

Naruhiko Sakurai, Sergio

Superávit e déficit fiscal dos municípios brasileiros: uma aplicação do modelo de viés de seleção em painel
Nova Economia, vol. 24, núm. 3, septiembre-diciembre, 2014, pp. 517-540
Universidade Federal de Minas Gerais
Belo Horizonte, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400434063003>



Nova Economia,
ISSN (Versão impressa): 0103-6351
ne@face.ufmg.br
Universidade Federal de Minas Gerais
Brasil

Superávit e déficit fiscal dos municípios brasileiros: uma aplicação do modelo de viés de seleção em painel

*Sergio Naruhiko Sakurai**

Palavras-chave

municípios brasileiros,
resultado fiscal,
econometria de dados
em painel, viés de
seleção amostral

Classificação JEL

H72, C23, C24

Keywords

*Brazilian municipalities,
fiscal balance, panel data
econometrics, sample
selection bias*

JEL Classification

H72, C23, C24

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar o resultado primário fiscal dos municípios brasileiros entre 1999 e 2007, aplicando a metodologia de viés de seleção para dados em painel proposto por Wooldridge (1995). Mais especificamente, assume-se que a ocorrência de superávits e déficits fiscais não deve ser tomada como um evento puramente aleatório e, alternativamente, assume-se a existência de um primeiro estágio que determina a ocorrência de um superávit ou de um déficit fiscal. Os resultados corrigidos para a presença do viés amostral indicam que saldos fiscais positivos e negativos são parcialmente influenciados pelas características fiscais dos municípios, bem como pela estrutura demográfica da população. Contudo, suas características políticas pouco influenciam o resultado fiscal.

Abstract

This paper aims at investigating the primary fiscal balance of Brazilian municipalities from 1999-2007 by employing the bias selection methodology for in-panel data proposed by Wooldridge (1995). More specifically, the study assumes that fiscal surpluses and deficits should not be taken as purely random events; alternatively, it assumes the existence of a first stage that determines the existence of a fiscal surplus or deficit. The results, controlled for the presence of sampling bias, show that fiscal surpluses and deficits are partially influenced by the fiscal characteristics and demographic structure of the population. However, political traits do not exert any significant influence on the fiscal balances of Brazilian municipalities.

*Docente do Departamento de
Economia – FEA-RP/USP

1_Introdução

Desde a segunda metade dos anos 1990, tem sido observado um esforço não desprezível do governo federal brasileiro em manter o superávit fiscal, e esforço relativamente semelhante tem sido observado por parte dos estados e dos municípios. De fato, uma série de medidas de ajuste e controle fiscal foi tomada na história recente da economia brasileira, o que tem contribuído para um acompanhamento sistemático e permanente das contas governamentais.

A literatura econômica considera uma série de elementos que justificam o comportamento do saldo fiscal do setor público, seja positivo, seja negativo. Para a teoria clássica, por exemplo, os superávits fiscais obtidos em períodos de expansão econômica deveriam ser utilizados como forma de financiar déficits fiscais em períodos recessivos, de modo a garantir um padrão de consumo do governo estável ao longo do tempo – é a partir desse conceito que se origina o conceito de *tax-smoothing* de Barro (1979) e Lucas & Stokey (1983). A análise sugere que os déficits fiscais não são necessariamente indesejados, desde que o governo tenha um orçamento intertemporal equilibrado, ou seja, ao restringir as possibilidades de consumo em períodos recessivos, inserir um mecanismo que garanta um orçamento equilibrado em cada período de tempo pode não ser uma estratégia ótima para o governante. Contudo, um detalhe importante a ser considerado na teoria clássica diz respeito à existência ou não de garantias de que o orçamento intertemporal do governo esteja, de fato, sendo respeitado. Tal resultado pode não ocorrer caso, por exemplo, os eleitores não tenham pleno entendimento da restrição intertemporal do governo, menosprezando o custo futuro de um déficit corrente – o fenômeno da “ilusão fiscal” de Buchanan & Wagner (1977).

Além das discussões anteriormente mencionadas, existe uma corrente já bastante tradicional na literatura que analisa a influência de elementos positivos, em particular, fatores de

natureza política, sobre o comportamento do saldo fiscal do governo. Conforme o trabalho clássico de Roubini & Sachs (1989), existe maior propensão a déficits fiscais quanto mais politicamente fragmentado um governo for – em primeiro lugar, partidos distintos tendem a representar interesses igualmente distintos e muitas vezes conflitantes, e, em segundo lugar, a adoção de ajustes fiscais pode ser prejudicada pelo interesse desses em manter sua participação na alocação dos recursos. Desta forma, fatores políticos poderiam causar dificuldades na contenção dos gastos públicos. Por sua vez, segundo o modelo teórico proposto por Tabellini & Alesina (1990), déficits fiscais tenderiam a ocorrer em razão de maior dispersão de preferências dos eleitores sobre a forma com a qual o orçamento público deveria ser gerido ao longo do tempo. Desta forma, conforme apontam os autores, uma análise empírica seria testar se a coletividades com preferências políticas mais divergentes (politicamente mais instáveis) estariam associados maiores níveis de endividamento. Outra referência relevante, ainda dentro dos modelos que procuram explicar déficits fiscais com base em fatores políticos, Alesina & Tabellini (1990) argumentam que a divergência de preferências entre os *policymakers* pode fazer com que um governante decida elevar o estoque de endividamento de modo a restringir as possibilidades de consumo de um governo opositor que possa estar futuramente no poder. Logo, quanto menores as chances de um governante ser reeleito e quanto mais divergentes as preferências entre os políticos, maiores tendem a ser os déficits fiscais. Complementando essa discussão, com base num modelo de gerações sobrepostas, Tabellini (1991) argumenta que déficits tendem a ser observados em função da possibilidade de transferência da dívida para gerações futuras, diferentemente do que seria observado num modelo clássico de horizonte infinito, por exemplo. Assim, a eventual divergência de interesse en-

tre gerações poderia influenciar o comportamento do saldo fiscal do setor público.

Ao longo do desenvolvimento da literatura, uma série de artigos tem procurado encontrar evidências empíricas sobre os determinantes políticos do saldo fiscal do setor público. Embasados em evidências obtidas para painéis de países, Perotti & Kontopoulos (2002) e Mulas-Granados (2003), por exemplo, encontram evidências de que governos politicamente mais fragmentados tendem a exibir menores saldos fiscais (maiores déficits, em particular). Por sua vez, ao investigar um conjunto de países da OCDE, Tavares (2004) encontra evidências de que ajustes fiscais são influenciados pela ideologia política dos seus governantes – em particular, partidos de esquerda tendem a reduzir o déficit via aumento de impostos, ao passo que partidos de direita o fazem via redução de gastos. Desta forma, os resultados indicam que a própria ideologia política do governante influencia o comportamento do saldo fiscal obtido pelo setor público. Contudo, também analisando os países da OCDE, Mierau, Jong-A-Pin & de Haan (2007) encontram evidências de que superávits fiscais são basicamente influenciados pelas características econômicas desses, sendo que a influência de fatores políticos é praticamente nula. Por fim, ainda avaliando painéis de países, Elgie & McMenamin (2008) também encontram evidências de que maior fragmentação política tende a gerar déficits fiscais nos membros da OCDE, mas, quando outros países são incluídos na amostra, esse resultado desaparece. Os resultados ainda sugerem que a fragmentação política eleva os déficits quanto mais consolidada (antiga) for a democracia.

Diferentemente dos artigos anteriormente mencionados, o objetivo deste estudo é analisar o comportamento fiscal do setor público analisando unidades subnacionais de governo. Nesse perfil, na literatura internacional, Alt & Loewy (1994), Poterba (1994) e Clingermayer & Wood (1995), en-

tre outros, analisam como o comportamento fiscal dos estados americanos é afetado pelas suas características políticas. No último deles, por exemplo, são encontradas evidências de que, quanto maior a competição entre os partidos no Legislativo estadual, maior o crescimento da dívida. Os demais determinantes políticos considerados pelos autores, como a ocorrência de Poderes Executivo e Legislativo controlados por partidos diferentes (*divided government*), não afetam de forma significativa o endividamento das unidades investigadas. Ashworth, Geys & Heyndels (2005), por sua vez, encontram evidências de que os déficits fiscais nos municípios belgas são mais persistentes conforme aumenta seu grau de fragmentação política. Por fim, Hagen & Vabo (2005) analisam os municípios noruegueses e encontram evidências de que o saldo fiscal é pouco afetado pela fragmentação política do Poder Legislativo local, embora seja afetado pela estrutura etária da população municipal – em particular, maior proporção de idosos tende a diminuir o saldo fiscal.

Ao longo dos últimos anos, a literatura que analisa o comportamento fiscal dos estados e dos municípios brasileiros tem se fortalecido de forma significativa. Nesta linha, um primeiro trabalho importante é o realizado por Cossio (2001), que, com base em um painel de estados brasileiros entre 1985 e 1997, encontra evidências de que, quanto maior a fragmentação partidária das câmaras legislativas estaduais, maior tende a ser o gasto público. O alinhamento partidário entre os chefes do Executivo estadual e federal, por sua vez, diminui os gastos realizados pelas unidades da Federação. Já os trabalhos de Nakaguma e Bender (2006, 2010) e Videira e Mattos (2011), entre outros, analisam o comportamento fiscal dos estados e dos municípios brasileiros, respectivamente, à luz dos modelos de ciclos políticos – os resultados obtidos por esses autores indicam que determinadas categorias de gastos públicos são afetadas pelo calendário eleitoral, ou seja, em anos eleitorais, ocor-

rem manipulações fiscais de forma a ampliar as chances de permanência no poder do chefe do Executivo. Por fim, outra linha de pesquisa relevante procura avaliar o efeito exercido pela Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os indicadores fiscais, como ocorre nos trabalhos de Menezes (2005), Giuberti (2005) e Santolin, Jayme Júnior e Reis (2009), que encontram evidências de que o comportamento fiscal dos estados e dos municípios do país foi efetivamente modificado a partir da instituição da referida lei.

Abordando especificamente a questão do saldo fiscal das unidades subgovernamentais brasileiras, uma das principais referências existentes é o estudo de Botelho (2002), em que é analisado o comportamento fiscal dos estados brasileiros por meio de um modelo *logit* multinomial – em particular, o autor faz uso dos critérios institucionalizados pela Portaria nº 089/97 do Ministério da Fazenda, que classifica a capacidade de solvência dos estados e dos municípios brasileiros. Segundo os resultados obtidos, unidades da Federação com comprometimento mais expressivo da receita corrente em relação à despesa de pessoal apresentam maiores dificuldades em realizar ajustes fiscais, assim como ocorre em estados com maior participação da receita tributária em relação à receita corrente. Este último resultado sugere que maior independência fiscal dos estados em relação às transferências da União pode ampliar as possibilidades de endividamento, dada a maior possibilidade de pagamento futuro. Adicionalmente os resultados ainda indicam, de forma semelhante à observada em Cossio (2001), a existência de menores esforços fiscais nos anos eleitorais, conforme sugerido pela teoria dos ciclos eleitorais. Por fim, em relação aos fatores políticos, estados que apresentam preferências eleitorais mais heterogêneas (mensurada pela dispersão dos votos obtidos pelos candidatos ao Executivo estadual) são justamente aqueles com maiores dificuldades em realizar ajustes fiscais, su-

gerindo, portanto, que o próprio padrão de preferências políticas dos agentes pode, em alguma medida, influenciar o comportamento das finanças públicas.

Ainda em relação aos determinantes do saldo fiscal das unidades subnacionais brasileiras, outra referência importante nesse contexto é o trabalho de Sakurai (2005), que, ao analisar os determinantes da probabilidade de os municípios paulistas apresentarem superávit fiscal, encontra evidências de que saldos positivos são influenciados negativamente por maiores gastos com folha de pagamento, mas não são influenciados pelo esforço arrecadatório nem 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 nº 089/97, do Ministério da Fazenda, influenciam positivamente a probabilidade de obtenção de resultados primários positivos.

Em termos comparativos, o trabalho aqui proposto vai além desta última referência, em primeiro lugar, por analisar todos os municípios do país e, em segundo lugar, por analisar não só a probabilidade de um saldo positivo, mas também os determinantes do próprio montante (ou seja, do valor do resultado fiscal). Em particular, este artigo procura contribuir com a literatura ao apresentar evidências de como o resultado fiscal dos municípios brasileiros tem se comportado não só em função de suas características estruturais, mas também em função dos próprios indicadores fiscais e, especialmente, em função de suas características políticas. De fato, a compreensão do comportamento fiscal das unidades locais brasileiras à luz a literatura da Nova Economia Política tem crescido de forma sistemática tanto na literatura internacional como na nacional, conforme discutido anteriormente.

Além do problema aqui investigado, de natureza fiscal, outra contribuição provida por este estudo diz respeito ao uso de um procedimento econômétrico ainda pouco utiliza-

do, por meio do qual se procura corrigir o viés de seleção em amostras de dados em painel. Na literatura nacional, ainda que a aplicação do tradicional método proposto por Heckman (1979) em *cross-sections* puras não seja algo novo em si (como já ocorre no trabalho de Schlindwein & Kassouf (2006) e Madalozzo & Gomes (2012), para citar somente alguns), o mesmo não pode ser dito para o tratamento de seleção para dados em painel. O estudo de Sachsida, Loureiro & Mendonça (2004), por exemplo, ao analisar o retorno salarial do investimento em educação, faz uso de um *pooled* Heckman para tratar um pseudopainel, ou seja, o viés de seleção é tratado como se a amostra fosse uma *cross-section* – procedimento relativamente semelhante também é utilizado no estudo realizado por Ferreira Neto, Freguglia & Fajardo (2012), que analisa o diferencial de salários dos trabalhadores do setor cultural e artístico no Brasil usando dados da PNAD de 2002 a 2007.¹

Uma das poucas aplicações que guardam afinidades com o estudo aqui proposto é apresentada em Ribas e Soares (2010), que, ao estimarem os determinantes da permanência de pessoas no painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), corrige o atrito amostral por meio de um procedimento que guarda semelhanças com o procedimento sugerido por Wooldridge (1995), aqui empregado. Assim, aprofundar a discussão sobre os determinantes do resultado fiscal dos governos locais com base em um procedimento econômétrico ainda pouco utilizado pela literatura nacional é a contribuição principal deste artigo.

Além desta seção introdutória, o artigo contém as seguintes seções: a descrição do procedimento metodológico é apresentada na seção 2, e a descrição da base de dados é realizada na seção 3. Os resultados, por sua vez, são apresentados na seção 4, e a seção 5, finalmente, apresenta as conclusões finais.

2 Referencial metodológico

O objetivo deste estudo consiste em analisar o comportamento fiscal dos municípios brasileiros considerando especificamente o saldo orçamentário como variável dependente. Em termos empíricos, o estudo procura adotar o tradicional modelo de seleção de Heckman (1979), considerando, contudo, uma estrutura de dados em painel. Antes de apresentar o procedimento empregado, cabe naturalmente discutir a sua validade para o estudo em questão.

Partindo do pressuposto de que a obtenção de um resultado primário positivo ou negativo seja um evento aleatório, ou seja, independente de qualquer decisão por parte das prefeituras, não haveria nenhuma justificativa para adotar tal procedimento, e a única decisão dessas unidades seria a respeito do montante do superávit ou do déficit. Neste caso, não haveria problemas em considerar um procedimento de regressão clássico para avaliar quais fatores determinam o montante do esforço fiscal das prefeituras brasileiras. Contudo, imaginar que a observação de um resultado primário positivo ou negativo seja um evento randômico pode ser inapropriado, uma vez que tal decisão está certamente condicionada às condições fiscais e até mesmo a outras variáveis relevantes que venham a influenciar o comportamento do orçamento das prefeituras – em particular, existe a possibilidade de que o próprio padrão de preferências da população e da administração pública de determinado município (que podem ser representadas pelas preferências do Executivo e do Legislativo municipal), variáveis dificilmente mensuráveis, seja elemento determinante do saldo fiscal. Assim sendo, municípios que apresentam superávit e municípios que apresentam déficit fariam parte de amostras não aleatórias, o que tornaria inapropriada qualquer conclusão sem nenhum tratamento adequado para a seleção amostral.

Wooldridge (1995) desenvolve um referencial econômico que corrige o viés de seleção em amostras de dados em painel. Em termos mais específicos, tal procedimento se assemelha a um modelo de efeitos fixos (ao permitir que a característica não observada intrínseca a cada unidade seccional apresente correlação não nula com os regressores) e assume que os erros apresentam distribuição normal, permitindo, contudo, que esses apresentem correlação serial e heteroscedasticidade não condicional.

Considere, para uma observação associada a uma unidade seccional i ($i \in N$) em um dado instante de tempo t ($t \in T$):

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + u_{it}, \quad i=1, \dots, N \text{ e } T=1, \dots, T \quad (1)$$

Em que x_{it} é um vetor de dimensão $[1 \times (1+K)]$, em que K é número de regressores e β é um vetor de dimensão $[(1+K) \times 1]^2$. Considere, também, a seguinte hipótese:

$$\text{Hipótese 1: } E(u_{it} | a_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}) = 0$$

Na validade da hipótese 1 (exogeneidade estrita), o estimador de efeitos fixos é consistente, e \sqrt{N} assintoticamente normal. Considere também uma variável indicadora s_{it} que assume valor 1 quando o valor de y_{it} é observado e assume o valor 0 caso contrário. Assim, para uma dada unidade seccional i , o vetor s_i é dado por:

$$s_i = (s_{i1}, s_{i2}, \dots, s_{iT})' \quad (2)$$

Considerando (1) e (2) e a validade da hipótese 1, o estimador de efeitos fixos para β pode ser escrito como:

$$\hat{\beta} = (N^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N s_{it} \cdot \tilde{x}_{it}' \cdot \tilde{x}_{it})^{-1} \cdot (\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N s_{it} \cdot \tilde{x}_{it}' \cdot \tilde{y}_{it}) \quad (3)$$

Em que, para $s_{it} = 1$

$$\tilde{x}_{it} = x_{it} - T_i^{-1} \cdot \sum_{r=1}^T s_{ir} x_{ir}$$

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - T_i^{-1} \cdot \sum_{r=1}^T s_{ir} y_{ir}$$

$$T_i = \sum_{t=1}^T s_{it}$$

Assim, considerando o estimador de efeitos fixos descrito em (3), sua consistência é garantida (com $N \rightarrow \infty$), caso seja válida a seguinte hipótese:

$$\text{Hipótese 1': } E(u_{it} | \alpha_i, x_i, s_i) = 0$$

Note que, como existem observações tais que $s_{it} = 0$ ou $s_{it} = 1$, a hipótese 1' atesta que u_{it} deve estar condicionado não só ao conjunto de regressores x_i [em que $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$], mas também a s_i . Assim, na validade da hipótese 1', o processo de seleção é estritamente exógeno condicional à α_i e x_i e neste caso, não ocorreria o fenômeno do viés de seleção.

Considere agora uma variável latente h_{it}^* definida por:

$$h_{it}^* = \xi_i + x_{it} \cdot \delta + a_{it} \quad (4)$$

Em que, por hipótese, (ξ_i, a_{it}) é distribuído (de forma conjunta) via distribuição normal, $E(a_{it}) = 0$ e a_{it} independente do conjunto de regressores x_i . Defina também uma variável binária indicadora da seleção tal que:

$$s_{it} \equiv 1 [h_{it}^* > 0] \quad (5)$$

Note que a equação (4) envolve um efeito fixo ξ_i a respeito do qual formas específicas podem ser consideradas de modo a permitir que esse tenha correlação não nula com os

regressores. Considerando o procedimento sugerido por Mundlak (1978),³ para uma dada unidade seccional, valeria o seguinte:

$$\xi_i = \eta_0 + x_{it} \cdot \eta + \bar{x}_i \cdot \psi + c_i \quad (6)$$

Em que $\bar{x}_i = (\sum_{t=1}^T x_{it})^{-1} \cdot (\sum_{t=1}^T x_{it})$, $\eta = (K \times 1)$, $\psi = (K \times 1)$ e

$$E[\eta_0 | \eta, \psi] = ((1+K+K) \times 1)$$

Assim, considerando (4) e (6), obter-se-ia a seguinte equação:

$$h_{it}^* = \eta_0 + x_{it} \cdot (\eta + \delta) + \bar{x}_i \cdot \psi + (c_i + a_{it}) \quad (7)$$

Por hipótese, c_i é independente de x_i , o que permite constituir um novo elemento tal que $(c_i + a_{it}) = v_{it}$, sendo v_{it} , por hipótese, independente de (α_i, x_i) e $v_{it} \sim \text{Normal}(0, \tau_i^2)$. Assim, observa-se que c_i é tratado como um efeito aleatório, fazendo com que v_{it} apresente autocorrelação serial ao longo de uma dada unidade seccional i.

Note que, no caso de a hipótese 1' ser válida e considerando que $s_i = s_i(x_i, v_i)$, a condição suficiente para que o estimador de efeitos fixos continuasse a ser consistente seria:

$$E(u_{it} | \alpha_i, x_i, v_i) = 0 \quad (8)$$

Segundo Wooldridge (1995), a condição anterior pode ser modificada de modo a permitir a ocorrência do viés de seleção:

$$E(u_{it} | \alpha_i, x_i, v_i) = \rho \cdot v_{it} \quad (9)$$

Note que tal hipótese pressupõe que u_{it} , condicional à v_{it} , tenha média independente dos elementos $(\alpha_i, x_i, (v_{i1}, v_{i2}, \dots, v_{it-1}, v_{it+1}, \dots, v_{iT}))$ – portanto, a correlação entre u e v

ocorre apenas contemporaneamente. Assim, pressupondo a validade de tal hipótese:

$$E[y_{it} | \alpha_i, x_i, v_i, s_i] = E[y_{it} | \alpha_i, x_i, v_i] = \alpha_i + x_{it} \cdot \beta + \rho \cdot v_{it} \quad (10)$$

Neste caso, seria possível testar o viés de seleção por meio do procedimento tradicional de efeitos fixos, em que o termo v_{it} seria estimado para as observações tais que $s_{it} = 1$, por meio da estimação de um *probit* e o posterior cálculo da razão de *Mills* invertida, dado pelo elemento $\lambda(\cdot)$, conforme segue.

$$\begin{aligned} E[y_{it} | \alpha_i, x_i, s_i] &= \alpha_i + x_{it} \cdot \beta + \rho \cdot E[v_{it} | \alpha_i, x_i, s_i] = \alpha_i \\ &+ x_{it} \cdot \beta + \rho \cdot E[v_{it} | x_i, s_i] \end{aligned} \quad (11)$$

$$E[v_{it} | x_i, s_i = 1] = E[v_{it} | x_i, v_{it} > -x_i \cdot \delta] \quad (12)$$

$$E[v_{it} | x_i, v_{it} > -x_i \cdot \delta] = \lambda(x_i \cdot \delta) \quad (13)$$

Note que a equação 11 considera que v_i é independente de (α_i, x_i) .

O procedimento sugerido por Wooldridge (1995) com vistas a testar a presença ou não do viés de seleção em uma amostra de dados em painel é exatamente o método de efeitos fixos, ou seja, é estimado um modelo de diferenças em relação à média de cada unidade seccional i, sendo a variável dependente (contínua) regredida em função do conjunto de regressores de interesse, bem como em função da razão de *Mills* invertida, obtida por meio de *probits* estimados ano a ano, em que a variável dependente é o indicador binário de ocorrência ou não ocorrência do evento. Assim, o procedimento é realizado com base nos seguintes passos:

(i) Para cada período t da amostra existente, estima-se a equação via *probit*.

$$P(s_{it} = 1 | \mathbf{x}_i) = \Phi(\mathbf{x}_i \cdot \boldsymbol{\delta}) \quad (14)$$

(ii) Para as observações tais que $s_{it} = 1$, calcula-se

$$\hat{\lambda}_{it} \equiv \lambda(x_i \cdot \hat{\boldsymbol{\delta}})$$

(iii) Para as observações tais que $s_{it} = 1$, calcula-se

$$\hat{\lambda}_{it} \equiv \hat{\lambda}_{it} - T_i^{-1} \sum_{r=1}^T s_{ir} \cdot \hat{\lambda}_{it}$$

(iv) Com base apenas nas observações em que $s_{it} = 1$, estima-se a equação:

$$\hat{y}_{it} = \hat{x}_{it} \cdot \beta + \rho \cdot \hat{\lambda}_{it} + \omega_{it}$$

em que ω_{it} é o resíduo da regressão

(v) Testa-se $\rho = 0$ por meio da estatística t para o coeficiente ρ .

No caso da não validade da hipótese nula de que $\rho = 0$, torna-se necessário corrigir o viés de seleção amostral. Neste segundo estágio, é necessário realizar a correção dos desvios-padrão dos coeficientes da equação de interesse, uma vez que parte dos regressores utilizados neste estágio (as razões de Mills invertidas) é obtida com base nos regressores já empregados no primeiro estágio – a descrição do procedimento de correção do desvio-padrão é apresentada no apêndice deste trabalho. Assim, para a correção do viés, considere a seguinte forma funcional, com base no tratamento de Mundlak (1978):

$$E[y_{it} | x_i, s_{it} = 1] = \bar{x}_i \cdot \psi + x_{it} \cdot \beta + \gamma_t \cdot [\lambda(x_i \cdot \boldsymbol{\delta})] \quad (15)$$

Note, pela equação (15), que as razões de Mills invertidas são incluídas separadamente ano a ano via t coeficientes

γ , ou seja, o procedimento permite analisar a influência dessas sobre a variável de interesse de forma isolada em cada período de tempo.

Neste estudo em particular, a análise dos determinantes do superávit e do déficit fiscal será realizada separadamente. Para o primeiro caso, serão estimados no primeiro estágio *probits* para cada ano da amostra, em que a variável dependente assume o valor 1, caso tenha tido um superávit, e 0, caso contrário. A partir de então, é feito o teste da existência do viés de seleção e caso seja confirmada a presença desse, procede-se com o segundo estágio, em que as razões de Mills invertidas são incluídas como regressores do segundo estágio, cuja variável dependente é o montante do superávit observado. Já no segundo caso, são analisados os municípios com déficit fiscal empregando procedimento análogo ao descrito anteriormente – observe que o primeiro estágio é exatamente o mesmo do caso dos municípios superavitários com a natural inversão do sinal dos parâmetros. Caso também seja corroborada a presença do viés de seleção, o segundo estágio compreende as observações em que o saldo fiscal apresenta valor negativo. Em ambos os casos, é importante esclarecer que o tratamento de viés de seleção sugere que uma covariada presente no primeiro estágio não seja incluída como regressor do segundo estágio. Contudo, o procedimento de Wooldridge (1995) para correção do desvio-padrão dos parâmetros do segundo estágio não permite realizar tal procedimento, dado que esse envolve o uso da matriz hessiana da função de verossimilhança do primeiro estágio.

3_Base de dados

A Portaria nº 089/97 do Ministério da Fazenda estabelece uma metodologia que classifica a capacidade de solvência dos estados e dos municípios brasileiros com base nas su-

as respectivas execuções fiscais – entre outros, tal categorização serve como referência para que a União conceda garantias às operações de crédito realizadas por tais unidades. Conforme tal portaria, o resultado primário é igual às receitas arrecadadas (RA), excluídas as receitas financeiras (RF), as operações de crédito (OC) e as alienações de bens (AB), menos as despesas liquidadas (DL) e restos a pagar não processados (NP), excluídos os serviços (SV) – encargos e amortizações – das dívidas mobiliária e contratual, interna e externa.

A variável dependente utilizada neste artigo é justamente o resultado primário, que pode assumir valores positivos ou negativos – conforme descrito anteriormente, as análises serão realizadas separadamente para cada um desses casos. Por sua vez, as variáveis explicativas a serem considerados neste estudo podem ser divididas em três grupos, quais sejam, variáveis fiscais, variáveis políticas e variáveis demográficas. No primeiro caso, os regressores selecionados seguem o padrão sugerido pela literatura referente, como presente em Botelho (2002), por exemplo:

i) razão Despesa de pessoal / Receita corrente: esta seria uma medida de rigidez orçamentária dos municípios, ou seja, maior comprometimento dos gastos municipais com a folha de pagamento tornaria mais difícil a obtenção de resultados fiscais positivos. O uso deste indicador está em linha com o estudo clássico de Alesina & Tabellini (1990), cujo modelo prediz que déficits fiscais seriam maiores quanto mais rígido (para baixo) forem as despesas públicas;

ii) razão Receita tributária / Receita corrente: esta seria uma medida de independência do município em relação às receitas oriundas de transferências constitucionais (da União e dos governos estaduais). No caso de superávit fiscal, por exemplo, um sinal negativo poderia sugerir que os municípios com menor dependência das transferências seriam aqueles com maior autonomia fiscal e, assim, com

menor propensão a superávits. Por outro lado, um sinal positivo poderia sugerir que o maior esforço arrecadatório dos municípios estivesse associado a um comportamento fiscal mais conservador, ocasionando assim maior disciplina fiscal. Logo, não é possível determinar *a priori* qual seria o sinal esperado para tal variável.

É importante ressaltar que essas duas variáveis explicativas e o saldo fiscal (variável dependente) podem sofrer do problema de simultaneidade. Com vistas a evitar esse problema, optou-se por considerar a defasagem desses dois regressores, ou seja, para o ano de 1999, optou-se por considerar os indicadores fiscais de 1998, e assim por diante. Tal procedimento é válido tanto no primeiro estágio como no segundo estágio. Ressalta-se também que essas variáveis não estão em percentagem, ou seja, estão dentro do intervalo 0 e 1.

No que se refere às variáveis políticas⁴, serão consideradas:

i) índice de fracionalização das preferências do eleitorado para o cargo Executivo: tal índice, calculado para cada município e para cada mandato local, é obtido com base na fórmula

$$FE = \text{Fracionalização do Executivo} = 1 - \sum_j^J v_j^2,$$

em que v_j é a proporção de votos obtida por cada candidato j a prefeito ($0 < FE < 1$). Tal indicador, inspirado em Tabellini & Alesina (1990), também é empregado no trabalho de Hagen & Vabo (2005), por exemplo, e tem como objetivo mensurar a dispersão / concentração das preferências do eleitorado para o cargo Executivo sendo esperado, no caso de superávit, um sinal negativo para o mesmo: uma maior dispersão das preferências (maior índice de fracionalização) estaria associada a maior heterogeneidade das preferências dos eleitores, dificultando a realização de ajustes fiscais. Na análise dos municípios com déficit, espera-se o sinal oposto;

ii) índice de fracionarização partidária do Legislativo: de forma semelhante ao índice anterior, este coeficiente, também calculado para cada município e para cada mandato municipal, é obtido com base na fórmula

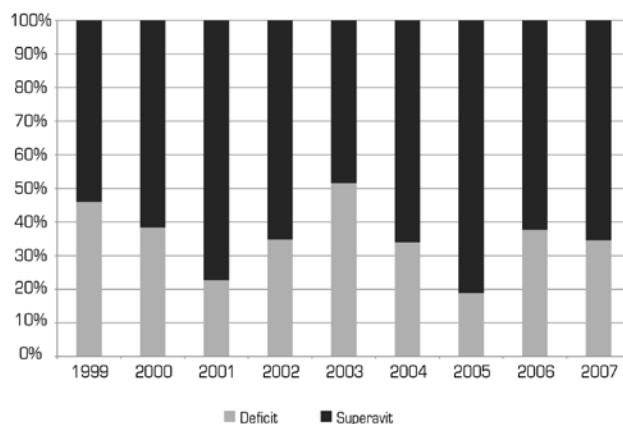
$$FC = \text{Fracionarização da Câmara} = 1 - \sum_j^J v_w^2,$$

em que v_w é a proporção de cadeiras ocupadas por cada partido w na câmara de vereadores ($0 < FC < 1$). Tal indicador, presente em Cossio (2001) e em Elgie & McMenamin (2008), entre outros, tem como finalidade mensurar a influência da dispersão das preferências dos partidos políticos sobre o desempenho fiscal.

Ressalta-se que tais indicadores podem ser considerados peculiares, uma vez que poucos trabalhos da literatura nacional contemplam a influência de tais variáveis sobre o desempenho fiscal dos entes da Federação brasileira, especialmente os municípios. Assim, a inclusão destes índices pode prover contribuições adicionais à literatura.

iii) partido do prefeito municipal: o estudo controla as estimativas pela ideologia partidária do prefeito municipal via de *dummies* que classificam os partidos como centro, esquerda e direita, com base na classificação sugerida por Rodrigues (2002).⁵ É importante esclarecer que tal classificação não contempla todos os partidos da amostra, e em função disso, foi criada uma quarta *dummy* de ideologia que engloba os demais partidos presentes na amostra. Além disso, para evitar multicolinearidade perfeita, a *dummy* de partidos de centro foi retirada das estimativas, sendo assim o grupo de referência. A inclusão dessas variáveis tem como propósito verificar se os diferentes partidos dos prefeitos municipais influenciam o comportamento do saldo fiscal dos municípios do país. Trata-se de um indicador tradicional na literatura da Nova Economia Política e também presente no estudo de Ashworth, Geys & Heyndels (2005), entre outros.

Gráfico 1_Proporção de municípios com superávit e déficit



Fonte: Elaborado pelo autor.

Adicionalmente, seguindo o padrão presente na literatura, foram consideradas como controle das estimativas *variáveis demográficas*, quais sejam, a população total (em logaritmo natural), a proporção de jovens (indivíduos com idade entre 0 e 14 anos de idade) e de idosos (indivíduos com mais de 65 anos) e a taxa de urbanização (proporção da população residente na zona urbana). Essas variáveis atuam não só como controle das características municipais, mas também como variáveis que captam o efeito da composição geracional da população local sobre os indicadores fiscais. Conforme discutido anteriormente, para Tabellini (1991), o comportamento fiscal do setor público pode ser influenciado por este fator, hipótese esta corroborada pelas evidências providas por Hagen & Vabo (2005), por exemplo.

Para os testes aqui realizados, foi considerada uma amostra balanceada de 3.021 municípios brasileiros entre os anos 1999 e 2007 – anteriormente ao ano de 1999, o saldo primário calculado com base na Portaria nº 089/97 não é disponibilizado pelo Tesouro Nacional, justamente a fonte das variáveis

fiscais. Os indicadores políticos foram obtidos no Tribunal Superior Eleitoral, ao passo que as variáveis demográficas foram obtidas no IBGE. Ressalta-se que as variáveis fiscais, quando expressas em valores monetários, estão deflacionadas para o ano de 2010 por meio do IGP-DI. As estatísticas descritivas são apresentadas no apêndice deste artigo.

O Gráfico 1 mostra a proporção de municípios que apresentam superávit e déficit em cada ano da amostra. Note que essa proporção apresenta relativa variação ao longo do tempo, o que permite realizar o estudo de interesse com mais precisão. Em 1999, por exemplo, aproximadamente 54% dos municípios da amostra apresentavam superávit, mas em 2005, por exemplo, esse número se aproxima de 82%.

4 Resultados

Conforme discutido anteriormente, o objetivo deste artigo é analisar os determinantes do resultado fiscal dos municípios brasileiros considerando a possibilidade de que a ocorrência de um superávit (ou de um déficit) não seja um fenômeno puramente aleatório, ou seja, antes de se observar o montante do superávit (ou do déficit) em si, existe um estágio anterior que define a ocorrência ou não desses eventos. Assim, em linha com o procedimento de correção do viés de seleção, é preciso estimar a equação de definição do saldo fiscal, incluindo a razão de Mills invertida associada à probabilidade de o município apresentar um saldo positivo ou negativo.

Antes de apresentar os resultados obtidos por meio do procedimento de Wooldridge (1995), a Tabela 1 exibe os resultados obtidos para a amostra de municípios sem incluir nenhum controle para o viés – em particular, trata-se dos resultados obtidos via efeitos fixos, cujos resultados são considerados consistentes pelo teste de Hausman.⁶ A co-

luna (A) apresenta os resultados para a amostra completa (observações superavitárias e deficitárias) e analisa o saldo fiscal, ao passo que a coluna (B) apresenta os resultados referentes somente às observações superavitárias, e finalmente, a coluna (C) apresenta os resultados obtidos para as observações deficitárias – neste último caso, ressalta-se que as estimativas consideram o valor absoluto do déficit, ou seja, parâmetros com sinal positivo indicam aumento do déficit, ao passo que parâmetros negativos indicam diminuição do déficit.

Os resultados indicam que maior despesa de pessoal em um ano eleva o saldo fiscal do ano seguinte e, em particular, indica aumento do superávit e queda do déficit, com magnitudes distintas – dado que o regressor se refere ao ano imediatamente anterior, uma possibilidade que pode explicar tal resultado é que maior comprometimento das receitas (com gastos de funcionalismo) em um ano gera a necessidade de um ajuste fiscal no ano seguinte, tanto via aumento do superávit como via queda do déficit. Já maior receita própria em um dado ano, por sua vez, eleva o saldo fiscal e o superávit, mas não afeta o déficit fiscal do ano subsequente.

Em relação aos indicadores políticos, os resultados sugerem que aos partidos de esquerda (relativamente aos de centro) estão associados maiores saldos e, em particular, maiores superávits. Trata-se de outro resultado curioso, dado que partidos de esquerda são geralmente vistos como mais propensos à expansão de gastos públicos, ou seja, ainda que isso seja verdade, os resultados sugerem que isso não necessariamente implica menores saldos fiscais. Para as demais *dummies* de ideologia, os coeficientes não apresentam significância estatística nos níveis usualmente aceitos. Já quanto aos índices de fragmentação política, nota-se que apenas aquele relacionado à fragmentação partidária da câmara afeta (em particular, positivamente) o saldo fiscal e o superávit.

Tabela 1_Estimações via método de efeitos fixos – sem controle de viés amostral

Coeficiente (Desvio-padrão)	(A)	(B)	(C)
	Superávit e déficit	Superávit	Déficit
Despesa de pessoal / Receita corrente	106,733*** (9,662)	15,629** (8,227)	-52,327*** (18,278)
Receita própria / Receita corrente	153,375*** (14,871)	97,183*** (12,597)	-40,556 (30,400)
Esquerda	4,867* (3,028)	5,668** (2,549)	0,330 (5,965)
Direita	-2,367 (2,433)	-1,242 (2,063)	7,335 (4,689)
Outros partidos	-2,181 (8,463)	2,692 (6,874)	18,756 (18,151)
Fracionização da Câmara	62,930*** (13,988)	25,423** (12,062)	-30,582 (26,088)
Fracionização do Executivo	10,597 (9,041)	-0,076 (7,646)	-0,724 (17,474)
Idosos	4,568*** (1,715)	-1,294 (1,440)	-7,376** (3,326)
Urbanização	-0,064 (0,183)	-0,282* (0,156)	-0,905** (0,361)
Jovens	-2,838*** (0,699)	-0,995* (0,595)	1,309 (1,348)
População	-26,192*** (10,012)	-88,893*** (8,522)	-118,835*** (19,133)
Constante	212,074** (105,013)	924,600*** (89,603)	1.278,509*** (199,703)
R ²	0,14	0,13	0,10
Observações	27.189	17.565	9.621
Teste de Hausman (prob)	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Na coluna (C), o déficit é mensurado em valor absoluto. Desvio-padrão entre parênteses

* = estatisticamente significante a 10%; ** = estatisticamente significante a 5%; *** = estatisticamente significante a 1%.

Quanto aos indicadores demográficos, nota-se que maior proporção de idosos afeta positivamente o saldo fiscal, em particular, diminuindo o déficit. Contudo, maior proporção de jovens tende a diminuir o saldo fiscal e em particular, o superávit. Tomados em conjunto, esses resultados sugerem que a própria estrutura etária altera o comportamento do saldo fiscal do setor público, possivelmente em função das diferentes necessidades de provisão de bens e serviços públicos para diferentes grupos etários. Já no caso da taxa de urbanização, observa-se um resultado curioso, dado que esse afeta negativamente o superávit fiscal, mas também negativamente o déficit, o que pode justificar o parâmetro estatisticamente nulo no caso do saldo fiscal. Finalmente, observam-se parâmetros negativos para o tamanho da população nas três estimativas.

Os resultados anteriores devem ser vistos com cautela, dado que, na presença de viés de seleção, eles estão sujeitos ao problema de viés de variável omitida. Assim, seguindo o procedimento de Wooldridge (1995), a Tabela 2 apresenta o resultado referente às estimativas *probit* para cada ano da amostra, que vai de 1999 a 2007. A variável dependente assume o valor 1, caso o município tenha tido superávit fiscal, e assume 0, caso tenha tido um déficit fiscal. Note que esse resultado é o mesmo para o caso das estimativas referentes aos municípios com déficit, com a natural inversão dos sinais de cada parâmetro.

Em geral, os resultados indicam que o parâmetro associado à razão despesa de pessoal / receita corrente (do ano anterior) é normalmente positivo, ou seja, quanto maior os gastos de pessoal (como proporção da receita corrente) em um ano, maior a probabilidade de um superávit fiscal no ano seguinte – contudo, nos anos 2001, 2006 e 2007, esse parâmetro não é estatisticamente significante. Já o parâmetro associado à segunda variável explicativa de natureza fiscal, qual seja, a razão receita própria sobre

receita corrente (também do ano imediatamente anterior) assume valor positivo somente no ano de 2003 – em 1999 e 2000, o valor assumido é negativo, sugerindo que maior arrecadação própria (como proporção da receita corrente) em um ano diminui a probabilidade de um superávit fiscal no ano seguinte. Nos demais anos, os parâmetros não apresentam significância estatística.

Em relação às variáveis políticas, os resultados indicam que aos partidos de esquerda estão associadas menores probabilidades de superávit fiscal nos anos 2001 e 2002, assim como para o grupo dos demais partidos em 2004. Ademais, Câmaras Municipais mais fragmentadas (em termos partidários) apresentam maior probabilidade de superávit fiscal no ano de 2002. Para os demais casos, os parâmetros também são estatisticamente não significantes. Por fim, em relação às variáveis demográficas, os resultados sugerem que municípios com maior taxa de urbanização tendem a exibir menor probabilidade de superávit fiscal (em particular, no ano de 2001, quando apresenta significância estatística), o mesmo sendo válido conforme aumenta o tamanho da população do município (em 2004). Já uma maior proporção de jovens aumenta a probabilidade de superávit (coeficientes estatisticamente significantes em 2000 e em 2003).

Valendo-se dos resultados expostos na Tabela 2, calcula-se a razão de Mills invertida para cada ano, para cada município, separadamente para a amostra dos municípios superavitários e dos municípios deficitários.⁷ Com base nesse cálculo, parte-se para a equação de teste de existência do viés de seleção, cujos resultados podem ser vistos nas colunas A (superávit) e B (déficit, em valor absoluto) da Tabela 3 – com o objetivo de demonstrar a consistência desses resultados, é novamente apresentada a estatística do teste de Hausman, cujos resultados continuam apontando para a consistência dos resultados obtidos via método de efeitos fixos (*within groups*). As razões de Mills invertidas

são estatisticamente significantes a 1% tanto no caso das observações superavitárias como deficitárias – em ambos os casos, o parâmetro negativo sugere relação inversa entre os erros do primeiro e do segundo estágio.

Os resultados apresentados indicam que, de fato, existe o problema de viés de seleção quando se analisa o comportamento do saldo fiscal dos municípios brasileiros, ou seja, a observação de um superávit ou de um déficit não é um fenômeno puramente randômico e anteriormente à definição da magnitude do saldo fiscal em si, os resultados indicam que há um estágio antecedente em que é definido se um município obtém um saldo fiscal negativo ou então, positivo.

As Tabelas 4 e 5 apresentam as equações do segundo estágio: a primeira delas exibe a equação para a amostra de observações em que se observa superávit fiscal, ao passo que a Tabela 5 apresenta os resultados referentes ao déficit fiscal (novamente, em valor absoluto), ambas controladas pelas razões de Mills invertidas, separadas ano a ano, conforme procedimento de Wooldridge (1995). Em particular, nota-se que são apresentados tanto os desvios-padrão originais como os desvios-padrão corrigidos, assim como o p-valor original e corrigido para cada parâmetro, para cada equação.

Analizando os resultados referentes à estimativa do superávit fiscal, nota-se que o parâmetro da razão Despesa de pessoal / Receita corrente apresenta significância estatística (a 5%) e assume valor negativo (-26,98), sugerindo que municípios mais comprometidos com gastos de funcionalismo público (em um ano) tendem a ter menores superávits fiscais (no ano seguinte) – note que esse resultado é oposto ao apresentado na coluna B da Tabela 1 e que, conforme discutido, estava sujeito ao problema de viés de variável omitida. Já em relação à razão Receita tributária / Receita corrente, observa-se que o parâmetro não apresenta significância estatística, diferentemente do que ocorreu na tabela anteriormente mencionada.

Tabela 2 Primeiro estágio - Estimações *probit* - superávit fiscal

Regressor	Anos									
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Despesa de pessoal / Receita corrente	0,997***	0,696**	0,409	0,817***	0,876**	2,178***	2,094***	0,023	0,485	
Receita própria / Receita corrente	-0,977*	-1,785***	0,181	-0,385	1,127*	0,342	-0,563	0,435	0,208	
Esquerda	0,069	0,015	-0,286**	-0,200*	-0,103	-0,109	0,084	-0,011	0,021	
Direita	0,055	0,007	-0,078	-0,153	0,062	-0,005	-0,042	0,016	0,096	
Outros partidos	0,125	0,136	0,114	-0,153	-0,366	-0,614*	0,154	-0,234	-0,012	
Fracionalização da Câmara	0,388	0,124	0,838	1,274**	0,925	-0,201	-0,499	-0,051	-0,467	
Fracionalização do Executivo	0,327	-0,047	-0,120	-0,226	0,420	0,550	0,222	0,277	0,083	
Idosos	0,037	0,039	0,056	0,108	0,629	-0,249	-0,028	0,044	0,007	
Urbanização	-3,3E04	-0,005	-0,021**	-0,008	0,022	0,007	0,002	-0,004	-0,004	
Jovens	-3,9E04	0,075**	-0,053	-0,166	2,475***	-0,137	0,093	0,047	-0,001	
População	0,103	-0,396	0,066	0,204	6,0E04	-2,711***	-0,569	-0,037	0,072	
Média despesa de pessoal / Receita corrente	-2,057***	-2,122***	-0,914	-1,509***	-0,242	-0,723	-0,886	1,122**	0,538	
Média receita própria / Receita corrente	0,425	2,117***	0,956	1,711***	-1,053	-0,442	0,896	-0,166	-0,299	
Média esquerda	-0,296***	-0,133	0,283	0,401**	0,297*	0,363**	-0,030	0,037	0,051	
Média direita	-0,194**	0,054	0,066	0,193	0,066	0,220	0,161	-0,147	-0,046	
Média outros partidos	0,602*	0,123	0,079	0,623	1,384***	1,128**	0,480	0,445	0,149	
Média fracionalização da Câmara	0,023	0,031	-0,049	-1,473**	-1,213*	0,277	1,413**	0,333	0,781	
Média fracionalização do Executivo	-0,165	0,177	0,473	0,730	-0,190	-0,878*	-0,414	-0,389	-0,369	
Média idosos	-0,017	-0,033	-0,038	-0,084	-0,668	0,270	0,012	-0,042	0,009	
Média urbanização	0,002	0,003	0,018**	0,009	-0,022	-0,007	-0,007	0,007	0,004	
Média jovens	-0,010	-0,068**	0,015	0,148	-2,502***	0,136	-0,131**	-0,047	0,016	
Média população	-0,127	0,448	-0,099	-0,248	-	2,791***	0,551	0,016	-0,088	
Constante	0,685	-0,050	1,573***	1,196***	0,698*	1,207***	1,460***	-0,231	-0,508	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Variável dependente = 1 se o município obteve superávit fiscal e o caso contrário. * = estatisticamente significante a 10%; ** = estatisticamente significante a 5%; *** = estatisticamente significante a 1%.

Tabela 3 Teste de existência de viés de seleção – variável dependente: resultado fiscal

Regressor (Desvio-padrão)	(A) Superávit	(B) Déficit
Despesa de pessoal / Receita corrente	-17,645** (8,551)	-31,411* (19,484)
Receita própria / Receita corrente	87,782*** (12,541)	-37,976 (30,392)
Esquerda	4,871* (2,534)	1,166 (5,967)
Direita	-1,445 (2,051)	7,872* (4,689)
Outros partidos	4,226 (6,834)	17,002 (18,148)
Fracionalização da Câmara	6,559 (12,073)	-21,730 (26,229)
Fracionalização do Executivo	-4,776 (7,608)	2,275 (17,490)
Idosos	-1,298 (1,431)	-7,230** (3,324)
Urbanização	-0,268* (0,155)	-0,882** (0,361)
Jovens	0,180 (0,598)	0,749 (1,359)
População	-91,112*** (8,472)	-115,615*** (19,149)
Razão de Mills invertida	-55,621*** (4,178)	-24,665*** (7,996)
Constante	975,236*** (89,146)	1.268,786*** (199,601)
R ²	0,400	0,102
Observações	17.565	9.621
Teste de Hausman (prob.)	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Na coluna (B), o déficit é mensurado em valor absoluto. Estimações em painel via método de efeitos fixos. Desvio-padrão entre parênteses. * = estatisticamente significante a 10%; ** = estatisticamente significante a 5%; *** = estatisticamente significante a 1%

Em relação às variáveis políticas, nota-se que nenhum dos parâmetros é estatisticamente significante, ou seja, o montante do superávit primário, controlado pela probabilidade de o mesmo ocorrer, não é afetado pelas características políticas da administração local. Já em relação às variáveis demográficas, percebe-se que somente o coeficiente associado à população total é significante e sugere que o superávit é menor quanto maior o número de habitantes – todos os demais coeficientes são estatisticamente nulos aos níveis tradicionalmente considerados. Por fim, nota-se que as razões de Mills invertidas de todos os anos são estatisticamente não nulas, o que reforça a necessidade de correção do viés de seleção nessa amostra.

No caso da equação para o déficit fiscal (Tabela 5), nota-se que o coeficiente associado à razão Despesa de pessoal / Receita corrente apresenta sinal negativo (igual a -35,85) e estatisticamente significante a 5%, indicando que maior despesa com folha de pagamento em um ano tende a diminuir o déficit fiscal no ano seguinte. Trata-se de um resultado curioso quando se considera o resultado obtido no caso do superávit fiscal, em que maior comprometimento da receita com folha de pagamento diminuía o superávit. Já em relação à razão Receita própria / Receita corrente, observa-se que o parâmetro não apresenta significância estatística, assim como ocorreu no caso do saldo fiscal positivo.

Em relação às variáveis políticas, nota-se que, embora os coeficientes associados aos partidos de direita e de esquerda sejam estatisticamente nulos, os resultados indicam que ao grupo formado pelos demais partidos estão associados maiores déficits fiscais (parâmetro significante a 10%) – quando um prefeito pertence a esse grupo, o déficit é R\$ 14,85 *per capita* superior às localidades administradas por partidos de centro.

Tabela 4 Resultados das estimativas do segundo estágio – superávit fiscal

	Coeficiente	Desvio-padrão original	p-valor original	Desvio-padrão corrigido	p-valor corrigido
Despesa de pessoal / Receita corrente	-26.988	10.720	0.012	12.703	0.036
Receita própria / Receita corrente	106.554	14.754	0.000	75.239	0.160
Esquerda	3.958	2.866	0.167	2.692	0.145
Direita	-1.306	2.316	0.573	2.074	0.530
Outros partidos	3.441	7.720	0.656	10.592	0.746
Fracionalização da Câmara	10.417	13.806	0.451	13.656	0.447
Fracionalização do Executivo	-6.471	8.621	0.453	8.813	0.465
Idosos	-1.666	1.635	0.308	2.451	0.498
Urbanização	-0.267	0.179	0.136	0.233	0.255
Jovens	0.122	1.048	0.907	1.120	0.914
População total	-91.620	9.845	0.000	24.026	0.000
Média despesa de pessoal / Receita corrente	-69.196	15.676	0.000	23.228	0.004
Média receita própria / Receita corrente	176.103	17.691	0.000	41.457	0.000
Média esquerda	-2.500	3.990	0.531	4.833	0.606
Média direita	-9.270	3.218	0.004	4.127	0.027
Média outros partidos	-22.883	11.661	0.050	14.785	0.125
Média fracionalização da Câmara	10.842	17.095	0.526	19.067	0.571
Média fracionalização do Executivo	-30.708	12.423	0.013	16.655	0.068
Média idosos	0.690	1.722	0.689	2.602	0.792
Média urbanização	0.292	0.183	0.110	0.255	0.255
Média jovens	0.058	1.062	0.956	1.203	0.961
Média população total	61.263	9.893	0.000	23.536	0.011
Mills 1999	-48.644	7.384	0.000	10.294	0.000
Mills 2000	-44.323	7.764	0.000	9.236	0.000
Mills 2001	-53.467	11.395	0.000	12.784	0.000
Mills 2002	-47.248	8.096	0.000	9.521	0.000
Mills 2003	-68.445	6.039	0.000	7.630	0.000
Mills 2004	-73.519	8.580	0.000	11.375	0.000
Mills 2005	-61.072	14.334	0.000	18.346	0.001
Mills 2006	-52.822	8.455	0.000	11.334	0.000
Mills 2007	-37.584	9.389	0.000	13.030	0.005
Constante	405.003	13.187	0.000	20.804	0.000
R ²					0.1135
Observações					17.565

Fonte: Elaboração própria.

Notas: * = estatisticamente significante a 10%; ** = estatisticamente significante a 5%; *** = estatisticamente significante a 1%.

Tabela 5_Resultados das estimativas do segundo estágio – déficit fiscal

	Coeficiente	Desvio-padrão original	p-valor original	Desvio-padrão corrigido	p-valor corrigido
Despesa de pessoal / Receita corrente	-35.854	21.415	0.094	16.132	0.027
Receita própria / Receita corrente	-6.667	32.702	0.838	45.614	0.884
Esquerda	0.477	6.053	0.937	4.843	0.922
Direita	8.634	4.754	0.069	8.412	0.306
Outros partidos	14.851	18.398	0.420	9.161	0.107
Fracionalização da Câmara	-11.117	26.674	0.677	22.727	0.625
Fracionalização do Executivo	1.379	17.782	0.938	16.806	0.935
Idosos	-7.821	3.386	0.021	3.027	0.010
Urbanização	-0.840	0.371	0.024	0.561	0.136
Jovens	-0.236	1.823	0.897	2.381	0.921
População total	-113.490	19.710	0.000	9.251	0.000
Média despesa de pessoal / Receita corrente	-76.555	27.861	0.006	46.233	0.099
Média receita própria / Receita corrente	234.032	37.612	0.000	62.487	0.000
Média esquerda	-1.390	7.985	0.862	7.636	0.856
Média direita	-20.466	6.241	0.001	10.049	0.043
Média outros partidos	-26.831	24.797	0.279	12.567	0.034
Média fracionalização da Câmara	36.919	31.962	0.248	26.822	0.170
Média fracionalização do Executivo	-6.283	23.546	0.790	16.460	0.703
Média idosos	7.394	3.530	0.036	3.642	0.044
Média urbanização	1.003	0.378	0.008	0.637	0.117
Média jovens	0.608	1.829	0.740	1.945	0.755
Média população total	88.637	19.799	0.000	8.517	0.000
Mills 1999	-33.023	14.777	0.025	20.774	0.113
Mills 2000	-30.895	13.378	0.021	17.339	0.076
Mills 2001	-36.115	10.369	0.000	13.076	0.006
Mills 2002	-39.511	12.399	0.001	15.779	0.013
Mills 2003	-63.680	16.109	0.000	20.456	0.002
Mills 2004	-45.228	11.975	0.000	14.122	0.002
Mills 2005	-41.062	9.433	0.000	11.540	0.000
Mills 2006	-40.033	12.862	0.002	15.090	0.009
Mills 2007	-32.471	12.417	0.009	14.640	0.028
Constante	329.205	24.453	0.000	37.583	0.000
R ²					0.0431
Observações					9.621

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Déficit mensurado em valor absoluto. * = estatisticamente significante a 10%; ** = estatisticamente significante a 5%; *** = estatisticamente significante a 1%.

Além disso, observa-se novamente que os parâmetros dos índices de fragmentação partidária da câmara legislativa e da fragmentação dos votos para o Executivo local também não influenciam o comportamento do déficit fiscal.

No que diz respeito às variáveis demográficas, observa-se que municípios mais populosos tendem a exibir menores déficits fiscais. Trata-se novamente de um resultado particular, dado que uma maior população também contribuía para uma queda do superávit. Por fim, nota-se que municípios com maiores proporções de idosos tendem a ter menores déficits fiscais, resultado esse semelhante ao apresentado na coluna C da Tabela 1 – os parâmetros dos demais indicadores demográficos não apresentam significância estatística nos níveis usualmente considerados.

Finalmente, note que, exceção ao ano de 1999, todas as razões de Mills invertidas são estatisticamente significantes, o que reforça a necessidade de correção do problema de viés de seleção no caso da amostra de saldos fiscais negativos também.

5 Considerações finais

Este artigo procurou analisar os determinantes do saldo fiscal dos municípios brasileiros entre os anos 1999 e 2007. Em particular, considerando que a observação de déficits ou superávits fiscais pode não ser um evento puramente aleatório, este artigo aplicou o procedimento proposto por Wooldridge (1995), a fim de corrigir o problema de viés de seleção para dados em painel.

Os resultados indicam que o viés em questão é de fato observado na amostra de municípios que apresentam superávit e déficit fiscal. Após a correção desse fator, por via da inclusão da razão de Mills invertida na equação de definição da variável contínua, os resultados permitem observar que municípios mais comprometidos com gastos com folha

de pagamento tendem a exibir menores superávits fiscais, mas curiosamente também exibem menores déficits fiscais – neste caso em particular, o impacto desse regressor parece mais proeminente. Assim, tal categoria de despesa pública, responsável por boa parte das despesas dos municípios brasileiros e que pode explicar a rigidez do orçamento público, parece ser referência importante para a gestão do saldo fiscal dessas unidades, de tal forma que, no caso dos municípios superavitários, um aumento nesse indicador pode levar a certo relaxamento fiscal, mas, quando os municípios apresentam déficit, maior comprometimento das receitas com esse tipo de despesa leva os municípios a agirem de forma conservadora. Desta forma, tal indicador parece atuar de forma distinta sobre o saldo fiscal a depender de esse ser positivo ou negativo, mas sempre no sentido de torná-lo zero. Isso parece estar em linha com as importantes medidas de controle fiscal que foram adotadas nos últimos anos, a exemplo da Lei de Responsabilidade Fiscal, que impôs limites justamente aos gastos com pessoal, assim como limites para o endividamento público.

Tanto saldos fiscais positivos como negativos parecem não ser influenciados pelo outro indicador fiscal aqui analisado, qual seja, a participação das receitas próprias sobre a receita total – isso indica que menor dependência dos recursos da União e dos estados em função da maior arrecadação própria não afeta o comportamento do saldo fiscal dos municípios brasileiros. Diferentemente dos estados, a maioria dos municípios brasileiros tem nas transferências fiscais a sua maior fonte de recursos, e a participação das suas receitas próprias é em geral residual, o que pode explicar esse resultado.

Em relação aos demais resultados obtidos, nota-se que as variáveis políticas aqui consideradas apresentam influência discreta sobre o comportamento fiscal dos municípios brasileiros, ou seja, diferentemente de algumas referências

da literatura, fatores dessa natureza parecem não exercer influência relevante sobre o resultado fiscal em si. Assim, câmaras legislativas com maior dispersão das cadeiras entre os partidos ou maior dispersão dos votos para o Executivo local não afetam o comportamento do saldo fiscal obtido pela administração municipal. A ideologia política do prefeito também parece não afetar significativamente o comportamento do saldo do setor público.

Quanto ao efeito da estrutura demográfica, verifica-se que municípios com maior proporção de idosos tende a ter menores déficits, o que corrobora a hipótese de que a estrutura geracional da população altera o padrão de preferências e de necessidades quanto à provisão de bens e serviços públicos, afetando consequentemente seus indicadores fiscais.

Notas

¹ Como outro exemplo, no estudo realizado por Pazello (2006), cujo objetivo é examinar a ocorrência de gêmeos sobre a oferta de trabalho de mulheres, são analisados dados das PNADS de 1992 a 1999. Os dados são tratados de forma agrupada, sendo inseridas apenas *dummies* para cada um dos anos contemplados, dado que a amostra não forma exatamente um painel.

² O elemento 1 do termo $(1 + K)$ refere-se à constante da regressão.

³ O procedimento originalmente descrito em Wooldridge (1995) toma como referência Chamberlain (1980). O procedimento de Mundlak (1978) foi aqui escolhido com vistas a preservar graus de liberdade e permitir um tratamento

simplificado do problema, dado que ambos apresentam o mesmo propósito, qual seja, formalizar a correlação entre efeito fixo e covariadas por meio de uma função linear.

⁴ Como esses indicadores são obtidos com base nos resultados das eleições municipais, são mantidos constantes nos quatro anos de um dado mandato, ou seja, não variam ano a ano como as demais variáveis do estudo.

⁵ Vide Apêndice.

⁶ A hipótese nula do teste é que ambos os estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios são consistentes, sendo o segundo eficiente. A alternativa é que só o estimador de efeitos fixos é consistente.

⁷ Diferentemente dos resultados do *probit* (primeiro estágio), as razões de Mills invertidas não apresentam os mesmos valores com sinal invertido, dado que a função não é simétrica. Assim, é necessário calcular separadamente as razões para a amostra superavitária e para a amostra deficitária.

Referências bibliográficas

- ALESINA, A. & TABELLINI, G. A positive theory of fiscal deficits and government debt. *The Review of Economic Studies*, 57(3), p. 403-414, 1990.
- ALT, J. E. & LOWRY, R. C. Divided government, fiscal institutions and budget deficits: Evidence from the States. *American Political Science Review*: 88(4), p. 811-828, 1994.
- ASHWORTH, J.; GEYS, B. & HEYNELS, B. Government weakness and local public debt development in Flemish municipalities. *International Tax and Public Finance*: 12, p. 395-422, 2005.
- BARRO, R. On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, 87, p. 940-947, 1979.
- BOTELHO, R. *Determinantes do comportamento fiscal dos estados brasileiros*. 2002. 100 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Pesquisas Econômicas, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- BUCHANAN, J. M. & WAGNER, R. E. *Democracy in deficit: The political legacy of Lord Keynes*. New York: Academic Press, 1977.
- CHAMBERLAIN, G. Analysis of covariance with qualitative data. *Review of Economic Studies*: 47, p. 225-238, 1980.
- CLINGERMAYER, J. D. & WOOD, B. D. Disentangling patterns of State Debt Financing. *The American Political Science Review*, 89(1), p. 108-120, 1995.
- COSSIO, F. A. B. O comportamento fiscal dos estados brasileiros e seus determinantes políticos. *Economia*: 2(1), p. 207-258, 2001.
- ELGIE, R. & MCMENAMIN, I. Political fragmentation, fiscal deficits and political institutionalisation. *Public Choice*, 136, p. 255-267, 2008.
- FERREIRA NETO, A. B.; FREGUGLIA, R. S.; FAJARDO, B. A. G. Diferenciais salariais para o setor cultural e ocupações artísticas no Brasil. *Economia Aplicada*: 16(1), p. 49-76, 2012.
- GIUBERTI, A. C. Lei de Responsabilidade Fiscal: Efeitos sobre o gasto com pessoal dos municípios brasileiros. In: Secretaria do Tesouro Nacional. (Org.). *Finanças Públicas: X Prêmio Tesouro Nacional* (2005).
- HAGEN, T. P. & VABO, S. I. Political characteristics, institutional procedures and fiscal performance: Panel data analyses of Norwegian local governments, 1991-1998. *European Journal of Political Research*, 44, p. 43-64, 2005.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*: 47, p. 153-161, 1979.
- LUCAS Jr, R. & STOKEY, N. Optimal fiscal and monetary policy in an economy without capital. *Journal of Monetary Economics*, 12, p. 55-94, 1983.
- MADALOZZO, R.; GOMES, C. F. The impact of civil status on women's wages in Brazil. *Estudos Econômicos*, 42(3), p. 457-487, 2012.
- MENEZES, R. T. Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os Componentes de Despesa dos Municípios Brasileiros. In: SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. (Org.). *Finanças Públicas: X Prêmio Tesouro Nacional* (2005).
- MIERAU, J. O.; JONG-A-PIN, R. & DE HAAN, J. Do political variables affect fiscal policy adjustment decisions? New empirical evidence. *Public Choice*: 133, p. 297-319, 2007.
- MULAS-GRANADOS, C. The political and economic determinants of budgetary consolidation in Europe. *European Political Economy Review*, 1(1), p. 15-39, 2003.
- MUNDLAK, Y. On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*: 46, p. 69-85, 1978.
- NAKAGUMA, M. Y. & BENDER, S. A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: Impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002). *Economia Aplicada*, 10(3), p. 377-397, 2006.
- NAKAGUMA, M. Y. & BENDER, S. Ciclos políticos e resultados eleitorais: Um estudo sobre o comportamento do eleitor brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, 64(1), p. 3-24, 2010.
- PAZELLO, E. T. A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho? Um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. *Estudos Econômicos*, 36(3), p. 507-538, 2006.
- PEROTTI, R. & KONTOPOULOS, Y. Fragmented fiscal policy. *Journal of Public Economics*: 86, p. 191-222, 2002.

POTERBA, J. M. State responses to fiscal crisis. The effects of budgetary institutions and politics. *Journal of Political Economy*, 102(4): p. 799-821, 1994.

RIBAS, R. P.; SOARES, S. S. D. O atrito nas pesquisas longitudinais: O caso da pesquisa mensal de emprego (PME/IBGE). *Estudos Econômicos*, 40(1), p. 213-244, 2010.

RODRIGUES, L. M. *Partidos, ideologia e composição social: Um estudo das bancadas partidárias na Câmara dos Deputados*. São Paulo: Editora Edusp, 2002.

ROUBINI, N. & SACHS, J. D. Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*, 33, p. 903-938, 1989.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONCA, M. J. C. de. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 58(2), p. 249-265, 2004.

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

SANTOLIN, R.; JAYME JR., F. G; REIS, J. C dos. 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, 39(4), p. 895-923, 2009.

SCHLINDWEIN, M. M.; KASSOUF, A. L. Análise da influência de alguns fatores socioeconômicos e demográficos no consumo domiciliar de carnes no Brasil. *Revista Economia e Sociologia Rural*, 44(3), p. 549-572, 2006.

TABELLINI, G. & ALESINA, A. Voting on the budget deficit. *The American Economic Review*, 80(1), p. 37-49, 1990.

TABELLINI, G. The politics of intergenerational redistribution. *Journal of Political Economy*, 99, p. 335-357, 1991.

TAVARES, J. Does right or left matter? Cabinets, credibility and fiscal adjustments. *Journal of Public Economics*, 88, p. 2447-2468, 2004.

VIDEIRA, R. A. & MATTOS, E. Ciclos políticos eleitorais e a interação espacial de políticas fiscais entre os municípios brasileiros. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, 15(2), p. 259-286, 2011.

WOOLDRIDGE, J. M. Selection corrections for panel data models under conditional mean independence assumptions. *Journal of Econometrics*, 68, p. 115-132, 1995.

O autor agradece os comentários de um parecerista anônimo desta revista, eximindo-o dos erros remanescentes. Artigo desenvolvido com auxílio financeiro da Fapesp e do CNPq.

E-mail de contato do autor:
sakurai@usp.br

Artigo recebido em fevereiro de 2012 e aprovado em abril de 2013.

Variável	Número de observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Resultado primário <i>per capita</i> (amostra total)	27.189	27,00	132,39	-8.534,37	2.550,81
Resultado primário <i>per capita</i> (superávit)	17.565	76,37	99,64	0,00	2.550,81
Resultado primário <i>per capita</i> (déficit)	9.624	-63,12	137,24	-8.534,37	0,00
Razão despesa de pessoal / Receita corrente	27.189	0,47	0,10	0,00	1,33
Razão receita tributária / Receita corrente	27.189	0,13	0,12	-0,02	3,06
Esquerda	27.189	0,17	0,38	0,00	1,00
Direita	27.189	0,34	0,47	0,00	1,00
Outros	27.189	0,01	0,12	0,00	1,00
Fragmentação da Câmara	27.189	0,73	0,11	0,00	0,93
Fragmentação do Executivo	27.189	0,52	0,13	0,00	0,83
Idosos	27.189	5,25	1,80	0,12	25,54
Urbanização	27.189	64,88	24,54	1,40	100,00
Jovens	27.189	28,24	4,93	12,65	56,62
População total (em logaritmo natural)	27.189	9,34	1,21	5,30	16,23

Fonte: Elaboração própria.

Apêndice 2_Classificação dos partidos políticos conforme Rodrigues (2002)

Esquerda	Centro	Direita
PT	PMDB	PFL
PDT	PSDB	PPB
PSB	PTB	PL
PC do B		PSD
PPS		PSC
PMN		Prona
PV		PSL
		PST

Fonte: Rodrigues (2002).

Apêndice 3_Descrição do procedimento de correção do desvio-padrão do segundo estágio, conforme Wooldridge (1995)

O procedimento de correção do viés de seleção conforme desenvolvido por Wooldridge (1995) pode ser descrito conforme segue.

- (i) Para cada $t = 1, 2, \dots, T$, estima-se a equação (14) por meio de um *probit* tradicional. Para as informações tais que $s_{it}^{\wedge} = 1$, calcula-se a razão de *Mills invertida* $\lambda_{it}^{\wedge} \equiv \lambda(x_i, \delta_t)$.
- (ii) Para cada $s_{it}^{\wedge} = 1$, defina o vetor $w_{it}^{\wedge} \equiv (1, \hat{x}_{it}, \hat{x}_{it}, 0, \dots, 0, \lambda_{it}^{\wedge}, 0, \dots, 0)$.
- (iii) Para cada uma destas t estimativas dos *probits*, obtém-se a inversa da matriz hessiana bem como a matriz de *scores* para cada observação i , esta definida como a contribuição marginal de cada variável para o log da verossimilhança de cada um dos t *probits* estimados. Assim, seja $l_i(\theta)$ a função de log-verossimilhança em função de um conjunto de parâmetros $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ de interesse, o *score* da log-verossimilhança para uma cada observação i é dada por:

$$\nabla_{\theta} l_i(\theta)' = \left(\frac{\partial l_i}{\partial \theta_1}(\theta), \frac{\partial l_i}{\partial \theta_2}(\theta), \dots, \frac{\partial l_i}{\partial \theta_p}(\theta) \right)'$$

- (iv) Calcula-se $\hat{\theta} \equiv (\hat{\psi}^{\wedge}, \hat{\beta}^{\wedge}, \hat{\gamma}^{\wedge})'$ por meio de um OLS agrupado (*pooled OLS*), sendo $\hat{\theta} = ((1 + K + K + T)x1)$;

- (v) Estima-se a variância assintótica de $\hat{\theta}$.

O passo (v) do procedimento de correção do viés de seleção pode ser sumarizado com base nos seguintes passos:

(v.1) Estimam-se os resíduos da equação (15)

para as observações tais que $s_{it}^{\wedge} = 1$, ou seja,
 $e_{it}^{\wedge} = y_{it}^{\wedge} - w_{it}^{\wedge} \cdot \theta s_{it}^{\wedge} = 1$

(v.2) Definem-se os valores $\hat{v}_{it} = \lambda'(x_i, \delta)$. Cada valor de \hat{v}_{it} vem a ser um escalar, definido como o valor da derivada da razão de *Mills invertida* avaliada no ponto $x_i \cdot \delta$, sendo este último justamente o valor previsto (linear) por cada um dos t *probits* estimados no passo (i);

(v.3) Definem-se os valores $[(\hat{v}_{it}^{\wedge}).(x_i)] = [\lambda'(x_i, \delta)].(x_i)$, matriz (vetor) de dimensão $[1 \times (1 + K + K)]$;

(v.4) Defina a matriz $Z_{it}^{\wedge} = [0' 0' (\hat{v}_{it}^{\wedge}).(x_i)' 0' \dots 0']'$, em que o termo $(\hat{v}_{it}^{\wedge}).(x_i)'$ está situado na t -ésima coluna da matriz Z_{it}^{\wedge} . Note que tal matriz contém T elementos e que cada elemento da matriz Z_{it}^{\wedge} tem dimensão $[(1 + K + K) \times 1]$, o que torna Z_{it}^{\wedge} uma matriz de dimensão igual à $[T \times (1 + K + K)]$ – cada elemento o vem a ser uma matriz nula.

(v.5) Defina a matriz $G_{it}^{\wedge} = \begin{vmatrix} 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 0 & Z_{it}^{\wedge} & \dots & 0 \end{vmatrix}$

Em que cada elemento o da linha superior da matriz G_{it}^{\wedge} é novamente uma matriz nula, de dimensão $[(1 + K + K) \times (1 + K + K)]$, e cada elemento o da linha inferior da matriz G_{it}^{\wedge} é uma matriz nula de dimensão $[T \times (1 + K + K)]$. Cada linha da matriz G_{it}^{\wedge} possui T elementos, o que a torna uma matriz de dimensão total $[(1 + K + K + T)] \times [(1 + K + K) \times T]$. O elemento Z_{it}^{\wedge} está na t -ésima coluna da segunda linha da matriz G_{it}^{\wedge} .

(v.6) Defina a matriz $w_{it} \cdot \hat{\theta}^c$, de dimensão total $[(1 + K + K + T) \times (1 + K + K + T)]$;

(v.7) Defina a matriz $w_{it} \cdot \hat{\theta}^c \cdot G_{it}$, de dimensão total $[(1 + K + K + T)] \times [(1 + K + K) \times T]$;

(v.8) Defina a matriz $D = N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T s_{it} \cdot w_{it} \cdot \hat{\theta}^c \cdot G_{it}$, de dimensão total $[(1 + K + K + T)] \times [(1 + K + K) \times T]$

(v.9) Considerando cada uma das t matrizes hessianas obtidas em cada um dos t *probits* estimados no procedimento (iii) bem como cada uma das matrizes de *scores* para cada observação i e para cada um dos t *probits* estimados, define-se:

$$r_{it} = (hessiana_r) \cdot (score_{it})$$

que resulta em uma matriz de dimensão $[(1 + K + K) \times 1]$

(v.10) Calcula-se a matriz r_i , que consiste no empilhamento, para cada unidade seccional i, de suas respectivas matrizes r_{it} . Assim, por exemplo, a matriz r da unidade seccional 1 pode ser definida como $r_1 = [r_{11} \ r_{12} \ \dots \ r_{1T}]'$. Logo, a matriz r_i tem dimensão $[T \times (1 + K + K)] \times 1$

(v.11) Para cada unidade seccional i, calcula-se a matriz $D.r_i$, de dimensão $[(1 + K + K + T) \times 1]$

(v.12) Para cada unidade seccional i, define-se a matriz

$$\hat{q}_i = \sum_{t=1}^T s_{it} \cdot \hat{w}_{it} \cdot \hat{e}_{it}$$

de dimensão $[(1 + K + K + T) \times 1]$

(v.13) Para cada unidade seccional i, define-se a matriz $p_i = q_i - D.r_i$, de dimensão $[(1 + K + K + T) \times 1]$

(v.14) Define-se a matriz (quadrada)

$$A = N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T s_{it} \cdot \hat{w}_{it} \cdot \hat{w}_{it}'$$

, de dimensão $[(1 + K + K + T) \times (1 + K + K + T)]$

(v.15) Define-se a matriz (quadrada)

$$B = N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \hat{p}_i \cdot \hat{p}_i'$$

, de dimensão $[(1 + K + K + T) \times (1 + K + K + T)]$

(v.16) Define-se a matriz $\hat{avar}(\hat{\theta}) = (\hat{A}^{-1} \cdot B \cdot \hat{A}^{-1}) / N$

Conforme descrito em Wooldridge (1995),

$$\sqrt{N}(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{d} \text{Normal}(0, A^{-1}BA^{-1})$$

(v.17) Calculando a raiz quadrada dos elementos da diagonal principal da matriz $\hat{avar}(\hat{\theta})$, obtém-se os desvios-padrão corrigidos dos elementos da matriz $\hat{\theta} \equiv (\hat{\psi}', \hat{\beta}', \hat{\gamma}')'$