

FATORES QUE INFLUENCIAM O ENDIVIDAMENTO DOS ESTADOS BRASILEIROS

Gilmar Ribeiro de Mello
UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ

Valmor Slomski
UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Luiz João Corrar
UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

RESUMO

O endividamento dos Estados Brasileiros está diretamente ligado à capacidade de investimentos no desenvolvimento do bem-estar social, porém, alguns governantes usaram essa forma de obtenção de recursos de forma irracional, deixando seu Estado com dívidas de difícil gestão. Muitas vezes a falta de informações é fator decisivo para tal ocorrência, assim, este trabalho tem por objetivo identificar os fatores que influenciam o endividamento dos Estados Brasileiros, considerando os aspectos relacionados à estrutura de receitas e despesas. Para cumprir esse objetivo foram identificados na revisão bibliográfica os principais fatores, relacionados com receitas e despesas, que poderiam contribuir para tal explicação. A população é composta pelos 26 Estados Brasileiros, o período pesquisado é de 2000 a 2005 e a ferramenta estatística utilizada é a regressão com dados em painel. Os resultados demonstraram que os fatores que mais influenciam o endividamento são aqueles relacionados às receitas de transferências, a receita per capita e a cobertura corrente total (essa influência ocorre de forma negativa), além disso, há influência do próprio endividamento do período anterior, que impacta de forma positiva.

1. INTRODUÇÃO

A dívida líquida do setor público no Brasil, em dezembro de 1994, era 28,1% do Produto Interno Bruto – PIB, correspondente a R\$ 192 bilhões, passando, em junho de 2002, para R\$ 709 bilhões (55,9% do PIB)¹. Esse aumento deu origem a preocupações relativas às perspectivas futuras do endividamento público, gerando críticas à condução da política econômica nos últimos anos, centrada principalmente no ônus que o serviço da dívida traz para o orçamento governamental, numa situação de juros altos, restringindo a capacidade do governo de empregar recursos em itens mais relacionados ao bem-estar social.

De acordo com o Banco Central, essa mesma dívida, em maio de 2007, já ultrapassou R\$ 1,096 bilhão, representando 44,7% do PIB, sendo que, desse total, em torno de 30% é dívida dos Estados Brasileiros.

As causas do crescimento da dívida nos últimos anos, a possibilidade da continuidade ou recorrência desses fatores no futuro próximo, a sustentabilidade da dívida, são indagações que têm aparecido com frequência na literatura de finanças públicas, na imprensa, no parlamento, ou mesmo entre o público leigo. E não é raro que tais indagações expressem uma visão simplista das origens e dos males associados ao endividamento público.

¹ Banco Central do Brasil (2002).

O endividamento dos Estados e Municípios Brasileiros teve a primeira crise, conforme Silva e Sousa (2002, p.3), após a moratória da dívida externa mexicana em 1982, marcada pela redução do fluxo de capital externo para o país. Os Estados Brasileiros deixaram de honrar seus compromissos externos, obrigando o Governo Federal a pagar as dívidas estaduais e municipais, visto que o Tesouro Nacional era garantidor dessas operações.

As renegociações das dívidas estaduais e municipais ocorridas nas últimas décadas evidenciaram o relaxamento desses entes na condução fiscal responsável de suas finanças, resultando no comportamento explosivo de suas dívidas. Essas renegociações criaram, por um lado, um problema de risco moral, na medida que incentivaram um endividamento excessivo no presente, apoiado na crença de um socorro financeiro no futuro. Por outro, elas contribuíram para o progressivo aperfeiçoamento dos mecanismos de controle das finanças estaduais. Por fim, como complemento dessas políticas para promover o ajuste fiscal, foi publicada, em 2000, a Lei de Responsabilidade Fiscal - LRF.

A LRF estabelece normas de finanças públicas voltadas à responsabilidade na gestão fiscal, em que um dos objetivos, dentre os inúmeros nela definidos, é controlar o avanço do endividamento com a fixação de regras e limites. Assim, fixa limites para algumas despesas, como com pessoal, para dívida pública, determina que sejam criadas metas para controlar receitas e despesas, foca as ações dos governantes na transparência e equilíbrio das contas públicas.

Nesse contexto, este artigo tem como questão de pesquisa: os aspectos relacionados à estrutura de receitas e despesas influenciam o endividamento dos Estados Brasileiros?

No intuito de responder essa pergunta, o objetivo da pesquisa é identificar os fatores que influenciam o endividamento dos Estados Brasileiros, considerando os aspectos relacionados à estrutura de receitas e despesas.

Isso se justifica em função de que, a obtenção de informações quanto aos principais fatores que influenciam as variações do endividamento dos estados brasileiros, possibilitará aos gestores públicos estaduais melhorarem sua administração, prevendo as variações e facilitando a decisão de um maior ou menor endividamento.

Assim, a hipótese orientadora é que os aspectos relacionados à estrutura de receitas influenciam para a redução do endividamento, enquanto que os aspectos relacionados à estrutura de despesas influenciam para o aumento do endividamento.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O endividamento público, foco deste trabalho, deriva necessariamente da circunstância de o ente público realizar despesas superiores às suas receitas. Esse descompasso entre receitas e despesas é possível apenas em face de uma de duas condições: ou, no caso da União, há a emissão de dinheiro para fazer frente às despesas, ou, no caso de qualquer dos entes, há a concessão de crédito por alguém. O endividamento é uma das formas de financiamento desse descompasso (PEREIRA, 2002).

Para Versiani (2003, p.8), nos últimos anos, três elementos tiveram impacto significativo no aumento do endividamento do Governo Federal: “os acordos de refinanciamento de Estados e Municípios, o reconhecimento e contabilização dos passivos contingentes e o programa de fortalecimento dos bancos federais.”

Segundo Rigolon e Giambiagi (1999), entre 1989 e 1998 a dívida líquida dos Estados e Municípios passaram de 5,8% para 14,4% do Produto Interno Bruto – PIB. Isso ocorreu apesar de a Constituição de 1988 ter alterado a repartição da receita tributária em favor dos Estados e Municípios.

A tendência ao desequilíbrio nas finanças públicas estaduais e municipais parece decorrer tanto de demandas e pressões legítimas da sociedade por uma expansão de gastos públicos, tornadas mais aparentes após o processo de redemocratização, quanto de um possível comportamento estratégico do poder público, nessas unidades (VERSIANI, 2003).

Esse último ponto, segundo Rigolon e Giambiagi (1999), se refere ao fato de que os governos estaduais e municipais, percebendo sua capacidade de influenciar politicamente as decisões na esfera federal, podem adotar uma postura de desinteresse em relação à consecução de um equilíbrio entre receitas e despesas, confiando numa intervenção salvadora do governo central.

Esse comportamento poderia ter sido reforçado pela ocorrência de várias intervenções federais dessa natureza, especialmente a partir de 1985, como a renegociação da dívida externa dos Estados e a renegociação das dívidas dos Estados com as instituições federais.

Quanto aos passivos contingentes, o governo federal realizou operações, na última década, com o objetivo de assumir dívidas latentes, ou seja, compromissos assumidos no passado, de diversas formas, pela União, mas que não tinham sido contabilizados como dívidas efetivas, por exemplo: o déficit do Fundo de Compensação de Variações Salariais (com o propósito de subsidiar os mutuários do Sistema Financeiro de Habitação) e os débitos e obrigações de entidades extintas ou privatizadas, como o Lloyd Brasileiro, a Rede Ferroviária Federal, a Superintendência da Marinha Mercante - SUNAMAM, o Instituto do Açúcar e do Alcool etc (VERSIANI, 2003).

O Programa de Fortalecimento das Instituições Federais (PROEF) foi estabelecido em 2001, com o objetivo de permitir aos bancos federais se adequarem aos padrões de capitalização e de previsão de riscos de crédito estabelecidos pelo Acordo de Basiléia (definiu diversas normas prudências quanto à relação entre elementos do ativo e do passivo, quanto à definição de classificação de risco, aos níveis adequados de provisão etc).

O endividamento dos Estados e Municípios Brasileiros tem muitas explicações, uma delas é citada por Lopreato (2000, p.9) como sendo decorrente da liberdade dos governadores usarem a articulação financeira entre o Tesouro, os bancos estaduais e as empresas na alavancagem de recursos, onde os bancos estaduais concentraram elevada parcela dos empréstimos nos próprios Estados, compensando a redução do crédito dos agentes federais, além de comprometerem parte de seus ativos no carregamento dos títulos da dívida mobiliária, sobretudo nos principais Estados responsáveis pela expansão das dívidas mobiliárias como fonte de captação de recursos.

Outro fator preponderante no aumento do endividamento, foi a falta de definição de condições sustentáveis para o total das dívidas estaduais e a rolagem da dívida não negociada, com base nas altas taxas de juros em vigor no Plano Real, alimentando o componente financeiro do endividamento e contribuindo para a deterioração patrimonial das empresas e bancos estaduais. Na verdade, a renegociação parcial da dívida e as medidas de controle do acesso a novos financiamentos pouco serviram para frear o endividamento (LOPREATO, 2000, p.15).

Outros pontos, como a dependência de recursos transferidos pelo Governo Federal, a estrutura de gastos desses governos e a importância econômica do Estado são citados por Silva e Sousa (2002, p.20) como fatores relevantes para explicar a evolução da dívida.

Com a LRF começando a ser cumprida em 2001, os Estados Brasileiros passaram a melhor controlar o grau de endividamento, e aqueles Estados com o endividamento considerado acima do teto estabelecido pela Resolução 40/2001, do Senado Federal, começaram a adotar medidas para tal adequação. Pesquisas feitas por Mello, Slomski e Corrar (2005), Mello *et al* (2006) e Mello e Slomski (2006) demonstram essa preocupação e mostram a redução do grau de endividamento da maioria dos Estados considerados endividados.

Atualmente, quando se fala na identificação do endividamento dos Estados Brasileiros, o indicador mais utilizado é o previsto na LRF, como sendo a relação entre a dívida consolidada líquida e a receita corrente líquida (DCL / RCL), com limite de dívida de duas vezes a receita corrente líquida.

Ao tratar-se dos possíveis fatores de receitas e despesas que podem influenciar no endividamento dos Estados Brasileiros, Mello e Slomski (2006), após identificá-los através de análise fatorial, sugerem:

a) Indicadores de estrutura de receita.

- Proporção de receitas que o Estado recebe do governo federal: relação entre as transferências federais e as receitas de fontes próprias (TF / RFP);
- Participação da receita tributária: relação entre as receitas tributárias e a receita total (RTrib. / RT);
- Participação das receitas de transferência: relação entre as receitas de transferências e a receita total (RTransf. / RT);
- Participação do FPE: relação entre o fundo de participação dos estados e a receita total (FPE / RT);
- Participação do ICMS: relação entre o imposto sobre circulação de mercadorias e serviços e a receita total (ICMS / RT);
- Receitas per capita: relação entre as receitas próprias e a população (RP / População);
- Financiamento das dívidas de custeio: relação entre as dívidas de custeio e as despesas correntes (RT / DC);
- Cobertura corrente total: relação entre as receitas tributárias, menos as despesas correntes, e as receitas tributárias (RTrib. – DCor.) / RTrib.);
- Cobertura corrente própria: relação entre as receitas tributárias com ICMS e as despesas correntes ((RTrib.+ ICMS) / DCor.).

b) Indicadores de estrutura de despesa.

- Participação da variação da dívida na receita total: relação entre a variação da dívida líquida no tempo t e t-1 e a receita total (VDP / RT);
- Parcela de ativos disponível a curto prazo: relação entre o ativo total, menos o ativo permanente, e o ativo total ((AT - AP) / AT);
- Participação de despesas de custeio: relação entre as despesas de custeio e as receitas orçamentárias líquidas (DC / ROL);
- Participação das despesas com pessoal: relação entre as despesas com pessoal e a receita corrente líquida (DP / RCL);
- Utilização nominal das receitas de capital: relação entre a receita de capital, menos a despesa de capital, e a receita de capital ((RC – DC) / RC).

Além dos indicadores acima, serão considerados os sugeridos por Silva e Sousa (2002), que já discutiram esse assunto e demonstraram que os aspectos relacionados com às fontes de financiamentos e à estrutura de gastos dos governos são fatores que influenciam o endividamento. Os indicadores considerados por elas, já excluídos os relacionados a gasto com pessoal e com a arrecadação do ICMS, pois eles também são sugeridos por Mello e Slomski (2006), são:

- Grau de dependência de recursos transferidos pela União: utiliza-se a relação entre as transferências correntes e a receita corrente líquida.
- Gastos com Investimento: consiste na relação da rubrica investimento das despesas de capital e a receita corrente líquida;

Uma vez definidos os indicadores, cabe destacar o detalhamento da metodologia da pesquisa e dos procedimentos estatísticos empregados para auxiliar a obtenção de conclusões sobre o tema.

3. METODOLOGIA

Para a concretização deste estudo, foi utilizada como técnica de trabalho a pesquisa empírico-analítica, que segundo Martins (2002, p. 34) “são abordagens que apresentam em comum a utilização de técnicas de coleta, tratamento e análise de dados marcadamente quantitativas. Privilegiam estudos práticos. Suas propostas têm caráter técnico, restaurador e incrementalista”.

Os dados utilizados para calcular os indicadores foram obtidos nos relatórios contábeis e financeiros do banco de dados da Secretaria do Tesouro Nacional. Os indicadores foram calculados para todos os Estados Brasileiros, exceto o Distrito Federal, no período de 2000 a 2005. A exclusão do Distrito Federal é justificada pela estrutura de seus gastos/receitas, que diferem dos Estados analisados, assim, essas peculiaridades poderiam causar distorções nos resultados.

As variáveis foram assim definidas:

- **Variável Dependente (Y)**
Grau de endividamento dos Estados (medido pela relação Dívida Consolidada Líquida e Receita Corrente Líquida – DCL/RCL), identificado como GEE.
- **Variáveis Independentes (X)**
Indicadores (X_1, \dots, X_p), especificados no Quadro 1.

Quadro 1 – Resumo das Variáveis Independentes

Significado	Fórmula*	Variáveis Independentes
Receitas recebidas governo federal	TF / RFP	RGF
Receita Tributária	RTrib. / RT	RTrib
Receitas de Transferência	RTransf. / RT	RTransf
Participação no Fundo de Participação dos Estados	FPE / RT	FPE
Participação do ICMS	ICMS / RT	ICMS
Receitas per capita	RP / Pop.	RPC
Financiamento das dívidas de custeio	RT / DC	DC
Cobertura corrente total	(RTrib. – DCor.) / RTrib.	CCT
Cobertura corrente própria	((RTrib.+ ICMS) – DCor)	CCP
Participação da variação da dívida na receita total	VDP / RT	VD

Parcela de ativos disponível a curto prazo	$((AT - AP) / AT)$	ACP
Participação de despesas de custeio	DC / ROL	DespCust
Participação das despesas com pessoal	DP / RCL	DespPes
Utilização nominal das receitas de capital	$(RC - DC) / RC$	RCap
Grau de dependência de recursos transferidos pela União	TC / RCL	TC
Gastos com Investimento	DC / RCL	GI

* As fórmulas e respectivas siglas estão explicadas na página 4.

Com relação à técnica estatística a ser utilizada, adotou-se a regressão com Dados em Painel, pois de acordo com Gujarati (2006) nos dados em painel, a mesma unidade de corte transversal (uma família, uma empresa, um estado) é acompanhada ao longo do tempo. Em síntese, os dados em painel têm uma dimensão espacial e outra temporal.

A técnica de regressão com dados em painel se adequa perfeitamente ao tipo de amostra utilizada, pois trata-se de 26 Estados, que são os *cross-section* (corte transversal) e os dados dos indicadores, distribuídos nos anos de 2000 a 2005, que formam a série temporal.

A análise de painel permite relaxar e contrastar os supostos que estão implícitos na análise de corte transversal. Há dois aspectos fundamentais: controlar a heterogeneidade inobservável (explorar a variação temporal), e a utilização das defasagens como variáveis instrumentais em modelos dinâmicos.

4. ESPECIFICAÇÃO DOS PROCEDIMENTOS ESTATÍSTICOS E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os procedimentos estatísticos, quando se utiliza dados em painel, são chamados de estimação, e isso diz respeito à variação ou não dos coeficientes da regressão.

Assim, o primeiro procedimento de estimação é executar o painel chamado “Modelo Comum”, que considera todos os coeficientes constantes ao longo do tempo e entre os indivíduos, e segundo Gujarati (2006) tem como característica servir como base de comparação com os modelos de efeitos fixos e efeito aleatório, com o objetivo de escolher aquele que melhor se adequa à amostra pesquisada, e pode ser representado pela seguinte função:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_n X_{nit} + \mu_{it} \quad (\text{função 1})$$

Na função 1, o Y_{it} representa a variável dependente de cada unidade de seção cruzada i no tempo t , o β_1 é o coeficiente linear (intercepto), o β_2 é o coeficiente angular da variável independente X_{2it} de cada unidade de seção cruzada i no tempo t , o β_3 é o coeficiente angular da variável independente X_{3it} de cada unidade de seção cruzada i no tempo t e o μ_{it} é o termo de erro de seção cruzada i no tempo t .

O procedimento acima, foi executado considerando todas as variáveis independentes demonstradas no Quadro 1, porém, em virtude da ocorrência de correlação entre algumas variáveis e que os coeficientes angulares dessas variáveis não são significativamente diferentes de zero, as variáveis RGF, RTrib, FPE, ICMS, DC, CCP, VD, ACP, DespCust, DespPes, RCap, TC e GI foram excluídas da regressão.

Após isso, o modelo comum de dados em painel foi estimado com apenas as variáveis RTRANSF, RPC e CCT, conforme Tabela 1.

Tabela 1 - Resultado do Painel pelo Modelo Comum

Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística t	Prob.
C - Constante	2,70494	0,24763	10,92317	0,00000
RTRANSF?	-3,26496	0,48185	-6,77586	0,00000
RPC?	-0,00035	0,00019	-1,88170	0,06180
CCT?	-0,18173	0,08811	-2,06267	0,04086
R ²	0,35759	Média da var. dep.		1,36424
R ² ajustado	0,34482	Desvio-padrão da var. dep.		0,81436
S.E. da regressão	0,65917	Soma do quad. dos resid.		65,61015
Estatística F	28,01700	Estatística de Durbin-Watson		0,28641
Prob(Estatística F)	0,00184			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados gerados pelo software.

A Tabela 1 inicialmente nos mostra qual é a variável dependente (GEE), o método de estimação utilizado, o período em que os dados foram coletados, o número de *cross-sections* usado (26 estados), o número total de observações do painel (155) e que o painel foi estimado considerando a consistência do erro padrão e covariância pela heterocedasticidade de White.

Na seqüência verificam-se as variáveis incluídas no modelo, seus coeficientes, erro padrão, estatística *t* e sua probabilidade. Nesse momento o que se deve destacar é que o coeficiente angular da variável RPC não é significativamente diferente de zero (Prob. = 0,06180 > nível de significância de 0,05) e que o R² ajustado (poder de explicação do modelo) é de apenas 0,34482 (34,5%). Esses destaques nos levam a suspeitar que o modelo comum não seja o mais apropriado, mas é necessário estimar os outros modelos para fins comparativos.

MODELO DE EFEITOS FIXOS

A estimação dos efeitos fixos depende das premissas que se faz a respeito do intercepto, dos coeficientes angulares e do termo de erros.

Neste trabalho o “Modelo Fixo” adotado, considera que os coeficientes angulares são constantes, mas o intercepto varia entre os indivíduos, que segundo Gujarati (2006) pode ser representado pela seguinte função.

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_n X_{nit} + \mu_{it} \quad (\text{função 2})$$

Embora o intercepto (β_{1i}) possa definir entre indivíduos (pela técnica das variáveis binárias de intercepto diferencial), cada coeficiente angular individual não se altera ao longo do tempo.

Esse modelo, segundo Wooldridge (2006) tem como método de estimação os mínimos quadrados ordinários – MQO, o qual, aplicado nos desvios das variáveis em relação a média, elimina todos os efeitos que não variam com o tempo. E, segundo Silva e Cruz Jr. (2004), para que o MQO seja válido, os erros devem ser homocedásticos e não-correlacionados.

O resultado da estimação desse modelo está descrito na Tabela 2, a seguir.

Tabela 2- Resultado do Painel pelo Modelo Fixo

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística t	Prob.
RTRANSF?	-1,17293	0,31223	-3,75659	0,00026
RPC?	-0,00040	0,00001	-3,98448	0,00011
CCT?	-0,15964	0,02802	-5,69694	0,00008
Efeitos Fixos				
_AC--C	1,28116		_PB--C	1,78430
_AL--C	2,86287		_PE--C	1,52429
_AM--C	1,25661		_PI--C	2,12047
_AP--C	0,68161		_PR--C	1,74026
_BA--C	2,03884		_RJ--C	2,61436
_CE--C	1,45213		_RN--C	1,18112
_ES--C	1,49124		_RO--C	1,79882
_GO--C	3,07136		_RR--C	0,98820
_MA--C	2,64403		_RS--C	3,26308
_MG--C	2,67017		_SC--C	2,18337
_MS--C	3,32714		_SE--C	1,32151
_MT--C	2,34457		_SP--C	2,70969
_PA--C	1,17163		_TO--C	1,00141
R ²	0,92884	Média da var.		1,36424
R ² ajustado	0,91303	Desvio-padrão		0,81436
S.E. da regressão	0,24017	Soma do quad.		7,26767
Estatística F	822,32242	Estatística de Durbin-Watson		1,27591
Prob(Estatística F)	0,00000			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados gerados pelo software.

Analisando os resultados do painel pelo modelo fixo, verifica-se que os coeficientes angulares das variáveis RTRANSF, RPC e CCT são significativamente diferentes de zero (Prob. < nível de significância de 0,05), fato fundamental para fazerem parte do modelo. Outra informação importante é que nesse modelo a Constante - C aparece individualizada, ou seja, cada *cross-sections* (Estado) tem seu coeficiente angular. O poder explicativo do modelo é de 91,3% (R² ajustado 0,91303), muito superior ao encontrado no modelo comum. Porém, ao analisarmos a estatística de Durbin-Watson (Prob. 1,27591) percebe-se uma auto-correlação positiva dos resíduos, considerando o número de observações e variáveis do modelo e os valores tabelados, mas isso pode estar sendo influenciado por ocorrências passadas e captadas nos resíduos. Esse problema de auto-correlação será mais bem tratado oportunamente.

Após análise do modelo fixo, faz-se necessário compará-lo com o modelo comum no intuito de identificar qual o modelo mais apropriado para esses dados. Para isso, Silva e Cruz Jr. (2004) sugerem o teste de Chow a seguir.

Quatro 2 - Teste de CHOW entre os Modelos Comum e Fixo

R ² modelo comum - R	0,35759
R ² modelo fixo - UR	0,92884
NT - n° de observações totais	155
N - n° de cross-sections	26
K - n° de coeficientes da regressão menos 1	3
$F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2) / (N - 1)}{(1 - R_{UR}^2) / (NT - N - K)}$	
F = 40,4595	
Valor Tabela F = ~1,60	

Fonte: Elaborado pelos autores.

O teste de Chow, descrito no Quadro 2, permite selecionar o modelo mais apropriado e pode ser construído utilizando-se o R² restrito (modelo comum) e R² não restrito (modelo fixo), com os respectivos graus de liberdade. Considerando a fórmula de Chow descrita acima, encontrou-se o resultado 40,4595 > o valor tabelado de F = ~1,60, assim sendo, não aceita a hipótese nula de que os interceptos são comuns e o modelo mais apropriado é o fixo.

O próximo passo é estimar o modelo de efeitos aleatórios, para então saber qual é o mais apropriado.

MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS

O “Modelo Aleatório” leva em conta o fato de que o termo de erro pode apresentar correlação ao longo do tempo e ao longo das unidades em corte transversal. Segundo Gujarati (2006), pode ser representado pela seguinte função.

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{K=2}^k \beta_k X_{kit} + v_{it} \quad (\text{função 3})$$

Onde, o β_1 representa o intercepto populacional médio e o v_{it} é o e_{it} (erro individual - elemento do corte transversal) mais μ_i (erro global - elemento combinado da série temporal e do corte transversal).

Este modelo tem como método de estimação os mínimos quadrados generalizados – MQG, que leva em consideração a correlação temporal entre as perturbações (erros) do mesmo indivíduo. É definido como a média ponderada do estimador MQO.

Os resultados da estimação do modelo de efeitos aleatórios estão descritos na Tabela 3, a seguir.

Tabela 3 - Resultado do Painel pelo Modelo Aleatório

Variáveis	Coefficientes	Erro padrão	Estatística t	Prob.
C - Constante	2,02515	0,17580	1,15199	0,0000
RTRANSF?	-1,41594	0,26955	-5,25292	0,0000
RPC?	-0,00038	0,00009	-4,25167	0,0000
CCT?	-0,15986	0,04190	-3,81509	0,0002
Efeitos Aleatório				
_AC--C	-0,57493		_PB--C	-0,12840
_AL--C	0,90923		_PE--C	-0,41639
_AM--C	-0,68189		_PI--C	0,23225
_AP--C	-1,14844		_PR--C	-0,24590
_BA--C	0,07191		_RJ--C	0,57625
_CE--C	-0,48487		_RN--C	-0,72133
_ES--C	-0,50015		_RO--C	-0,13138
_GO--C	1,07228		_RR--C	-0,82497
_MA--C	0,71478		_RS--C	1,26008
_MG--C	0,65240		_SC--C	0,17899
_MS--C	1,30491		_SE--C	-0,57943
_MT--C	0,36111		_SP--C	0,66291
_PA--C	-0,72830		_TO--C	-0,87746
R ²	0,90883	Média da var. dep.		1,36424
R ² ajustado	0,90702	Desvio-padrão da var. dep.		0,81436
S.E. da regressão	0,24832	Soma do quad. dos resid.		9,31127
		Estatística de Durbin-Watson		1,02806

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da STN/FINBRA.

Analisando os resultados da Tabela 3 percebe-se que os coeficientes angulares de todas as variáveis são significativamente diferentes de zero, que o R² ajustado é elevado (0,90702) e que o resultado da estatística de Durbin-Watson apresenta auto-correlação positiva dos resíduos. Esses resultados são similares aos apresentados pelo modelo de efeitos fixos (Tabela 2) e que, conforme Quadro 3, o modelo de efeitos aleatórios é mais apropriado que o modelo de efeito comum, o que nos resta verificar qual modelo é melhor, o de efeitos fixos ou aleatórios.

Quatro 3 - Teste de CHOW entre os Modelos Comum e Aleatório

R ² modelo comum - R	0,35759
R ² modelo aleatório - UR	0,90883
NT - n° de observações totais	155
N - n° de cross-sections	26
K - n° de coeficientes da regressão menos 1	3
$F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2) / (N - 1)}{(1 - R_{UR}^2) / (NT - N - K)}$	
F =	30,4733
Valor Tabela F = ~1,60	

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com Gujarati (2006) o teste utilizado para verificar qual modelo é mais apropriado, se de efeitos fixos ou aleatório, é o Hausman, o qual está descrito na Tabela 4.

Tabela 4 - Teste de Hausman

	Coeficientes		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b) Fixo	(B)	Diferença	Erro-Padrão
Rtransf	-1,17293	-1,41540	0,24247	-
RPC	-0,00040	-0,00038	-0,00002	-
CCT	-0,15964	-0,15987	0,00023	-

b = consistente para H_0 e H_1

B = inconsistente para H_1 , eficiente para H_0

Teste: H_0 : diferença nos coeficientes não sistemáticos

$\chi^2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$

= 43,31

Prob> χ^2 = 0,0000

(V_b-V_B não é definido positivo)

Fonte: Saída STATA® adaptado pelos autores.

Considerando o resultado do Teste de Hausman, onde o Prob = 0,0000 < nível de significância de 0,05, pode-se não aceitar a hipótese nula de que os estimadores não diferem substancialmente, e concluir que o modelo mais apropriado é o de efeitos fixos.

Assim sendo, após a realização de todos os testes, conclui-se que o modelo mais apropriado é o de efeitos fixos considerando as variáveis RTRANSF, RPC e CCT, o qual foi estimado novamente e está descrito na Tabela 5.

Tabela 5 - Resultado Final do Painel pelo Modelo Fixo

Variável Dependente: Grau de Endividamento dos Estados - GEE				
Método: Pooled Least Squares				
Período: 2000 2005				
Observações Incluídas: 6				
Número de cross-sections usado: 26				
Total de observações do painel: 129				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variáveis	Coeficientes	Erro padrão	Estatística t	Prob.
RTRANSF?	-1,20176	0,23890	-5,03048	0,0000
RPC?	-0,00046	0,00011	-4,29781	0,0000
CCT?	-0,17058	0,03089	-5,52159	0,0000
AR(1)	0,31023	0,08978	3,45551	0,0008
Efeitos Fixos				
_AC--C	1,28085		_PB--C	1,71322
_AL--C	2,97910		_PE--C	1,67474
_AM--C	1,23793		_PI--C	2,11784
_AP--C	0,77100		_PR--C	1,90488
_BA--C	2,03965		_RJ--C	2,74176
_CE--C	1,52984		_RN--C	1,19431
_ES--C	1,54277		_RO--C	1,88142
_GO--C	2,94523		_RR--C	1,04606
_MA--C	2,50763		_RS--C	3,39644
_MG--C	3,00511		_SC--C	2,21938
_MS--C	3,29533		_SE--C	1,33754
_MT--C	2,16530		_SP--C	2,87704
_PA--C	1,21904		_TO--C	1,06789
R ²	0,95196	Média da var. dep.		1,34182
R ² ajustado	0,93789	Desvio-padrão da var. dep.		0,80680
S.E. da regressão	0,20107	Soma do quad. dos resid.		4,00246
Estatística F	653,94747	Estatística de Durbin-Watson		2,07229
Prob(Estatística F)	0,00000			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da STN/FINBRA.

O modelo de efeitos fixos foi estimado considerando um termo auto-regressivo (AR) com uma defasagem para resolver o problema de auto-correlação nos resíduos (estatística de Durbin-Watson 2,07229 – está na área de ausência de auto-correlação). A inclusão do AR(1) foi suficiente para corrigir a auto-correlação e sua aceitação nos mostra que o endividamento em $t-1$ impacta o endividamento em t .

Com a inclusão do AR(1), além de resolver o problema de auto-correlação, o poder explicativo do modelo melhorou ($R^2 = 93,8\%$), os coeficientes angulares das variáveis continuaram sendo diferentes de zero e o modelo como um todo também é significativo.

5. CONCLUSÃO

O objetivo deste trabalho foi identificar os fatores que influenciam o endividamento dos Estados Brasileiros, considerando os aspectos relacionados à estrutura de receitas e despesas.

A técnica estatística utilizada é denominada de dados em painel, a qual demonstrou que o endividamento é influenciado pelas receitas de transferências (RTRANSF), pela receita per capita (RPC) e pela cobertura corrente total (CCT), essa influência ocorre de forma negativa, ou seja, um aumento nessas variáveis diminui o endividamento. Isso confirma a hipótese orientadora do trabalho que os aspectos relacionados à estrutura de receitas influenciam para a redução do endividamento.

É possível observar que o endividamento em $t-1$ influencia de forma positiva o endividamento em t , ou seja, para prever o endividamento é necessário considerar as receitas de transferências, a receita per capita, a cobertura corrente total e o endividamento de $t-1$. Dessa forma, um aumento nessas receitas em 2004, considerando o endividamento de 2003, influenciou na redução do endividamento em 2005 e/ou amenizou os aumentos.

O impacto dessas variáveis está ligado diretamente ao grau de endividamento dos Estados, onde aqueles Estados com menor endividamento são mais afetados pelos aumentos nessas receitas.

Um fator limitador desta pesquisa é a quantidade de períodos analisados, pois foram considerados apenas 6 anos, isso pode causar algumas distorções. Mas, enquanto não se tem um número maior de períodos para observar em virtude de essas informações só estarem disponíveis a partir de 2000 (exigência da LRF), trabalha-se com essa limitação.

Como sugestão de novas pesquisas, pode-se verificar se esse resultado se confirma aplicando para os municípios ou futuramente para os próprios estados, mas considerando um número maior de períodos.

Referências

BRASIL. Banco Central. Relatório do Banco Central do Brasil. **Boletim do Banco Central do Brasil nº 38**, set/2002. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em 5/04/2007.

_____. Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Disponível em <<http://www.planalto.gov.br/CCIVIL/Leis/LCP/Lcp101.htm>>. Acesso em 25/02/2008.

_____. Ministério da Fazenda. Tesouro Nacional. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>.

GUJARATI, Damodar. **Econometria básica**. 4 ed. Traduzido por Maria José Cyhlar Monteiro. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

LOPREATO, Francisco Luiz. **O endividamento dos governos estaduais nos anos 90**. Texto para Discussão. IE/UNICAMP, Campinas, n. 94, mar. 2000.

MARTINS, Gilberto de Andrade. **Manual para elaboração de monografias e dissertações**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 2002.

MELLO, Gilmar Ribeiro de; SLOMSKI, Valmor. **Verificando o Endividamento dos Estados Brasileiros: Uma Proposta Utilizando Análise Multivariada de Dados**. Anais do 30º EnANPAD, 2006.

MELLO, Gilmar Ribeiro de, *et al.* Identificando o Endividamento dos Estados Brasileiros: uma proposta através de análise discriminante. **Enfoque Reflexão Contábil**. Vol. 25 – n. 1, Janeiro-Abril/2006, pg. 05-14.

MELLO, Gilmar Ribeiro de; SLOMSKI, Valmor; CORRAR, Luiz João. Estudo dos Reflexos da Lei de Responsabilidade Fiscal no Endividamento dos Estados Brasileiros. **UnB Contábil**. Vol. 8 – n. 1, Janeiro-Julho/2005, pg. 41-60.

PEREIRA, César A. Guimarães. O endividamento público na Lei de Responsabilidade Fiscal. **Revista Diálogo Jurídico**, n. 10, 01/2002. Disponível em: <www.direitopublico.com.br>. Acesso em: 18/04/2006.

RIGOLON, F.; GIAMBIAGI, F. A renegociação das dívidas e o regime fiscal dos estados. Em: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M.M. (orgs.). **A economia brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDS, 1999.

SILVA, Isabela Fonte Boa Rosa; SOUSA, Maria da Conceição Sampaio. **Determinantes do endividamento dos Estados Brasileiros: uma análise de dados de painel**. Universidade de Brasília/departamento de Economia. Texto 259, 2002.

SILVA, O.M.; CRUZ Jr, JC. **Dados em painel: uma análise do modelo estático**. In: Santos, M.L; Vieira, W.C. (org). Métodos quantitativos em economia. Viçosa: UFV, 2004.

VERSIANI, Flávio Rabelo. **A dívida pública interna e sua trajetória recente**. Universidade de Brasília/departamento de Economia. Texto 284, março/2003.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Introdução à econometria**. Traduzido por Rogério César de Souza e José Antônio Ferreira. São Paulo: Thomson, 2006.