procedimentos de Barro (1979,1984), ver em Huang e Lin (1993).

Tabela 9 Testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado<sup>57</sup>

	$g_t$	$g_t^*$	$\tau_t$	$sup_t$
Estatística de Dickey-Fuller	-3,089497	-3,463560	-3,347552	-6,407579**
Valores críticos de Mackinnon:				
1%	-4,3382	-4,3382	-4,3942	-2,6560
5%	-3,5867	-3,5867	-3,6118	-1,9546
10%	-3,2279	-3,2279	-3,2418	-1,6226
P	0	0	3	0
N	27	27	24	26

Notas: 1) o número de defasagens foi escolhido de acordo com o procedimento de Campbell e Perron (1991); 2) para  $g$ ,  $g^*$  e  $\tau$  incluem-se uma constante e uma tendência linear; 3) os testes de presença de duas raízes unitárias, não apresentados aqui, rejeitaram a hipótese nula para as três séries; 4) para  $sup$ , a especificação sem constante e tendência foi a escolhida, considerando-se os critérios de Akaike e Schwartz; 5)\*\* representa rejeição da hipótese nula aos três níveis de significância.

Portanto, em relação a  $g_t$ , não se rejeita a hipótese nula de não estacionariedade aos três níveis de significância. Por outro lado, no caso de  $sup_t$ , a hipótese nula de presença de uma raiz unitária é rejeitada nos três níveis.

Rodando-se a regressão da despesa total,  $g_t^*$ , sobre a carga tributária,  $\tau_t$ , estimou-se o parâmetro *tax-tilting* ( $1/\theta$ ) igual a 1,622 (desvio padrão = 0,055). Conforme o teste de Wald, o coeficiente estimado é significativamente diferente de um, o que significa a existência de um motivo *tax-tilting* na política de déficits públicos do governo estadual, indicando inconsistência com o modelo teórico.

Na comparação do VAR de primeira, segunda e terceira ordens, não apresentada aqui, a defasagem ótima, observando-se o critério de Schwarz, é igual a um. A Tabela 10 apresenta os coeficientes do VAR de primeira ordem. Na equação para  $\Delta g_t$ , o coeficiente de  $sup_{t-1}$  não é estatisticamente significativo, ou seja,  $sup_t$  não causa  $\Delta g_t$  no sentido de Granger. Portanto, os dados são inconsistentes com a

<sup>57</sup>O software utilizado foi o Eviews (versão 3.0). O próprio programa ajustou a amostra para cada série. Nos testes realizados, o número inicial de termos defasados foi igual a cinco.

implicação mais básica do modelo de estabilização da carga tributária.

Tabela 10 Coeficientes do VAR<sup>58</sup>

	$\Delta g_t$	$sup_t$
$\Delta g_{t-1}$	-0,103440 (0,227193)	-0,378040 (0,682525)
$sup_{t-1}$	0,092237 (0,087851)	-0,272479 (0,281050)

Nota: desvio padrão consistente (heteroscedasticidade de White) entre parêntesis.

Na análise teórica viu-se que, se a hipótese nula é correta, o coeficiente  $\lambda_1$  deve ser igual a zero e o coeficiente  $\lambda_2$  deve ser igual a 1.<sup>59</sup> Os coeficientes estimados de  $\Lambda$ ,  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  encontram-se na Tabela 11. Para o caso do Rio Grande do Sul, aplicando-se o teste de Wald, a hipótese nula é rejeitada, isto é, o coeficiente  $\lambda_1$  estimado, 0,07, é significativamente diferente de zero e o coeficiente  $\lambda_2$  estimado, -0,008, é significativamente diferente de um. Assim, reforça-se a rejeição do modelo no caso em estudo.

<sup>58</sup>O software utilizado foi o Eviews (versão 3.0). O próprio programa ajustou a amostra para o período 1972 a 1997; assim, das 33 observações disponíveis apenas 26 foram incluídas.

<sup>59</sup>Isto equivale a uma condição simples sobre a matriz de transição do VAR, A. Dado que  $sup_t^* = [10]RA[I - RA]^{-1}z_t$  e  $sup_t = [01]z_t$ ,  $sup_t^* = sup_t$  se  $[10]RA[I - RA]^{-1} = [01]$ . Pós-multiplicando o lado direito desta igualdade por  $[I - RA]$  e adicionando-se  $[01]RA$ , tem-se:  $[10]RA + [01]RA = [11]RA$ . Supondo-se  $R=1$ ,  $[11]A = [01]$  se a soma dos elementos da primeira coluna de A,  $a_1 + a_3$ , é igual a zero e a soma dos elementos da segunda coluna de A,  $a_2 + a_4$ , é igual a 1. Calculou-se a taxa de juros real assim  $r_t = [(1+i_t)/(1+\pi_t)] - 1$ , onde  $i_t$  é taxa de juros nominal no ano t (medida pela relação pagamento de juros/dívida pública total) e  $\pi_t$  a taxa de inflação anual (medida pelo IGP-DI). Considerando-se n igual à taxa de crescimento do produto real média e r a taxa de juros real média do período 1970-97, concluiu-se que  $R = (1+n)/(1+r)$  é aproximadamente igual a um.

Tabela 11 Coeficientes de  $\Lambda^{60}$ 

$\lambda_1$	$\lambda_2$
0,07 (0,05)	-0,008 (0,016)

Notas: 1) desvio padrão consistente (heteroscedasticidade de White) entre parêntesis; 2) Hipótese nula:  $\lambda_1=0$ ,  $\lambda_2=1$ .

Portanto, a hipótese nula de estabilização da carga tributária não é correta no caso em estudo.

A partir do Gráfico 6, destacam-se os seguintes pontos: 1) em diversos anos há uma discrepância entre o superávit observado,  $sup_t$ , e o superávit teórico,  $sup_t^*$ ; 2) tais discrepâncias são maiores no período pós-1987; 3) entre 1970 e 1987, o ótimo seria um equilíbrio entre receitas e despesas, no entanto, nos anos 1974, 1975, 1981 e 1982 são gerados superávits públicos; 4) após 1987, os déficits públicos teóricos ocorrem em 1991 e 1995, enquanto os observados surgem em 1990 e 1994. Tais diferenças de comportamento indicam ausência de evidências que sustentem a hipótese de carga tributária estável no caso em estudo.

---

<sup>60</sup>O software utilizado é o Eviews (versão 3.0). O próprio programa ajustou a amostra para o período 1971 a 1997, perfazendo um total de 27 observações incluídas.

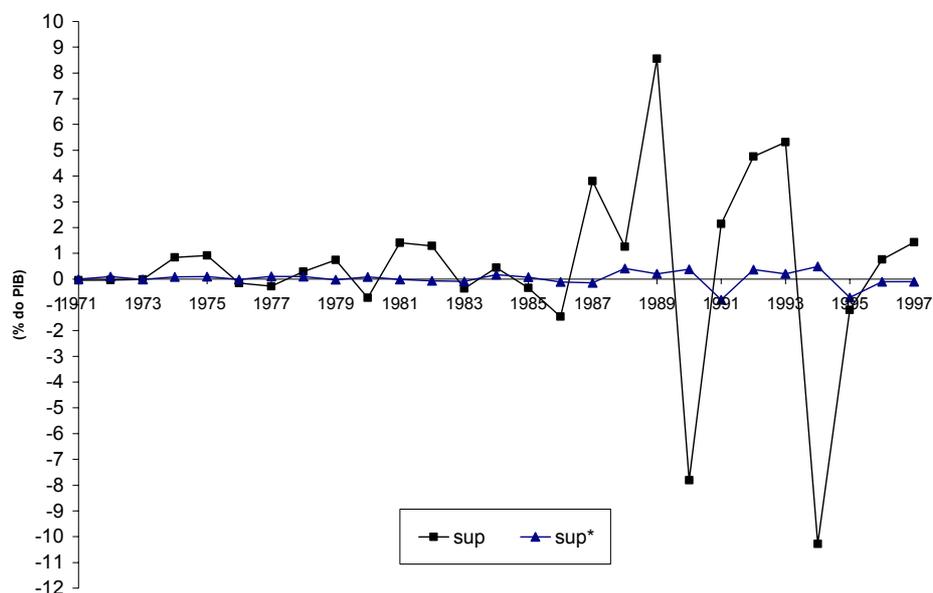


Gráfico 6 Evolução do superávit público observado e do superávit ótimo (1971-97)

Fonte: Tabela 26 no ANEXO A.

Os coeficientes de correlação e as relações entre os desvios padrão das duas séries,  $sup_t$  e  $sup_t^*$ , sintetizam a relação entre o superávit teórico e o superávit observado. Na Tabela 12, as correlações entre as duas séries são negativas nos períodos 1970-97 e 1987-97. Além disso, em ambos os intervalos de tempo, a relação entre os desvios padrão é superior a doze; portanto, os movimentos de  $sup_t$  não seguem os movimentos de  $sup_t^*$ . Tais indicadores reforçam os indícios de que o governo estadual não buscou minimizar os custos de distorção. Contudo, no período 1970-1986, desconsiderando as diferenças de magnitudes, as duas séries são positivamente correlacionadas, isto é, neste período o modelo de estabilização da carga tributária explica melhor os movimentos do superávit público observado.

Tabela 12 Estatísticas que resumem a relação  $\text{sup}_t$  e  $\text{sup}_t^*$ 

Período	$\sigma(\text{sup}_t)$	$\sigma(\text{sup}_t^*)$	$\sigma(\text{sup}_t)/\sigma(\text{sup}_t^*)$	Corr ( $\text{sup}_t, \text{sup}_t^*$ )
1970-97	3,51	0,28	12,54	-0,18070
1970-86	0,76	0,08	9,50	0,14677
1987-97	5,55	0,44	12,61	-0,19212

### 3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

No caso do Estado do Rio Grande do Sul, as primeiras evidências indicaram a rejeição da hipótese de estabilização da carga tributária. A relação dívida pública/PIB não segue o padrão proposto pela teoria (de crescer em períodos de dificuldades e de decrescer nos períodos de bonança, mantendo-se ao longo do tempo estável e sem uma tendência clara) e o processo de passeio aleatório com tendência e constante parece ser o que melhor se ajusta aos dados da carga tributária no caso do Estado do Rio Grande do Sul.

À luz da estratégia de Ghosh (1995), novamente as evidências são pela rejeição da hipótese. Em primeiro lugar, detectou-se a existência de um motivo *tax-tilting* na política de déficits públicos do governo estadual; em segundo, o superávit orçamentário não causa (no sentido de Granger) uma mudança nos gastos do governo estadual; em terceiro, as restrições sobre os coeficientes de  $\text{sup}_t$  e  $\Delta g_t$  não foram observadas; em quarto e último lugar, não houve correspondência entre os superávits observados e os teóricos. Em suma, o governo do Estado do Rio Grande do Sul não levou a cabo uma política fiscal que visasse minimizar os custos de distorção provocados pela elevação de impostos.

O modelo de estabilização da carga tributária não explica os constantes déficits públicos gerados pelos sucessivos governos do Estado do Rio Grande do Sul ao longo das décadas de 70, 80 e 90. O máximo que faz é justificar os déficits públicos afirmando que os governantes não são "planejadores benevolentes" na condução da política fiscal. Tal resultado indica que a busca por uma teoria

positiva para a geração de déficits públicos no caso em questão deve ser dar em outra linha de pesquisa - uma candidata é a linha que enfatiza os conflitos de interesses entre grupos e a heterogeneidade de interesses como explicações para os constantes déficits públicos.

O próximo capítulo finaliza a tese ao investigar os possíveis fatores determinantes do déficit público no caso em estudo.

## 4 OS DETERMINANTES DA POLÍTICA FISCAL NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL (1970-03)

### 4.1 INTRODUÇÃO

A política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul caracterizou-se por contínuos déficits primários entre 1970 e 2003. Enquanto o Estado conseguia se financiar no mercado financeiro, tal regime de política fiscal não se constituía num problema. Porém, com a mudança de regime da política monetária do governo federal, em meados de 1994, houve forte elevação da taxa de juros real básica praticada no mercado financeiro. Em função disso, os agentes financeiros passaram a exigir maiores taxas de juros. Como o Estado tradicionalmente gerava déficit primário e houve forte elevação do pagamento de juros, o resultado foi uma explosão do endividamento estadual entre 1994 e 1997.

Diante de tal descontrole das contas públicas e dado que a hipótese de calote da dívida pública estava descartada, o governo do Estado viu-se obrigado a assinar um acordo de renegociação da dívida estadual com o governo federal. No bojo desse acordo, o Estado assumiu o compromisso de implementar um ajuste fiscal rigoroso.<sup>61</sup> Entretanto, tal acordo foi assinado sem estarem claros os fatores determinantes do déficit público no caso do Rio Grande do Sul.

O presente capítulo não visa analisar ou criticar o acordo, mas, sim, utilizando-se de uma análise de regressão linear, testar diversas hipóteses sobre os determinantes do déficit público no caso gaúcho. De fato, o que se busca é verificar se há relação entre as variáveis consideradas. As hipóteses podem ser classificadas em três categorias de fatores: os econômicos, os políticos e os institucionais.

---

<sup>61</sup>Sobre detalhes desse acordo, ver Santos e Calazans (1999) e Calazans et al. (2000).

Entre os fatores econômicos foram consideradas as seguintes variáveis: a taxa de crescimento do PIB real, uma medida do serviço da dívida, a aceleração da taxa de inflação, a relação gastos com pessoal/PIB. Como fatores políticos consideram-se, entre outros, as eleições, o grau de coesão do governo, o número de partidos que formam o governo, a fragmentação política na Assembléia Legislativa, a ideologia do governo, o regime político (ditadura ou democracia). Entre os fatores institucionais levados em conta têm-se: um índice que mede se as instituições orçamentárias são hierárquicas e transparentes, o sistema partidário (bipartidário ou multipartidário), o número de secretarias de Estado, a presença ou não de um secretário da Fazenda forte (capaz de realizar cortes nas despesas fiscais e de reduzir o déficit primário) e a existência de metas fiscais.

Visando testar as hipóteses, foram estabelecidos quinze modelos econométricos lineares com base nos mais diversos autores. Dos quinze modelos estimaram-se 32 regressões: nas dez primeiras a variável dependente é o déficit público, medido pela variação na relação dívida/PIB; nas outras 22, a variável dependente é a relação déficit primário/PIB.

Dadas a maneira como os modelos foram especificados e as variáveis mensuradas, têm-se evidências de que as variáveis econômicas (taxa de crescimento do PIB real, serviço da dívida e aceleração da taxa de inflação) são fatores determinantes do déficit público. Da mesma forma, há evidências de que as instituições orçamentárias, o governador em primeiro ano de mandato, a ideologia e a existência de um secretário da Fazenda forte foram fatores determinantes do déficit primário no período em análise.

#### **4.2 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO**

Na modelagem econométrica empregou-se a abordagem clássica, ou seja, partindo-se de hipóteses sobre os determinantes do déficit público foram construídos diferentes modelos

econométricos. Adotou-se, portanto, a estratégia de incluir somente as variáveis fundadas nas discussões teóricas. Para alguns modelos econométricos, adotou-se também uma outra estratégia, que é muito empregada na literatura pesquisada: partindo-se de um modelo econométrico com determinado número de regressores, foram acrescentados regressores de interação.

A análise empírica a seguir é uma análise de regressão linear clássica. O método de estimação dos parâmetros é o de mínimos quadrados ordinários. Salienta-se que o principal objetivo da análise é verificar se há relação entre as variáveis, não o de testar hipóteses sobre a magnitude dos parâmetros ou realizar previsões. O *software* utilizado foi o Eviews (versão 3.0). Os dados são anuais e secundários (definições e a sua apresentação encontra-se no Anexo 1).

À luz de Fialho (1997), é importante destacar que, na definição da equação de teste, a estrutura de defasagens para a variável dependente foi, a princípio, sobre-especificada, adotando-se três defasagens, e, em seguida, simplificada através da eliminação sucessiva das defasagens mais distantes. A definição da especificação mais adequada do modelo foi feita com base nos critérios de informação de Akaike e Schwartz.

Antes da estimação dos modelos fez-se teste de raiz unitária para as séries econômicas. O número de defasagens para cada série foi definido com base nos critérios de Akaike e Schwartz.<sup>62</sup>

Aplicaram-se os seguintes testes para os resíduos das regressões: o correlograma dos resíduos (oito defasagens incluídas), a estatística Q de Ljung-Box, teste de normalidade através da estatística Jarque-Bera, o teste LM (até três defasagens) e o teste de heteroscedasticidade de White sem termos cruzados (por causa do tamanho pequeno das amostras).<sup>63</sup> Empregou-se o teste Ramsey-RESET para detectar problemas de especificação dos

---

<sup>62</sup>Os resultados dos testes não são apresentados.

<sup>63</sup>Esses testes são amplamente conhecidos, razão pela qual não cabe aqui apresentá-los.

modelos econométricos, considerando-se a variável dependente estimada elevada ao quadrado, ao cubo e à quarta potência.<sup>64</sup>

Em todas as regressões estimadas, os testes apontaram para o que segue: i) a estatística Q de Ljung-Box, para oito defasagens, indicou a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelações significativas de resíduos; ii) a estatística Jarque-Bera indicou a não rejeição da hipótese nula de uma distribuição normal de resíduos; iii) o teste LM, até a defasagem de ordem 3, não rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação serial de resíduos; iv) o teste de heteroscedasticidade de White, sem termos cruzados, não rejeitou a hipótese nula de ausência de heteroscedasticidade nos resíduos;<sup>65</sup> por fim, v) o teste Ramsey-RESET não rejeitou a hipótese de que os coeficientes da variável dependente estimada (elevada ao quadrado, ao cubo e à quarta potência) são todos iguais a zero.

Quanto ao poder explicativo dos modelos, observou-se o  $R^2$  ajustado e, para a inferência, analisaram-se as estatísticas  $t$  e  $F$ .

### **4.3 OS DETERMINANTES POLÍTICOS, ECONÔMICOS E INSTITUCIONAIS DO DÉFICIT PÚBLICO**

#### **4.3.1 Os determinantes políticos e econômicos do déficit público**

Com base em Roubini e Sachs (1989), propõe-se o seguinte modelo a ser estimado:

$$\Delta b_t = a_0 + a_1 \Delta b_{t-1} + a_2 n_t + a_3 \Delta(r_t - n_t) b_{t-1} + a_4 \Delta \pi_t + a_5 POL_t + v_t \quad (45)$$

Do lado esquerdo tem-se o déficit público anual, medido pela variação na relação dívida pública total/produto,  $\Delta b_t$ . As variáveis explicativas são: o déficit público defasado,  $\Delta b_{t-1}$ ; a taxa de

<sup>64</sup>Como esse teste também é conhecido, não será revisto neste espaço.

<sup>65</sup>Quando a hipótese nula foi rejeitada, ou seja, quando o teste de White indicou presença de heteroscedasticidade, estimou-se a regressão, utilizando-se o estimador de covariância de White.

crescimento do PIB,  $n_t$ ; a variação na diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento do PIB, multiplicada pela relação dívida/PIB defasada,  $\Delta(r_t - n_t)b_{t-1}$ ; a aceleração da taxa de inflação,  $\Delta\pi_t$ ; a variável política,  $POL_t$ ; e o termo do erro,  $v_t$ .

As diferenças deste modelo em relação ao original de Roubini e Sachs (1989) são, basicamente, três: 1) usa-se a taxa de crescimento do PIB real, não a sua variação; 2) por falta de dados, não se utiliza a variação na taxa de desemprego; 3) acrescenta-se a aceleração da taxa de inflação.

Em relação aos coeficientes, os resultados que se espera obter são: i) admitindo-se que o ajustamento do déficit público seja lento, espera-se que o déficit público seja uma função positiva do déficit público defasado,  $a_1 > 0$ ; ii) que o déficit público seja uma função negativa da taxa de crescimento do PIB,  $a_2 < 0$ ; iii) o sinal do coeficiente  $a_3$  vai depender da diferença,  $(r_t - n_t)$ , e da variação desta diferença,  $\Delta(r_t - n_t)$ ; portanto, *a priori*, não se pode estabelecer um resultado esperado da variável  $\Delta(r_t - n_t)b_{t-1}$  sobre o déficit público; iv) considerando-se os impactos da inflação sobre a receita tributária e sobre a despesa, espera-se que a variação na taxa de inflação eleve o déficit público,  $a_4 > 0$ ;<sup>66</sup> v) a variável política,  $POL_t$ , é um índice que mede o grau de coesão do governo estadual, portanto, espera-se que seja diferente de zero e afete positivamente o déficit público,  $a_5 > 0$ .

O índice que mede o grau de coesão do governo é construído de três maneiras diferentes. Na primeira construção, a variável  $POL$ ,  $POL1$ , assume o valor 0 quando o mesmo partido detém maioria no governo e na Assembléia Legislativa; assume o valor igual a 1 quando um partido ou coalizão detém o controle do governo, mas não é maioria na Assembléia Legislativa do Estado. Na segunda construção, a variável  $POL$ ,  $POL2$ , assume o valor igual a 0 quando

---

<sup>66</sup>O impacto da inflação sobre a receita de impostos é negativo, considerando-se a defasagem entre o fato gerador e a arrecadação propriamente dita. Por outro lado, devido ao atraso de despesas, a inflação tende a reduzir a despesa real. Somando-se esses efeitos, postula-se que a variação da taxa de inflação produza uma elevação do déficit público, ou seja, o impacto negativo sobre a receita é maior do que a redução da despesa real.

o mesmo partido controla o Executivo e detém a presidência do Legislativo; assume o valor 1 quando um partido controla o Executivo, mas um partido diferente preside o Legislativo. Na última construção, a variável POL, POL3, assume os seguintes valores: 0 quando o mesmo partido detém maioria no governo e na Assembléia Legislativa; 1 quando se trata de um governo de coalizão formado por dois a três partidos; 2 quando o governo de coalizão é constituído por quatro ou mais partidos; e 3 quando o partido do governador é minoria na Assembléia.<sup>67</sup>

Na Tabela 13 são apresentadas sete regressões a partir do modelo econométrico (45). Os resultados obtidos devem ser lidos com cautela visto que há problemas de especificação em todas as regressões levando-se em conta a estatística-*F* do teste Ramsey-RESET a 10% de nível de significância. Note-se que nas colunas 5, 6 e 7, tem-se, além da variável política, um termo de interação, POL<sub>t</sub>D, entre a variável política e a taxa de crescimento econômico, onde D é uma variável *dummy* que assume o valor igual a zero nos anos de elevado crescimento e 1 durante os anos de baixa taxa de crescimento.<sup>68</sup>

---

<sup>67</sup>Os dados referentes a essas variáveis encontram-se na Tabela 27 do Anexo 1.

<sup>68</sup>Os dados e as definições exatas das variáveis estão apresentados na Tabela 27 do Anexo A.

Tabela 13 Regressões estimadas do modelo econométrico (45)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta b_t$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\Delta b_{t-1}$	-0,47 (4,98)	-0,46 (4,63)	-0,46 (4,85)	-0,47 (4,77)	-0,45 (4,64)	-0,47 (4,77)	-0,45 (4,56)
$n_t$	-0,22 (2,69)	-0,23 (2,16)	-0,23 (2,61)	-0,22 (2,43)	-0,10 (0,69)	-0,23 (2,55)	-0,30 (2,50)
$\Delta(r_t - n_t)b_{t-1}$	-0,02 (3,83)	-0,02 (3,55)	-0,02 (3,59)	-0,02 (3,75)	-0,02 (3,56)	-0,02 (3,52)	-0,02 (3,78)
$\Delta \pi_t$	0,006 (7,44)	0,006 (7,27)	0,006 (7,15)	0,006 (7,20)	0,006 (7,14)	0,006 (7,03)	0,006 (7,23)
POL1		-0,18 (0,12)			0,36 (0,25)		
POL2			-0,14 (0,19)			-0,02 (0,02)	
POL3				0,005 (0,02)			-0,006 (0,02)
POL1D					1,45 (1,23)		
POL2D						-0,36 (0,32)	
POL3D							-0,37 (0,99)
$R^2$ ajust.	0,81	0,80	0,80	0,80	0,81	0,80	0,80

Notas: 1) valor absoluto da estatística-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em todas as regressões; 3) na regressão (7), a hipótese nula de não-existência de heteroscedasticidade é aceita somente a 1%; 4) fonte dos dados, Tabelas 29 e 30 do ANEXO A.

Ao contrário do esperado, aumentos do déficit público defasado,  $\Delta b_{t-1}$ , implicam redução do déficit público no período seguinte. Um coeficiente próximo a 0,46 sugere que cerca de 46% do déficit público defasado não persiste no período seguinte. Como era esperado um aumento da taxa de crescimento do PIB em termos reais reduz o déficit público. Um aumento da variável  $\Delta(r_t - n_t)b_{t-1}$ , que é uma medida do serviço da dívida, é acompanhado de queda do déficit público. Isto pode ser decorrência do fato de que a taxa de juros real,  $r_t$ , foi negativa ao longo de todo o período em análise.<sup>69</sup> A aceleração da inflação eleva o déficit público, indicando que a aceleração da inflação na década de 80 e começo da de 90, contribuiu para a elevação dos déficits públicos. Note-se que a variável medindo a aceleração da inflação é altamente significativa; sua magnitude sugere que, a cada 1% de

<sup>69</sup>Sobre a forma como foi calculada a taxa de juros real, ver nota (iv) da Tabela 29 do ANEXO A.

desaceleração na inflação, a relação déficit público/PIB reduz-se em 0,006 pontos percentuais.

Quanto aos fatores políticos, o principal resultado encontrado é o de que tais fatores não ajudam a explicar a geração de déficits públicos no caso em estudo. Tanto a variável  $POL_t$  como a variável  $POL_tD$ , nas seis regressões estimadas, mostraram-se não significativas estatisticamente. Esses resultados divergem dos obtidos em Roubini e Sachs (1989), onde a variável política foi significativa, sobretudo quando interagindo com uma variável *dummy*; contudo, estão em total consonância com os resultados de Haan e Sturm (1994) ao buscarem explicações para as diferenças entre os países da Comunidade Européia quanto ao crescimento da dívida pública, pois em nenhuma das regressões estimadas o coeficiente da variável política foi significativamente diferente de zero.

À luz de Haan e Sturm (1994), buscam-se novos determinantes do déficit público. Na verdade, o que se fez foi simplesmente substituir a variável política por outras três no modelo econométrico (45): a variável eleições,  $ELE_t$ ; a variável instituições orçamentárias,  $IO_t$ ; e a variável coalizão política,  $COA_t$ . Em vez da coalizão política, Haan e Sturm (1994) acrescentaram a variável esquerda como uma possível explicação da diferença de performance em relação à variação da relação dívida/PIB nos países da Comunidade Européia.

A variável eleições,  $ELE$ , é uma *dummy* que assume o valor igual a 1 em anos de eleição e 0 nos demais anos. Espera-se que o coeficiente seja positivo, pois, por hipótese, em anos de eleição os governadores aumentam os gastos ou reduzem os impostos a fim angariarem votos para o seu partido, o que fatalmente elevará o déficit primário. Essa suposição vai ao encontro dos modelos de ciclos econômico-políticos que sugerem a ocorrência de oportunismo político nos instrumentos de política fiscal em anos eleitorais.<sup>70</sup>

---

<sup>70</sup>Para um estudo empírico sobre os ciclos econômico-políticos no Brasil, ver Preussler e Portugal (2002).

A variável instituições orçamentárias, IO, constitui-se num índice que busca medir as instituições orçamentárias que afetam os resultados fiscais. Segundo Alesina et al. (1996), trata-se de um índice com muitos componentes referentes a todas as etapas do processo orçamentário (elaboração, aprovação e execução). O esperado é que o coeficiente apresente um sinal negativo.<sup>71</sup> A variável coalizão, COA, é dada simplesmente pelo número de partidos que constituem o governo e sua base na Assembléia Legislativa. Trata-se de uma medida de fragmentação; assim, espera-se que o sinal seja positivo ou igual a zero.<sup>72</sup>

A Tabela 14 apresenta os resultados das estimações. As regressões das colunas 1 e 2 apresentam problemas de especificação levando-se em conta a estatística-*F* do teste Ramsey-RESET a 10% de nível de significância. A coluna 3 não apresenta tal problema considerando-se o mesmo teste e estatística. Porém, considerando-se o teste de White (sem termos cruzados) e a estatística Obs\*R-quadrado, há presença de heteroscedasticidade a 10% de nível de significância.

Observe-se que, no que tange às variáveis econômicas, não houve maiores alterações na comparação com os resultados da Tabela 13. A inclusão de novas variáveis (eleições, coalizão e instituições orçamentárias), em substituição à variável política, não trouxe nenhuma contribuição, pois os coeficientes das respectivas variáveis mostraram-se todos não significativamente diferentes de zero.

---

<sup>71</sup>Na Tabela 30 do ANEXO A têm-se os dados referentes à variável instituições orçamentárias. No ANEXO B, apresenta-se a fundamentação teórica do referido índice.

<sup>72</sup>Sobre os dados, ver Tabela 30 do ANEXO A.

Tabela 14 Regressões estimadas do modelo (45)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta b_t$		
	(1)	(2)	(3)
$\Delta b_{t-1}$	-0,46 (4,57)	-0,46 (4,84)	-0,47 (4,98)
$n_t$	-0,22 (2,65)	-0,23 (2,70)	-0,25 (2,79)
$\Delta(r_t - n_t)b_{t-1}$	-0,02 (3,45)	-0,02 (3,84)	-0,02 (3,89)
$\Delta\pi_t$	0,006 (7,10)	0,006 (7,29)	0,006 (7,22)
ELE	-0,27 (0,29)		
IO		-0,03 (0,67)	
COA			-0,16 (0,82)
$R^2$ ajust.	0,80	0,81	0,81

Notas: 1) valor absoluto da estatística-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em todas as regressões; 3) fonte dos dados, Tabelas 29 e 30 do ANEXO A.

Portanto, no caso gaúcho, o déficit público tem relação com as variáveis econômicas, entretanto não se tem evidências de que eleições, instituições orçamentárias e fragmentação são fatores determinantes do déficit público.

#### 4.3.2 Os determinantes políticos e econômicos do déficit primário: primeira abordagem

Ainda tendo como referência Roubini e Sachs (1989), considerem-se, agora, dois modelos que levam em conta os seguintes fatores determinantes do déficit primário:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2n_t + a_3\Delta\pi_t + a_4POL_t + v_t \quad (46)$$

e

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2GP_t + a_3\Delta\pi_t + a_4S_t + e_t \quad (47)$$

onde, além das variáveis já mencionadas, tem-se a relação déficit primário/PIB,  $\Delta_t$ ; a relação déficit primário/PIB defasada,  $\Delta_{t-1}$ ; a relação despesa de pessoal e encargos/PIB,  $GP_t$ ; o sistema partidário em vigor,  $S_t$ ; e, por último,  $v_t$  e  $e_t$  são os termos dos erros.

Da primeira regressão, espera-se que: i) o déficit primário seja uma função positiva do déficit primário defasado e entre zero e um,  $0 < a_1 < 1$ , admitindo-se que o ajustamento do déficit primário seja lento; ii) o déficit primário seja uma função negativa da taxa de crescimento do PIB real,  $a_2 < 0$ ; iii) a aceleração na taxa de inflação eleve o déficit primário,  $a_3 > 0$ ; iv) a variável política,  $POL_t$ , é um índice que mede o grau de coesão do governo estadual, portanto, espera-se que seja diferente de zero e afete positivamente o déficit primário,  $a_4 > 0$ .<sup>73</sup>

Da segunda regressão, espera-se que: i) o déficit primário seja uma função positiva do déficit primário defasado e entre zero e um,  $0 < a_1 < 1$ ; ii) o déficit primário seja uma função positiva dos gastos em pessoal,  $a_2 > 0$ ; iii) a aceleração na taxa de inflação eleve o déficit primário,  $a_3 > 0$ ; iv) a variável sistema partidário,  $S_t$ , afete positivamente o déficit primário,  $a_4 > 0$ . Este último fator é um variável *dummy* assumindo valor igual a zero durante a vigência do sistema bipartidário (1970-1978) e valor igual a um ao longo do sistema multipartidário (1979-2003).

A Tabela 15 apresenta os resultados das estimações das regressões (46) e (47). Na coluna 1 da Tabela 15, todos os coeficientes têm o sinal correto, porém apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativamente diferente de zero. Nas colunas 2 e 3 da Tabela 15, novamente apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativo. Note-se que o sinal do coeficiente da variável política não é o esperado. Nas colunas 4, 5 e 6 da Tabela 15, tem-se o termo de interação entre a variável política e a taxa de crescimento econômico; na coluna 4, apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativo; na coluna 5, o coeficiente da taxa de crescimento do PIB real é significativo a 10% e apresenta o sinal correto; os demais coeficientes não são significativos, com exceção do déficit primário defasado.

---

<sup>73</sup>Sobre os dados, ver Tabelas 27, 29 e 30 do ANEXO A.

Na coluna 6, embora o sinal do coeficiente do termo de interação não seja o esperado, a variável política é significativa (ao nível de significância de 10%) quando interagindo com a variável *dummy*, POL3D. Os coeficientes significativos e com os sinais esperados são os referentes às variáveis déficit primário defasado e taxa de crescimento do PIB real. Por último, na coluna 7, apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativo a 10%; os demais não são significativamente diferentes de zero.<sup>74</sup>

Tabela 15 Regressões estimadas dos modelos (46) e (47)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\Delta_{t-1}$	0,50 (2,79)	0,53 (3,07)	0,48 (2,77)	0,53 (2,92)	0,56 (3,29)	0,47 (2,81)	0,35 (1,73)
$n_t$	-0,04 (1,02)	-0,04 (1,36)	-0,05 (1,57)	-0,09 (1,56)	-0,06 (1,80)	-0,11 (2,37)	
$\Delta\pi_t$	0,0003 (0,94)	0,0003 (1,00)	0,0004 (1,25)	0,0003 (1,08)	0,0003 (0,93)	0,0004 (1,50)	0,0002 (0,86)
POL1	0,05 (0,11)			-0,11 (0,21)			
POL2		-0,25 (0,89)			-0,04 (0,15)		
POL3			-0,13 (0,92)			-0,13 (0,99)	
POL1D				-0,54 (1,18)			
POL2D					-0,69 (1,52)		
POL3D						-0,26 (1,73)	
GP							0,23 (1,43)
S							-0,02 (0,04)
$R^2$ ajust.	0,20	0,23	0,23	0,21	0,26	0,28	0,28

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em todas as regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 29 e 30 do ANEXO A.

Os resultados obtidos corroboram as hipóteses de que o déficit primário corrente é determinado pelo déficit do período anterior e pela taxa de crescimento do PIB real - esta variável é importante somente quando se leva em conta o termo de interação.

<sup>74</sup>As estatísticas F das sete regressões da Tabela 12 rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero a 5 e 10% de nível de significância.

As demais variáveis mostraram-se não relevantes na determinação do déficit primário.

#### **4.3.3 Os determinantes políticos e econômicos do déficit primário: segunda abordagem**

O modelo básico de Kontopoulos e Perotti (1999) é aqui retomado da seguinte forma:<sup>75</sup>

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2COA_t + a_3NS_t + a_4COA_t * n_t + a_5NS_t * n_t + a_6n_t + a_7\Delta\pi_t + v_t \quad (48)$$

onde  $\Delta_t$  é a relação déficit primário/PIB;  $\Delta_{t-1}$  é a relação déficit primário/PIB defasada;  $COA_t$  é o número total de partidos na coalizão;  $NS_t$  é o número total de secretarias de Estado, excetuando-se a Secretaria da Fazenda;  $n_t$  é a taxa de crescimento do PIB real;  $COA_t * n_t$  e  $NS_t * n_t$  representam a interação entre os dois índices com a taxa de crescimento do PIB;  $\Delta\pi_t$  é a aceleração da taxa de inflação e  $v_t$  é o erro.

Como anteriormente, espera-se que o déficit primário corrente seja uma função positiva do déficit primário defasado, ou seja, que o coeficiente seja positivo e entre zero e um,  $0 < a_1 < 1$ .

Quanto ao coeficiente da variável coalizão, espera-se que seja maior ou igual a zero quando a variável dependente é o déficit primário,  $a_2 \geq 0$ . Isto porque, do lado das despesas, quanto maior a coalizão, maiores serão as despesas; já, do lado das receitas, podem-se ter tanto a manutenção como a diminuição da arrecadação de impostos. Espera-se que o coeficiente do termo de interação entre a variável política, COA, e a taxa de crescimento,  $n$ , seja maior ou igual a zero,  $a_4 \geq 0$ .

Espera-se que o coeficiente da variável política NS também afete positivamente o déficit primário, pois, quanto maior for a fragmentação dentro do governo, maiores devem ser as despesas, portanto,  $a_3 > 0$ . No que tange ao coeficiente do termo de interação

---

<sup>75</sup>Na comparação com o modelo original utiliza-se aqui a variável de política fiscal em nível, não a sua variação.

entre o número de secretarias e a taxa de crescimento do PIB,  $NS*n$ , espera-se que seja negativo,  $a_5 < 0$ .

Em relação aos coeficientes das variáveis econômicas, espera-se que  $a_6 < 0$  e  $a_7 > 0$  para a variável dependente déficit primário.

A Tabela 16 apresenta os resultados das estimações. As colunas 1 e 2 dessa tabela têm como variável dependente o déficit primário;<sup>76</sup> nelas, apenas a variável explicativa, déficit primário defasado, é significativa, apresentando sinal e magnitude esperados. Nas colunas 1 e 2, o sinal do coeficiente da variável coalizão é o esperado, o que não ocorre com o coeficiente da variável número de secretarias. Na coluna 1, os coeficientes dos termos de interação não são significativos. Os sinais dos coeficientes das variáveis econômicas são os esperados, porém são não significativos. Note-se que na coluna 2 excluíram-se os termos de interação; apesar disso, apenas o coeficiente da variável explicativa déficit primário defasado manteve-se significativo.

Tabela 16 Regressões estimadas do modelo (48)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$	
	(1)	(2)
$\Delta_{t-1}$	0,57 (2,09)	0,50 (2,26)
COA	0,15 (1,06)	0,10 (0,69)
NS	-0,23 (1,07)	-0,10 (0,79)
COA*n	-0,01 (0,44)	
NS*n	0,03 (0,77)	
$n_t$	-0,38 (0,80)	-0,03 (0,97)
$\Delta\pi_t$	0,0003 (1,45)	0,0003 (1,18)
$R^2$ ajust.	0,16	0,20

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em cada uma das regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 29 e 30 do ANEXO A.

<sup>76</sup>Para as duas regressões da Tabela 16, o teste de White indicou presença de heteroscedasticidade nos resíduos aos níveis de significância de 5 e 10%. Diante deste problema, os valores  $t$  que aparecem na tabela foram estimados considerando-se a matriz de covariância-consistente-heteroscedasticidade segundo White (*heteroskedasticity consistent covariance matrix*).

Considerando-se os resultados apresentados acima, o déficit primário defasado é importante e significativo determinante do déficit primário. Analogamente, a despesa fiscal defasada é o principal determinante da despesa fiscal. Entretanto, os fatores políticos, institucionais e econômicos não se mostraram significativos nas estimações do modelo básico.

#### **4.3.4 Déficit primário, variáveis políticas e instituições orçamentárias**

Stein, Talvi e Grisanti (1999) discutem os arranjos institucionais e a performance da política fiscal de vinte e seis países da América Latina e do Caribe. À luz desta análise, propõe-se um outro modelo:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2NEP_t + a_3PGA_t + a_4IO_t + v_t \quad (49)$$

onde  $\Delta_t$  é a relação déficit primário/PIB;  $\Delta_{t-1}$  é a relação déficit primário/PIB defasada;  $NEP_t$  é o número efetivo de partidos;  $PGA_t$  é o percentual de deputados governistas na Assembléia Legislativa do Estado;  $IO_t$  representa as instituições orçamentárias;  $v_t$  é o erro.

Espera-se que os coeficientes das variáveis, déficit primário defasado e número efetivo de partidos, sejam positivos,  $a_1$  e  $a_2 > 0$ . O número efetivo de partidos é um índice, sendo assim definido:

$$NEP = \frac{1}{\sum v_i^2}, \text{ onde } v_i \text{ é a proporção de representantes do partido } i \text{ na}$$

Assembléia Legislativa do Estado. Assim, quanto maior é o número de partidos com representantes na Assembléia, maior é o número efetivo de partidos. Admite-se que uma maior fragmentação política esteja associada a um maior déficit primário.

Espera-se, além disso, que a variável política,  $PGA$ , percentual de deputados estaduais governistas na Assembléia, esteja negativamente relacionada ao déficit primário,  $a_3 < 0$ . Conforme Alesina et al. (1996), igual resultado se espera da variável instituições orçamentárias,  $IO$ ,  $a_4 < 0$ .

Tomando-se como referência a discussão de Borsani (2003) sobre fragmentação partidária e resultados econômicos de diversos países da América Latina, são estabelecidos dois novos modelos econométricos:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2ELE_t + a_3NEP4_t + a_4ELE_t * NEP4_t + v_t \quad (50)$$

e

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2ELE_t + a_3NEP2_t + a_4ELE_t * NEP2_t + v_t \quad (51)$$

Além das variáveis já mencionadas, NEP4 é uma variável *dummy* que assume valor igual a um quando o número de partidos efetivos é maior do que 4,5 e, caso contrário, valor igual a zero. ELE\*NEP4 é uma variável *dummy* de interação, assumindo valor igual a um em anos de eleição e número efetivo de partidos maior do que 4,5; nos demais anos, assume valor igual a zero. NEP2 é uma variável *dummy* que assume valor igual a um quando o número de partidos efetivos é até 2,5 e, caso contrário, valor igual a zero. ELE\*NEP2 é uma variável *dummy* de interação, assumindo valor igual a um em anos de eleição e número efetivo de partidos maior até 2,5; nos demais anos, assume valor igual a zero.

Na Tabela 17 têm-se, então, os resultados das estimações. Os sinais dos coeficientes da coluna 1 estão de acordo com o esperado, porém apenas os coeficientes das variáveis déficit primário defasado e instituições orçamentárias são significativos a 10% de nível de significância. Nas colunas 2 e 3, apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativo. É interessante observar a mudança de sinal quando o número efetivo de partidos limitante passa de 4,5 para 2,5.

Tabela 17 Regressões estimadas dos modelos (49), (50) e (51)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$		
	(1)	(2)	(3)
$\Delta_{t-1}$	0,40 (1,96)	0,44 (2,21)	0,42 (2,04)
NEP	0,15 (0,94)		
PGA	-0,005 (0,19)		
IO	-0,06 (2,02)		
ELE		0,27 (0,61)	0,11 (0,30)
NEP4		0,37 (1,03)	
ELE*NEP4		-0,24 (0,36)	
NEP2			-0,43 (1,18)
ELE*NEP2			0,15 (0,20)
R <sup>2</sup> ajust.	0,27	0,19	0,20

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em cada uma das regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 30 e 31 do ANEXO A.

Em suma, mais uma vez o déficit primário defasado mostrou-se importante e significativo determinante do déficit primário no período seguinte. Outro determinante importante e significativo são as instituições orçamentárias que estão negativamente relacionadas com o déficit primário. A medida de fragmentação política, número efetivo de partidos, sozinha ou em interação com a variável eleições, mostrou-se uma variável irrelevante quando se trata de determinantes do déficit primário; o mesmo vale para o percentual de deputados governistas na Assembléia.

#### 4.3.5 Eleições, instituições e o déficit primário

Hallerberg e von Hagen (1999) discutem, entre outros assuntos, as relações entre os sistemas eleitorais, a existência de metas fiscais e os déficits públicos nos países da União Européia. Levando-se em conta a análise destes autores e a própria experiência do Estado do Rio Grande do Sul, propõe-se um outro modelo econométrico:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2n_t + a_3ELE_t + a_4SFF_t + a_5MF + v_t \quad (52)$$

onde, além das variáveis já comentadas, SFF denota a existência de um Secretário da Fazenda forte; MF é a existência de metas fiscais legalmente determinadas e  $v_t$  é o termo do erro.

SFF é uma variável *dummy* que assume valor igual a um quando, em determinado ano, o Secretário da Fazenda em exercício reduziu a relação despesas fiscais/PIB num montante superior a 0,7 pontos e reduziu a relação déficit primário/PIB em mais de 0,5 pontos; nos demais anos, SFF é igual a zero. No Estado do Rio Grande do Sul, entre 1970 e 2003, poucos foram os anos nos quais se observou uma forte redução tanto do déficit primário quanto da despesa fiscal. A hipótese que se levanta para explicar esse fato é a de que, no Brasil, em nível dos estados, o Secretário da Fazenda nunca teve poder político de impor aos demais secretários as dotações orçamentárias compatíveis com uma política fiscal que visasse ao equilíbrio do resultado primário ou superávits primários.

O papel do Secretário da Fazenda na definição da política fiscal pode ser assim descrito: durante o processo orçamentário, limita-se a projetar a receita para o exercício seguinte, mesmo porque o órgão governamental responsável pela elaboração da peça orçamentária a ser encaminhada para a discussão na Assembléia Legislativa é a Secretaria do Planejamento;<sup>77</sup> depois de aprovado o orçamento estadual, os demais secretários passam a colocar em prática seus projetos. A Secretaria da Fazenda tem controle sobre o quê e quanto está sendo gasto por secretaria, pois existe um setor dentro da própria Fazenda responsável pelo acompanhamento das três fases da despesa (empenho, liquidação e pagamento final).<sup>78</sup> Todavia, o Secretário da Fazenda não tem poder para determinar o quanto vai ser gasto; sua função se limita a levantar recursos para fazer frente aos compromissos.

---

<sup>77</sup>Para uma análise do processo orçamentário no Estado do Rio Grande do Sul e uma discussão sobre o orçamento participativo, ver Marques Jr. et al. (2003).

<sup>78</sup>Moraes Jr. (2003) apresenta uma descrição mais detalhada do processo de execução do orçamento.

Esse quadro se altera, substancialmente, com as mudanças institucionais ao final da década de 90, em particular a Lei de Responsabilidade Fiscal de maio de 2000, que introduziram no país regras fiscais. Goldfajn e Guardia (2003) apontam três tipos de regras fiscais: metas e limites para indicadores fiscais selecionados; no caso de não cumprimento das metas, mecanismos institucionais de correção e sanções institucionais. Tais regras alteraram o regime fiscal brasileiro.<sup>79</sup> No caso do Rio Grande do Sul, a existência de metas fiscais começou no ano de 1998, por ocasião do acordo de renegociação da dívida nos termos da Lei Federal nº 9.496. Assim, MF é uma variável *dummy* cujo valor é igual a um nos anos em que há metas fiscais e, caso contrário, assume valor igual a zero.<sup>80</sup>

A partir da discussão feita, espera-se que o déficit primário seja uma função positiva do déficit primário defasado e das eleições,  $a_1 > 0$  e  $a_3 > 0$ . Por outro lado, espera-se que o déficit primário esteja negativamente relacionado com a taxa de crescimento do PIB, as metas fiscais e um Secretário da Fazenda forte, ou seja,  $a_2$ ,  $a_4$  e  $a_5$  sejam menores do que zero.

A Tabela 18 apresenta os resultados empíricos. Note-se que na coluna 2 incluíram-se dois termos de interação no modelo (52). ELE\*SFF é uma variável *dummy* cujo valor é um nos anos de eleições e de Secretário da Fazenda forte; nos demais anos, o valor é igual a zero. ELE\*MF também é uma variável *dummy* assumindo valor igual a um em anos de eleições e existência de metas fiscais; nos demais anos, o valor é igual a zero. Para ambos os coeficientes dos termos de interação, espera-se um sinal negativo, ou seja, que os fatores que reduzem o déficit primário prevaleçam sobre o fator eleições.

---

<sup>79</sup>Apesar de importante, não é objetivo aqui discutir as implicações das mudanças institucionais referidas. Para mais detalhes, ver Goldfajn e Guardia (2003).

<sup>80</sup>Os dados encontram-se na Tabela 31 do ANEXO A.

Tabela 18 Regressões estimadas do modelo (52)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$	
	(1)	(2)
$\Delta_{t-1}$	0,73 (4,53)	0,74 (4,10)
$n_t$	-0,04 (1,56)	-0,04 (1,55)
ELE	-0,10 (0,39)	-0,21 (0,67)
SFF	-1,22 (4,18)	-1,28 (3,91)
MF	-0,10 (0,31)	-0,22 (0,57)
ELE*SFF		0,42 (0,40)
ELE*MF		0,20 (0,24)
$R^2$ ajust.	0,50	0,47

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em cada uma das regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 29 e 31 do ANEXO A.

Na coluna 1 da Tabela 18, apenas o coeficiente da variável eleições não apresentou o sinal esperado. Tanto na coluna 1 como na coluna 2, somente os coeficientes do déficit primário defasado e do Secretário da Fazenda forte são significativamente diferentes de zero. Na coluna 2, os sinais dos coeficientes das eleições e dos termos de interação não são os esperados. Observe-se que, mesmo com a inclusão de mais duas variáveis, houve queda do  $R^2$  ajustado.

Em resumo, mais uma vez, o déficit primário defasado mostrou-se importante determinante do déficit primário do próximo período. A novidade ficou por conta da variável Secretário da Fazenda forte. No Brasil, os secretários da Fazenda não têm o poder político e institucional de determinar as dotações orçamentárias das demais secretarias. Entretanto, no caso gaúcho, quando se teve um secretário que, na sua administração, se realizaram cortes de despesas e reduziu-se o déficit primário, tal variável mostrou-se importante determinante da política fiscal estadual. Por fim, não se encontraram evidências de que a variável política, eleições, sozinha ou interagindo com outras variáveis, e a variável institucional, metas fiscais, influenciam o déficit primário.

#### 4.3.6 Déficit primário, variáveis políticas, eleições e ideologia: primeira abordagem

Tendo como referência os modelos testados por Borsani (2003), nesta subseção são apresentados quatro modelos econométricos. Os dois primeiros são os seguintes:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2ELE_t + a_3APOS1_t + a_4APOS2_t + v_t \quad (53)$$

e

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2L_t + v_t \quad (54)$$

onde  $v_t$  é o erro. As variáveis  $\Delta_t$ ,  $\Delta_{t-1}$  e  $ELE$  já são conhecidas.  $APOS1$  é uma variável *dummy* que assume o valor um no ano posterior às eleições e zero em qualquer outro ano.  $APOS2$  é outra variável *dummy* sendo igual a um nos dois anos após as eleições e zero em qualquer outro ano.  $L$  representa a ideologia de esquerda do governo, sendo igual a um em anos com governo de esquerda e a zero em qualquer outro ano.<sup>81</sup>

Define-se "governo de esquerda" como aquele que não privatizou empresas estatais estaduais. Esta definição está de acordo com a geralmente associada a partidos de esquerda: em virtude das falhas de mercado, tais partidos defendem a intervenção do Estado da economia. Então, adotando-se esta definição, conclui-se que, no caso do Rio Grande do Sul, todos os governos ao longo do período 1970 a 2003 são de esquerda. A única exceção é a do ex-governador Antonio Britto, entre 1995 e 1998, que privatizou empresas estatais estaduais.

Exatamente por defenderem a intervenção do Estado na economia, através de maiores gastos públicos, da criação de empresas estatais e da regulamentação, governos de esquerda, em geral, tendem a praticar uma política fiscal responsável. Em outras palavras, governos de esquerda tratam de controlar o endividamento por dois motivos: primeiro, um elevado nível de

---

<sup>81</sup>Sobre os dados, ver Tabela 32 do ANEXO A.

dívida pública produz excesso de pagamento do serviço da dívida, o que impede o governo de levar a cabo suas políticas públicas; segundo, um grande endividamento pode comprometer a credibilidade da política fiscal e, por conseguinte, o governo pode enfrentar dificuldades para se financiar no mercado financeiro. Desta discussão infere-se que o déficit primário esteja negativamente relacionado à ideologia de esquerda dos governos gaúchos, ou seja, espera-se que o coeficiente seja negativo no modelo 54,  $a_2 < 0$ .

Supostamente, durante os anos de eleições, os governos têm incentivos para expandir os gastos a fim de obterem uma boa avaliação por parte do eleitorado. Assim, no modelo (53), espera-se que  $a_2 > 0$ . Considerando-se que o orçamento para o ano seguinte é elaborado pela administração anterior, o governante atual visa influenciar as escolhas fiscais de seu sucessor; por causa disso, segundo Botelho (2002), em vez de se ter um ano de organização das finanças no ano pós-eleitoral, espera-se uma situação inversa, ou seja, que  $a_3 > 0$ . No segundo ano de gestão, o governante eleito pode, efetivamente, colocar em prática sua política. No afã de conquistar boa avaliação do eleitorado, o esperado é que se observem gastos acima da média, ou seja, que o déficit primário se eleve, portanto,  $a_4 > 0$ . Preussler e Portugal (2002) concordam com essas suposições porque acreditam que o déficit primário deve, quando contabilizado pelo critério de caixa, aumentar nos períodos que sucedem as eleições.<sup>82</sup>

Os resultados das estimações estão na Tabela 19. Na coluna 1, os coeficientes do déficit primário defasado e da variável um ano pós-eleitoral são significativos (a 10%), porém o sinal do

---

<sup>82</sup>Os autores afirmam: "(...)o pagamento dos gastos do setor público envolve certos procedimentos burocráticos que geram uma defasagem de tempo entre o fato gerador da despesa e o seu efetivo pagamento. Tendo em vista os incentivos que o arcabouço institucional lhes concede, uma estratégia racional dos governantes é autorizar a realização de despesas e a aquisição dos bens antes das eleições, postergando o pagamento para o mandato seguinte."(Preussler e Portugal, 2002, p.14) Para investigar a ocorrência de ciclos oportunistas na despesa total real e no déficit fiscal, Preussler e Portugal (2002) adotam um modelo auto-regressivo integrado de médias móveis (modelo ARIMA) e seguem a metodologia Box-Jenkins.

coeficiente desta última não é o esperado. Isto parece indicar que, de fato, no Rio Grande do Sul o primeiro ano de gestão é de "arrumação da casa", não de gastos acima da média como supõe Botelho (2002,p.39). O sinal do coeficiente da variável APOS2 é o esperado, todavia não é significativo. Estes resultados em relação as variáveis APOS1 e APOS2 indicam que não há evidências de ciclos oportunistas no déficit primário pelo critério de caixa no caso do Rio Grande do Sul.<sup>83</sup> O coeficiente da variável ELE também é não significativo e o seu sinal não é o esperado. Na coluna 2, os dois coeficientes são significativos e com os sinais esperados. Mesmo considerando-se modelos distintos, as evidências empíricas indicam que não só o déficit primário defasado, mas também os fatores um ano pós-eleições e governo de esquerda influenciam o resultado primário.

Tabela 19 Regressões estimadas dos modelos (53) e (54)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$	
	(1)	(2)
$\Delta_{t-1}$	0,59 (3,52)	0,41 (2,61)
ELE	-0,09 (0,24)	
APOS1	-0,70 (1,91)	
APOS2	0,003 (0,007)	
L		-1,15 (2,99)
R <sup>2</sup> ajust.	0,28	0,39

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em cada uma das regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 30 e 32 do ANEXO A.

Ainda tendo como referência a análise de Borsani (2003), propõem-se dois outros modelos:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2ELE_t + a_3DEP_t + v_t \quad (55)$$

e

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2APRE_t + a_3DEP_t + v_t \quad (56)$$

onde  $v_t$  é o erro. As variáveis  $\Delta_t$ ,  $\Delta_{t-1}$  e ELE são conhecidas. DEP é uma variável *dummy* que assume o valor igual a um nos anos em que o

<sup>83</sup>Preussler e Portugal (2002) não encontraram evidências de ciclos oportunistas no déficit fiscal pelo critério de caixa no caso do Brasil.

governo detém maioria das cadeiras na Assembléia, ou seja, mais do que 50% das bancas; nos demais anos, DEP é igual a zero. APRE é outra variável *dummy*, igual a um no ano pré-eleitoral e a zero em qualquer outro ano.<sup>84</sup>

A esperança sobre os sinais dos coeficientes das variáveis eleições e déficit primário defasado é a mesma dos modelos analisados anteriormente. Espera-se que o sinal do coeficiente da variável DEP, nos dois modelos, seja negativo, pois, em anos nos quais não há governo dividido, haverá redução do déficit primário. Por último, conforme Botelho (2002), espera-se que o coeficiente da variável um ano antes das eleições, APRE, seja negativo, pois nesse período é esperado um certo grau de ajuste fiscal, ou seja, redução do déficit primário.

Os resultados das estimações encontram-se na Tabela 20. Repare-se que nas colunas 1 e 2 da tabela levaram-se em conta os termos de interação. O primeiro termo, ELE\*DEP, é uma variável *dummy* cujo valor é igual a um em anos de eleições e nos quais o governo conta com mais de 50% das cadeiras na Assembléia Legislativa; em qualquer outro ano o valor é zero. O segundo termo, APRE\*DEP, também é uma variável *dummy* que assume o valor um em anos pré-eleitorais e nos quais o governo detém maioria na Assembléia; em qualquer outro ano, APRE\*DEP é igual a zero.

---

<sup>84</sup>Sobre os dados, ver Tabelas 30 e 32 do ANEXO A.

Tabela 20 Regressões estimadas dos modelos (55) e (56)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$	
	(1)	(2)
$\Delta_{t-1}$	0,49 (2,62)	0,50 (2,74)
ELE	0,17 (0,49)	
DEP	-0,39 (0,75)	
ELE*DEP	0,11 (0,11)	
APRE		0,28 (0,80)
APRE*DEP		0,04 (0,04)
R <sup>2</sup> ajust.	0,17	0,19

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em cada uma das regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 30 e 32 do ANEXO A.

Na coluna 1 da Tabela 20, os sinais dos coeficientes das variáveis déficit primário defasado, eleições e maioria na Assembléia são os esperados. O sinal do termo ELE\*DEP indica que, na interação entre as variáveis, prevalece o fator eleições sobre o fator maioria das cadeiras da Assembléia. Entretanto, apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativo.<sup>85</sup>

Na coluna 2 da Tabela 20 apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativo. Os sinais dos coeficientes do déficit primário defasado e da maioria da Assembléia, NEP, são os esperados. Todavia, o sinal do coeficiente do ano pré-eleitoral não é o esperado, o que poderia indicar que, no caso do Rio Grande do Sul, não é válido supor, como faz Botelho (2002) para todos os estados, que num ano pré-eleitoral se tem um certo grau de ajuste fiscal. Por último, o sinal do termo de interação, APRE\*DEP, indicaria a prevalência do fator ano pré-eleitoral sobre o fator maioria do governo na Assembléia.

Dos resultados da Tabela 20, infere-se: 1) o fator ano eleitoral sozinho, ou em interação com outras variáveis, não ajuda a determinar o déficit primário; 2) a variável política maioria na

<sup>85</sup>A estatística-F da regressão referente à coluna 1 é significativa somente a 10% de nível de significância.

Assembléia, DEP, não se mostrou relevante como fator determinante do déficit primário; 3) dos modelos considerados, apenas o déficit primário defasado é relevante para explicar o déficit primário.

#### **4.3.7 Déficit primário, variáveis políticas, eleições e ideologia: segunda abordagem**

Cossío (2001) analisa os determinantes do comportamento fiscal dos estados brasileiros no período 1985-1997. Tomando-se como base as equações propostas por ele, duas novas regressões são aqui consideradas:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2n_t + a_3ELE_t + v_t \quad (57)$$

e

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2n_t + a_3FRAG_t + a_4L + a_5COF_t + v_t \quad (58)$$

onde FRAG é o índice de fragmentação; COF é variável coincidência com o governo federal e  $v$  é o erro. O restante das variáveis é conhecido.<sup>86</sup>

FRAG é um índice de dispersão que busca medir a fragmentação partidária na Assembléia Legislativa do Estado.<sup>87</sup> Admite-se que uma maior divergência partidária no parlamento estadual está positivamente relacionada com o déficit primário. Assim, espera-se que o sinal do coeficiente seja positivo. Segundo Cossío (2001), o coeficiente da variável COF pode ser positivo ou negativo: positivo se a "solidariedade ideológica" entre o governador e o governo federal determinar posturas fiscais expansivas; negativo caso a "solidariedade ideológica" se manifestar via contrações fiscais.

Os resultados da estimação econométrica são mostrados na Tabela 21. Na coluna 1, os sinais dos coeficientes são os esperados, porém apenas o coeficiente do déficit primário defasado é significativo. Na coluna 2, os sinais dos coeficientes também

<sup>86</sup>Os dados encontram-se nas Tabelas 27, 30 e 32 do ANEXO A.

<sup>87</sup>Esta variável foi obtida junto ao Laboratório de Estudos Experimentais do Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (LEEX-IUPERJ), mais precisamente na página do IUPERJ: <http://www.iuperj.br/>.

são os esperados. Todavia, os coeficientes significativamente diferentes de zero são do déficit primário defasado (a 10% de nível de significância) e da ideologia do governo de esquerda. O sinal do coeficiente da variável COF indicaria que, no caso do Rio Grande do Sul, a coincidência com o governo federal dar-se-ia na direção da contração fiscal.

Tabela 21 Regressões estimadas dos modelos (57) e (58)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$	
	(1)	(2)
$\Delta_{t-1}$	0,51 (2,94)	0,37 (1,98)
n	-0,03 (0,91)	-0,01 (0,47)
ELE	0,10 (0,31)	
FRAG		2,12 (0,60)
L		-1,22 (2,60)
COF		-0,17 (0,51)
R <sup>2</sup> ajust.	0,21	0,33

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em cada uma das regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 30 e 32 do ANEXO A.

Em suma, os sinais dos coeficientes dariam suporte às hipóteses levantadas, porém, em termos estatísticos, apenas as variáveis déficit primário defasado e ideologia mostraram-se relevantes na determinação do resultado primário.

#### 4.3.8 Déficit primário, variáveis econômicas, políticas e as instituições orçamentárias

Alesina et al. (1996) demonstram que instituições orçamentárias transparentes e "hierárquicas" estão associadas a uma maior disciplina fiscal na América Latina ao longo das décadas de 80 e 90. O modelo básico considerado aqui é o seguinte:

$$\Delta_t = a_0 + a_1\Delta_{t-1} + a_2DIT_t + a_3n_t + a_4IO_t + a_5\Delta\pi_t + a_6AP_t + v_t \quad (59)$$

onde DIT denota ditadura; AP é a relação entre número de aposentados e a população total do estado em termos percentuais e

v é o erro. As demais variáveis, dependente e explicativas, são conhecidas.

Definiu-se "ditadura" como os anos nos quais não se teve eleição para governador. Trata-se de uma variável *dummy* assumindo valor igual a um de 1970 a 1981 e zero nos demais anos. Espera-se que o déficit primário esteja negativamente relacionado com a ditadura, pois, na ausência de eleições, o governador está menos sujeito às demandas de grupos de interesse. O número de aposentados é a soma de pensionistas e inativos. Evidentemente, espera-se que o sinal do coeficiente desta variável seja positivo. Os sinais dos demais coeficientes são conhecidos.

A Tabela 22 contém os resultados das estimações. Na coluna 1 da tabela, tem-se o modelo básico completo e, na coluna 2, excluíram-se as variáveis instituições orçamentárias e a ditadura. Nas colunas 1 e 2 da tabela, os sinais dos coeficientes são os esperados. No entanto, a estatística-F da primeira regressão, coluna 1, é significativa a 10%, ao passo que a estatística-F da segunda regressão, coluna 2, é significativa somente num nível de significância maior do que 10%.

Tabela 22 Regressões estimadas do modelo (59)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta_t$	
	(1)	(2)
$\Delta_{t-1}$	0,38 (1,69)	0,50 (2,24)
DIT	-0,06 (0,11)	
N	-0,03 (0,64)	-0,04 (0,96)
IO	0,06 (1,79)	
$\Delta\pi_t$	0,0003 (0,94)	0,0003 (0,92)
AP	1,01 (1,03)	0,13 (0,21)
$R^2$ ajust.	0,19	0,14

Notas: 1) valores absolutos das estatísticas-t entre parêntesis; 2) incluiu-se uma constante em cada uma das regressões; 3) fonte dos dados: Tabelas 27, 29, 30 e 32 do ANEXO A.

Na coluna 1, apenas o coeficiente da variável instituições orçamentárias é significativo a 10% de nível de significância, ao

passo que, na coluna 2, somente o  $\beta_1$  é o coeficiente da variável déficit primário defasado.

Em resumo, as instituições orçamentárias importam na determinação do déficit primário. Todavia, as variáveis econômicas, com exceção do déficit primário defasado, não se mostraram relevantes como determinantes do déficit primário nessas duas últimas regressões estimadas.

#### **4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Apesar de possíveis problemas de especificação nas dez primeiras regressões, os resultados obtidos indicam que: 1) as variáveis econômicas (taxa de crescimento do PIB real, serviço da dívida e aceleração da taxa de inflação) são fatores determinantes do déficit público; 2) não se confirmaram as hipóteses de que as variáveis políticas e institucionais (eleições, instituições orçamentárias, coalizão do governo e grau de coesão do governo) sejam fatores determinantes do déficit público no caso gaúcho.

Com relação às demais regressões, que incluem como variável dependente o déficit primário, as conclusões dão conta do seguinte: 1) a taxa de crescimento do PIB real reduz o déficit primário desde que se considere como variáveis explicativas (o déficit primário defasado, a aceleração da taxa de inflação, uma medida de coesão do governo e um termo de interação entre o grau de coesão do governo e a taxa de crescimento econômico); 2) as instituições orçamentárias importam quando o modelo inclui como variáveis explicativas, além do déficit primário defasado, o número de partidos efetivos e o percentual de deputados governistas na Assembléia Legislativa estadual; 3) há evidências de que um Secretário da Fazenda forte (capaz de realizar cortes nas despesas fiscais e de reduzir substancialmente o déficit primário) é um fator determinante do déficit primário; 4) também se têm evidências de que os governadores realizam, logo no primeiro ano de mandato, uma política fiscal austera, o que reduz o déficit primário; por último, 5) a ideologia de esquerda dos

governos tem influência sobre o déficit primário no sentido de reduzi-lo.

Dados esses resultados, pode-se, então, levantar a seguinte questão: como se explicam os contínuos déficits primários entre 1970 e 2003? Ora, o coeficiente da variável explicativa déficit primário defasado é positivo e significativo em todas as regressões estimadas. Isto significa que, tudo o mais constante, o déficit primário tende a persistir de um ano para outro. Do lado das despesas, podem ser apontadas as seguintes razões para a persistência: 1) o crescimento da folha de pagamento dos servidores públicos, que se dá em razão da concessão de aumentos salariais, da contratação de novos servidores e dos planos de carreira das diferentes categorias de servidores públicos estaduais; 2) os gastos de custeio que se elevam *pari passu* com a máquina pública estadual; 3) os investimentos públicos realizados. Do lado da receita, entre 1970 a 1985, a carga tributária estadual apresentou uma tendência de queda (Gráfico 5). Além disso, não podem ser esquecidos os problemas de sonegação fiscal e de ineficiência da máquina arrecadadora do Tesouro estadual, bem como as políticas tributárias levadas a cabo no período visando incentivar este ou aquele setor produtivo.<sup>88</sup>

O objetivo de testar hipóteses sobre os determinantes dos déficits público e primário no Rio Grande do Sul foi atingido. Entretanto, ressalta-se que os dois conjuntos de conclusões dependem da modelagem adotada, da forma como os modelos foram especificados, de como as variáveis foram mensuradas e do método de estimação. Assim, o estudo indica para a necessidade de se trabalhar com outras especificações de modelos econométricos e novas variáveis, bem como com outros métodos de estimação. Talvez, desse modo, possa-se chegar a um único modelo que contemple os principais determinantes da política fiscal gaúcha.

---

<sup>88</sup>Apesar disso, considerando-se a série da relação déficit primário/PIB, Tabela 27 do ANEXO A, observa-se que houve uma mudança na sua trajetória a partir de 1999, o que pode indicar uma alteração de regime fiscal. Contudo, este é um assunto a ser retomado em outro trabalho.

## CONCLUSÃO

À guisa de conclusão, retoma-se a abordagem proposta para análise da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul entre 1997 e 2003.

Em primeiro lugar, tratou-se de rever o debate sobre se os déficits públicos importam ou não. Tendo-se presente as objeções teóricas à equivalência ricardiana e as divergências das análises empíricas sobre os efeitos econômicos do déficit público, partiu-se para a análise da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul.

Em segundo lugar, testou-se a hipótese de sustentabilidade da política fiscal do Rio Grande do Sul realizando-se testes de raiz unitária e de cointegração. A aceitação da hipótese de sustentabilidade não surpreende dada sua compatibilidade com a hipótese de que os Estados, no caso do Brasil, utilizaram-se da senhoriagem para financiar seus gastos, pelo menos, até meados da década de 90.

Em terceiro lugar, testou-se a hipótese *tax-smoothing* para o caso do Rio Grande do Sul, a qual propõe que os governos "benevolentes" não aumentam as alíquotas de impostos para não elevarem os custos de distorção. Assim, em momentos difíceis (secas, crises econômicas, etc.), os governos endividam-se e, nos momentos de "calmaria", resgatam as dívidas assumidas anteriormente. Adotando-se a metodologia de Ghosh (1995), bem como pela análise dos dados, concluiu-se pela rejeição da hipótese *tax-smoothing* no caso do Rio Grande do Sul para o período 1970 a 1997.

Em quarto lugar, foram testadas diversas hipóteses sobre os determinantes do déficit público, medido pela variação da relação dívida/PIB, e do déficit primário para o caso do Rio Grande do Sul. As hipóteses foram divididas em grupos de fatores: os econômicos, os institucionais e os políticos. No caso em estudo, embora alguns fatores institucionais e políticos tenham se

mostrado significativos, os principais fatores determinantes do déficit público são os econômicos.

Com a abordagem proposta (discussão sobre os efeitos reais do déficit público, teste da hipótese da sustentabilidade, teste da hipótese *tax-smoothing* e testes sobre os fatores determinantes do déficit público), focando-se a política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul no período 1970-2003, buscou-se contribuir para o debate a respeito da política fiscal. Utilizando-se diferentes metodologias, testaram-se diversas hipóteses discutidas e debatidas na literatura econômica para o caso específico do Rio Grande do Sul. Com a abordagem proposta, pôde-se elaborar um diagnóstico acurado da política fiscal do estado. Com base neste diagnóstico pode-se propor medidas factíveis de ajuste fiscal, visando ao equilíbrio das contas públicas. Em linhas gerais, o que se propõe é uma reforma do Estado que altere o regime de gastos públicos (excluindo os pagamentos de juros), a fim de manter a relação dívida/PIB estável ao longo do tempo. Esta reforma incluiria, basicamente, privatizações e extinção de órgãos e cargos. Além disso, deveria haver a introdução de mecanismos institucionais de controle dos gastos que evitassem uma trajetória não compatível com a arrecadação tributária.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AXT, Vladimir G. et al.(org.). Parlamentares gaúchos das Cortes de Lisboa aos nossos dias 1821-1996. Porto Alegre: Assembléia Legislativa do RS. 1996.

ALESINA, Alberto; DRAZEN, Allan. Why are stabilizations delayed? **The American Economic Review**, v.81, n.5, dez., 1991.

ALESINA, Alberto; PEROTTI, Roberto. The political economy of budget deficits. **IMF Staff Papers**, v.42, n.1, mar., 1995.

ALESINA, Alberto; TABELLINI, Guido. A positive theory of fiscal deficits and government debt. **Review of Economic Studies**, v.57, 1990.

ALESINA, Alberto; HAUSMANN, Ricardo; HOMMES, Rudolf; STEIN, Ernesto. Budget institutions and fiscal performance in Latin America. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working Paper n.5586, mai., 1996.

ALMEIDA, Anna Ozorio de. Evolução e crise da dívida pública estadual. **IPEA**, Texto para Discussão n.448, nov., 1996.

BALL, Laurence; MANKIW, N. Gregory. What do budget deficits do? In: **Budget deficits and debt: issues and options**. Kansas City: Federal Reserve of Kansas City, p.95-119, 1995.

BARRO, Robert J. On the determination of public debt. **Journal of Political Economy**, v.87, n.5, p.940-971, 1979.

BARRO, Robert J. Federal deficit policy and the effects of public debt shocks. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working Paper n.443, fev., 1980.

BARRO, Robert J. The behavior of US deficits. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working Paper n.1309, mar., 1984.

BARRO, Robert J. The Neoclassical approach to fiscal policy. In: BARRO, Robert J. (Editor). **Modern business cycle theory**. Cambridge: Harvard University Press. 1989a.

BARRO, Robert J. The ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, v.3, n.2, p.37-54, 1989b.

BARRO, Robert J. **Macroeconomics**. 5.ed. Cambridge: The MIT Press. 1997.

BERNHEIM, B. Douglas. Ricardian equivalence: an evaluation of theory and evidence. Cambridge: National Bureau Economic Research, Working Paper reprint n.1008, 1987.

\_\_\_\_\_. A neoclassical perspective on budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, v.3, n.2, p.55-72, 1989.

BEVILAQUA, Afonso S. State-Government bailouts in Brazil. Departamento de Economia da PUC-Rio. Draft, mai. 1999.

BEVILAQUA, Afonso S.; GARCIA, Márcio G.P. Debt management in Brazil: evaluation of the Real Plan and challenges ahead. **International Journal of Finance and Economics**, n.7, p.15-35, 2002.

BOHN, Henning. The behavior of U.S. public debt and deficits. **Quarterly Journal of Economics**, v.113, n.3, p.949-963, ago., 1998.

BORDIN, Luís Carlos Vitali. Carga tributária brasileira em 2002. **Estudos Econômicos-Fiscais**. Porto Alegre, ano 9, n.35, fev., 2003.

BORSANI, Hugo. **Eleições e Economia: instituições políticas e resultados macroeconômicos na América Latina (1979-1998)**. Belo Horizonte: Editora UFMG; Rio de Janeiro: IUPERJ, 2003.

BOTELHO, Ricardo. Determinantes do ajuste fiscal dos estados brasileiros. **Finanças Públicas: IV Prêmio Tesouro Nacional - coletânea de monografias**, Brasília: ESAF, 2002.

CALAZANS, Roberto B.; BRUNET, Júlio F. G.; MARQUES JR., Liderau dos Santos. Ajuste fiscal: modelos dinâmicos e aplicação para o caso do RS. **Finanças Públicas: IV Prêmio Tesouro Nacional - coletânea de monografias**, Brasília: ESAF, 2000.

COSSÍO, Fernando Andrés Blanco. O comportamento fiscal dos estados brasileiros e seus determinantes políticos. **Economia**, v.2, n.1, p.207-258, 2001.

EISNER, Robert. Budget deficits: rhetoric and reality. **Journal of Economic Perspectives**, v.3, n.2, p.73-93, 1989.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, Inc. 1995.

FIALHO, Tânia Marta Maia. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.51, n.3, p.379-389, jul./set., 1997.

FISCHER, Stanley; EASTERLY, William. The economics of the government budget constraint. **The World Bank Research Observer**, v.5, n.2, p.127-142, 1990.

GALE, William G.; ORSZAG, Peter R. Fiscal policy and economic growth: a simple framework. **Tax Notes**, n.3, p.759-764, fev., 2003.

GALE, William G.; ORSZAG, Peter R. The economics effects of long-term fiscal discipline. **Urban Institute, Discussion Paper n.8**, abr., 2003.

GIAMBIAGI, Fábio; RIGOLON, Francisco. O ajuste fiscal de médio prazo: o que vai acontecer quando as receitas extraordinárias acabarem? **Finanças Públicas: IV Prêmio Tesouro Nacional - coletânea de monografias**, Brasília: ESAF, 2000.

GHOSH, Atish R. Intertemporal tax-smoothing and the government budget surplus: Canada and the United States. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.27, n.4, p.1033-45, nov., 1995.

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

GOLDFAJN, Ilan; GUARDIA, Eduardo Refinetti. Fiscal rules and debt sustainability in Brazil. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**. Brasília, n.39, p.1-28, jul., 2003.

GRAMLICH, Edward M. Budget deficits and national saving: are politicians exogenous? **Journal of Economic Perspectives**, v.3, n.2, p.23-35, 1989.

HAKKIO, Craig S.; RUSH, Mark. Is the budget deficit "too large?". **Economic Inquiry**, v.XXIX, p.429-445, jul., 1991.

HALLERBERG, Mark; Von HAGEN, Jürgen. Electoral institutions, cabinet negotiations, and budget deficits in the European Union. **In: Fiscal institutions and fiscal performance**. Editores: James M. Poterba e Jürgen von Hagen. Chicago: University of Chicago Press. 1999.

HAMILTON, James D.; FLAVIN, Marjorie A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working Paper n.1632, jun., 1985.

HILLBRECHT, Ronald. A political economy model of monetary policy: decentralized decision making and competition for seigniorage. **Revista de Economia Política**, v.19, n.4 (76), out./dez., 1999.

HILLBRECHT, Ronald O.; VELOSO, Gilberto de Oliveira. Determinantes econômicos, políticos e institucionais da política fiscal do Estado do Rio Grande do Sul entre 1964 e 1998. Porto Alegre: UFRGS, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Texto para Discussão n.04, mai., 2001.

HUANG, Chao-Hsi; LIN, Kenneth S. Deficits, government expenditures, and tax smoothing in the United States: 1929-1988. **Journal of Monetary Economics**, 31, p.317-339, 1993.

ISSLER, João Victor; LIMA, Luiz Renato. Public debt sustainability and endogenous seignorage in Brazil: time-series evidence from 1947-92. In: XXV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Recife, PE, 9 a 12 dezembro de 1997, **Anais**, v.2, p.801-820, dez., 1997.

INSTITUTO UNIVERSITÁRIO de Pesquisas do Rio de Janeiro: Laboratório de Estudos Experimentais (LEEX-IUPERJ). Endereços na Internet: <http://www.iuperj.br/> e <http://www.ucam.edu.br/leex/>.

LEIDERMAN, Leonardo; BLEJER, Mario I. Modeling and testing Ricardian equivalence. **IMF Staff Papers**, v.35, n.1, p.1-35, mar., 1988.

LUPORINI, Viviane. Sustainability of the brazilian fiscal policy and Central Bank Independence. **Revista Brasileira de Economia**, v.54, n.2, p.201-226, jan./mar., 2000.

MARQUES JUNIOR, Liderau dos Santos; MACHADO, Paulo de Tarso P. Uma análise das finanças públicas do RS (1994-1998). **Análise**, v.10, n.2, p.75-88, 1999.

MATTOS, Enlison de; ROCHA, Fabiana. Correção monetária e o equilíbrio do orçamento. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.31, n.2, p.269-288, ago., 2001.

MELTZER, Allan H. Commentary: What do budget deficits do? In: **Budget deficits and debt: issues and options**. Kansas City: Federal Reserve of Kansas City, p.129-137, 1995.

MORAES JUNIOR, Aod Cunha de. **Ensaio sobre fragmentação de governo e ajustamento fiscal**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia, 2003.

MOURA NETO, Bolívar T. O Endividamento Público do RS: suas origens e comportamento na década de 80. In: **O Estado do Rio Grande do Sul nos anos 80 - subordinação, imprevidência e crise**. Porto Alegre: FEE, dez., 1994.

NOLL, Maria Izabel. Partidos e Eleições no Rio Grande do Sul. In: **Opinião pública, transição e eleições no Brasil**. BAQUERO, Marcello et al. (org.). Porto Alegre: Editora da UFRGS. 1995.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth S. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge: MIT Press. 1996.

PASTORE, Affonso Celso. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. **Revista de Econometria**, v.14, n.2, p.177-234, nov.1994/dez.1995, 1995.

PEREIRA, Rodrigo M. **Demanda dinâmica por emprego e horas e a questão da partilha de trabalho: aplicações do modelo linear-quadrático**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica, Dissertação de Mestrado, 1998.

PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v.57, n.6., p.1361-1401, nov., 1989.

PERSSON, Torsten; SVENSSON, Lars E. O. Why a stubborn conservative would run a deficit: policy with time-inconsistent preferences. **Quarterly Journal of Economics**, mai., 1989.

PREUSSLER, Athos Prates da Silveira; PORTUGAL, Marcelo Savino. **Um Estudo Empírico dos Ciclos Político-Econômicos no Brasil**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2002 (Texto para Discussão, n.05).

RIGOLON, Francisco; GIAMBIAGI, Fabio. A Renegociação das Dívidas e o Regime Fiscal dos Estados. In: GIAMBIAGI, Fabio; MOREIRA, Mauricio Mesquita (org.) **A economia brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

RIO GRANDE DO SUL. **Balanço geral do Estado do Rio Grande do Sul** [dados informativos on-line]. Porto Alegre, 2003. Disponível em: <http://www.sefaz.rs.gov.br>.

RIO GRANDE DO SUL. Boletim Informativo de Pessoal. Porto Alegre: Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul. Número 77.

RIO GRANDE DO SUL. **Finanças públicas** [on-line]. Porto Alegre, 2003. Disponível em: <http://www.sefaz.rs.gov.br>.

RIO GRANDE DO SUL. **Finanças do Estado**. Porto Alegre: Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul. Volumes XXXIV, XXXV e XLI.

ROCHA, Fabiana. Is there any rationale to the brazilian fiscal policy? **Revista Brasileira de Economia**, v.55, n.3, p.315-331, jul./set., 2001.

ROCHA, Fabiana; HILLBRECHT, Ronald. Monetary and fiscal policies coordination under federalism. **Economia Aplicada**, v.1, n.4, p. 623-640, 1997.

ROMER, David. **Advanced Macroeconomics**. 2<sup>a</sup> ed. Nova York: McGraw-Hill. 2001.

ROUBINI, Nouriel; SACHS, Jeffrey D. Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. **European Economic Review**, v.33, p.903-938, 1989.

RÜCKERT, Isabel Noemia; BORSATTO, Maria Luiza; RABELO, Mercedes. Os desajustes estruturais das finanças públicas do RS nos anos 90. In: FLIGENSPAN, Flávio Benevett (coord.). **A economia gaúcha e reestruturação nos anos 90**. Porto Alegre: FEE, 2000.

SANTOS, Darcy F. C. dos; CALAZANS, Roberto B. A crise da dívida pública do RS - Fundamentos, evolução e perspectivas/1970-1998. Porto Alegre: Assembléia Legislativa do Estado do Rio Grande do Sul (Comissão de Finanças e Planejamento), nov., 1999.

SCHWENGBER, Silvano B.; RIBEIRO, Eduardo Pontual. O impacto do Fundo de Participação (FPE) no esforço tributário dos estados: uma estimativa do potencial de arrecadação do ICMS. **Finanças Públicas: IV Prêmio Tesouro Nacional - coletânea de monografias**, Brasília: ESAF, 2000.

SILVA, Marcos F. Gonçalves da. A moral da dívida pública. **Revista de Economia Política**, v.18, n.2 (70), abr./jun., 1998.

TABELLINI, Guido; ALESINA, Alberto. Voting on the budget deficit. **The American Economic Review**, v.80, n.1, mar., 1990.

TANNER, Evan; LIU, Peter. Is the budget deficit "too large"? Some further evidence. **Economic Inquiry**, p.511-518, jul., 1994.

TREHAN, Bharat; WALSH, Carl E. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.23, n.2, mai., 1991.

WALSH, Carl E. **Monetary Theory and Policy**. Cambridge: The MIT Press. 1998.

WILCOX, David W. The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.21, n.3, ago., 1989.

YELLEN, Janet L. Symposium on the budget deficit. **Journal of Economic Perspectives**, v.3, n.2, p.17-21, 1989.

## ANEXO A

Tabela 23 Receita Tributária (Administração Direta), PIB do Rio Grande do Sul e carga tributária (1970-2002)

	RECEITA TRIBUTÁRIA <sup>1</sup> (R\$)	PIB <sup>2</sup> (R\$)	CARGA TRIBUTÁRIA (%)
1970	0,0004293582	0,0053127273	8,08
1971	0,0005922825	0,0072254545	8,20
1972	0,0007303844	0,0094036364	7,77
1973	0,0009963447	0,0146036364	6,82
1974	0,0013302593	0,0208254545	6,39
1975	0,0019207102	0,0291345455	6,59
1976	0,0025416233	0,0454654545	5,59
1977	0,0040293313	0,0683200000	5,90
1978	0,0055776222	0,0989090909	5,64
1979	0,0087595018	0,1600290909	5,47
1980	0,0187360804	0,3426581818	5,47
1981	0,0403135880	0,6697418182	6,02
1982	0,0834082844	1,2926581818	6,45
1983	0,1864809782	3,4141490909	5,46
1984	0,6008701935	10,9621672727	5,48
1985	2	38	5,26
1986	7	101	6,93
1987	18	317	5,68
1988	123	2.462	5,00
1989	2.223	37.598	5,91
1990	69.117	939.363,40	7,36
1991	313.778	4.666.959,02	6,72
1992	3.403.833	54.964.960,58	6,19
1993	72.389.398	1.260.808.219	5,74
1994	2.155.483.151	31.129.234.457	6,92
1995	3.631.675.187	53.652.946.828	6,77
1996	4.194.757.608	63.262.677.227	6,63
1997	4.237.215.255	69.221.313.934	6,12
1998	4.515.641.472	70.541.889.405	6,40
1999	4.941.505.295	75.450.458.225	6,55
2000	5.960.206.517	85.137.542.554	7,00
2001	7.138.685.853	97.310.194.511	7,34
2002	7.808.523.095	109.742.129.654	7,12

Fontes: 1) Finanças do Estado e Finanças Públicas on-line. Porto Alegre: Secretaria da Fazenda. 2) FEE (Núcleo de Contas Regionais).  
Notas: i) os dados do PIB de 2000 a 2002 são preliminares; ii) a preços correntes.

Tabela 24 - Dívida pública (Administração Direta), PIB do Rio Grande do Sul e a relação dívida pública/PIB (1970-2002)

ANOS	DÍVIDA PÚBLICA <sup>1</sup> R\$	PIB <sup>2</sup> R\$	DÍVIDA PÚBLICA/PIB (%)
1970	0,000130909	0,0053127273	2,46
1971	0,0001600000	0,0072254545	2,21
1972	0,0002363636	0,0094036364	2,51
1973	0,0004109091	0,0146036364	2,81
1974	0,0006145455	0,0208254545	2,95
1975	0,0010327273	0,0291345455	3,54
1976	0,0017963636	0,0454654545	3,95
1977	0,0025127273	0,0683200000	3,68
1978	0,0041527273	0,0989090909	4,2
1979	0,0081309091	0,1600290909	5,08
1980	0,0136581818	0,3426581818	3,99
1981	0,0379090909	0,6697418182	5,66
1982	0,1079781818	1,29	8,37
1983	0,3108109091	3,41	9,11
1984	1,1200000000	10,96	10,22
1985	4,27	38,41	11,12
1986	8,35	100,78	8,29
1987	44,93	316,51	14,2
1988	453,44	2.461,90	18,42
1989	9.556,02	37.598,05	25,42
1990	145.640,56	939.363,36	15,5
1991	826.665,66	4.666.959,96	17,71
1992	12.492.588,09	54.964.960,96	22,73
1993	357.257.419,79	1.260.808.219,27	28,34
1994	4.399.436.417,50	31.129.234.456,59	14,13
1995	7.164.658.575,17	53.652.946.827,60	13,35
1996	8.982.720.907,29	63.262.677.226,56	14,2
1997	11.013.370.336,76	69.221.313.934,13	15,91
1998	13.416.084.265,93	70.541.889.405,25	19,02
1999	15.511.527.184,30	75.450.458.225,36	20,56
2000	17.340.342.070,02	85.137.542.554,42	20,37
2001	19.834.966.029,93	97.310.194.511,19	20,38
2002	24.601.733.032,29	109.742.129.653,58	22,42

Fontes: 1) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-2002). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda. 2) FEE (Núcleo de Contas Regionais).

Notas: i) os dados do PIB de 2000 a 2002 são preliminares; ii) a preços correntes; iii) a dívida pública = dívida fundada + depósitos de tesouraria.

Tabela 25 - Dívida mobiliária (Administração Direta), PIB do Rio Grande do Sul e a relação dívida mobiliária/PIB (1970-1997)

ANOS	DÍVIDA MOBILIÁRIA <sup>1</sup> R\$	PIB <sup>2</sup> R\$	DÍVIDA MOBILIÁRIA/PIB (%)
1970	0,0000290909	0,0053127273	0,55
1971	0,0000363636	0,0072254545	0,50
1972	0,0000436364	0,0094036364	0,46
1973	0,0000654545	0,0146036364	0,45
1974	0,0002690909	0,0208254545	1,29
1975	0,0006436364	0,0291345455	2,21
1976	0,0009309091	0,0454654545	2,05
1977	0,0012109091	0,0683200000	1,77
1978	0,0020327273	0,0989090909	2,06
1979	0,0044763636	0,1600290909	2,80
1980	0,0070836364	0,3426581818	2,07
1981	0,0233018182	0,6697418182	3,48
1982	0,0614981818	1,29	4,77
1983	0,15	3,41	4,40
1984	0,53	10,96	4,84
1985	1,73	38,41	4,50
1986	3,06	100,78	3,04
1987	21,64	316,51	6,84
1988	199,34	2.461,90	8,10
1989	6.260,62	37.598,05	16,65
1990	83.011,22	939.363,36	8,84
1991	512.407,86	4.666.959,96	10,98
1992	8.650.362,04	54.964.960,96	15,74
1993	265.532.290,85	1.260.808.219,27	21,06
1994	3.354.475.351,21	31.129.234.456,59	10,78
1995	5.137.866.177,54	53.652.946.827,60	9,58
1996	6.543.120.901,15	63.262.677.226,56	10,34
1997	8.144.172.567,80	69.221.313.934,13	11,77
1998	33.269.494,27	70.541.889.405,25	0,05
1999	41.795.716,31	75.450.458.225,36	0,06
2000	49.087.079,73	85.137.542.554,42	0,06
2001	53.044.532,75	97.310.194.511,19	0,05
2002	53.044.532,75	109.742.129.653,58	0,05

Fontes: 1) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-2002). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda. 2) FEE (Núcleo de Contas Regionais).

Notas: i) a preços correntes; ii) dívida mobiliária = dívida fundada interna em títulos.

Tabela 26 - Superávits teórico e observado da  
Administração Direta (1970-1997)

ANOS	$sup_t^1$	$sup_t^*$
1971	-0,05	0,00
1972	-0,04	0,09
1973	-0,01	-0,02
1974	0,84	0,08
1975	0,92	0,09
1976	-0,16	-0,01
1977	-0,28	0,11
1978	0,29	0,09
1979	0,74	-0,03
1980	-0,73	0,08
1981	1,41	-0,01
1982	1,29	-0,07
1983	-0,37	-0,09
1984	0,44	0,17
1985	-0,34	0,07
1986	-1,46	-0,11
1987	3,80	-0,15
1988	1,26	0,41
1989	8,55	0,20
1990	-7,81	0,38
1991	2,14	-0,80
1992	4,76	0,37
1993	5,32	0,20
1994	-10,28	0,49
1995	-1,20	-0,72
1996	0,76	-0,10
1997	1,43	-0,10

Fonte: 1) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-1997). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda.

Notas: i) superávit observado,  $sup_t = \Delta b_t$ , onde b é a dívida mobiliária; ii) supondo-se  $R=1$ , o superávit teórico,  $sup_t^*$ , é dado pela equação (40) no texto.

Tabela 27 - Carga tributária, relação déficit primário/PIB e a relação (DT-SD)/PIB da Administração Direta (1970-2002)

ANOS	DT-SD <sup>1</sup> R\$	PIB <sup>2</sup> R\$	(DT-SD)/PIB (%)	$\tau_t$	$\Delta_t$
1970	0,0005446611	0,0053127273	10,25	8,08	2,17
1971	0,0006808375	0,0072254545	9,42	8,20	1,22
1972	0,0009018695	0,0094036364	9,59	7,77	1,82
1973	0,0012945957	0,0146036364	8,86	6,82	2,04
1974	0,0017727778	0,0208254545	8,51	6,39	2,12
1975	0,0026582393	0,0291345455	9,12	6,59	2,53
1976	0,0036927415	0,0454654545	8,12	5,59	2,53
1977	0,0049066276	0,0683200000	7,18	5,90	1,28
1978	0,0075037516	0,0989090909	7,59	5,64	1,95
1979	0,0116956065	0,1600290909	7,31	5,47	1,84
1980	0,0239233054	0,3426581818	6,98	5,47	1,51
1981	0,0562233207	0,6697418182	8,39	6,02	2,37
1982	0,1277944273	1,29	9,91	6,45	3,46
1983	0,2811111822	3,41	8,24	5,46	2,78
1984	0,86	10,96	7,85	5,48	2,37
1985	3,31	38,41	8,62	5,26	3,36
1986	9,16	100,78	9,09	6,93	2,16
1987	24,18	316,51	7,64	5,68	1,96
1988	163,26	2.461,90	6,63	5,00	1,63
1989	3.042,89	37.598,05	8,09	5,91	2,18
1990	100.462,75	939.363,36	10,69	7,36	3,33
1991	404.276,14	4.666.959,96	8,66	6,72	1,94
1992	5.250.591,13	54.964.960,96	9,55	6,19	3,36
1993	104.164.099,26	1.260.808.219,27	8,26	5,74	2,52
1994	2.747.296.328,00	31.129.234.456,59	8,83	6,92	1,91
1995	4.854.297.768,00	53.652.946.827,60	9,05	6,77	2,28
1996	6.550.116.607,00	63.262.677.226,56	10,35	6,63	3,72
1997	7.409.530.180,00	69.221.313.934,13	10,70	6,12	4,58
1998	7.532.508.400,00	70.541.889.405,25	10,68	6,40	4,28
1999	7.344.518.854,00	75.450.458.225,36	9,73	6,55	3,18
2000	8.552.980.901,00	85.137.542.554,42	10,05	7,00	3,05
2001	10.024.607.431,00	97.310.194.511,19	10,30	7,34	2,96
2002	10.138.142.476,00	109.742.129.653,58	9,24	7,12	2,12
2003	10.489.471.474,00	130.744.187.478,34	8,02	7,51	0,51

Fontes: 1) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-2002). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda. 2) Fundação de Economia e Estatística.

Notas: i) DT é a despesa total, SD o serviço da dívida,  $\tau_t$  é a carga tributária e  $\Delta_t$  é o déficit primário/PIB; ii)  $\Delta_t = [(DT-SD)/PIB] - \tau_t$ ; 3) a preços correntes.

Tabela 28 - Relação DT/PIB da Administração Direta (1970-2003)

ANOS	DT <sup>1</sup> R\$	DT/PIB=gg <sub>t</sub> (%)
1970	0,000565925	10,65
1971	0,000711944	9,85
1972	0,000937672	9,97
1973	0,001335484	9,14
1974	0,001860253	8,93
1975	0,002893229	9,93
1976	0,004035937	8,88
1977	0,005575929	8,16
1978	0,008330993	8,42
1979	0,013449504	8,40
1980	0,027583114	8,04
1981	0,063326955	9,45
1982	0,149651869	11,60
1983	0,378290693	11,09
1984	1,10	10,05
1985	5,24	13,65
1986	11,82	11,73
1987	34,36	10,86
1988	227,24	9,23
1989	3.381,70	8,99
1990	112.959,97	12,02
1991	474.847,30	10,17
1992	6.376.873,02	11,60
1993	137.868.403,92	10,93
1994	3.608.445.175,00	11,59
1995	6.103.134.908,00	11,38
1996	7.806.427.374,00	12,34
1997	9.143.412.051,00	13,21
1998	9.322.295.898,00	13,22
1999	8.097.858.443,00	10,73
2000	9.394.421.653,00	11,03
2001	10.393.177.320,00	10,68
2002	11.336.606.377,00	10,33
2003	11.911.317.336,00	9,11

Fonte: 1) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-2003). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda.

Notas: i) DT é a despesa total; ii)  $gg_t = DT/PIB$ ; iii) a preços correntes.

Tabela 29 - Variáveis econômicas

ANOS	$n_t^1$	$\pi_t^2$	$b_t^3$	$\Delta(r_t - n_t)b_{t-1}^3$	$GP_t^3$	$g_t^3$
1970	-	19,27	6,18	-	3,35	10,25
1971	10,54	19,48	5,06	-65,08	3,52	9,42
1972	8,05	15,73	4,55	12,70	3,05	9,59
1973	13,86	15,53	4,20	-26,44	2,69	8,86
1974	10,24	34,56	4,39	14,66	2,64	8,51
1975	6,22	29,33	4,91	17,82	3,01	9,12
1976	9,11	46,27	5,85	-14,58	2,86	8,12
1977	4,03	38,79	5,34	30,01	2,57	7,18
1978	3,55	40,81	5,84	2,51	2,78	7,59
1979	4,15	77,24	6,66	-4,38	2,90	7,31
1980	11,86	110,23	5,13	-51,95	2,72	6,98
1981	-1,82	95,2	6,99	70,38	3,10	8,39
1982	-0,11	99,73	9,94	-11,95	3,56	9,91
1983	-0,77	211,02	11,87	4,77	3,20	8,24
1984	4,86	223,81	14,32	-67,30	4,18	7,82
1985	4,70	235,13	15,65	2,86	4,09	8,64
1986	1,38	65,04	10,59	57,12	5,81	9,09
1987	4,08	415,95	17,4	-33,78	4,67	7,64
1988	-1,25	1.037,53	20,99	90,48	4,05	6,63
1989	3,36	1.782,85	26,3	-97,60	4,49	8,09
1990	-6,64	1.476,71	16,67	263,53	5,93	10,69
1991	-2,20	480,23	19,11	-72,18	5,05	8,66
1992	8,30	1.157,84	24,37	-202,57	5,52	9,55
1993	10,78	2.708,17	29,98	-61,41	4,86	8,26
1994	5,19	1.093,85	15,31	169,09	5,18	8,83
1995	-5,01	14,77	15,05	168,41	5,78	9,05
1996	0,47	9,33	16,54	-81,72	6,14	10,35
1997	6,06	7,48	19,56	-92,29	5,68	10,70
1998	-0,53	1,71	21,01	129,68	6,14	10,68
1999	3,00	19,99	23,28	-77,32	6,04	9,73
2000	4,44	9,8	23,82	-31,32	5,82	10,05
2001	3,10	10,4	24,32	31,92	5,55	10,30
2002	1,76	26,41	25,94	29,67	5,72	9,24
2003	4,28	7,66	23,16	-62,00	4,80	8,02

Fontes: 1) Fundação de Economia e Estatística. 2) Fundação Getúlio Vargas. 3) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-2003). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda.

Notas: i)  $n_t$  é a taxa de crescimento do PIB real do Rio Grande do Sul; ii)  $\pi_t$  é a taxa de inflação medida pelo IGP-DI (FGV); iii)  $b_t$  é a relação dívida pública total/PIB; iv)  $\Delta(r_t - n_t)b_{t-1}$  é a variação na diferença entre a taxa de juros real menos e a taxa de crescimento do PIB, multiplicada pela relação dívida/PIB defasada; a taxa de juros nominal,  $i_t$ , foi calculada considerando-se a relação juros/dívida pública total; a taxa de juros real é dada por  $[(1+i_t)/(1+\pi_t)]-1$ ; v)  $GP_t$  é a relação gastos com pessoal/PIB; e vi)  $g_t$  a relação (despesa total-serviço da dívida)/PIB.

Tabela 30 - Variáveis políticas e institucionais (1)

	POL1	POL2	POL3	POL1D	POL2D	POL3D	ELE <sup>1</sup>	IO	COA <sup>1</sup>	COA* n	S <sup>2</sup>	NS <sup>3</sup>	NS*n
1970	1	0	3	-	-	-	1	35	1	-	0	12	-
1971	0	0	0	0	0	0	0	35	1	10,54	0	12	126,48
1972	0	0	0	0	0	0	0	35	1	8,05	0	13	104,65
1973	0	0	0	0	0	0	0	35	1	13,86	0	13	180,18
1974	0	0	0	0	0	0	1	35	1	10,24	0	13	133,12
1975	1	0	3	0	0	0	0	35	1	6,22	0	13	80,86
1976	1	0	3	0	0	0	0	35	1	9,11	0	13	118,43
1977	1	1	3	0	0	0	0	35	1	4,03	0	13	52,39
1978	1	1	3	0	0	0	1	35	1	3,55	0	13	46,15
1979	1	1	3	0	0	0	0	35	1	4,15	1	13	53,95
1980	1	1	3	0	0	0	0	35	1	11,86	1	13	154,18
1981	1	1	3	1	1	3	0	35	1	-1,82	1	13	-23,66
1982	1	0	3	1	0	3	1	35	1	-0,11	1	13	-1,43
1983	1	1	3	1	1	3	0	35	1	-0,77	1	13	-10,01
1984	1	1	3	0	0	0	0	35	1	4,86	1	13	63,18
1985	1	1	3	0	0	0	0	35	1	4,70	1	12	56,40
1986	1	1	3	0	1	3	1	35	2	2,76	1	12	16,56
1987	1	0	3	0	0	0	0	35	2	8,16	1	12	48,96
1988	1	0	3	1	0	3	0	35	2	-2,50	1	12	-15,00
1989	1	0	3	0	0	0	0	35	2	6,72	1	12	40,32
1990	1	0	3	1	0	3	1	35	3	-19,92	1	12	-79,68
1991	1	1	1	1	1	3	0	35	3	-6,60	1	14	-30,80
1992	1	1	1	0	0	0	0	35	2	16,6	1	11	91,30
1993	1	0	1	0	0	0	0	35	2	21,56	1	11	118,58
1994	1	0	1	0	0	0	1	35	2	10,38	1	11	57,09
1995	1	0	1	1	0	1	0	35	6	-30,06	1	14	-70,14
1996	1	0	1	1	0	1	0	35	6	2,82	1	14	6,58
1997	1	0	1	0	0	0	0	35	6	36,36	1	15	90,90
1998	1	0	1	1	0	1	1	35	6	-3,18	1	15	-7,95
1999	1	1	2	0	0	0	0	35	4	12,00	1	16	48,00
2000	1	1	2	0	0	0	0	59	4	17,76	1	15	66,6
2001	1	1	2	0	0	0	0	59	3	9,30	1	15	46,5
2002	1	1	2	0	1	2	1	59	3	5,28	1	15	26,4
2003	1	0	2	0	0	2	0	59	7	29,96	1	16	68,48

Fontes: 1) Hillbrecht e Veloso (2001). Estas séries foram complementadas com novos dados; 2) Noll (1995). 3) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-2003). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda.

Notas: i) sobre o índice das instituições orçamentárias,  $IO_t$ , ver anexo 2; ii) a variável qualitativa POLD é dada pelo produto entre a variável POL e uma variável "dummy" que assume valor igual a zero em anos de crescimento elevado e 1 nos anos de baixo crescimento econômico (menos de 1% ou crescimento negativo); iii) COA\*n é simplesmente o produto entre a taxa de crescimento do PIB real e a variável COA; iv) NS\*n é dada pelo produto entre o número de secretarias e a taxa de crescimento do PIB real.

Tabela 31 - Variáveis políticas e institucionais (2)

	PGA <sup>1</sup>	NEP <sup>2</sup>	NEP2 <sup>2</sup>	ELE* NEP2	NEP4 <sup>2</sup>	ELE* NEP4	SFF	MF <sup>3</sup>	ELE* SFF	ELE* MF
1970	49,09	2	1	1	0	0	0	0	0	0
1971	54,00	2	1	0	0	0	1	0	0	0
1972	54,00	2	1	0	0	0	0	0	0	0
1973	54,00	2	1	0	0	0	0	0	0	0
1974	54,00	1,9	1	1	0	0	0	0	0	0
1975	41,07	1,9	1	0	0	0	0	0	0	0
1976	41,07	1,9	1	0	0	0	0	0	0	0
1977	41,07	1,9	1	0	0	0	1	0	0	0
1978	41,07	2	1	1	0	0	0	0	0	0
1979	44,64	2	1	0	0	0	0	0	0	0
1980	44,64	2	1	0	0	0	0	0	0	0
1981	44,64	2	1	0	0	0	0	0	0	0
1982	44,64	2,8	0	0	0	0	0	0	0	0
1983	41,07	2,8	0	0	0	0	1	0	0	0
1984	41,07	2,8	0	0	0	0	0	0	0	0
1985	41,07	2,8	0	0	0	0	0	0	0	0
1986	41,07	3,2	0	0	0	0	0	0	0	0
1987	49,10	3,2	0	0	0	0	0	0	0	0
1988	49,10	3,2	0	0	0	0	0	0	0	0
1989	49,10	3,2	0	0	0	0	0	0	0	0
1990	49,10	5,2	0	0	1	1	0	0	0	0
1991	25,46	5,2	0	0	1	0	1	0	0	0
1992	25,46	5,2	0	0	1	0	0	0	0	0
1993	25,46	5,2	0	0	1	0	0	0	0	0
1994	25,46	6,1	0	0	1	1	0	0	0	0
1995	21,82	6,1	0	0	1	0	0	0	0	0
1996	21,82	6,1	0	0	1	0	0	0	0	0
1997	21,82	6,1	0	0	1	0	0	0	0	0
1998	21,82	5,8	0	0	1	1	0	1	0	1
1999	23,64	5,8	0	0	1	0	1	1	0	0
2000	23,64	5,8	0	0	1	0	0	1	0	0
2001	23,64	5,8	0	0	1	0	0	1	0	0
2002	23,64	6,6	0	0	1	1	1	1	1	1
2003	21,81	6,6	0	0	1	0	1	1	0	0

Fontes: 1) Axt et al. (1996) e página da Assembléia Legislativa na Internet: <http://www.al.rs.gov.br/>. 2) página do Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (IUPERJ) na Internet: <http://www.iuperj.br/>. 3) Calazans et al. (2000).

Notas: i) ELE\*NEP2=1 (ano de eleição e número efetivo de partidos até 2,5); ELE\*NEP2=0 nos demais anos; ii) ELE\*NEP4=1 (ano de eleição e número efetivo de partidos maior que 4,5); ELE\*NEP4=0 nos demais anos; iii) ELE\*SFF=1 (ano de eleição e Secretário da Fazenda forte); ELE\*SFF=0 nos demais anos; iv) ELE\*MF=1 (ano de eleição e existência de metas fiscais); ELE\*MF=0 nos demais anos.

Tabela 32 - Variáveis políticas e institucionais (3)

ANOS	APOS1	APOS2	L	DEP <sup>1</sup>	ELE* DEP	APRE	APRE* DEP	DIT	FRAG <sup>2</sup>	COF	AP <sup>3</sup> (%)
1970	0	0	1	0	0	0	0	1	0,974	1	-
1971	1	1	1	1	0	0	0	1	0,974	1	-
1972	0	1	1	1	0	0	0	1	0,974	1	-
1973	0	0	1	1	0	1	1	1	0,974	1	-
1974	0	0	1	1	1	0	0	1	0,951	1	-
1975	1	1	1	0	0	0	0	1	0,951	1	0,32
1976	0	1	1	0	0	0	0	1	0,951	1	0,32
1977	0	0	1	0	0	1	0	1	0,951	1	0,33
1978	0	0	1	0	0	0	0	1	0,971	1	0,34
1979	1	1	1	0	0	0	0	1	0,971	1	0,35
1980	0	1	1	0	0	0	0	1	0,971	1	0,36
1981	0	0	1	0	0	1	0	1	0,971	1	0,37
1982	0	0	1	0	0	0	0	0	0,950	1	0,39
1983	1	1	1	0	0	0	0	0	0,950	1	0,44
1984	0	1	1	0	0	0	0	0	0,950	1	0,47
1985	0	0	1	0	0	1	0	0	0,950	0	0,51
1986	0	0	1	0	0	0	0	0	0,841	0	0,54
1987	1	1	1	0	0	0	0	0	0,841	1	0,57
1988	0	1	1	0	0	0	0	0	0,841	1	0,60
1989	0	0	1	0	0	1	0	0	0,841	1	0,62
1990	0	0	1	0	0	0	0	0	0,908	0	0,64
1991	1	1	1	0	0	0	0	0	0,908	0	0,63
1992	0	1	1	0	0	0	0	0	0,908	0	0,65
1993	0	0	1	0	0	1	0	0	0,908	0	0,84
1994	0	0	1	0	0	0	0	0	0,911	0	0,89
1995	1	1	0	0	0	0	0	0	0,911	1	0,92
1996	0	1	0	0	0	0	0	0	0,911	1	0,96
1997	0	0	0	0	0	1	0	0	0,911	1	0,98
1998	0	0	0	0	0	0	0	0	0,928	1	1,02
1999	1	1	1	0	0	0	0	0	0,928	0	1,07
2000	0	1	1	0	0	0	0	0	0,928	0	1,08
2001	0	0	1	0	0	1	0	0	0,928	0	1,08
2002	0	0	1	0	0	0	0	0	0,925	0	1,08
2003	1	1	1	0	0	0	0	0	0,925	0	1,10

Fontes: 1) Axt et al. (1996). página da Assembléia Legislativa na Internet: <http://www.al.rs.gov.br/>. 2) página do Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (IUPERJ) na Internet: <http://www.iuperj.br/>. 3) Balanço Geral do Estado do Rio Grande do Sul (1970-2003). Porto Alegre: Secretaria da Fazenda. Finanças do Estado (volumes XLI e XXXV). Boletim Informativo de Pessoal, número 77. Hillbrecht e Veloso (2001).

Notas: i) ELE\*DEP=1 (ano de eleição e no qual o partido ou coalizão conta com mais de 50% das cadeiras na Assembléia Legislativa); ELE\*DEP=0 em qualquer outro ano. ii) APRE\*DEP=1 (ano pré-eleição e governo detém maioria na Assembléia Legislativa); APRE\*DEP=0 em qualquer outro ano.

## **ANEXO B**

### Construção do índice das instituições orçamentárias (IO)

O índice foi construído com base em Alesina et al. (1996). No trabalho original, os dados foram coletados através de questionários respondidos por "diretores de orçamento" de vinte países da América Latina e do Caribe. Aqui, os dados foram obtidos de maneira *ad hoc*, ou seja, para cada uma das dez questões que compõem o questionário atribuiu-se, arbitrariamente, a pontuação tendo por base uma argumentação. Desse modo, construiu-se o referido índice.

As três primeiras questões estão relacionadas à existência de restrições sobre o déficit público. A primeira questão é sobre a existência de restrições constitucionais sobre os déficits fiscais. Os países que possuíam uma regra de orçamento equilibrado (o déficit tem que ser igual a zero) recebiam 10 pontos. Os países nos quais a constituição estipulava que os déficits deveriam ser adequadamente financiados, ou seja, que as fontes de financiamento deveriam ser claramente identificadas, recebiam 5 pontos. Aqueles países que não possuíam restrições constitucionais recebiam zero pontos. No caso do Estado do Rio Grande do Sul, respondeu-se que de 1970 a 1999 não se aplicava a regra do orçamento equilibrado; portanto, neste período, deu-se zero pontos ao ano. De 2000 a 2003, em razão da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), o governo estadual passou a ter de identificar claramente as fontes de financiamento dos déficits; assim, a pontuação aumentou para 5.

A segunda questão pergunta sobre a importância de um programa macroeconômico, previamente aprovado, como uma restrição sobre o Executivo durante o processo orçamentário. Alesina et al. (1996) atribuíram 10 pontos aos países que responderam que o programa macroeconômico tinha importante papel como um pré-requisito para submeter o orçamento ao parlamento, 5 pontos para "alguma importância" e zero pontos para "nenhuma importância". Considerando-se a experiência brasileira, atribuiu-se zero pontos

de 1970 a 1999, ou seja, as discussões durante o processo orçamentário em nível estadual jamais levaram em conta a existência de um programa macroeconômico. Todavia, de 2000 a 2003, com as reformas institucionais implementadas no período, a situação mudou. Assim, elevaram-se os pontos para 5 em cada ano.

A questão 3 perguntava sobre o grau de autonomia do governo para se endividar e se o governo está sujeito a restrições para tomar emprestado. Os pontos mais baixos foram dados aos países que podiam se endividar sem restrições. Atribuiu-se zero pontos para o caso do Estado do Rio Grande do Sul de 1970 a 1999, porque, nesse período, a experiência demonstra que o Estado possuía elevado grau de autonomia para tomar emprestado. De 2000 a 2003, elevou-se a pontuação para 6,67, pois, em função de mudanças institucionais, os Estados passaram a ter maiores restrições na tomada de empréstimos. Lembre-se que, a partir de 1998, o Estado do Rio Grande do Sul deixou de emitir dívida mobiliária. Não foram concedidos 10 pontos para esse período porque, para receber essa pontuação, a aprovação de empréstimos deveria ocorrer junto com a aprovação do orçamento.

A questão 4 está relacionada ao quanto as instituições orçamentárias são hierárquicas ou colegiadas durante o estágio de preparação do orçamento público. Para ser mais claro, Alesina et al. (1996) fizeram a seguinte pergunta: "O Ministro da Fazenda tem mais autoridade do que os outros ministros em relação à elaboração do orçamento?" Alesina et al. (1996) classificaram o Brasil como sendo um país no qual o Ministro da Fazenda tem maior autoridade do que os demais ministros ou secretários na fase de elaboração do orçamento. Contudo, na realidade, a elaboração do orçamento é de responsabilidade de um órgão específico: em nível federal, do Ministério do Planejamento e, em nível estadual, da Secretaria de Planejamento. Portanto, na fase de elaboração do orçamento, o Secretário da Fazenda limita-se a estimar a receita estadual para o exercício seguinte; a definição das dotações orçamentárias cabe ao Secretário do Planejamento. Na fase de execução orçamentária, o papel do Secretário da Fazenda tem se limitado a conseguir os

recursos necessários para cumprir com os compromissos, isto é, os demais secretários estabelecem o quanto desejam gastar, cabendo ao Secretário da Fazenda o papel de arrecadar o dinheiro e, desse modo, satisfazer às demandas. Isso posto, atribuiu-se zero pontos para cada ano ao longo de 1970 a 2003.

As questões 5 e 6 refletem o poder relativo do governo e do Poder Legislativo durante as discussões em torno do orçamento. A questão 5 perguntava sobre a existência de restrições a emendas dos deputados na proposta orçamentária do governo. Aqueles países onde as emendas não podem elevar o tamanho do orçamento e do déficit receberam 10 pontos; se as emendas dos deputados que elevam os gastos requerem aprovação do governo, atribuíram-se 7,5 pontos; concederam-se 5 pontos para o caso em que o Legislativo só pode propor mudanças que não elevem o déficit; zero pontos foi atribuído aos casos nos quais não existem restrições a propostas de emendas de deputados. Em Alesina et al. (1996), o Brasil foi classificado como um país no qual o Congresso somente pode propor emendas que não elevem o déficit ou os gastos do governo. Adotou-se esta classificação para o caso do Estado do Rio Grande do Sul, atribuindo-se, então, 5 pontos ao longo do período 1970-1999. A LRF restringiu ainda mais as prerrogativas do Legislativo de emendar o orçamento; assim, elevou-se a pontuação para 7,5 no período 2000-2003.

A questão 6 perguntava sobre o que acontece se o orçamento é rejeitado pelo Legislativo ou não é aprovado dentro do prazo constitucional. Alesina et al. (1996) atribuíram pontuação 10 quando o orçamento proposto pelo governo é executado mesmo que o Congresso rejeite ou não aprove o orçamento no prazo constitucional. Naqueles países onde os governos se submetem à decisão do Congresso, atribuiu-se pontuação igual a zero. Finalmente, nos países onde o Legislativo tem incentivos para sempre concordar com o governo sobre o orçamento, ou onde existe um arranjo institucional que induz o governo a propor um orçamento mais palatável, estabeleceu-se a pontuação de 5 pontos. No trabalho de Alesina et al. (1996), o Brasil foi classificado como

um país intermediário. Os mesmos 5 pontos foram atribuídos ao Estado Rio Grande do Sul ao longo de todo o período em análise.

A pergunta 7 questionava se o orçamento pode ser modificado após a aprovação pelo Congresso. Alesina et al. (1996) atribuíram 10 pontos quando não é possível a modificação. Havendo modificação, atribuíram 7,5 pontos nos casos em que a iniciativa é do Executivo e se requer a aprovação do Congresso. Nos casos em que a iniciativa é da parte do Executivo e não é necessária a aprovação do Congresso, estabeleceram-se 5 pontos. Foram concedidos zero pontos nos casos em que a iniciativa é do Congresso. O Brasil está classificado entre os países onde a iniciativa é do governo e não é necessária aprovação do Congresso. Seguindo-se esta classificação, atribuíram-se 5 pontos para o caso do Estado do Rio Grande do Sul em cada ano entre 1970 e 2003.

A questão 8 perguntava se o governo pode cortar gastos após a aprovação do orçamento. Alesina et al. (1996) estabeleceram mais pontos quando o governo pode cortar gastos quando a receita fica abaixo do projetado do que quando o governo pode realizar cortes sem restrições. Um escore igual a zero é atribuído àqueles países onde o governo não pode cortar os gastos unilateralmente. O Brasil foi classificado entre os países que podem cortar os gastos quando as receitas ficam abaixo do projetado. Adotando a mesma classificação para o caso do Estado do Rio Grande do Sul, atribuiu-se a pontuação máxima de 10 pontos para cada ano.

As duas últimas questões buscam capturar aspectos relacionados à transparência. A questão 9 pergunta sobre as condições para que o governo assuma dívidas originalmente contraídas por outras esferas de governo e a frequência com que isso ocorre. O caso ideal em termos de transparência, segundo Alesina et al. (1996), é aquele no qual o governo central jamais assume dívidas contraídas por outros agentes (empresas estatais, governos municipais e governos estaduais) O melhor caso seguinte é quando o governo assume somente dívidas avalizadas (*guaranteed debt*) e ocasionalmente. Quando o governo central assume dívidas avalizadas com certa frequência, considerou-se como uma situação

de não transparência. Uma pontuação igual a zero foi dada para aqueles países onde o governo central assume dívidas com frequência, incluindo as não avalizadas. O Brasil foi classificado como um país onde o governo central assume dívidas avalizadas de outros agentes com frequência. Aplicando esta classificação no caso do Estado em estudo, atribuíram-se 5 pontos para cada ano entre 1970 e 1999. A LRF proibiu esse tipo de prática; desse modo, elevou-se a pontuação para 7,5 pontos nos anos de 2000 a 2003.

A última questão perguntava se os agentes podem se endividar autonomamente. A maior pontuação foi dada àqueles países onde os agentes não podem tomar empréstimos de maneira autônoma. A menor pontuação recaiu sobre os países que não possuem restrições sobre o endividamento por parte de governos municipais, estaduais e empresas estatais. Alesina et al. (1996) classificaram o Brasil como sendo um país onde as esferas de governos, estadual e municipal podem tomar empréstimos de maneira autônoma, assim como as empresas estatais. Seguindo-se esta linha de raciocínio, atribuíram-se 5 pontos para o Estado ao longo do período 1970 a 1999 e 7,5 a partir de 2000 até 2003 em função da LRF, que impôs limites sobre tal prática.

A equação utilizada para obter o índice das instituições orçamentárias, IO, é dada por:  $I_j = \sum_{i=1}^{10} c_i^j$ , onde  $c_i$  representa os valores dos diferentes componentes do índice. Este procedimento implica igual peso para todas as perguntas e que os diferentes componentes são substitutos perfeitos. Calculou-se o índice supondo-se  $j=1$ ,  $j=0,4$  e  $j=2$  e, a exemplo de Alesina et al. (1996), escolheu-se o índice com  $j=1$ .<sup>89</sup>

Para concluir, é interessante observar que a média do Brasil, entre 1980 e 1992, totalizou 52 pontos, ao passo que a do Estado do Rio Grande do Sul, entre 1970 e 2003, somou 38 pontos. Portanto, em relação ao governo federal, as instituições orçamentárias do Estado são mais colegiadas e não transparentes.

---

<sup>89</sup>Mais detalhes sobre a escolha do índice, ver Alesina et al. (1996).