

Análise dos impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre a despesa de pessoal e a receita tributária nos municípios brasileiros: um estudo com modelo *probit* aplicado a dados em painel

RESUMO: O presente estudo investiga os impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) no comportamento fiscal dos municípios brasileiros por meio de dois indicadores: despesa de pessoal/receita corrente e receita tributária/receita corrente. A metodologia econométrica baseou-se na estimação de um modelo *probit* aplicado aos dados em painel. Usando dados anuais do período 1995 a 2009, os resultados indicam que, mesmo após a implantação da LRF, as despesas de pessoal afetam mais o resultado primário dos municípios do que a receita tributária, mostrando que esse item de despesa exerce um forte impacto na probabilidade de um município incorrer em déficit.

Palavras-chave: Finanças municipais; Lei de responsabilidade fiscal; Modelo *probit* em dados em painel.

Classificação JEL: H71, H72

Abstract: This study investigates the impact of the Fiscal Responsibility Law (FRL) in the fiscal behavior of Brazilian municipalities through two indicators: public employee spending/current revenue and tax revenue/current revenue. The econometric methodology was based on the estimation of a *probit* model applied to panel data. Using annual data for the period 1995 to 2009, the results indicate that even after the implementation of the FRL, the public employee spending affects more the primary result of municipalities than tax revenue, showing that this kind of expenditure has a strong impact on the probability of a municipality to incur a deficit.

Keywords: Municipality finances; Fiscal responsibility law; *Probit* model applied to panel data.

JEL classification: H71, H72

Sérgio Ricardo de B. Gadelha*

* Mestre e Doutorando em Economia pela Universidade Católica de Brasília. O autor agradece ao editor e ao parecerista anônimo por comentários e sugestões. As opiniões expressas nesse trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor, não expressando necessariamente a opinião da Secretaria do Tesouro Nacional. Email para contato: professor.sergio.gadelha@gmail.com.

1 Introdução

A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), promulgada em 4 de maio de 2000, é uma lei de orçamento equilibrado e tem como objetivo o maior controle dos gastos públicos e transparência na gestão fiscal. Concebida como uma legislação abrangente sobre Finanças Públicas que incide sobre todas as esferas de governo, a LRF ratifica o processo de controle de gastos, bem como a estabilidade das contas públicas. No âmbito mais geral, a LRF estipulou para Estados e Municípios um limite superior para gastos com pessoal em 60% da receita corrente líquida. Para evitar o endividamento excessivo, também estipulou uma relação de 1,2 entre a dívida consolidada líquida e a receita corrente. Além disso, definiu metas fiscais anuais e a exigência de apresentação de relatórios trimestrais de acompanhamento. Estabeleceu, ainda, mecanismos de controle das finanças públicas em anos eleitorais e proibiu socorro financeiro entre a União e os governos subnacionais, além de estabelecer punições caso as normas estabelecidas não sejam cumpridas.

Conforme destacado por Veloso e Teixeira (2007, p. 451), *“A Lei de Responsabilidade Fiscal obriga os governantes, em todas as esferas, a instituírem e a arrecadarem todos os tributos de competência própria e dificulta a renúncia de receita, bem como estabelece parâmetros e limites para as despesas, dentre as quais se destaca a despesa com pessoal”*.

Os determinantes orçamentários do comportamento fiscal dos Estados e Municípios têm recebido crescente atenção da literatura empírica. Nesse sentido, Botelho (2002) analisou o comportamento fiscal dos estados brasileiros no período de 1986 a 2000, por meio da estimação de um modelo *logit* multinomial. Os resultados obtidos sugeriram indícios de que os Estados com maiores gastos com folha de pagamento e com maior arrecadação tributária (ambos em proporção do total de receitas correntes) apresentam maiores dificuldades em realizar ajustes fiscais.

Utilizando-se as mesmas variáveis fiscais elaboradas por Botelho (2002), além de outras variáveis de natureza política, Sakurai (2005) avaliou quais os fatores fiscais que determinam o comportamento do resultado primário orçamentário dos municípios paulistas no período de 1989 a 2001, via a estimação de um modelo *logit*. Os resultados sugeriram que o ajuste fiscal era influenciado negativamente pelos elevados gastos com folha de pagamento, mas não era influenciado pelo esforço arrecadatório e pelos diferentes partidos políticos dos prefeitos. *“Por sua vez, a Lei de Responsabilidade Fiscal e a institucionalização dos critérios de endividamento publicados pela Lei Complementar 089/97 do Ministério da Fazenda parecem influenciar positivamente a probabilidade de obtenção de resultados primários positivos por parte das unidades analisadas.”* (SAKURAI, 2005, p. 463).

Menezes (2005) amplia a investigação para todos os municípios brasileiros ao realizar um estudo sobre o comportamento das despesas municipais antes e depois da LRF, analisando as despesas por funções (social, infraestrutura e *overhead*) e por categorias (orçamentária, corrente, pessoal, outras despesas correntes e investimento). Utilizou-se a abordagem econométrica de dados em painel de efeitos fixos, tendo como variáveis dependentes as categorias e funções de despesa, assim como o saldo orçamentário, e como variáveis explicativas a receita municipal (variável de controle), uma variável *dummy* para a LRF e um conjunto de variáveis de políticas (competição por vagas no Legislativo, fragmentação partidária e índice de participação do eleitorado). Os resultados obtidos indicam que os ajustes promovidos pela LRF ocorreram mediante redução nos

componentes menos rígidos dos gastos, em outras palavras, nas despesas por funções infraestrutura e *overhead*, bem como nas despesas por categorias econômicas de investimento e de outras despesas correntes. Destaca-se que as despesas nas funções educação e saúde apresentaram pouca redução devido à vinculação das receitas provenientes do FUNDEF e do Sistema Único de Saúde (SUS), respectivamente. Além disso, a despesa com pessoal apresenta forte rigidez, tornando difícil a adoção de cortes nessa despesa. Em resumo, o estudo demonstra dificuldades em cortar gastos vinculados a finalidades específicas, que se reflete no corte de despesas essenciais como o investimento e, portanto, na piora da qualidade do gasto público.

Por sua vez, Fioravante *et al.* (2006) avaliou o impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre as finanças públicas municipais. A LRF estabeleceu limites de gastos e endividamento por meio das relações gastos com pessoal dividido pela receita corrente líquida e dívida consolidada líquida dividida pela receita corrente líquida, as quais não devem ultrapassar os tetos de 0,6 e 1,2, respectivamente. Foram traçados dois cenários – “antes” e “depois” da lei –, com base nos quais se comparou o comportamento dos municípios no tocante às suas políticas de gastos e endividamento. *“A princípio, nota-se que os limites impostos, ao tempo em que foram estabelecidos, encontravam-se distantes da realidade dos municípios brasileiros – isto é, muito acima da realidade dos resultados médios destes. Isso sugere um “erro de calibragem” na fixação daqueles, dado que um dos objetivos era evitar o aumento sem critério dos gastos com pessoal.”* (FIORAVANTE *et al.*, 2006, p. 5).

Os resultados obtidos por Fioravante *et al.* (2006) mostraram que, no caso da despesa com pessoal como proporção da receita corrente líquida, o “erro de calibragem” na imposição do limite de 60% estimulou o aumento dessa despesa para a maioria dos municípios que apresentavam gastos muito inferiores ao teto determinado. No entanto, a minoria que ultrapassava esse teto se ajustou. Para o indicador de endividamento, a lei gerou um efeito controlador para o pequeno número de municípios que ultrapassava o limite imposto, segundo os resultados encontrados. No entanto, os municípios que não se ajustaram aumentaram sua participação na dívida agregada de todos os municípios. Portanto, nesse caso, notaram-se dois efeitos: além do controle da dívida de alguns municípios, houve uma concentração de endividamento de outros que não foram controlados.

Novamente, a preocupação sobre a situação fiscal dos municípios, em particular, se essa situação necessita ser controlada através da imposição de uma regra e se o limite imposto sobre as despesas com pessoal afeta esses municípios e contribui para redução do gasto público, é retomada por Giuberti (2006), a qual analisou o efeito da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os municípios brasileiros por meio da estimação de um modelo *logit* de efeitos fixos para dados em painel. A variável dependente binária utilizada foi o cumprimento do limite de 60% da Receita Corrente Líquida (RCL) para gastos com pessoal. Já como variáveis explicativas, utiliza-se um conjunto de variáveis políticas, as proporções das transferências estaduais e federais sobre a receita corrente e uma variável *dummy* para Lei de Responsabilidade Fiscal, a qual também assume valor igual a um de 2000 em diante. Em relação à situação fiscal, os problemas de déficit corrente e gasto excessivo com pessoal não aparecem de modo generalizado. Ambos se restringem a uma pequena parcela dos municípios, o que indica que o limite imposto pela Lei não afeta na média os municípios. Entretanto, a análise do impacto da LRF sobre os municípios que especificamente enfrentavam um elevado gasto com pessoal mostra que a LRF é

relevante para controlar este item de despesa. Os resultados encontrados pela autora indicam que a LRF surtiu efeito sobre o cumprimento do limite de despesas com pessoal nos municípios.

Por outro lado, Veloso e Teixeira (2007) verificaram se os municípios do Estado do Rio Grande do Sul corroboram a hipótese de alinhamento à Lei de Responsabilidade Fiscal, relativamente ao estipulado para o Poder Executivo, do índice de gastos com pessoal e receita corrente líquida. Utilizando um modelo econométrico *logit*, instrumentalizando-o por microrregiões (Coredes) do Estado do Rio Grande do Sul, para os anos 2001 e 2002, os resultados indicaram haver prudência nas políticas dos municípios.

Santolin, Jayme Jr. e Reis (2009) realizaram um estudo dos possíveis impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) no comportamento das despesas dos municípios de Minas Gerais. Foram analisados cenários anteriores e posteriores da LRF, com base nos quais se comparou o comportamento das prefeituras municipais em relação às suas políticas de gastos. Inicialmente foi identificada uma convergência da despesa com pessoal nos municípios mineiros. Além disso, verificou-se também um processo de convergência dos gastos com investimento com relativa redução do mesmo. A metodologia econométrica baseou-se em painel dinâmico. Este processo esteve associado, por um lado, com a convergência e ampliação dos gastos de pessoal, e por outro, pelas restrições de operações de crédito impostas pela LRF.

A motivação para a realização desse estudo reside no fato de que as despesas com pessoal, dada sua elevada rigidez, tendem a se manterem constantes ou crescentes, enquanto que a trajetória das receitas é afetada pelo ciclo econômico. Por exemplo, a crise financeira internacional ocorrida no período 2008-2009 refletiu, ao nível municipal, em queda no conjunto de receitas, próprias ou transferidas, o que gerou dificuldades dos prefeitos cumprirem os limites da LRF, especialmente no que tange às despesas com pessoal, em função da rigidez dessas despesas.

O objetivo geral desse estudo é investigar empiricamente os impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal no comportamento fiscal dos municípios brasileiros por meio de dois indicadores, a saber, despesa de pessoal/receita corrente e receita tributária/receita corrente, para o período 1995 a 2009. De maneira específica, a investigação empírica aqui realizada se situa dentro dos limites da pesquisa iniciada por Botelho (2002), Sakurai (2005), Menezes (2005), Giuberti (2006), assim como Veloso e Teixeira (2007) na análise do comportamento fiscal dos governos subnacionais, complementando a literatura existente ao estender essa análise para todos os municípios brasileiros. Desse modo, procura-se investigar quais fatores de natureza fiscal determinam a probabilidade de um município obter resultados primários positivos ou negativos.

Esse estudo deve contribuir à literatura por abordar dois aspectos específicos. Primeiro, enquanto que os trabalhos de Botelho (2002), Sakurai (2005) e Veloso e Teixeira (2007) utilizaram a abordagem econométrica de modelos *logit* para a investigação empírica da situação fiscal ao nível municipal, este estudo inova ao utilizar a metodologia econométrica de modelos *probit* com efeitos aleatórios aplicada em dados de painel na investigação da probabilidade de um município incorrer em déficit fiscal. A metodologia é apropriada para esse contexto haja vista que a quantidade de unidades seccionais ($N = 5.592$ municípios) e período ($T = 15$ anos) podem pressupor uma distribuição normal para os dados.

De acordo com Train (2003), o modelo *logit* possui três importantes limitações: (i) esse modelo não permite a representação de variação aleatória de preferências; (ii)

apresenta padrões de substituição restritivos, por causa da propriedade de independência de alternativas irrelevantes; e, (iii) não pode ser utilizado para dados em painel quando fatores não observados estão correlacionados ao longo tempo para cada tomador de decisão. Além disso, o modelo *logit* apresenta outras limitações. Por exemplo, Altman e Sabato (2007), ao modelarem o risco de crédito envolvendo empresas de tamanho pequeno e médio (*small and medium-sized enterprises* – SMEs) dos Estados Unidos junto a instituições bancárias, observaram que uma limitação verificada na forma funcional específica de uma regressão logística é a possibilidade de se conduzir para uma probabilidade e classificação bimodal, muito alta ou muito baixa.

Segundo, esta investigação empírica é bastante abrangente ao considerar dados fiscais específicos de todos os municípios brasileiros compreendendo os anos de 1995 a 2009, ao passo que de Sakurai (2005) e Veloso e Teixeira (2007) analisaram o comportamento fiscal dos municípios de São Paulo e Rio Grande do Sul, respectivamente, em um período menor. O estudo de Menezes, por sua vez, utiliza dados fiscais para todos os municípios brasileiros, mas abrangendo apenas o período de 1997 a 2003.

Este trabalho está assim organizado: a próxima seção descreve a metodologia dos modelos *probit*. A seção 3 descreve os dados e os resultados das estimações econométricas do modelo empírico proposto. A última seção conclui o estudo.

2 Modelo *Probit* com Efeitos Aleatórios em Dados de Painel

De acordo com Wawro (2001, p. 567), o modelo padrão de dados em painel estático em que a variável dependente é dicotômica, isto é, binária, é dado por:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde i indexa indivíduos, t indexa o período de tempo; β é um vetor de parâmetros para ser estimado; x_{it} é um vetor de variáveis explicativas; α_i é um efeito específico individual (efeito não-observado); u_{it} é um termo de erro aleatório do modelo *probit* em dados de painel; e y_{it}^* é uma variável dependente latente que determina o valor da variável observada y_{it} de acordo com o seguinte esquema:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Tal como proposto em Baltagi (1999, p. 286), para o caso de regressões *logit* e *probit* com dados em painel, “[...] é importante em regressões com dados em painel testar para $H_0: \alpha_i = 0$, para $i = 1, \dots, N$. Se H_0 não for rejeitada, a estimação em procedimento é simples e utiliza-se os procedimentos *probit* e *logit* usuais. Todavia, se H_0 for rejeitada, o procedimento de máxima verossimilhança é complicado pela presença de efeitos fixos.”

Assume-se que α_i e u_{it} são distribuídos normalmente e independentemente com média zero e variâncias σ_α^2 e σ_u^2 , respectivamente, $\alpha_i \sim IIN(0, \sigma_\alpha^2)$ e $u_{it} \sim IIN(0, \sigma_u^2)$.

De acordo com Wooldridge (2002, p. 483-485), sob as hipóteses:

$$P(y_{it} = 1/x_{it}, \alpha_i) = \Phi(x'_{it}\beta + \alpha_i), \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

$$y_{i1}, \dots, y_{iT} \text{ são condicionalmente independentes de } (x_i, \alpha_i) \quad (4)$$

$$\alpha_i/x_i \sim Normal(0, \sigma_\alpha^2) \quad (5)$$

a abordagem de verossimilhança máxima condicional está disponível para estimar β e σ_α^2 . Uma vez que α_i é não-observado, esse termo não pode aparecer na função de verossimilhança. Ao invés disso, deve-se encontrar a função distribuição de (y_{i1}, \dots, y_{iT}) condicional a x_i . Desde que α_i tem uma distribuição normal, $\alpha_i/x_i \sim Normal(0, \sigma_\alpha^2)$, então:

$$f(y_1, \dots, y_T/x_i; \theta) = \int_{-\infty}^{\infty} [\prod_{t=1}^T f(y_t/x_{it}, \alpha; \beta)] (1/\sigma_\alpha) \phi(\alpha/\sigma_\alpha) \quad (6)$$

onde $f(y_t/x_t, \alpha; \beta) = \Phi(x'_t\beta + \alpha)^{y_t} [1 - \Phi(x'_t\beta + \alpha)]^{1-y_t}$, e θ contem β e σ_α^2 . Conectando y_{it} para todo t e tomando o logaritmo da equação (6), obtêm-se a verossimilhança logarítmica condicional $\ell_i(\theta)$ para cada i . A função log-verossimilhança para toda a amostra de tamanho N pode ser maximizada em relação à β e σ_α^2 (ou β e σ_α) para obter \sqrt{N} estimadores normais assintoticamente consistentes. O estimador de máxima verossimilhança condicional nesse contexto é chamado estimador *probit* de efeitos aleatórios (WOOLDRIDGE, 2002, p. 485-486).

Para o modelo *probit*, a função de distribuição normal cumulativa é expressa por (BALTAGI, 2005, p. 234):

$$F(x'_{it}\beta) = \Phi(x'_{it}\beta) = \int_{-\infty}^{x'_{it}\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du \quad (7)$$

Por um lado, com dados em *cross-section*, os dois métodos econométricos empregados para estimar a equação (1) são *logit* e *probit*, com a escolha do método determinada pelas

hipóteses distribucionais feitas para u_{it} . Por outro lado, com dados em painel em que a variável dependente é contínua, assume-se que α_i são ambos fixo ou aleatório (ou seja, os efeitos específicos individuais são ambos parâmetros constantes ou possuem uma distribuição com uma média e variância). A diferença principal entre os casos contínuo e dicotômico é que a escolha entre efeitos fixos e aleatórios, em efeito, determina as hipóteses distribucionais realizadas ao termo de distúrbio, e conseqüentemente, se deve utilizar *logit* ou *probit* (WAWRO, 2001, p. 567).

Para o tipo de dados analisados em que o número de períodos (T) é pequeno e o número de unidades *cross-section* (N) é grande, as abordagens de verossimilhança, onde os efeitos fixos são estimados juntamente com os coeficientes nas variáveis explicativas, de modo geral, levam a estimativas inconsistentes (HSIAO, 1986, p. 159-161).

A abordagem *probit*, a qual assume uma distribuição normal para u_{it} , pode ser mais adequada para os dados utilizados neste estudo. Todavia, ao utilizar essa abordagem econométrica, devem-se assumir efeitos aleatórios ao invés de efeitos fixos, uma vez que o modelo *probit* com efeitos fixos carece de um estimador consistente de β (HSIAO, 1986, p. 163). A desvantagem aqui presente é que, para o estimador padrão de efeitos aleatórios, deve-se assumir a hipótese de que α_i são independentes de x_{it} , o que pode não ser razoável (WAWRO, 2001, p. 567).

Em relação aos aspectos favoráveis para o uso de modelo *probit* com efeitos aleatórios em painel de dados, Maddala (1987, p. 315) argumenta que “o modelo *probit* é apropriado para a análise de efeitos aleatórios, uma vez que os efeitos aleatórios produzem correlações entre os erros e a distribuição logística multivariada é bastante restritiva para esse propósito”. Além disso, “duas importantes propriedades dos modelos *probit* com efeitos aleatórios valem a pena serem mencionadas: (i) ao contrário das estimativas do modelo *probit* com efeitos fixos, as estimativas do modelo *probit* de efeitos aleatórios são consistentes; (ii) o modelo *probit* com efeitos aleatórios é baseado na distribuição normal multivariada.” (MADDALA, 1987, p. 317-318).

Todavia, se as observações desaparecidas em um painel de dados não estão desaparecidas aleatoriamente, muitos estimadores amplamente aplicados podem ser inconsistentes. Por exemplo, usando uma função consumo do ciclo de vida e dados obtidos a partir do “*Expenditure Index Panel*” da Holanda, Nijman e Verbeek (1992) discutem procedimentos simples que podem ser usados para avaliar se observações estão desaparecidas aleatoriamente, e consideram procedimentos de estimação mais complicados que podem ser usados para obter estimativas consistentes ou eficientes no caso de seletividade de viés de atrito. De modo específico, ao comparar os resultados da estimação da função consumo em painel não-balanceados e sub-painel balanceado, Nijman e Verbeek (1992) observaram que os erros padrões são maiores no painel não-balanceado devido à perda de informações. Segundo, os parâmetros estimados considerando os dois tipos de painéis diferem substancialmente, sugerindo a presença de viés de atrito (*attrition bias*) que pode afetar, inclusive, a significância dos resultados do teste de Hausman.

3 Análise dos Resultados

3.1 Dados e Descrições das Variáveis

As unidades seccionais são os 5.592 municípios existentes no Brasil e as unidades temporais compreendem os anos de 1995 a 2009, ou seja, o período pós-plano Real. As variáveis fiscais utilizadas foram receita tributária (*rtribut*), receita corrente (*rcorrente*), despesa de pessoal (*dpessoal*) e saldo orçamentário (*saldoorc*), cujos dados encontram-se no banco de dados Finanças do Brasil (FINBRA) e disponibilizados para acesso público no sítio eletrônico da Secretaria do Tesouro Nacional¹.

“As receitas correntes são compostas de receitas derivadas (receita tributária) e receitas originárias (receitas patrimonial e industrial, entre outras). Segundo dispõe a Lei nº 4.320/1964, em seu artigo 11, § 1º, constituem receitas correntes as receitas tributárias, de contribuições, patrimonial, agropecuária, industrial, de serviços e outras, e ainda, as provenientes de recursos financeiros recebidos de outras pessoas de direito público ou privado, quando destinadas a atender despesas classificáveis em Despesas Correntes” (ALBUQUERQUE, MEDEIROS e FEIJÓ, 2008, p. 228).

Considera-se receita tributária “os ingressos provenientes da arrecadação dos impostos, taxas e contribuições de melhoria. Dessa forma, é uma receita privativa das entidades investidas do poder de tributar: União, Estados, Distrito Federal e os Municípios” (ALBUQUERQUE, MEDEIROS e FEIJÓ, 2008, p. 230).

A Lei de Responsabilidade Fiscal, em seu artigo 18, assim define despesa de pessoal:

“Art. 18. Para os efeitos desta Lei Complementar, entende-se como despesa total com pessoal: o somatório dos gastos do ente da Federação com os ativos, os inativos e os pensionistas, relativos a mandatos eletivos, cargos, funções ou empregos, civis, militares e de membros de Poder, com quaisquer espécies remuneratórias, tais como vencimentos e vantagens, fixas e variáveis, subsídios, proventos da aposentadoria, reformas e pensões, inclusive adicionais, gratificações, horas extras e vantagens pessoais de qualquer natureza, bem como encargos sociais e contribuições recolhidas pelo ente às entidades de previdência.”

Os resultados da análise de correlação apresentados na Tabela 1 a seguir mostram uma forte correlação positiva entre receita tributária e despesa de pessoal (0,9264), sugerindo um equilíbrio fiscal em que receita tributária encontra-se comprometida com a despesa de pessoal. Além disso, a correlação existente entre a despesa de pessoal e o saldo orçamentário (0,6130) está um pouco maior que a correlação existente entre a receita tributária e o saldo orçamentário (0,5554), sugerindo que a trajetória da despesa de pessoal tem acompanhado a trajetória do saldo orçamentário dos municípios. Finalmente, a forte correlação positiva entre receita tributária e receita corrente (0,9810) sugere que a receita tributária tem se tornado o item mais expressivo na composição da receita corrente.

¹ Informação disponibilizada em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>>. “Os dados utilizados foram coletados das Finanças Públicas do Brasil – Dados Contábeis de Municípios. O Finbra é o banco de dados criado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), em convênio com a Caixa, que apresenta dados consolidados de estados e municípios brasileiros. A coleta dos dados é feita por meio de declaração dos próprios municípios. Tais municípios respondem, anualmente, a um formulário denominado Quadro de dados contábeis consolidados, com dados extraídos do seu balanço” (FIORAVANTE *et al.*, 2006, p. 8).

Tabela 1 – Análise de Correlação

	saldoorc	dpessoal	rtribut	rcorrente
saldoorc	1,0000	-	-	-
dpessoal	0,6130	1,0000	-	-
rtribut	0,5554	0,9264	1,0000	-
rcorrente	0,5726	0,9583	0,9810	1,0000

Nota: elaboração do autor.

A ausência de informações de dados fiscais para, pelos menos, um período, acarretou no uso de um painel não balanceado, em outras palavras, trata-se de um painel com falta de dados em pelo menos um período de tempo para pelo menos uma unidade observacional.

3.2 Modelo Empírico

Nesse estudo, optou-se por estimar um modelo *probit* (binário) com efeitos aleatórios em painel de dados não balanceado, procurando levar em consideração o comportamento do resultado primário dos municípios ao longo do tempo, além do comportamento ao longo das unidades municipais. Este painel não balanceado tem a vantagem de dispor de quantidade de dados maior do que o balanceado (que deve apresentar dados em todos os períodos para cada unidade seccional).

O modelo *probit* estático com efeitos aleatórios em dados de painel é dado por:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \phi_1 dlr f_{1t} + \phi_2 dlr f_{2t} + \alpha_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (8)$$

em que y_{it}^* é a variável dependente “binar”, a qual assume valor 1 caso o resultado primário do município seja positivo, e assume valor 0 caso o mesmo seja negativo. O vetor x_{it} está associado às mesmas variáveis explicativas utilizadas por Botelho (2002) e Sakurai (2005) para analisar o impacto da LRF nas finanças municipais².

A primeira variável explicativa é a razão despesa de pessoal/receita corrente (*pers_corr*), a qual se refere à parcela de receitas correntes comprometidas com despesas de pessoal. Esse indicador representa uma medida de rigidez orçamentária dos municípios, sob o pressuposto de que um maior comprometimento dos gastos municipais com a folha de pagamento tornaria mais difícil a obtenção de resultados fiscais positivos (SAKURAI, 2005). É razoável esperar que o sinal desse coeficiente seja negativo e estatisticamente significativo nas estimações, evidenciando um impacto negativo sobre a variável dependente, em outras palavras, essa variável explicativa contribui para a probabilidade de um município incorrer em déficit fiscal.

A segunda variável explicativa é a razão Receita Tributária/Receita Corrente (*trib_corr*) que segundo Sakurai (2005, p. 473), se torna “[...] uma medida de independência do município em relação às receitas oriundas de transferências constitucionais (da União e dos Estados)”. Para esta variável, espera-se um sinal positivo e estatisticamente significativo nas estimações,

² Fatores específicos e/ou não observáveis, tais como região de localização do município, tamanho do município e de sua população, efeitos de transbordamento entre municípios etc., apesar de não terem sido considerados nessa investigação empírica, podem afetar de maneira significativa a variável dependente sob estudo.

resultando em um aumento da probabilidade de um município incorrer em superávit fiscal.

Dois variáveis *dummies* foram criadas para considerar os efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal nas finanças públicas municipais. A variável *dummy* de nível “ $d_{lrf_{1t}}$ ”, que assume valor 1 no período de 2001 em diante, e zero caso contrário. A variável *dummy* de impulso “ $d_{lrf_{2t}}$ ” assume valor 1 especificamente no período de 2001, e zero caso contrário. A opção de se atribuir o valor 1 a partir do ano de 2001 se justifica pelo fato de que um número considerável de municípios não se encontrava obrigado a cumprir as disposições da LRF em 2000, de modo que essa lei teve seu efeito pleno somente a partir de 2001. As variáveis *dummies* podem sinalizar um esforço fiscal por parte dos municípios para se ajustarem aos comandos da Lei de Responsabilidade Fiscal caso sejam estatisticamente significantes.

Nesse estudo, foram estimadas três versões do modelo proposto, em que as duas primeiras versões utilizam cada uma das duas variáveis *dummies* elaboradas individualmente, ao passo que a terceira versão refere-se ao modelo completo. Os resultados da estimação das três versões do modelo empírico encontram-se reportadas na Tabela 2 a seguir.

De modo geral, no tocante às três versões do modelo, o indicador receita tributária/receita corrente apresenta sinal esperado positivo e valor estatisticamente significativo ao nível de 1%, sugerindo que o esforço arrecadatório dos municípios influencia o resultado primário dos mesmos. A magnitude desse indicador não apresenta fortes variações entre os modelos.

Por sua vez, o indicador despesa de pessoal/receita corrente apresenta sinal esperado negativo e significância estatística ao nível de 1%, indicando que os municípios com maiores gastos com folha de pagamento são àqueles com maiores dificuldades de se obter superávits fiscais, corroborando assim as evidências obtidas por Sakurai (2005) para os municípios paulistas.

Note que, em termos de magnitude, as despesas de pessoal afetam mais o resultado primário dos municípios do que a receita tributária, mostrando que esse item de despesa exerce um forte impacto na probabilidade de um município incorrer em déficit. Em outras palavras, os resultados indicam que, mesmo após a publicação da LRF, as despesas de pessoal ainda não obtiveram a redução esperada para fins de equilíbrio das finanças públicas municipais.

Ambas as variáveis *dummies* apresentam sinais positivos e coeficientes estatisticamente significantes ao nível de 1%, mostrando que a LRF, de modo geral, exerceu impacto positivo sobre o comportamento fiscal dos municípios, em outras palavras, a LRF contribuiu na melhora do resultado primário municipal.

Tabela 2 – Resultados da regressão probit com efeitos aleatórios

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: binar		
	(1)	(2)	(3)
<i>pess_corr_t</i>	-1,740355*** (0,000)	-1,774141*** (0,000)	-2,209908*** (0,000)
<i>trib_corr_t</i>	0,2601576*** (0,003)	0,4339826*** (0,000)	0,3750998*** (0,000)
<i>dtrf_{1t}</i>	1,234277*** (0,000)	-	1,207719*** (0,000)
<i>dtrf_{2t}</i>	-	0,8438573*** (0,000)	0,3979443*** (0,000)
Constante	0,4391162*** (0,000)	1,089183*** (0,000)	0,6235135*** (0,000)
Wald χ^2	12.361,39*** (0,0000)	1.534,18*** (0,0000)	12.400,24*** (0,0000)
Log-likelihood	-37.345,914	-43.435,066	-37.225,055

Nota: Elaboração do autor. (***) significância a 1%. Os termos entre parênteses "()" são os valores-p. Número de observações: 68.724

4 Conclusões

Neste trabalho, avaliaram-se os impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal e de indicadores fiscais nas finanças públicas municipais por meio da estimação de um modelo *probit* para dados em painel não-balanceado. O indicador receita tributária/receita corrente apresenta sinal esperado positivo e valor estatisticamente significativo ao nível de 1%, sugerindo que o esforço arrecadatório dos municípios influencia o resultado primário dos mesmos. Por outro lado, o indicador despesa de pessoal/receita corrente apresenta sinal esperado negativo e significância estatística ao nível de 1%, indicando que os municípios com maiores gastos com folha de pagamento são àqueles com maiores dificuldades de se obter superávits fiscais. As variáveis *dummies* apresentam sinais positivos e coeficientes estatisticamente significativos ao nível de 1%, mostrando que a LRF, de modo geral, exerceu impacto positivo sobre o comportamento fiscal dos municípios, em outras palavras, a LRF contribuiu na melhora do resultado primário municipal.

Os resultados aqui encontrados indicam que, em termos de magnitude, mesmo após a publicação da LRF, as despesas de pessoal continuam afetando mais o resultado primário dos municípios do que a receita tributária, mostrando que esse item de despesa exerce um forte impacto na probabilidade de um município incorrer em déficit. Contudo, esses resultados devem ser analisados com ressalva, haja vista que o estimador *probit* aplicado neste estudo pode ser inconsistente devido ao fato de se trabalhar com um painel de dados não-balanceado (NIJMAN e VERBEEK, 1992).

Futuros desdobramentos da pesquisa na área deverão ampliar a investigação no tocante à influência e peso das receitas de transferências, assim como aos determinantes da evolução das despesas de pessoal, de modo a entender como essas duas variáveis podem afetar a probabilidade dos municípios incorrerem em resultados fiscais positivos ou negativos. Além disso, sob o aspecto metodológico, deve-se controlar para fatores específicos que podem afetar a variável dependente sob estudo, ou de forma equivalente, deve-se utilizar uma modelagem que permita controlar para variáveis não mensuráveis ou não diretamente observáveis e/ou para variáveis relevantes não incluídas nas estimativas.

Referências

ALBUQUERQUE, C.; MEDEIROS, M.; FEIJÓ, P. H. *Gestão de finanças públicas – fundamentos e práticas de planejamento, orçamento e administração financeira com responsabilidade fiscal*. 2ª edição. Brasília: Gestão Pública Editora e Treinamentos Ltda, 2008.

ALTMAN, E. I.; SABATO, G. Modeling credit risk for SMEs: evidence from the US Market. *Journal of Accounting, Finance and Business Studies (Abacus)*, v. 43, n. 3, p. 332-357, 2007.

BALTAGI, B. H. Specification tests in panel data models using artificial regressions. *Annales D'Économie et de Statistique*, n. 55-56, p. 277-298, 1999. Disponível em: <<<http://annales.ensae.fr/anciens/n5556/vol5556-11.pdf>>>. Acesso em: 08 nov. 2011.

_____, B. H. *Econometric analysis of panel data*. 3ª edição. Chichester: Johan Wiley & Sons, Ltd, 2005.

BOTELHO, R. *Determinantes do comportamento fiscal dos estados brasileiros*. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Pesquisas Econômicas, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2002.

BRASIL. 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_03/Leis/LCP/Lcp101.htm>>. Acesso em: 19 ago. 2011.

FIORAVANTE, D. G.; PINHEIRO, M. M. S.; VIEIRA, R. S. V.; SANTOS, J. C. *Lei de responsabilidade fiscal e finanças públicas municipais: impactos sobre despesas com pessoal e endividamento*. IPEA, 2006. (Texto para Discussão, n. 1223).

GIUBERTI, A. C. *Lei de Responsabilidade Fiscal: efeitos sobre o gasto com pessoal dos municípios brasileiros*. In: Secretaria do Tesouro Nacional. (Org.). *Finanças Públicas: Monografia premiada em 2º lugar no X Prêmio Tesouro Nacional - 2005*. São Paulo: Ágape Editores Ltda, p. 803-841, 2006.

HSIAO, C. *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

MADDALA, G. S. Limited dependent variable models using panel data. *Journal of Human Resources*, v. 22, n. 3, p. 307-338, 1987.

MENEZES, R. T. *Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os Componentes de Despesa dos Municípios Brasileiros*. Brasília: ESAF, 2005. 64p. Monografia premiada em 1º lugar no X Prêmio Tesouro Nacional – 2005, Lei de Responsabilidade Fiscal, Brasília (DF). Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/premio_TN.htm>. Acesso em: 20 out. 2011.

NIJMAN, T.; VERBEEK, M. Nonresponse in panel data: the impact on estimates of a life cycle consumption function. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. 243-257, 1992.

SAKURAI, S. N. Déficit e ajuste fiscal dos municípios paulistas: uma análise para o período 1989-2001 via dados em painel. *Economia*, Brasília (DF), v. 6, n. 2, p. 463-488, jul./dez. 2005.

SANTOLIN, R.; JAYME JR. F. G.; REIS, J. C. Lei de responsabilidade fiscal e implicações na despesa de pessoal e de investimento nos municípios mineiros: um estudo com dados em painel dinâmico. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 895-923, outubro-dezembro 2009.

TRAIN, K. *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

VELOSO, G. O.; TEIXEIRA, A. M. A lei de responsabilidade fiscal e as microrregiões do Estado do Rio Grande do Sul: uma análise empírica. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 28, n. 2, p. 443-470, 2007.

WAWRO, G. A panel *probit* analysis of campaign contributions and roll-call votes. *American Journal of Political Science*, v. 45, n° 3, p. 563-579, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge MA, 2002.