

**DETERMINANTES ECONÔMICOS, POLÍTICOS E INSTITUCIONAIS DA
POLÍTICA FISCAL DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL ENTRE 1964 E
1998.**

Ronald Otto Hilbrecht*
Gilberto de Oliveira Veloso*

Resumo: A literatura corrente sobre a economia política do déficit público assume a hipótese de que além de fatores econômicos, são determinantes do déficit público fatores de ordens político e institucional tais como mudança de regime institucional, legislação eleitoral e instituições orçamentárias. O objetivo deste artigo é verificar a aplicabilidade dessa hipótese para o caso do estado do Rio Grande do Sul no período compreendido entre os anos de 1964 e 1998 a partir da utilização da restrição orçamentária intertemporal do governo e técnicas da literatura de raiz unitária e co-integração, testa-se o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis despesa e receita *per capita*, e estima-se o mecanismo de correção com base em fatores de ordem econômica, política e institucional. Conclui-se que a variável de ajuste utilizada pelo governo do estado é a despesa *per capita*, e que os modelos de grupos de interesses são verificados pelo presente estudo, assim como a influência do sistema político e das instituições fiscais.

Palavras-chave: déficit *per capita*, ilusão fiscal, grupos de interesses, instituições orçamentárias, co-integração.

1. Introdução

Em decorrência da abertura econômica e do aumento da competitividade verificada nos últimos anos, as economias nacionais, de um modo geral, estão experimentando ajustes de ordem fiscal e monetária, e nesse particular o Brasil se ajusta gradativamente à ordem internacional com medidas voltadas ao equilíbrio de suas contas.

* PhD em Economia pela Universidade de Illinois e Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS) e Pesquisador do CNPq. e-mail: ottohill@vortex.ufrgs.br

Dentre essas medidas é de se destacar a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal, que define conceitos e mecanismos de equilíbrio fiscal com caráter institucional em complementação a Lei 4.320 e que revoga outras como a Lei Camata, instituindo compromissos com superávit primário, limites mais rígidos para gastos com pessoal, implantação de programas de demissão voluntária e privatizações de empresas. Assim, estados e prefeituras, além do próprio Governo federal, deverão tornar explícita a verdadeira diferença entre receitas e despesas, e as Assembléias Legislativas e Câmaras de Vereadores, em conjunto com a sociedade, serão obrigados a discutir abertamente formas de combater o desequilíbrio fiscal, seja por aumento de receita, seja por corte de despesa.

Do ponto de vista dos estados federados a crise fiscal manifesta-se por vários indicadores, e alguns estados se destacam dos demais no cômputo da gravidade relativamente àqueles indicadores. É de se destacar que os dados do Banco Central relativos a dívida da administração direta e indireta dos estados, distrito federal e municípios publicados *no Boletim das Finanças Estaduais e Municipais*¹, para maio de 1999, confirmam àquelas tendências: o estado de São Paulo se destaca dos demais com 39% daquele total, seguido pelos estados do Rio de Janeiro com 13%, Minas Gerais com 10%, Rio Grande do Sul com 7%, o restante totaliza a participação dos demais estados da federação (31%). Em relação a Lei Geral da Previdência Pública, o estado do Rio Grande do Sul se destaca dos demais com 27,2% de despesa, bem acima do estipulado de 12% pela Lei, sendo um dos campeões em relação ao quesito gasto com pessoal/receita corrente igual a 77,8%, superando os 60% estipulados pela Lei.

O resultado fiscal para o estado do Rio Grande do Sul no período de 1964 a 1998 é mostrado pelo Gráfico 1, e ilustra uma tendência crônica de déficits² nas últimas décadas.

* A.B.D., Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS). e-mail: gveloso@csh.ufsm.br

¹ Dados extraídos do Banco Central do Brasil. *Boletim das Finanças Estaduais e Municipais*. Brasília. p. 7-27. Maio 1999.

² Os resultados primários resultaram da aplicação da Tabela de Atualização de Valores da Fee/RS a partir do fator de atualização do mês de maio de 1999.

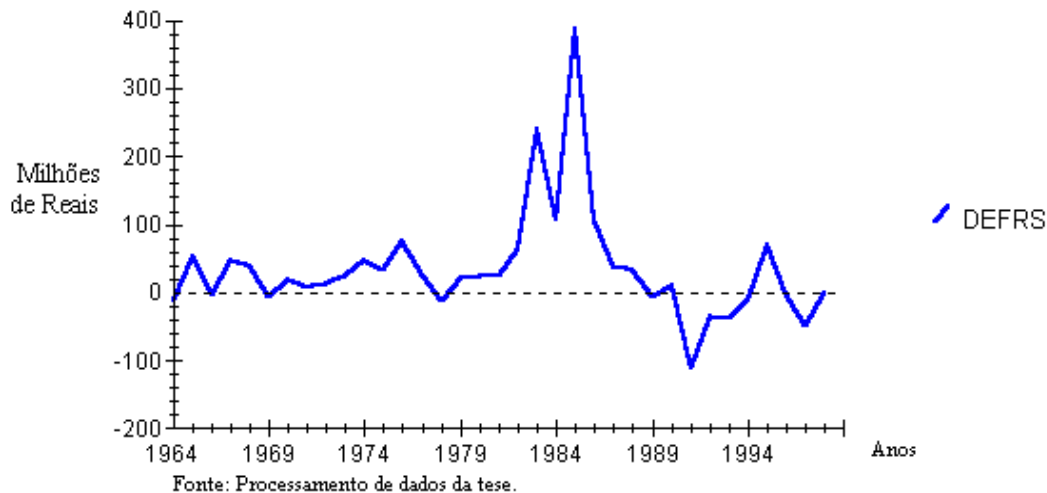


Gráfico 1 - Déficit primário do Rio Grande do Sul de 1964 a 1998.

As razões desses déficits sistemáticos podem variar, sendo de natureza econômica, política e institucional. A hipótese subjacente é que além dos fatores econômicos, são determinantes os fatores de ordem político e institucional, tais como mudança de regime institucional, legislação eleitoral e instituições orçamentárias. Argumenta-se que uma discussão adequada sobre a questão do déficit primário dos estados brasileiros, em particular do estado do Rio Grande do Sul, deve extrapolar os limites dos aspectos econômicos tradicionalmente enfocados, e incorporar elementos à discussão de natureza político-partidário e institucional. Porque em particular o estado do Rio Grande do Sul incorre em déficits primários sistemáticos? A resposta a essa pergunta deve ser buscada num *spectrum* teórico que vá além do da teoria econômica pura, e a análise econômica das instituições políticas parece ser o instrumento analítico mais adequado para abordar o problema formulado.

O modelo utilizado para esse fim testa, inicialmente, a co-integrabilidade das variáveis fiscais despesa e receita *per capita* com base num VAR(6), e estima-se, a seguir, o modelo de correção de erros vetorial (VECM). Os resultados obtidos indicam serem as variáveis fiscais co-integradas de ordem I(1), e o modelo de correção de erros para a equação da despesa *per capita* significativa estatisticamente, corroborando à hipótese geral formulada da determinação de fatores não somente econômicos, como políticos e institucionais do déficit *per capita* do estado do Rio Grande do Sul no período

considerado. Conclui-se ter havido uso de recursos comuns mediante disputa entre grupos de interesses e endogeneidade do déficit.

O artigo terá a seguinte estruturação: na seção seguinte faz-se referência à literatura correlata aos modelos de déficits públicos e aspectos políticos e institucionais; na terceira seção, discorre-se sobre os aspectos conceituais e metodológicos; a última seção destina-se às conclusões.

2. Revisão de literatura

Nesta seção busca-se reconstituir a literatura sobre modelos de déficits públicos no contexto da escolha pública, modelos estes que tiveram em Barro (1979; 1989) inspirações originais e constituem versões modificadas desses na medida da incorporação das falhas políticas pertinentes à tomada de decisão pública.

A literatura corrente relacionada a essa abordagem divide-se em seis frentes³. A primeira relaciona o déficit público à idéia de ilusão fiscal. Neste grupo os governantes são considerados oportunistas, e o uso do déficit aumenta suas possibilidades de reeleição num cenário em que os eleitores superestimam os efeitos das despesas e subestimam os futuros aumentos de impostos. O objetivo da reeleição ou a coincidência de ciclo de política econômica e eleição está presente como fator explicativo do comportamento político em vários modelos, como Fiorina e Noll (1978), Rogoff (1990) e Milesi-Ferreti e Spolaore (1994).

A segunda frente da literatura considera o endividamento como variável estratégica. Neste grupo são evidenciados modelos intertemporais de alocações de recursos despendidos pelos governantes atuais e que, por intermédio da política fiscal, podem condicionar a escolha do sucessor. Dentre as principais razões que levariam um governo endividar-se são enfocados aspectos de inconsistência temporal e sucessão política de grupos alternativos.

³ A classificação adotada está em consonância à de Alesina e Perotti (1994, p. iii), Alesina e Perotti (1995, p. 6) e Alesina et al. (1997, p. 231).

Grande e crescente, esta frente tem como algumas das contribuições mais importantes Persson e Svensson (1989) e Alesina e Tabellini (1990).

A terceira frente da literatura sobre modelos de déficits públicos enfoca a questão das redistribuições intergeracionais. Nestes modelos, os encargos tributários decorrentes da dívida pública podem ser redistribuídos através de gerações, podendo se constituir para as futuras gerações numa herança negativa. Assim, os efeitos de políticas orçamentárias do presente sobre as gerações futuras, mediante programas de seguridade social e políticas de endividamento, podem ser não neutros, tendo implicações na poupança privada, investimentos ou distribuição de riqueza entre gerações. Esta frente tem como algumas contribuições mais destacáveis Ayagari (1989) e Ball et al. (1995).

A quarta frente da literatura enfoca o déficit orçamentário como decorrente de interesses distribuídos geograficamente. A organização legal e as decisões fiscais daí resultantes são enfatizadas neste grupo temático. Aspectos relacionados à jurisdição beneficiada e a ineficiência decorrente de distribuições de cunho político e eleitoral também são analisados neste grupo. Grande e crescente, esta frente tem como algumas das contribuições mais importantes Rich (1989), Weigast et al. (1991) e, como aplicação para o Brasil, Novaes e Rosenblat (1991).

A quinta frente da literatura dá destaque aos conflitos distributivos a partir dos grupos de interesses constituídos. Os conflitos entre *policymakers* ou partidos políticos que exercem influência simultânea sobre as decisões orçamentárias, o comportamento oportunístico do governo e a habilidade dos partidos políticos de exercerem manipulações estratégicas com propósitos eleitorais são ressaltados neste grupo. Também grande e crescente, esta frente tem como algumas das mais importantes contribuições Alesina e Tabellini (1990), Alesina e Drazen (1991), Milesi-Ferreti e Spolaore (1992), Velasco (1995) e Hallerberg e von Hagen (1997).

A sexta e última frente da literatura dá destaque às instituições orçamentárias. As instituições orçamentárias são aqui consideradas todas as regras e regulações por intermédio das quais o orçamento é definido, aprovado e implementado. Os trabalhos enfocados neste grupo abordam a questão

desde um ponto de vista mais geral, pelo tratamento de aspectos institucionais, como em Sanguinetti e Tommasi (1997) e Jones et al. (1999) como até mais específicos das regras e procedimentos orçamentários. Sistemas políticos, a política eleitoral e o processo eleitoral condicionam os resultados orçamentários, como em Fisher e Kamlet (1984), Leibfritz et al. (1994), Poterba (1994) e Alesina e Perotti (1996). A influência da composição partidária e dos partidos políticos são objetos de análise em Alt e Lowry (1994), Alesina e Perotti (1995) e Poterba (1996). O destaque à competição entre partidos e a influência dela no resultado fiscal são encontrada em Alesina et al. (1997); as diferenças de resultados decorrentes de um governo ser de partido único ou de coalizão partidária são encontrada na análise de Hallerberg e von Hagen (1997), enquanto que a influência do legislativo, assim como resultados discricionários decorrentes das participações diretas podem ser encontrados nas análises de Krebiel (1990), Alesina e Perotti (1996). O enfoque de regras de controle ou metas como variável explicativa de resultados fiscais pode ser encontrada em von Hagen (1991) e em Poterba (1996).

3 Metodologia

Nesta sub-seção, especificar-se-á o modelo econométrico utilizado e a seguir serão definidas as variáveis, as hipóteses e as fontes de dados. É oportuno mencionar, antes, que o modelo autoregressivo co-integrado (VAR) foi escolhido como representativos das séries de variáveis endógenas do presente estudo devido a vários fatores: i) devido aos resultados dos testes indicarem serem as variáveis endógenas conjuntamente determinadas e co-integradas de ordem $I(1)$; ii) devido a revisão de literatura indicar serem modelos de equações simultâneas os utilizados predominantemente pelos pesquisadores; iii) por ser o VAR um sistema verdadeiramente simultâneo, o que permitia dar um passo à frente relativamente aos modelos utilizados na literatura por estes desconsiderarem, na simultaneidade das relações, o déficit e tratarem prioritariamente a equação reduzida da despesa como sinalizadora de choques de despesas e receitas.

3.1 Modelo VAR genérico

Com base nas definições de vetores autoregressivos (VAR) e, de Barro (1979; 1989), sem perda de generalidade, tem-se:

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

onde $b_{t+1} - b_t = \text{Def}_t > 0$, e $(\partial \text{Def} / \partial t) / (1/\text{Def}) = 0$, então $\tau_t = g_t$. Se $\tau = (\partial \tau / \partial t) / (1/\tau) > 0$, e $(\partial g / \partial t) / (1/t) > 0 \rightarrow b_{t+1} - b_t = \text{Def}_t = k$.

De acordo com Issler e Lima (1999), a condição estabelecida (1) é satisfeita se o déficit público for estacionário em primeira diferença, o que equivale a dizer que a receita e os gastos co-integram com vetor dado por (1;-1).

Uma decorrência da causalidade de Granger e de Engle e Granger (1987) é de que todo sistema co-integrado de $Z_t = (g_t, \tau_t)$ tem uma representação de correção de erros da forma $A(L) \Delta Z_t = -\alpha \beta' Z_{t-1} + \mu_t$, (2), e se a restrição orçamentária intertemporal for obedecida, tem-se $A(L) \Delta Z_t = \alpha \text{Def}_{t-1} + \mu_t$, (3), sendo β o vetor de co-integração e α o vetor de coeficientes do termo de correção de erros, e μ_t o vetor de distúrbio *white noise*. A matriz $A(L)$ para $L = 0$ é a Matriz de Identidade e finita para $L = 1$, com ordem $k-1$, e L é o operador de defasagem. Aplicando-se essas condições na expressão (1) a partir da definição da identidade $\text{Def}_t = -\beta' \Delta Z_t + \text{Def}_{t-1}$, (4), e tendo presente que $A(L) = I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_{k-1} L^{k-1}$, então:

$$\Delta Z_t = A_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + A_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \alpha \text{Def}_{t-1} + \mu_t, \quad (5), \text{ e usando-se (1) na equação (2), obtém-se } \text{Def}_t = -\beta' \Delta Z_t + \text{Def}_{t-1}, \text{ e } \text{Def}_{t-1} = -\beta' \Delta Z_{t-1} + \text{Def}_{t-2} \quad (6).$$

$$\text{Assim, } \Delta Z_t = A_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + A_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} - \alpha \beta' \Delta Z_{t-1} + \dots + \alpha \text{Def}_{t-2} + \mu_t, \quad (7), \text{ ou}$$

$$\Delta Z_t = (A_1 - \alpha \beta') \Delta Z_t + \dots + A_{k-1} \Delta Z_{t-1} + \alpha \text{Def}_{t-2} + (A_1 - \alpha \beta'), \quad (8). \text{ Fazendo-se } A^* = (A_1 - \alpha \beta'), \text{ então: } \Delta Z_t = A_1^* \Delta Z_{t-1}^* + \dots + \alpha \text{Def}_{t-k} + \mu_t. \quad (9)$$

$$\text{Ou, numa representação matricial de } Z_t^* = A^* Z_{t-1}^* + \mu_t^*, \quad (10), \text{ tem-se:}$$

$$\begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ \Delta Z_{t-1} \\ \dots \\ \dots \\ \Delta Z_{t-k+1} \\ Def_t - k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^* & A_2^* & \dots & \dots & A_k^* & \alpha \\ I & 0 & \dots & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & I & 0 & 0 \\ 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & 0 & -\beta' & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ \Delta Z_{t-2} \\ \dots \\ \Delta Z_{t-k} \\ Def_t - k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_t^* \\ 0 \\ \dots \\ \dots \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (11),$$

em que $Z_t^* = (\Delta Z_t', \Delta Z_{t-1}', \dots, \Delta Z_{t-k+1}', Def_{t-k})$ e $\mu_t^* = (\mu_t, 0, \dots, 0)'$ são vetores $nk+1$. A matriz $A_{[(nk+1)(nk+1)]}^*$ entra na fórmula da função resposta a impulsos, na medida em que a resposta a j períodos à frente de uma variável pertence ao vetor de variáveis fiscais receita e despesa, pode-se achar a linha apropriada da matriz $(A^*)^j$.

3.2 Definições de variáveis

Inicialmente serão listadas as variáveis consideradas relevantes no presente trabalho e, a seguir, serão, na ordem, definidas e justificadas as variáveis endógenas e exógenas.

- Vetor de variáveis endógenas $I(1)$ conjuntamente determinadas:

$$y_t = \begin{bmatrix} DESPPCRS \\ RECPCRS \end{bmatrix} \quad (12);$$

- Vetor de variáveis exógenas $I(1)$:

$$x_t = \begin{bmatrix} INFLABR \\ PIBPCRS \\ TAMGOVRS \\ COALIZAO \end{bmatrix} \quad (13);$$

Assim, o vetor de variáveis endógenas e exógenas $I(1)$ em notação vetorial é:

$$z_{t.} = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} \quad (14);$$

- Vetor de variáveis *dummies*:

$$w_t = \begin{bmatrix} ANOELEIT \\ GOVDIV \end{bmatrix} \quad (15).$$

As variáveis endógenas consideradas foram assim definidas:

- (DESPPCRS)_t: despesa *per capita* do estado do Rio Grande do Sul no ano *t*, medida pela razão da despesa total do estado realizada a preços constantes de maio de 1999 e número de habitantes do correspondente ano (R\$/hab)_t;
- (RECPCRS)_t: receita *per capita* do estado do Rio Grande do Sul no ano *t*, medida pela razão da receita total do estado realizada a preços constantes de maio de 1999 e número de habitantes do correspondente ano (R\$/hab)_t.

As variáveis exógenas consideradas foram assim definidas:

- (INFLABR)_t: índice geral de preços no conceito de disponibilidade interna medido pela Fundação Getúlio Vargas (IGP-DI/FGV)_t;
- (PIBPCRS)_t: produto interno bruto *per capita* do estado do Rio Grande do Sul tomado a preços correntes e transformado a preços constantes de maio de 1999, medido pela razão do PIB e número de habitantes do correspondente ano (PIB/hab)_t;
- (TAMGOVRS)_t: tamanho do governo do estado do Rio Grande do Sul, medido pelo número de órgãos da administração direta dotados orçamentalmente com base nos orçamentos anuais;
- (COALIZAO)_t: coalizões partidárias efetuadas pelos governos do estado do Rio Grande do Sul e medida pelo número de partidos políticos da base governista; no mínimo de um partido político, e grande agrupamento ou de vários partidos no caso do período democrático verificado a partir do período denominado *distenção política*;
- (ANOELEIT)_t: ano eleitoral no estado do Rio Grande do Sul definido de acordo com o calendário eleitoral do estado. Esta variável foi instrumentalizada de forma qualitativa ou *dummy*, atribuindo-se valor 1 ao ano de realização de eleições e 0, em caso contrário;
- (GOVDIV)_t: governo dividido demarca a situação em que o Executivo é controlado por um partido ou coalizão partidária mas não detém o controle

sobre o Legislativo; é medido por meio de uma variável *dummy* que atribui valor 1 à situação de divisão de poder e 0, em caso contrário.

A relevância dessas variáveis decorre desde o ponto de vista conceitual e metodológico, seja em relação as variáveis despesa e receita, seja em relação as demais variáveis política-institucionais e econômicas, assim como se justifica, também, a inclusão das variáveis do modelo VAR pela consideração individual de trabalhos e sua relevância no grupo temático de pesquisa, podendo-se destacar, entre outros: Alt e Lowry (1994), Poterba (1994), Alesina e Perotti (1995), Sanguinetti e Tommasi (1997), Alesina et al. (1997), Hallerberg e von Hagen (1997), Kontopoulos e Perotti (1999) e Jones et al. (1999) relativamente às variáveis endógenas I(1) conjuntamente determinadas despesa e receita; Alesina e Perotti (1995), Alesina et al. (1997), Hallerberg e von Hagen (1997) e Kontopoulos e Perotti (1999) relativamente às variáveis exógenas I(1) produto interno bruto, tamanho de governo e coalizão política; Poterba (1994), Sanguinetti e Tommasi (1997), Jones et al. (1999) e Kontopoulos e Perotti (1999) relativamente às variáveis exógenas I(1) índice de inflação e governo dividido; Sanguinetti e Tommasi (1997), Alesina et al. (1997) e Jones et al. (1999) relativamente à variável *dummy* ano eleitoral.

3.3 Hipóteses

As hipóteses a serem testadas são de duas naturezas: uma primeira hipótese refere-se às relações de longo prazo entre as variáveis fiscais despesa e receita *per capita*, e uma segunda hipótese associa o produto fiscal a fatores causativos de ordem institucional e político. Assim, propõe-se:

- PRIMEIRA HIPÓTESE

De acordo com Barro (1989, p. 204), a restrição orçamentária intertemporal do governo pode ser definida $\sum_1^{\infty} d_t T_t = \sum_1^{\infty} d_t G_t - B_0$, onde d_t é o fator de valor presente, T_t são os impostos do tipo *lump-sum*, G_t os gastos governamentais (e pagamento de transferências) e B_0 é o déficit inicial. Com base nessa equação, sem perda de generalidade, supõe-se que existe uma

relação estável de longo prazo entre as variáveis do vetor fiscal constituído pela despesa e receita *per capita* de tal forma que, tomando-se o vetor fiscal e normalizando-o com base no déficit *per capita*, obtém-se $[1 \quad -\lambda]$, onde 1 é o coeficiente correspondente à despesa *per capita*, e λ o da receita *per capita* e, assim, as hipóteses nulas (H_0) e alternativas (H_a) para o parâmetro λ do ponto de vista do teste estatístico são:

$$H_0: \lambda = -1;$$

$$H_a: \lambda \neq -1.$$

- SEGUNDA HIPÓTESE

Com base nos modelos político-econômico arrolados na seção 2, infere-se que fatores de ordem política e institucional são co-determinantes do produto fiscal em termos de déficit, despesa e receita *per capita* no estado do Rio Grande do Sul no período compreendido entre os anos de 1964 e 1998. Em particular, espera-se:

I – que o problema dos recursos comuns explique a *performance* fiscal do estado do Rio Grande do Sul quanto ao dispêndio e a arrecadação e, em particular, o déficit orçamentário daí decorrente;

II – em decorrência do problema dos recursos comuns, espera-se que o produto fiscal deficitário do estado do Rio Grande do Sul se dê de tal forma a reproduzir-se endogenamente;

III – em conseqüência de I e II, vai se verificar se:

- 1) existiu um comportamento oportunístico do governo do estado do Rio Grande do Sul quanto ao uso do déficit orçamentário no intuito de iludir o eleitor e de garantir reeleição ao longo do período de estudo;
- 2) a magnitude do déficit foi determinante estratégico de comportamentos dos sucessivos governos do estado do Rio Grande do Sul ao longo do período estudado quanto às suas escolhas de políticas;
- 3) quanto mais equânime foi distribuído o déficit público no tempo, menores seriam os conflitos entre gerações;
- 4) quanto maiores foram os conflitos entre grupos organizados e responsáveis pela definição da política fiscal, maior seria o déficit público do Estado no período estudado;

5) as instituições políticas e orçamentárias foram fatores determinantes do déficit público do estado do Rio Grande do Sul no período de estudo;

3.4 Procedimentos e fontes de dados

A análise de um processo VAR envolve tipicamente um determinado número de passos importantes:

1. assegura-se que as variáveis endógenas a serem determinadas conjuntamente no modelo sejam $I(1)$;
2. decide-se a ordem do modelo;
3. identifica-se a natureza restrita ou irrestrita das variáveis determinísticas tais como intercepto e tendência temporal;
4. resolve-se o problema de especificação das relações de longo prazo que surgem quando o número de relações de co-integração for maior do que a unidade;
5. testam-se as restrições superidentificadas nas relações de longo prazo;
6. estima-se o modelo de correção de erros.

A seqüência natural envolve o exame das séries tanto graficamente como por intermédio do correlograma (FAC) para se verificar a possível estacionaridade das mesmas. Um teste alternativo de estacionaridade que também foi utilizado foi o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) e teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF). A verificação da existência de vetores co-integrados foi processada por intermédio do teste Engle-Granger (EG) ou teste de Engle-Granger aumentado (AEG), e também por intermédio da metodologia proposta por Johansen, em particular das variáveis receita, despesa *per capita*.

As análises acerca das propriedades dinâmicas de curto prazo do modelo, ao serem considerados os efeitos de variáveis específicas e de choques sobre a relação de co-integração (de longo prazo), foram levadas a cabo com auxílio das análises das respostas à impulsos não convencionais.

Os dados utilizados nas séries temporais resultaram de transformações de preços correntes para preços constantes com base na Tabela de Atualização de Valores da Fundação de Economia e Estatística (Fee/RS).

Tomando-se o valor do corrente ano, por intermédio do fator médio da Tabela de Atualização, dividiu-se o valor do corrente ano cotado à moeda da época pelo fator médio do mesmo ano, o que transforma os valores em Real a preços constante de maio de 1999. A segunda parte do tratamento dos dados envolveu dividir os valores correntes a preços de maio de 1999 (R\$) pelo número de habitantes segundo os dados contidos no *Censo Demográfico* do IBGE. Este procedimento está de acordo com alguns dos trabalhos desta área conforme pode ser verificado pela revisão de literatura.

Os valores da série do PIB do estado do Rio Grande do Sul foram obtidos da Fundação de Economia e Estatística do Rio Grande do Sul entre os anos de 1970 e 1998, ressaltando-se que, nesse período, a fundação utilizou duas metodologias alternativas: uma de 1970 a 1975, que obtinha a renda interna do estado, e uma segunda aplicada a partir de 1985, que determina o produto interno bruto. Verificou-se, por uma análise de tendência da série, que a inclinação da curva não se modificava quando se criou uma variável *dummy* que assumia valor 1 a partir de 1985 e, zero até então; também não houve alteração de inclinação da tendência quando o procedimento adotado foi de se considerar o i -ésimo valor do produto menos o valor de 1985 ($PIBPCRS_i - PIBPCRS_{1985}$), e $i = 1964, \dots, 1998$. Mediante a estatística t rejeitou-se a significância do coeficiente correspondente ao *drift* originado nessas duas regressões relativamente à regressão original da tendência. Um procedimento adicional utilizado foi o de estimar os valores não calculados pela fundação para os anos de 1964 a 1969 com base nas taxas de crescimento do produto interno bruto nacional verificado entre os anos de 1970 a 1975 de 6%. Ademais, o procedimento adotado foi o mesmo relativamente às séries de variáveis fiscais, partiu-se dos valores de um determinado ano e dividiu-se pelo Fator de Correção da Fee/RS, obtendo-se valores constantes a preços de maio de 1999; após dividiu-se esses valores pelo número de habitantes do estado de cada ano.

A variável inflação foi medida em termos da taxa de inflação com base no Índice Geral de Preços no conceito de disponibilidade interna da Fundação Getúlio Vargas (FGV/RJ), tendo-se considerado, para o ano de 1998, a média dos meses de janeiro a dezembro 1997.

Os dados relativos às séries de variáveis fiscais – receita e despesa – foram obtidos da secretária da Fazenda do estado do Rio Grande do Sul por meio do Gabinete de Orçamento e Finanças contidos em diversos volumes *Série Finanças do Estado*. Também se utilizaram não somente dos dados relativos à execução orçamentária, mas também das propostas para os diferentes exercícios econômico-financeiros fornecidos pela Secretaria da Coordenação e Planejamento do estado. Desse exame obteve-se, também, os dados relativos ao tamanho do governo. Deve-se ressaltar que as séries de despesa e receita *per capita* no período de alta inflação, em particular nos anos de 1991, 1992, 1993 e 1994, apresentaram grandes oscilações criando um viés muito grande. Ajustaram-se, então, essas séries pela utilização dos valores mensais correspondentes àqueles anos corrigidos pelo fator médio de cada ano fornecido pela Tabela de Atualização da Fee/RS, obtendo-se valores mais suaves conforme o Anexo1.

Quanto as variáveis Políticas e Institucionais utilizaram-se as informações contidas nos *Anais e Diários da Assembléia Legislativa* do estado, tanto quantitativas quanto qualitativas, como o número de deputados da Arena ou MDB; mais recentemente, o número de deputados por partidos políticos diversos, por coalizão governamental ou de oposição constituídas a partir desses partidos políticos; quantidade de deputados a favor do governo e contra, verificando-se, como critério de decisão secundário, se a Mesa Diretora da Assembléia Legislativa era dirigida por um membro aliado do governo ou não, tirando-se daí o conceito de governo dividido entre os poderes ou não; desses *Anais e Diários*, identificaram-se os diversos anos eleitorais (Anexo 2).

Adicionalmente, como fonte de dados consultou-se o IBGE, o Ipea e a Fundação Getúlio Vargas (FGV/RJ).

4. O teste empírico

4.1 Testes de raiz unitária e de co-integração

Em decorrência de se ter ajustado os valores para uma única base e tomá-los em relação à população, não exclui a possibilidade de que sejam não estacionários e possuam raiz unitária. A análise visual dos dados indica uma possível presença de raiz unitária nas séries de receita (RECPCRS) e despesa (DESPPCRS) *per capita*, dada à tendência de ambas de se afastarem da média de longo prazo. O mesmo não acontece, contudo, na série de déficit *per capita* (DEFPCRS), que apresenta uma tendência de permanecer à média de longo prazo (Gráfico 2).

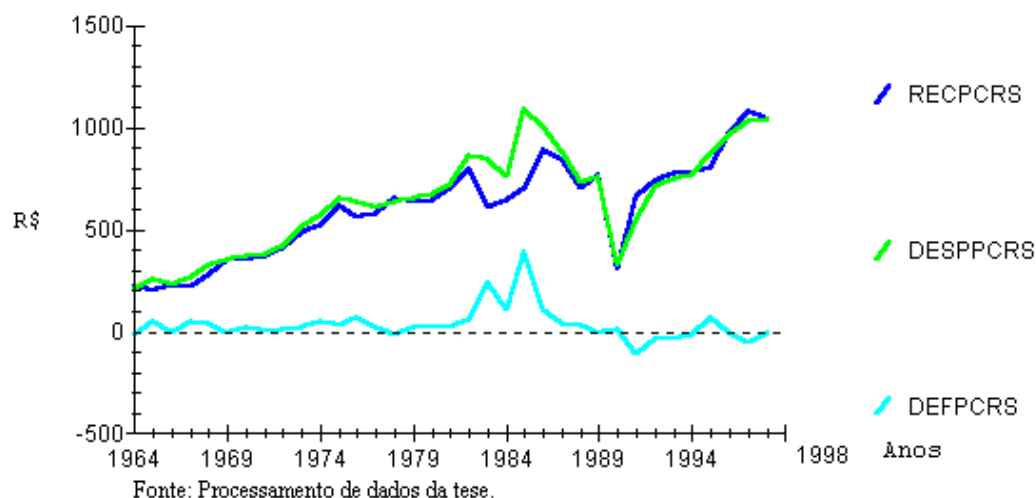


Gráfico 2 - Receita, despesa e déficit *per capita* do Rio Grande do Sul de 1964 a 1998.

A Tabela 1 mostra os resultados dos testes de raiz unitária - teste DF (Dickey-Fuller) e ADF (Dickey-Fuller aumentado) – por variáveis e condições de integrações I(1) e I(0). Os valores calculados de acordo com as estatísticas Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller aumentado (ADF) foram $-2,9706$ e $-3,5796$ para a regressão que incluía intercepto mas não tendência temporal. Consequentemente, a um intervalo de confiança de 95%, somente a variável déficit *per capita* é aceito a inexistência de raiz unitária, sendo o valor calculado

igual $-3,1865$ superior a $-2,9706$ da estatística Dickey-Fuller (DF). Assim, rejeita-se a hipótese nula de não-estacionaridade e raiz unitária para essa variável, contudo, para as demais séries, sem exceção, aceita-se a existência de raiz unitária e não-estacionaridade das mesmas

Tabela 1 – Testes de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) e teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF) por variáveis e condição de integração.

Variável	Teste DF	Teste ADF	I(.)
Receita <i>per capita</i>	-3,2700	-2,4758	I(1)
Despesa <i>per capita</i>	-2,3530	-2,1233	I(1)
Déficit <i>per capita</i>	-3,1865	-1,8899	I(0)
Inflação (IGP-DI)	-2,4779	-3,1964	I(1)
PIB <i>per capita</i> RS	-2,6441	-2,7014	I(1)
Tamanho de Governo	-1,8063	-1,7987	I(1)
Coalizões Políticas	-1,5974	-1,4659	I(1)
Δ Receita <i>per capita</i>	-7,6958	-4,8460	I(0)
Δ Despesa <i>per capita</i>	-6,3831	-4,3278	I(0)
Δ Índice Geral Preços	-5,2201	-7,4601	I(0)
Δ Produto Interno Bruto	-4,3583	-2,7651	I(0)
Δ Tamanho de Governo	-5,5958	-3,6863	I(0)
Δ Coalizões Políticas	-5,9693	-4,7072	I(0)

Fonte: Processamento de dados da tese.

Como foi verificado no Gráfico 2, a receita e a despesa *per capita* parecem estar tendendo ao mesmo tempo, cada qual seguindo um caminho aleatório que parece estar uníssono. Essa idéia intuitiva é a base que está por trás de séries temporais co-integradas. Apesar de essas séries se mostrarem processos estocásticos não estacionários ou de caminho aleatório, a combinação linear delas pode ser estacionária, em particular, o déficit primário *per capita*; neste caso, segundo a estatística Dickey-Fuller (DF) confirma-se a estacionaridade (Tabela 1).

A definição do número de relações entre os vetores co-integrados será feita após a determinação da ordem de defasagem temporal do modelo VAR proposto. Para isso, far-se-á uso dos testes estatísticos e dos critérios de seleções conforme arrolados na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes LR e critérios de seleções para escolha da ordem de defasagem do modelo VAR, com constante e sem tendência linear.

Ordem	LL	AIC	SBC	Teste LR
7	-309,3361	-337,3361	-355,9870	---
6	-311,0720	-335,0720	-351,0585	$\chi^2_{(4)} = 3,4718$
5	-315,4395	-335,4395	-348,7615	$\chi^2_{(8)} = 12,2068$
4	-330,8837	-346,8837	-357,5413	$\chi^2_{(12)} = 43,0952$
3	-333,7578	-345,7578	-353,7510	$\chi^2_{(16)} = 48,8433$
2	-338,2306	-342,2306	-344,8950	$\chi^2_{(20)} = 52,7078$
1	-338,2306	-342,2306	-344,8950	$\chi^2_{(24)} = 57,7890$
0	-390,0883	-390,0883	-390,0883	$\chi^2_{(28)} = 161,504$

Fonte: Processamento de dados da tese.

Notas: 1) AIC é o critério de Akaike; 2) SBC é o critério de Schwarz; 3) LR é o teste Likelihood ratio.

Pelos dados da Tabela 2, observa-se que, pelo Critério de Akaike (AIC), o máximo valor obtido foi $-335,0720$ correspondendo à ordem seis de defasagem, ao passo que pelo Critério de Schwarz (SBC), o máximo valor foi $-348,7615$, indicando a ordem de defasagem cinco. A análise de significância desses *lags* pelo teste LR, para um intervalo de confiança de 95%, permite que se aceitem as hipóteses nulas de autoregressividades de ordens 5 e 6 *lags* para o modelo VAR proposto, já que o valor calculado para $\chi^2_{(8)} = 12,2068$ é inferior ao valor crítico 15,51 e, para o valor calculado para $\chi^2_{(4)} = 3,4718$ da mesma forma, é inferior ao valor crítico 9,49. O critério de desempate e decisivo para a escolha da ordem 6 de defasagem utilizado é o máximo valor da função LL entre esses dois níveis de defasagens e, neste caso, o valor máximo é $-311,0720$. Para os demais testes, rejeitam-se as hipóteses nulas correspondentes.

4.2 Teste de causalidade de Granger

Os testes de Causalidade de Granger para as variáveis do VAR(6) despesa e receita *per capita* indicam aceitação das hipóteses despesa *per capita* Granger-causal e receita *per capita* Granger-causal a um intervalo de confiança de 95%. Os valores calculados foram de $\chi^2_{(6)} = 35,3661$ para a despesa e $\chi^2_{(6)} = 38,7490$ para a receita. O valor crítico correspondente $\chi^2_{(6)} = 12,59$, determinando que os valores calculados estejam na região da nulidade. A Tabela 3 reúne esses resultados.

Tabela 3 – Teste de causalidade de Granger para as Variáveis do VAR(6)

Variável Granger-causal	Lag	Valor Calculado	Valor Crítico
Despesa <i>per capita</i>	6	$\chi^2_{(6)} = 35,3661$	$\chi^2_{(6)} = 12,59$
Receita <i>per capita</i>	6	$\chi^2_{(6)} = 38,7490$	$\chi^2_{(6)} = 12,59$

Fonte: Processamento de dados da tese.

A definição do número de vetores co-integrados se dá pela escolha do *rank* da matriz (r) com base nos autovalores e no traço da matriz estocástica, e também pela utilização dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQC). Essa definição dependerá, também, da natureza das variáveis determinísticas tais como o intercepto e a tendência temporal⁵. De acordo com resultados dos testes quanto a natureza das variáveis determinísticas, foi escolhido como o modelo representativo aquele com intercepto restrito e sem tendência temporal. O número de vetores foi determinado segundo os critérios do máximo autovalor e do traço da matriz estocástica, e está reunido na Tabela 4. Os resultados indicam claramente que a um nível de confiança de 95% são aceitas as hipóteses nulas quando o *rank* considerado ser igual ou menor a um segundo os dois critérios considerados. A relação de equilíbrio de longo prazo verificada entre as variáveis despesa e

receita *per capita* é $\begin{bmatrix} 1 & -0,9559 & -121,7728 \end{bmatrix}_{1 \times 3}$. O teste de sobre-identificação mediante a restrição de que o coeficiente da variação da receita *per capita* seja igual a 1 é aceito ao nível de 5% de significância; o teste LR de restrição conjunta apontou um valor calculado de $\chi^2_{(1)} = 0,46845$, inferior ao valor crítico igual a 3,84.

Tabela 4 – Testes de co-integração de Johansen para o vetor despesa e receita *per capita*.

Estatística do Teste (Valores Críticos – 95%)				Vetor de Cointegração
Autovalor Máximo		Traço		Despesa/Receita
K = 0	K = 1	K = 0	K = 1	(1,0; -0,95591)
17,9864	2,2501	20,2366	2,2501	
(15,87)	(9,16)	(20,18)	(9,16)	

Fonte: Processamento de dados da tese.

4.3 Função de resposta a impulsos de despesa e receita *per capita*

Tendo-se por base as relações de equilíbrio de longo prazo estabelecidas pelo vetor de co-integração $\begin{bmatrix} 1 & -0,9559 & -121,7728 \end{bmatrix}_{1 \times 3}$, verifica-se, agora, as suas respostas a impulsos de despesa e de receita *per capita* mediante a análise das funções de impulso-resposta estimadas.

O déficit decorrente de um impulso de despesa de R\$253,92 *per capita* é reequilibrado no primeiro ano mediante uma redução de despesa na ordem de 0,32% do desvio inicial, o equivalente a uma redução de gasto *per capita* de R\$0,82; no segundo ano o impacto residual equivale a 0,23% ou R\$0,60 *per capita* de gasto e, assim, até que o valor residual total seja eliminado. As respostas a esses choques, contudo, são convergentes no longo prazo.

⁵ Foram considerados cinco casos quanto a natureza das variáveis determinísticas: i) sem intercepto e sem *trend*; ii) intercepto restrito e sem *trend*; iii) intercepto não restrito e sem *trend*; iv) intercepto não restrito e *trend* restrito; v) intercepto não restrito e *trend* não restrito.

As respostas a impulsos de receita são, de maneira similar às de despesa, convergentes no longo prazo. Um impulso de receita equivalente a R\$239,60 *per capita*, no primeiro ano após o choque é corrigido em 0,478% ou R\$1,14 *per capita* adicionais e, no segundo ano, o valor será de R\$0,40 *per capita* de impostos a mais ou 0,172% do valor residual.

A análise das respostas a impulsos de despesa e receita *per capita*, por equações do sistema de equações, permite que se verifique que ambos os choques são permanentes, mas com conseqüências distributivas diferentes ao longo do tempo. Um choque de despesa equivalente a R\$253,92 *per capita* determinará, em anos futuros, uma redução de gasto, em média, de R\$76,00 *per capita*; neste caso, o impacto sobre a receita será de R\$77,00 *per capita* a menos. De outro lado, o impulso de receita *per capita* equivalente a R\$239,60, por equações do sistema, determina uma retomada no equilíbrio de longo prazo em patamares de gasto e arrecadação a partir do décimo quinto ano, em média, de R\$150,00 e R\$160,00 *per capita* adicionais, respectivamente. Esse quadro é ilustrado pelo Gráfico 3.

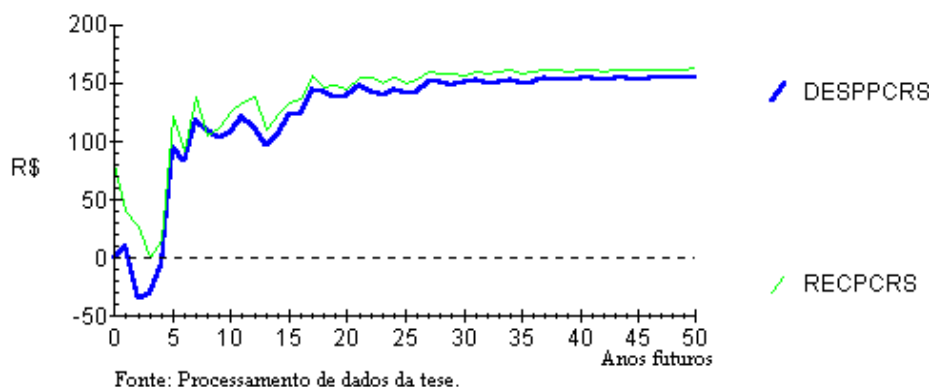


Gráfico 3 - Função impulso-resposta do choque de uma unidade de desvio-padrão da receita *per capita* por equações.

4.3 O modelo de correção de erros vetorial

Como as variáveis despesa e receita *per capita* co-integram, o termo de correção de erros, $ecm(-1)$, teria que comparecer com um coeficiente diferindo

significativamente de zero em, pelo menos, uma das equações. Ele comparece na equação explicativa da variação da despesa *per capita* com um sinal negativo e significativamente diferente de zero a um nível de significância de 5%, e insignificante estatisticamente para a equação correspondente à variação da receita *per capita*. A implicação disso é que, se uma inovação perturbar o equilíbrio de longo prazo entre os níveis das duas variações, despesa (Δ DESPPCRS) e receita (Δ RECPCRS) *per capita*, são os valores de Δ DESPPCRS que se ajustam para restaurar o equilíbrio. As variações de Δ DESPPCRS teriam que responder negativamente a um choque que gerasse uma variação negativa em $\text{ecm}(-1)$ em caso de déficit endógeno⁶.

Verifica-se, pela Tabela 5, que a escolha do VAR(6) é plenamente justificada na medida em que as significâncias estatísticas dos coeficientes de ordem 5 são elevadas; a sua desconsideração omitiria parte da dinâmica do sistema. Contudo, alguns dos coeficientes passados da variação da despesa *per capita* (Δ DESPPCRS) não são significativos estatisticamente ao nível de 5%.

Tabela 5 – Modelo de correção de erros vetorial (VECM) reduzido –
 Δ DESPPCRS como variável explicada.

Variáveis Explicativas	Coefficientes	Desvio-Padrão	Estatística <i>t</i>
Δ DESPPCRS2	0,66206	0,30992	2,1363
Δ RECPCRS2	-0,7245	0,37673	-1,9231
Δ DESPPCRS3	0,78729	0,34421	2,2872
Δ DESPPCRS5	-1,1808	0,34797	-3,3933
Δ RECPCRS5	1,0356	0,34799	2,9759
$\text{ecm}(-1)$	-0,48390	0,41150	-1,7759
R^2	0,73282		
\bar{R}^2	0,58439		

Fonte: Processamento de dados da tese.

⁶ Um modelo de correção de erros que incorpora os desvios de uma regressão co-integrante tem uma interpretação no que diz respeito à causalidade (Granger, 1983). Em um processo dessa natureza, a causalidade no sentido de precedência temporal pode emergir de duas fontes: a) do conjunto dos coeficientes Δ DESPPCRS e Δ RECPCRS; b) do coeficiente do termo de correção de erros defasado. O

Em decorrência de a equação explicativa das variações de despesa *per capita* ser a representativa, verificam-se a seguir as condições de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos da regressão, condições essas pressupostas para se obterem estimadores do modelo de correção de erros vetorial (VECM) de variância mínima e não tendenciosos. O teste de correlação serial dos resíduos do modelo de correção de erros da equação da despesa evidencia ausência de correlação para os coeficientes mediante a estatística *t* e, de acordo com as estatísticas nas versões do multiplicador de lagrange (*LM*) e *F*, rejeita-se, também, a hipótese nula de correlação, pois o valor calculado de $\chi^2_{(6)} = 8,7236$ é inferior ao valor crítico $\chi^2_{(6)} = 12,59$, e o valor calculado de $F_{(6,12)} = 0,86047$ igualmente inferior ao valor crítico de $F_{(6,12)} = 3,0$, respectivamente. Adicionalmente, procedeu-se à verificação da existência de correlação serial na forma de um processo autoregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH), tendo em vista o período de estudo ser caracterizado por elevada instabilidade econômica, crises internacionais e alta inflação⁷. De acordo com as versões *LM* e *F*, aceita-se a insignificância estatística desses coeficientes, pois o valor calculado de $\chi^2_{(6)} = 1,9689$ é inferior ao valor crítico de $\chi^2_{(6)} = 15,59$, e o valor calculado de $F_{(6,12)} = 0,14568$ é inferior ao valor crítico de $F_{(6,12)} = 3,0$, respectivamente.

O teste de raiz unitária do termo de correção de erros defasado da equação da taxa de expansão da variação da despesa *per capita*, [ecm(-1)], indica claramente a rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária, já que os valores calculados para os testes DF e ADF(1) são -5,3005 e -5,9991, ambos superiores, em módulo, ao valor crítico -2,9750 ao nível de 5% de significância.

O Gráfico 4 evidencia a estabilidade estrutural do modelo de correção de erros vetorial da equação da variação da despesa *per capita* mediante a soma cumulativa dos resíduos recursivos (CONSUM). Fica evidenciado que há

teste convencional de Granger ignora esse último e, potencialmente, a causalidade pode ser exercida através de correção de erros somente.

⁷ Engle (1982, p.987-1007). Esse processo assume a forma de $\varepsilon_t \sim N(0, \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)$, e a hipótese nula de ausência desse processo implica testar a nulidade dos *i*-ésimos coeficientes α 's.

estabilidade estrutural à medida que os afastamentos de zero ocorrem, mas são de pequenas magnitudes, nunca batendo na banda delimitadora e definidora de uma quebra estrutural e, portanto, de uma instabilidade dos coeficientes do vetor de estimadores $\hat{\beta}_t$ em decorrência de um choque permanente. Deve-se ressaltar que, se os resíduos forem aleatórios, deve-se esperar que a estatística CONSUM permaneça em torno de zero, e todo afastamento desse ponto pode significar má especificação funcional do modelo de correção de erros. Nesse sentido, verifica-se pelo teste RESET de forma funcional a sua correta especificação, já que com base no teste *chi*-quadrado, um grau de liberdade e 5% de significância estatística, o valor calculado é 1,1877, inferior ao valor crítico 3,841, e de acordo com a versão $F_{(1,17)}$, o valor calculado 0,7260 é igualmente inferior ao valor crítico 4,45.

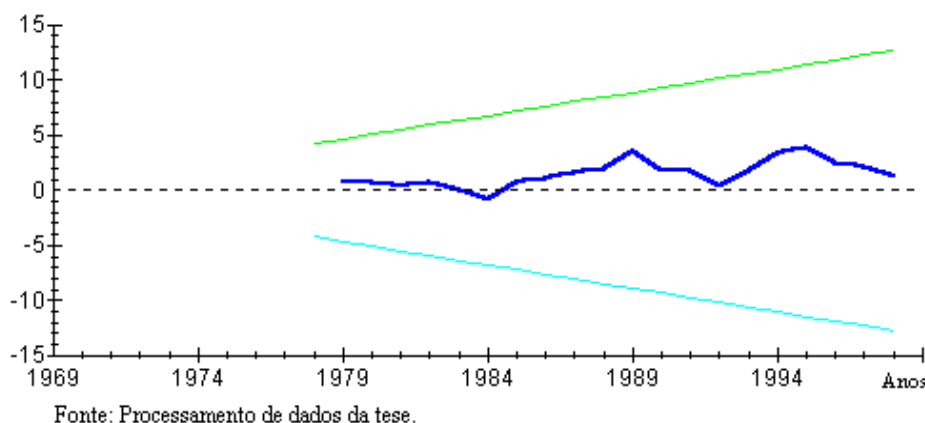


Gráfico 4 - Soma cumulativa dos resíduos recursivos.

4.4 O modelo de correção de erros vetorial ampliado

Nesta sub-seção, incorporam-se variáveis econômicas, políticas e institucionais tendo em vista a verificação de suas contribuições como determinantes de distúrbios na relação de equilíbrio de longo prazo. As variáveis econômicas a serem consideradas são a variação do déficit *per capita* defasado em um período ($\Delta\text{DEFPCRS}(-1)$), a variação do índice geral de preços ($\Delta\text{INFLABR}$); já as variáveis políticas e institucionais são a variação do número de órgãos do governo ($\Delta\text{TAMGOVRS}$), a variação do número de

partidos coligados (Δ COALIZAO), as *dummies* ano eleitoral (ANOELEIT) e governo dividido (GOVDIV).

Os resultados confirmam a significância estatística ao nível de 5% para o termo de correção de erros, $ecm(-1)$, após a inclusão das variáveis explicativas do desvio de equilíbrio de longo prazo do vetor de co-integração estimado somente para o número de partidos coligados politicamente (Δ COALIZAO), e governo dividido (GOVDIV), não se verificando significância estatística para as demais variáveis *ex post* incluídas a esse nível de significância; contudo, a 10% de significância, aceita-se a variável índice geral de preços (Δ INFLABR)⁸. A Tabela 6 acrescenta algumas estatísticas relativamente à essas variáveis.

TABELA 6 – Resultados do modelo de correção de erros vetorial (VECM) por variáveis adicionais.

Regressor	Coeficiente	Estatísticas			
		t-Student	LM($\chi^2_{(1)}$)	LR($\chi^2_{(1)}$)	F _(1,17)
Δ DEFPCRS(-1)	7472,3	0,59427	0,59018	0,59627	0,35316
Δ INFLABR**	0,082079	1,5930	3,7665	4,0346	2,5375
Δ PIBPCRS	0,027268	0,031487	1,2537	1,2826	0,74998
Δ TAMGOVRS	7,4464	0,43994	0,32646	0,32831	0,19355
Δ COALIZAO*	-69,5081	-1,8918	5,0434	5,5405	3,5789
ANOELEIT	18,5414	0,43767	0,32313	0,32494	0,19155
GOVDIV*	60,3799	2,0655	5,8176	6,4931	4,2661

Fonte: Processamento de dados da tese.

Nota: 1) O símbolo (*) denota significância estatística ao nível de 5%; 2) O símbolo (**) denota significância estatística ao nível de 10%.

Com base na Tabela 6, aceitam-se significâncias estatísticas para as variações do índice geral de preços (Δ INFLABR), do número de partidos politicamente coligados (Δ COALIZAO) e governo dividido (GOVDIV). O coeficiente correspondente às variações do índice geral de preços é de 0,082079, tendo um desvio-padrão de 0,051526 e significância mediante a estatística *t* igual a 1,5930, valor que cai na região de rejeição da hipótese nula

⁸ Para maiores esclarecimentos em relação a esse procedimento, sugere-se consultar Veloso (2001, p. 137-140).

já que o valor crítico correspondente é de 1,333 a 10% de nível de significância e 17 graus de liberdade. As estatísticas relativas ao teste de hipótese de restrição conjunta da variável adicional igual a zero são rejeitadas ao nível de significância de 5%, segundo a versão *LR*, mas aceitas segundo as demais versões, *LM* e *F*. Contudo, a 10% de nível de significância, aceita-se a rejeição de nulidade segundo todas as versões.

A segunda variável estatisticamente significativa é a variação do número de partidos coligados (Δ COALIZAO), variável de uma dupla conotação, política e institucional. O coeficiente determinado é $-69,5081$, apresentando, segundo a estatística *t*, um valor calculado igual a $-1,8918$, significativo ao nível de 5% e 17 graus de liberdade. As demais estatísticas arroladas quanto à nulidade da hipótese de restrição conjunta da variável adicionada ser igual a zero é rejeitada sob as versões *LM* e *LR*, tanto a 5% quanto a 10% de significâncias, e aceita segundo a versão *F*.

A última variável com significância estatística verificada a partir dos resultados anteriormente arrolados é a correspondente ao governo dividido (GOVDIV). O coeficiente obtido é $60,3799$, tendo um desvio-padrão igual a $29,2332$ e estatística *t* igual a $2,0655$, significativa a 5% e 17 graus de liberdade. As demais estatísticas corroboram à significância da variável no conjunto das demais, segundo as versões *LM* e *LR* a 5% e a 10% de significâncias, mas rejeita-se a 5%, segundo a versão *F*.

Para finalizar, destacam-se alguns resultados empíricos relativos às variáveis políticas e institucionais para efeito de comparações aos obtidos neste trabalho. Sanguinetti e Tommasi (1997) estimaram uma equação de despesa *per capita* levando em consideração o grau de divisão do governo e o ano eleitoral, obtendo coeficientes iguais a $61,28$ e $82,966$, respectivamente, valores, portanto, com sinais iguais e valores muito próximos aos obtidos no teste empírico deste trabalho, e relevante, também, pelo fato de se tratar das províncias argentinas. Ainda em relação ao ano eleitoral, Alesina et al. (1997) estimaram uma equação em que a variável dependente era a variação da taxa de crescimento da despesa relativa ao GDP, obtendo um coeficiente igual a $0,0011$, não significativo estatisticamente e positivo, estando de acordo com o teste deste trabalho, divergindo quanto à magnitude do coeficiente. O número de partidos de coalizão foi objeto de estimação por Kontopoulos e Perotti

(1999) numa relação funcional em que a variável dependente era a variação da despesa tomada em relação ao GDP, obtendo um coeficiente igual a 0,12. Segundo os autores (p. 89), esse resultado poderia ser negativo conforme os obtidos por Hann e Sturm (1994) e de acordo com o resultado empírico desta tese. Kontopoulos e Perotti (1999), na mesma relação funcional, estimaram o coeficiente correspondente ao tamanho de governo, obtendo um valor igual a 0,18, valor inferior ao obtido pelo teste empírico deste trabalho, mas com sinal igualmente positivo.

5 Conclusões

Este estudo se baseou numa relação de equilíbrio de longo prazo entre a despesa e a receita *per capita*. Essa hipótese não foi rejeitada aos níveis de significância usuais. Uma análise posterior mostrou que a série de despesa *per capita* é a variável de ajuste, sendo determinada pelos passados das variáveis fiscais despesa e receita *per capita* e, no estado do Rio Grande do Sul, pôde-se verificar que a despesa e a receita *per capita* são exogenamente fixadas e o déficit *per capita*, endogenamente.

Ademais, testou-se para o estado se essa *performance* fiscal inseria-se num contexto de recursos comuns; nesse sentido, a hipótese foi aceita verificando-se, conclusivamente:

- conflitos de interesses entre gerações, na medida em que a alocação intertemporal de recursos premia elevada taxa de desconto no presente, onerando as gerações futuras, eleva as despesas e as receitas *per capita* a uma taxa crescente de elevação de receita *per capita* maior à da despesa *per capita* no futuro, conforme pode ser visualizado pelo Gráfico 2;
- conflitos de interesses entre grupos de interesses locais pelo exame das variáveis indicadoras de divisão e fragmentação do poder: o coeficiente correspondente à variável tamanho do governo apresentou um sinal positivo, indicando que, à medida que a máquina administrativa e burocrática do estado aumenta, aumenta a variação de despesa *per capita*; verifica-se o contrário relativamente ao número de partidos da coalizão

política e partidária do governo, pois, à medida que esse número aumentou, reduziu-se a variação da despesa *per capita*, concluindo-se que ambas as variáveis não têm o mesmo significado e que, para os termos do estado do Rio Grande do Sul no período estudado, coalizão política não implicou aumento de secretarias de estado. O coeficiente correspondente ao grau de divisão de poder entre Executivo e o Legislativo apresentou sinal positivo e estatisticamente significativo, o que implicou que, em havendo tal divisão e o Executivo não tendo maioria no Legislativo, houve variação positiva da despesa *per capita*. Contudo, observa-se que há um comovimento entre tamanho do governo e divisão de poderes entre o Executivo e o Legislativo, ambos determinando acréscimos na despesa *per capita* e podendo significar que as disputas entre poderes são resolvidas mediante ampliação do tamanho do governo e da máquina administrativa e burocrática do estado;

- a não existência de conflitos de interesses no contexto dos ciclos eleitorais: o coeficiente correspondente a variável ano eleitoral teve sinal positivo, mas não estatisticamente significativo, implicando que os anos correspondentes às eleições não foram determinantes significativos de aumento de déficit *per capita*, e os sucessivos governos não utilizaram o déficit como variável estratégica para condicionar a escolha, mas a *performance* futura de seu sucessor, sim, na medida em que o produto fiscal de arrecadação e gasto *per capita* foi de aumentar mais as variações de arrecadação relativamente às despesas *per capita* de forma permanente; a estacionaridade do déficit primário *per capita* sinaliza, claramente, uma prática política semelhante entre diferentes governos do estado no período estudado. Portanto, em relação à política fiscal, não houve diferenças quanto às matizes política-ideológicas ao longo desse período.

Para finalizar, pode-se afirmar que o sistema institucional e o processo político condicionam as instituições fiscais, e a política de déficit primário sistemática implementada ao longo do tempo no estado do Rio Grande do Sul de 1964 a 1998 reflete esse *estado de arte*. Não se pode, com base neste trabalho, afirmar que essa política seja determinante de redução de bem-estar individual e social, mas que o produto fiscal decorrente dos choques de

despesa e receita se dá de forma a causar ajustes de arrecadação *per capita* numa proporção acima daquela da despesa *per capita*. Nesse sentido, pode-se inferir, conclusivamente, que a política de déficit sistemático representa adequadamente um problema de recursos comuns ou *common pool*⁹, seja mediante a vontade coletiva dos eleitores por serem onerados futuramente com mais impostos relativamente aos gastos *per capita* (ilusão fiscal), seja por intermédio da representação política por grupos de interesses distribuídos entre os Poderes Legislativo e Executivo pelo domínio da burocracia e máquina estatal.

6. Referências Bibliográficas

ALT, J.; LOWRY, R. C. Government , fiscal institutions, and budget deficits: evidence from the States. *American Political Science Review*, v. 88, n. 4, p. 811-828, Dec. 1994.

ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed? *The American Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1170-1188, Dec. 1991.

ALESINA A.; PEROTTI, R. The political economy of budget deficits. *IMF Staff Papers*, v. 42, n. 1, Mar. 1995.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal discipline and the budget process. *American Economic Review*, p. 401-407, May 1996.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Budget déficits and budget institutions. *IMF Working Paper*, WP/96/52, May 1996. JEL Classification : H1, H5.

ALESINA, A.; TABELLINI, G. A Positive theory of fiscal deficits and government debt. *Review of Economic Studies*, n. 57, p. 403-414, 1990.

ALESINA, A.; ROUBINI, N.; COHEN, G. D. **Political cycles and the macroeconomy**. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 1997. 302 p. Ch. 9, p. 227-263.

AYAGARI, S. R. How Should taxes be set? Federal reserve of Minneapolis. *Quarterly Review*, v. 13, n.1, 1989.

____. Intergenerational linkages and government budget policies. Federal reserve Bank of Minneapolis .*Quarterly Review*, v. 11, n. 2, p. 14-23. Mar. 1987.

⁹ Sugere-se consultar Veloso (2001, p. 84)

BARRO, R. On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, v. 87. Oct. 1979.

____. **Modern business cycle theory**. Cambridge; Massachusetts: Harvard university Press, 1989. 337 p. Ch. 5, p. 178-235.

BALL, L.; ELMENDORF, D. W. ; MANKIWI, N. G. **The Deficit Gamble**. Harvard Institute of Economic Research, Harvard University (Discussion paper, 1710) 1995.

BRASIL. Banco Central do Brasil. *Boletim de finanças estaduais e municipais. Brasília*, p. 7-21, Maio de 1999.

____. Censo demográfico de 1991. IBGE. Disponível em: Abr. 1999. <http://www.ibge.gov.br/ibge/estatisticas/população/default.shtm>.

____. **Constituição da República Federativa do Brasil de 5 de outubro de 1988**. São Paulo: Atlas, 1997. 244 p.

____. Senado Federal. Lei Complementar n.101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Brasília, maio de 2000.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity, with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Econometrica*, n. 50, p. 987-1007. 1982.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, n. 55, p. 251-276, 1987.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrating economic variables. *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics*, n.48, p. 424-438, 1983.

FIORINA, M. P.; NOLL, R. G. Voters, legislators and bureaucracy: institutional design in the public sector. *American Economic Review*, v. 68, n. 2, p. 256-260, 1978.

FISHER, G. W.; KAMLET, M. Explaining presidential priorities: the competing aspiration levels model of macrobudgetary decision making. *The American Political Science Review*, v. 78, 1984.

HAAN, J. DE; STURM, J. E. Political and economic determinants of OECD budget deficits and government expenditures: a reinvestigation. *European Journal of Political Economy*, n. 13, p. 39-50, 1997.

HALLERBERG, M.; von HAGEN, J. **Electoral institutions, cabinet negotiations, and budget deficits in the European Union**. Disponível em: Mar. 1998. <http://www.nber.org/papers/w6341>. Dec. 1997.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. R. de O. Como se equilibra o orçamento do governo no Brasil? Aumento de receitas ou corte de gastos. *Finanças Públicas – III Prêmio de Monografia – Tesouro Nacional*. Brasília: ESAF, 1999.

JONES, M. P.; SANGUINETTI, P.; TOMMASI, M. Politics, institutions, and public-sector spending in the Argentine provinces. In: POTERBA, J. M.; von HAGEN, J. **Fiscal institutions and fiscal performance**. Chicago; London: The University of Chicago Press, 1999. 388 p. Ch. 6, p.135-150.

KREHBIEL, K. **Are congressional committees composed of preference outliers?** *American political Science Review*, vol. 84, n.1, p. 149-163. Mar. 1990.

KONTOPOULOS, Y.; PEROTTI, R. Government fragmentation and policy outcomes: evidence from OECD countries. In: POTERBA, J. M.; von HAGEN, J. **Fiscal institutions and fiscal performance**. Chicago; London: The University of Chicago Press, 1999. 388 p. Ch. 4, p. 81-102.

LEIBFRITZ, W.; ROSEVEARE, D.; van den NOORD, P. **Fiscal policy, government debt and economic performance**. OECE/GD(94)51 (Working Papers, 144). 1994.

MILESI-FERRETTI, G. M.; SPOLAORE, E. How Cynical can an incumbent be? strategic policy in a model of government spending. *Journal of Public Economics*, v. 55, p.121-140, 1994.

NOVAES, D.; ROSENBLAT, D. A note on regional voting power and budget allocation in the Brazilian Congress. *Revista Brasileira de economia*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 2, p.313-325, Abr./Jun. 1991.

PERSSON, T.; SVENSSON, L. E. Why a stubborn conservative could run a deficit: policy with time-inconsistent preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, May 1989.

POTERBA, J. State responses to fiscal crises: the effects of budgetary institutions and politics. *Journal of Political Economy*, v. 102, n. 4, 1994.

RICH, M. J. Distributive politics and the allocation of federal grants. *American Political Science Review*, v. 83, n. 1, p. 193-213, Mar. 1989.

RIO GRANDE DO SUL. Assembléia Legislativa do Estado. *Anais da Assembléia*. Porto Alegre. Diversos Volumes. 1964-98.

_____. Assembléia Legislativa do Estado. *Diário da Assembléia*. Porto Alegre. Diversos Volumes. 1964-98.

_____. Gabinete de Orçamento e Finanças. vol. XXIX, 1980.

_____. Gabinete de Orçamento e Finanças. vol. XXXII, 1983.

____. Gabinete de Orçamento e Finanças. vol. XXXIX, 1990.

____. Gabinete de Orçamento e Finanças. vol. XLVII, 1998.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo comparativo da despesa empenhada com a liquidada, por órgão, por função. 1998,1990,1994,1993,1991,1999.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo comparativo da despesa fixada com a empenhada. 1991-95,1996,1999.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo da despesa empenhada. 1988-91,1992-99.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo da despesa empenhada com a liquidada, por órgão, por função. 1995,1996,1997.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo da despesa. Despesa Geral Realizada, por Categorias Econômicas e Elementos. Administração Direta.1970/1997.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo da despesa. Balanços Gerais do Estado. vol. XXII, 1971-72.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo comparativo da receita orçada com a arrecadada.1994,1995,1996,1997,1998,1999.

____. Secretaria da Fazenda/CAGE. Demonstrativo da receita arrecadada. 1986-87,1988,1989,1990,1991,1992,1993,1994,1995,1996,997.

ROGOFF,K. Equilibrium political budget cycles. *The American Economic Review*, v. 80, n. 1, Mar. 1990.

SANGUINETTI, P.; TOMMASI, M. **Los determinantes económicos e institucionales de los déficits en los presupuestos provinciales: Argentina 1983-1996.** Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Mar. 1997. (Mimeo.)

VELASCO, A. **A model of endogenous fiscal deficits and delayed fiscal reforms.** Disponível em: Abr. 1997. <http://www.nber.org/papers/w6336>. 1995.

VELOSO, G. de O. **Determinantes econômicos, políticos e institucionais da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul entre 1964 e 1998.** Porto Alegre: UFRGS, 2001. 206 p. Tese (Doutorado em Economia).

Von HAGEN, J. A note on the empirical effectiveness of formal fiscal restraints. *Journal of Public Economics*, v. 44, p. 199-210, 1991.

WEINGAST, B. R.; SHEPSLE, K. A.; JOHANSEN, C. The political economy of benefits and costs: a neoclassical approach to distributive politics. *Journal of Political Economy*, v. 89, n.41, 1991.

7. Anexos

Anexo I – Dados relativos às variáveis econômico-fiscais consideradas no trabalho.

VARIÁVEL por ANO	DEFPCRS R\$/Habitante	DESPPCRS R\$/Habitante e	RECPCRS R\$/Habitante e	PIBPCRS R\$/1000*Habitan te	INFLABR IGP-DI/FGV
1964	-10,00	210,00	220,00	3,155	106,00
1965	53,00	257,00	204,00	3,329	107,00
1966	-3,7	229,30	233,40	3,170	98,90
1967	48,09	268,16	220,07	3,722	96,60
1968	40,65	321,45	280,80	3,926	92,60
1969	-6,17	352,53	358,70	4,122	97,06
1970	19,46	372,02	352,56	4,3106	108,00
1971	7,68	382,46	374,78	4,8576	100,00
1972	13,40	422,10	408,70	5,3625	106,00
1973	24,52	514,36	489,84	6,7586	116,00
1974	47,94	574,40	526,46	7,2314	94,90
1975	34,98	654,61	619,63	8,0275	92,10
1976	74,67	635,63	560,97	8,4572	103,00
1977	26,28	605,22	578,94	8,9184	121,00
1978	12,20	640,85	653,05	9,0931	106,00
1979	21,45	660,87	639,42	9,1192	77,20
1980	24,87	673,34	648,47	9,3248	110,20
1981	25,94	726,76	700,82	9,2826	95,20
1982	65,40	865,88	800,47	7,4944	95,20
1983	241,00	847,00	606,00	7,2744	211,00
1984	108,00	758,00	650,00	7,0747	223,80
1985	387,90	1.093,00	705,10	7,0483	235,10
1986	106,20	1.003,60	897,38	7,6530	65,00
1987	39,40	885,40	846,00	6,7829	415,80
1988	34,80	736,00	701,10	6,1318	1.037,60
1989	-6,67	760,95	767,62	6,5678	1.782,90
1990	11,30	321,00	310,00	6,0475	1.476,70
1991	-111,04	553,56	664,60	7,0021	480,20
1992	-34,52	708,91	743,43	7,4448	1.157,80
1993	-36,12	746,90	783,02	7,635	2.708,20
1994	-9,56	769,00	778,56	7,4093	1.093,90
1995	69,81	872,81	803,00	7,5140	14,80
1996	-4,20	969,59	973,79	7,8575	9,3
1997	-49,10	1.036,92	1.086,02	7,7890	7,24
1998	0,00	1.042,22	1.042,22	7,7629	3,91

Notas: 1) Os anos de 1991, 1992, 1993 e 1994, devido à forte oscilação verificada nos valores correspondentes às receitas e despesas *per capita*, foram suavizados mediante à correção de seus valores mensais pelo valor médio do respectivo ano conforme a Tabela de Atualização de Valores da FEE/RS; 2) Os valores da séries do PIBPCRS são compostos por valores estimados para 1964 a 1969 com base no valor de 1970, de 1970 a 1985 o conceito utilizado foi de renda interna e, a partir de 1986, o conceito foi de produto interno bruto; 3) Analisou-se a tendência da série do PIBPCRS verificando-se, estatisticamente, a sua constância e, também, se constatou que, por intermédio de *dummies*, o termo de *drift* das regressões era estatisticamente insignificante.

Anexo II – Dados relativos às variáveis políticas e institucionais consideradas no trabalho.

Anos/Variáveis	TAMGOVRS ¹ (n. órgãos)	COALIZAO ² (n. partidos)	GOVDIV ³	ANOELEIT ⁴
1964	19	1	0	0
1965	19	1	0	0
1966	19	1	0	1
1967	19	1	1	0
1968	19	1	1	0
1969	19	1	0	0
1970	19	1	0	1
1971	19	1	0	0
1972	19	1	0	0
1973	24	1	0	0
1974	24	1	0	1
1975	24	1	1	0
1976	24	1	1	0
1977	24	1	1	0
1978	24	1	1	1
1979	24	1	1	0
1980	24	1	1	0
1981	23	1	1	0
1982	23	1	1	1
1983	23	1	1	0
1984	23	1	1	0
1985	23	1	1	0
1986	23	2	1	1
1987	23	2	0	0
1988	23	2	0	0
1989	23	2	0	0
1990	23	3	0	1
1991	23	3	0	0
1992	22	2	0	0
1993	22	2	0	0
1994	24	2	0	1
1995	24	6	0	0
1996	27	6	0	0
1997	27	6	0	0
1998	25	6	0	1

Fontes:

- Os dados relativos ao sobre-escrito 1 foram obtidos de: Governo do Estado do Rio Grande do Sul. Secretaria do Estado da Fazenda. Gabinete de Orçamento e Finanças; Governo do Estado do Rio Grande do Sul. Secretaria da Coordenação e Planejamento. *Proposta Orçamentária*; Governo do Estado do Rio Grande do Sul. Secretaria de Coordenação e Planejamento. Departamento de Programação Orçamentária.
- Os dados relativos aos sobre-escritos 2, 3 e 4 foram obtidos dos *Diários* e *Anais* da Assembléia Legislativa do estado do Rio Grande do Sul.
- Os Governadores eleitos foram: Eng. Ildo Meneghetti (31/1/63-31/1/76), Cel. Walter P. Barcelos (31/1/67-15/3/71), Euclides Triches (15/3/71-15/3/75), Synval S. D. Guazzelli (15/3/75-15/3/79), José Amaral de Souza (15/3/79-15/3/83), Jair de O. Soares (15/3/83-15/3/87), Pedro J. Simon (15/3/87-15/3/91), Alceu de Deus Collares (15/3/91-15/1/1995), Antonio Brito Filho (15/1/95-15/1/99), Olívio Dutra (15/1/99-/-/2002).