

# COMPETIÇÃO FISCAL, INTERAÇÃO ESTRATÉGICA E COMPOSIÇÃO DOS GASTOS PÚBLICOS NO BRASIL: TEORIA E EVIDÊNCIA

José de Ribamar Sousa Pereira<sup>◇</sup>  
Carlos Eduardo Gasparini\*

## Resumo

O artigo analisa a competição fiscal entre estados brasileiros sob a ótica dos gastos. O modelo utilizado considera as interações estratégicas entre jurisdições, captadas por meio de funções de reação. As estimações realizadas para várias categorias de gastos, utilizando a metodologia para um pseudo-painel, por meio da econometria espacial, mostram que existe interação estratégica significativa entre as despesas dos estados no Brasil. A alta relação apresentada pelas categorias de gastos, especialmente infra-estrutura, indica que existe competição entre os estados para atrair capital e mão-de-obra especializada. Entretanto, também foi possível observar uma quebra estrutural cuja implicação é a redução das interações estratégicas e, conseqüentemente, da competição fiscal.

**PALAVRAS-CHAVE:** competição fiscal, gastos públicos, funções de reação, econometria espacial.

## Abstract

The article analyzes fiscal competition among Brazilian states considering public expenses. The model considers jurisdiction's strategic interactions, captured in reaction functions. The estimates accomplished for several categories of expenses, using the methodology for a pseudo-panel, by spatial econometrics, show that exists significant strategic interaction among Brazilian states expenses. The relationship presented by the categories of expenses, especially infrastructure, indicates that exists competition among the states to attract capital and specialized labor. However, it was also possible to observe a structural break whose implication is the reduction of the strategic interactions and, consequently, of the fiscal competition.

**KEYWORDS:** fiscal competition, public expenses, reaction functions, spatial econometrics.

**JEL:** H 54, H 72, H 76, R 12, R 15

---

<sup>◇</sup> Mestre e Doutorando em Economia pela Universidade Católica de Brasília – UCB. E-mail: itsanacha@yahoo.com.br

\* Doutor em Economia e professor da Universidade Católica de Brasília – UCB. E-mail: gasparini@ucb.br

## 1 Introdução

O estudo da competição fiscal entre governos subnacionais tem se tornado, cada vez mais, assunto de grande importância. Além de sua relevância e atualidade em termos teóricos, o fenômeno competitivo tem despertado um crescente interesse prático por parte de diversos governos, uma vez que tem sido crescente a disputa interjurisdicional pela atração de investimentos privados, sobretudo de grandes empresas multinacionais. Esse é, precisamente, o caso brasileiro. Desse modo, é imprescindível que as repercussões desse processo fiquem claras para a população que, se por um lado pode ser beneficiada pela geração de empregos e pela atração de capitais, por outro, pode também ser prejudicada pela menor arrecadação e pelo menor nível de serviços públicos colocados à sua disposição. Indubitavelmente, a falta de transparência desse processo faz com que a população não perceba os reais ganhadores ou perdedores do jogo competitivo.

Além das implicações diretas e indiretas sobre o nível de bem-estar social, a literatura também tem focado os efeitos da competição fiscal sobre a *composição* dos gastos públicos. Grande parte da literatura tem argumentado que os níveis de gastos e impostos serão ineficientemente reduzidos devido às externalidades fiscais geradas pela tributação das bases móveis<sup>1</sup>. Keen e Marchand (1997), por exemplo, encontraram evidências de que as jurisdições gastarão em demasia com infra-estrutura pública, que atrai capital móvel, e quantias inexpressivas com bens de consumo, que beneficiam trabalhadores sem mobilidade.

A partir dessa lógica, os modelos básicos passaram a contemplar a interação estratégica entre as jurisdições<sup>2</sup>, fornecendo a base para a maioria dos trabalhos empíricos na competição fiscal<sup>3</sup>. Esses trabalhos empíricos estimam funções de reação onde, por exemplo, a taxa de imposto ou o nível de gastos de uma dada jurisdição são relacionados às das jurisdições vizinhas. Nesses casos, a influência das demais localidades (regiões, estados subnacionais etc.), através de efeitos “*spillovers*” espaciais, não pode ser omitida, pois pode desencadear processos que incluem uma dimensão espacial e, se desconsiderados, conduzem a estimativas inconsistentes.

Assim, o presente artigo pretende cobrir uma lacuna existente sobre o tema no Brasil, a partir da consideração das interações estratégicas resultantes da competição fiscal. Apesar de a federação brasileira estar convivendo com um processo de competição fiscal intergovernamental há vários anos, temos um número reduzido de estudos ou estimativas sobre as possíveis interações estratégicas entre as jurisdições. Num ambiente de competição fiscal, essas interações estratégicas constituem-se em implicações maiores do que os efeitos sobre o bem-estar.

O foco deste estudo será a competição fiscal a partir de diferentes categorias de *gastos*. Acredita-se que este estudo é significativo por duas razões. Primeiramente, não se pode olvidar que as jurisdições se valem de mecanismos pelos quais afetam as vizinhas ao tentarem atrair fatores móveis. Além disso, elas podem utilizar recursos que beneficiam diferentemente os diversos grupos sociais. Em segundo lugar, no lado empírico, não se pode negligenciar a

---

<sup>1</sup> Wilson (1999) argumenta que a competição entre jurisdições pode conduzir os gastos e impostos a níveis subótimos. Em consequência, teríamos uma sub-provisão de bens públicos.

<sup>2</sup> Wildasin (1988) considera que o Estado maximiza a utilidade de seus cidadãos mediante variações na política tributária, com o nível de gastos variando passivamente, dadas as alíquotas dos impostos dos estados competidores. Outra possibilidade modelada por Wildasin (1988) é aquela onde a variável estratégica é o nível de gastos enquanto as receitas tributárias devem ajustar-se automaticamente.

<sup>3</sup> Brueckner (2003) fornece uma visão geral dos modelos empíricos sobre interação estratégica entre governos. Para esclarecer as raízes teóricas de tais estudos, o autor discute como as estruturas empíricas se ajustam em duas grandes categorias: modelos de externalidades e modelos do fluxo de recursos. Ambos os tipos visam estimar funções de reação jurisdicionais.

interação entre categorias de despesa, sob o risco de se obter estimativas não adequadas do processo.

Dentro dessa proposta, este artigo apresenta uma síntese da abordagem moderna da competição fiscal, identificando quais as novas contribuições ao tema. Em seguida, grande importância é concedida ao modelo de Borck, Caliendo e Steiner (2005), cujo enfoque da competição fiscal permite perceber que o processo competitivo não gera apenas ineficiência nos gastos, mas também distorções em sua composição. Com base nesse modelo, obtêm-se as funções de reação, onde as diferentes categorias de gastos estão relacionadas às das outras jurisdições. Na seqüência, serão descritas a estrutura empírica utilizada para a estimação das funções de reação e a base de dados. As análises dos resultados das regressões espaciais são apresentadas na quarta parte. Por último, resumem-se as principais conclusões a que este estudo permite chegar.

## 1.2 Revisão da Literatura

A literatura sobre competição fiscal tem recebido importantes contribuições nos últimos anos. Em geral, os estudos podem ser classificados em duas categorias: a que envolve uma abordagem mais ampla, analisando o caso onde um grande número de jurisdições ou países compete entre si; e aquela onde há uma menor quantidade de agentes competitivos, mas onde as interações estratégicas existentes entre eles não podem ser ignoradas. Na primeira categoria, enquadram-se o modelo de Gordon (1983), os trabalhos de Wilson (1986), Zodrow e Mieszkowski (1986), Oates e Schwab (1988), além do modelo de Keen e Marchand (1997). Na segunda categoria, basicamente utilizando a abordagem da Teoria dos Jogos, destacam-se os estudos de Mintz e Tulkens (1986), Crombrughe e Tulkens (1990) e Kanbur e Keen (1993).

No entanto, independentemente do enfoque particular de cada autor, a questão básica a que todos tentam responder diz respeito à eficiência dos resultados gerados pela competição fiscal. A grande maioria dos modelos conclui que o equilíbrio não-cooperativo fixa a arrecadação tributária e, conseqüentemente, os gastos públicos, em nível inferior ao ótimo social. Por outro lado, em prol da eficiência da competição fiscal, existem argumentos que defendem existência de uma relação inversa entre descentralização fiscal e o tamanho do governo, conhecida na literatura, graças a Brennan e Buchanan (1980), como “hipótese do Leviatã”. Para os autores, a descentralização fiscal pode ser utilizada como uma forma de restrição sobre o comportamento maximizador, por parte do governo, da renda que ele extrai da economia. Brennan e Buchanan (1980) sustentam que a própria descentralização seria uma restrição sobre o Leviatã. Portanto, teríamos uma relação inversa entre o grau de descentralização fiscal e o poder do Leviatã (na figura do governo central). Com isso, em um sistema descentralizado, de forma análoga à competição privada, a competição interjurisdicional restringiria o poder de monopólio do governo central.

É interessante observar, ainda, que a abordagem moderna da competição fiscal engloba a competição tributária e de gastos. Wildasin (1988) agregou uma interessante contribuição à literatura, atentando para o fato de que a tributação é apenas um aspecto da política fiscal e que incentivos à competição, também, podem ocorrer pelo lado dos gastos. Para tanto, o autor trabalha com a hipótese de que o nível de gastos é a variável estratégica e as receitas é que variam passivamente.

Nessa direção, Keen e Marchand (1997) analisam os efeitos da competição fiscal sobre a composição dos gastos públicos entre consumo de bens e serviços (como parques, bibliotecas ou serviços sociais) e investimentos públicos que afetam o lado produtivo da economia (como infra-estrutura). Estes autores constataram que a competição fiscal gera ineficiência, não apenas no nível dos gastos públicos, mas também na sua composição.

## 2 O Modelo Teórico

Este artigo é baseado numa extensão do modelo de Keen e Marchand (1997) realizada por Borck, Caliendo e Steiner (2005). Os primeiros usaram o modelo básico de Zodrow e Mieszkowski (1986) para estudar a composição de gastos sob um ambiente de competição fiscal. Estes últimos assumiram que a competição por mobilidade de fatores conduziria os impostos a níveis ineficientemente baixos. Enquanto os modelos básicos têm sido estendidos em varias direções, o foco aqui é o efeito da competição fiscal sobre a composição de gasto. Conforme já descrito, Keen e Marchand (1997) mostram que a competição entre as jurisdições leva não apenas a um nível ineficiente de gastos, mas também à ineficiência em sua composição. Esta extensão do modelo básico introduz a heterogeneidade técnica da mão-de-obra e permite considerar a interação estratégica entre as comunidades, pois é ela que tem fornecido a base para boa parte dos trabalhos empíricos sobre o tema.

Por uma questão de simplificação, admitimos existir duas jurisdições (na parte empírica haverá mais do que duas jurisdições, chamadas regiões, cada uma com independência de tributação e poder de gasto). De forma similar a Huber (1999), assumiremos que existem quatro fatores de produção: capital -  $K$ , mão-de-obra especializada (ou capital humano) -  $H$ , mão-de-obra não especializada -  $L$ , e investimento público -  $P$ . Em cada região o produto é realizado com base na função de produção  $F(K, P, H, L)$ , a qual é homogênea de grau 1 nos investimentos privados. Assume-se que capital e mão-de-obra especializada são móveis, enquanto a mão-de-obra não especializada é imóvel. Além disso, a massa da mão-de-obra não especializada em cada jurisdição é normalizada para um, como o são a massa inicial da mão-de-obra especializada (antes da migração) e o capital disponível (fundo de capital) em cada jurisdição.

A função de produção pode ser escrita, na forma intensiva, como  $f(k, p, h) \equiv F(K, P, H, 1)$ , e as derivadas parciais como,  $f_k, f_h, f_p > 0$ ,  $f_{kk}, f_{hh}, f_{pp} < 0$ . A taxa de salário da mão-de-obra não especializada é  $R \equiv f(k, p, h) - kf_k(k, p, h) - hf_h(k, p, h)$ <sup>4</sup>. Assume-se que há complementaridade da capacidade de capital no sentido que  $f_{kh} > 0$ . Além disso, assume-se que a infra-estrutura pública é complementar ao capital privado e à mão-de-obra especializada, então  $f_{kp}, f_{hp} > 0$ , e que  $f_{kk} + f_{kh}, f_{hh} + f_{kh} \leq 0$ , (ver também Keen e Marchand, 1997).

Existe uma unidade de imposto sobre o capital à razão  $t$ , que é usada para financiar o investimento público e dois bens de consumo público, um que beneficia a mão-de-obra especializada,  $g^H$ , e outro que beneficia a mão-de-obra não especializada,  $g^L$ . Por exemplo, pode-se pensar em teatro ou casas de ópera que beneficiem principalmente a classe alta *versus* assistência à moradia ou assistência social para os pobres. O argumento básico não seria mudado se as jurisdições pudessem, também, tributar o trabalho, contanto que mão-de-obra especializada e não especializada sejam tributadas na mesma razão (Borck, 2005).

Um indivíduo com o nível de especialização  $j \in \{H, L\}$ , que vive na jurisdição  $i \in \{1, 2\}$ , tem uma função utilidade quase côncava  $u(x_i^j, g_i^j)$  onde  $x$  é o consumo privado. Assume-se que cada indivíduo fornece inelasticamente uma unidade de trabalho. Os indivíduos recebem renda dos salários e do fundo de capital,  $\bar{k}_i$ <sup>5</sup>, que é o mesmo para cada indivíduo, independente do nível de especialização. Consequentemente, as restrições orçamentárias de um indivíduo especializado e não especializado podem ser escritas como:

<sup>4</sup> Há uma hipótese subjacente nesta equação de salários: mão-de-obra especializada e os capitalistas se apropriam da produtividade pública, não deixando nada para a mão-de-obra não especializada.

<sup>5</sup>  $\bar{k}_i$  representa a cota que cada indivíduo possui do total do capital,  $k_i$ , investido na jurisdição  $i$ .

$$x_i^H = w_i + r\bar{k}_i, \quad (1)$$

$$x_i^L = f(k_i, p_i, h_i) + r\bar{k}_i - (r + t_i)k_i - w_i h_i, \quad (2)$$

onde  $w_i$ <sup>6</sup> é o salário do trabalhador especializado na jurisdição  $i$  e  $r$  é função da taxa de imposto  $t_i$  e representa o retorno líquido ao capital e à mão-de-obra.

Da equação (2), observa-se que o consumo de bens privados dos trabalhadores não especializados na localidade  $i$ , denotado por  $x_i^L$ , é igual à renda dos fatores, acrescida do retorno líquido da participação desses trabalhadores no capital, deduzidos o imposto sobre o capital total disponível na jurisdição  $i$ ,  $t_i k_i$ , e o retorno total desse capital,  $r k_i$ , menos a renda do salário paga aos trabalhadores especializados.

A restrição orçamentária do governo é:

$$p_i + g_i^H + g_i^L = t_i k_i. \quad (3)$$

As firmas maximizam o lucro líquido sob competição perfeita. Capital e mão-de-obra especializada são móveis entre as regiões, o que implica que, em equilíbrio, o retorno líquido ao capital e a utilidade (não necessariamente o salário líquido) dos trabalhadores especializados devem ser igualados através das jurisdições. Isso implica:

$$f_k(k_1, p_1, h_1) - t_1 = f_k(k_2, p_2, h_2) - t_2 = r, \quad (4)$$

$$u(x_1^H, g_1^H) = u(x_2^H, g_2^H), \quad (5)$$

$$f_h(k_1, p_1, h_1) = w_1, \quad (6)$$

$$f_h(k_2, p_2, h_2) = w_2, \quad (7)$$

$$\text{com } k_1 + k_2 = \bar{k}_1 + \bar{k}_2, \quad (8)$$

$$h_1 + h_2 = \bar{h}_1 + \bar{h}_2, \quad (9)$$

onde  $\bar{h}_i$  é a população inicial de trabalhadores especializados na jurisdição  $i$ . A equação (4) é a condição de equilíbrio para o capital e a equação (5) é a condição correspondente para a mão-de-obra especializada. Note-se que, desde que a mão-de-obra especializada aufera utilidade dos bens públicos, esta circunstância no geral não implicará que o retorno líquido ao trabalho seja igualado através das jurisdições. As equações (8) e (9) asseguram que, no equilíbrio, todos os fornecedores dos fatores móveis estejam situados em uma das jurisdições.

Cada governo assume maximizar a utilidade dos trabalhadores imóveis não especializados sujeito às equações (2)–(9). Usando (2) e (3), podemos reescrever o problema da maximização da seguinte maneira:

$$\max_{t_i, g_i^H, p_i} u(t_i k_i - g_i^H - p_i, f - (r + t_i)k_i - w_i h_i + r\bar{k}_i).$$

As condições de primeira ordem para soluções interiores para a jurisdição 1 definem as funções de reação da jurisdição 1 (para a jurisdição 2 é análogo), onde  $u_i^j \equiv u(g_i^j, x_i^j)$  para  $j = H, L$ ,  $i = 1, 2$ . Assim, as funções de reação da jurisdição 1 na sua forma genérica são definidas como:

$$q_1 = f(q_2). \quad (10)$$

---

<sup>6</sup>  $w_i$  é dependente positivamente de  $k_i$ .

Assim, a escolha do nível de uma variável de decisão  $q_1$  pela jurisdição 1 é diretamente afetada pelas suas características e pelo  $q_2$  escolhido pela jurisdição 2. Além disso, cabe ressaltar que, de acordo com a restrição orçamentária do governo apresentada na equação (3), o gasto total do governo é  $q \equiv (g^H, g^L, p)$ . Diferenciando as funções de reação com relação aos parâmetros fiscais das outras jurisdições,  $g_2^H, g_2^L, p_2$ , temos as suas inclinações, isto é, a melhor resposta das diferentes categorias de gasto em  $i$  às escolhas das categorias em  $j$ .

O modelo gera funções de reação que relacionam cada  $q$  escolhido na jurisdição às suas próprias características e aos escolhidos nas outras jurisdições. A presença da interação estratégica é confirmada empiricamente quando as inclinações estimadas das funções de reação são não-nulas, sem restrição quanto aos sinais<sup>7</sup>. Assim, um teste da hipótese nula em que as inclinações das funções de reação são zero é um teste para a existência dos “spillovers”. Conseqüentemente, estimaremos neste trabalho as funções de reação para obter um sentido dos sinais e o significado dos parâmetros.

### 3 Aspectos Metodológicos e Estrutura Empírica

A presença de interações que produzem efeitos espaciais viola o pressuposto de erros homocedásticos e não autocorrelacionados do modelo clássico de regressão linear. Por essa razão, analisa-se neste estudo a influência dos efeitos espaciais na decisão dos governos subnacionais sobre as diferentes categorias de gastos, por meio da aplicação da econometria espacial.

#### 3.1 Endogeneidade da Categoria dos Gastos e Erros Correlacionados

Bernat (1996) distinguiu duas formas de autocorrelação espacial: a forma “*spatial lag*” e a forma “*spatial error*”. A forma “*spatial lag*” é apresentada do seguinte modo:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon, \quad (11)$$

onde  $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I)$ ,  $y$  é o vetor ( $n \times 1$ ) das observações da variável endógena (é o logaritmo da variável de interesse),  $W$  é a matriz ( $n \times n$ ) das distâncias (ou matriz de pesos espaciais),  $X$  é a matriz ( $n \times k$ ) das observações das variáveis exógenas (explicativas),  $\beta$  é o vetor dos coeficientes associados a elas,  $\rho$  é o coeficiente espacial auto regressivo e  $\varepsilon$  é o vetor de erros bem comportados (distribuição normal com média zero e variância constante). O coeficiente  $\rho$  é uma medida que explica como as observações vizinhas afetam a variável dependente. Neste caso, espera-se  $\rho \neq 0$ , sugerindo a existência de autocorrelação espacial.

Por outro lado, no modelo “*spatial error*” a dependência espacial está considerada no termo de erro. O modelo é expresso do seguinte modo:

$$\begin{aligned} y &= X \beta + \mu, \\ \mu &= \lambda W \mu + \xi. \end{aligned} \quad (12)$$

Onde  $\mu$  segue um processo auto-regressivo de primeira ordem;  $\xi \sim (0, \sigma^2 I)$ ; e  $\lambda$  é um parâmetro desconhecido a ser estimado.

Nós queremos estimar as funções de reação como caracterizadas pela equação (10). Os componentes que serão incorporados no modelo a fim de capturar o efeito da autocorrelação

<sup>7</sup> O modelo teórico não exclui a possibilidade das funções de reação negativamente inclinadas, quando uma dada jurisdição é inundada por “spillovers” de comunidades vizinhas, o que a incentiva a reduzir o nível de gastos naquela área específica.

especial consubstanciam-se em termos de defasagem espacial na variável dependente ou no termo de erro ( $Wy$  e  $W\mu$ ). Isoladamente ou em combinação num mesmo modelo, são esses componentes que darão conta de representar o processo espacial subjacente.

Usando a equação (11) e fazendo-se  $y = q$ , o modelo a ser considerado no caso *spatial lag* é:

$$q = X\beta + \rho Wq + \varepsilon. \quad (13a)$$

Ou, alternativamente:

$$q_i^k = X_i\beta + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} q_j^k + \varepsilon_i \quad (13b)$$

A expressão de  $q_i^k$  se constitui numa forma hipotética da função de reação por categoria de gastos  $k = 1, \dots, K$  da jurisdição  $i$ . O subíndice  $j \neq i$  significa que estamos considerando todas as localidades  $j$  que não a localidade  $i$ . Os parâmetros a serem estimados são  $\beta$  e  $\rho$ , o vetor das variáveis de controle é  $X$ ,  $\varepsilon$  é um termo de erro e os  $w_{ij}$  são pesos baseados na contigüidade geográfica (com os elementos linhas normalizados  $w_{ij}=1$  se as jurisdições são contíguas e  $w_{ij} = 0$ , caso contrário). Esse o modelo pode incorporar vários componentes para captar efeitos de vizinhança, tais como defasagens espaciais ou efeitos de transbordamento e mostra-se mais adequado para investigar o comportamento das jurisdições num ambiente de competição tributária.

Claramente,  $q$  é endógeno, desde que depende de uma média ponderada dessa variável nos vizinhos. Devido a essa endogeneidade,  $Wq$  é correlacionado com o vetor de erro  $\varepsilon$ , implicando que os mínimos quadrados ordinários estimados dos parâmetros da equação (13b) são inconsistentes. A equação (13a) pode ser resolvida para os valores em equilíbrio dos  $q_i$ 's, assim, obtemos:

$$q = (I - \lambda W)^{-1} X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon, \quad (14)$$

que mostra que cada elemento de  $q$  depende sobretudo do  $\varepsilon$  (Brueckner, 2003). A variável dependente espacialmente defasada em (13a) é, então, correlacionada com o termo de erro, levando à inconsistência do estimador dos mínimos quadrados ordinários (ver Anselin, 1988). Com a simultaneidade removida, a equação (14) pode ser estimada usando-se técnicas de máxima verossimilhança. Vale lembrar que nessa estimação as variáveis características em  $X_i$  são tratadas como exógenas, mas pode não capturar todas as características das jurisdições.

Problemas adicionais surgem se o termo de erro é auto-regressivo espacial, tal como apresentado na equação (12). Resolvendo essa equação para  $\mu$  obtemos:

$$\mu = (I - \lambda W)^{-1} \xi, \quad (15)$$

a qual mostra que cada elemento de  $\mu$  é uma combinação linear dos elementos de  $\xi$ , implicando que  $\mu_i$  é correlacionado com  $\mu_j$  para  $i \neq j$ . Ignorar a dependência do erro espacial pode levar à falsa evidência da interação estratégica ao estimar a equação (14). Portanto, nós procuramos um estimador que seja capaz de tratar ambas as fontes de correlação espacial.

Uma alternativa é utilizar os dados em painel. Assim, todas as características das jurisdições invariantes no tempo, observadas ou não observadas, podem ser representadas por interceptos específicos das jurisdições. Em painel pode ser uma alternativa para se encontrar

um boa “*proxy*” ou variável instrumental (VI) para as variáveis  $X_i$  e  $Wq$ . Além disso, o uso do painel pode, também ajudar reduzir a dependência do erro espacial, que aumenta por meio da autocorrelação espacial das variáveis omitidas. Quando a influência de tais variáveis é capturada em termos de interceptos específicos das jurisdições, a permanência do termo de erro na equação pode exibir pequena dependência espacial.

Kelejian e Prucha (1998) sugere um procedimento em três passos computacionalmente simples, para estimar os modelos com variáveis dependentes espacialmente defasada e erro auto-regressivo espacial, baseado em instrumentos H. Eles referem-se ao procedimento de estimação como um método dos mínimos quadrados em dois estágios espacialmente generalizado (GS2SLS). Onde H consiste da fila linearmente independente ( $X, WX$ )

A idéia básica é utilizar os instrumentos H em um primeiro passo para estimar a equação (13a) por meio da 2SLS, regredindo  $Wq$  sobre  $X$  e  $WX$ , e usar o valor adequado  $\hat{W}q$  como instrumento para  $Wq$ . Num segundo passo, os resíduos obtidos via primeiro passo são utilizados em um método de momentos generalizado (GMM), sugerido em Kelejian e Prucha (1998) para estimar o parâmetro auto-regressivo  $\rho$ . E finalmente, a equação (13a) é reestimada por 2SLS e depois, transformando o modelo para considerar a correlação espacial:

$$q_* = x_*\beta + \lambda Wq_* + \varepsilon, \quad (16)$$

onde  $q_* = q - \tilde{\rho}Wq$ ,  $x_* = x - \tilde{\rho}Wx$  e  $\tilde{\rho}$  é o estimador de  $\rho$  do segundo passo.

Conforme descrito por Lundberg (2004), uma potencial fonte de erros de especificação nos modelos de econometria espacial vem da heterogeneidade espacial. Para evitar esses erros de especificação e para testar a existência das componentes “*spatial lag*” e “*spatial error*”, os resultados são geralmente complementados com testes de especificação. Um destes testes é o proposto por Jarque-Bera (1980), que verifica a estabilidade dos parâmetros. Os testes Koenker-Bassett (1978) e Breuch-Pagan (1979), por seu lado, testam a heterocedasticidade. O segundo teste é o mais apropriado quando a normalidade é rejeitada pelo teste Jarque-Bera (1980). O procedimento para diagnosticar a existência dos componentes “*spatial lag*” e “*spatial error*” é efetuado com base em dois testes robustos de “*Lagrange Multiplier*” para “*spatial error*” (LMe) e o “*Lagrange Multiplier*” para “*spatial lag*” (LMI).

O LMe testará a hipótese nula de não correlação espacial contra a alternativa do modelo “*spatial error*” e o LMI testará a hipótese nula de não correlação espacial contra a alternativa do modelo “*spatial lag*” ser a especificação correta. Seguindo as recomendações de Florax *et al* (2003) e usando a chamada estratégia de especificação clássica, os procedimentos, na realização de estimações com efeitos espaciais, devem ser efetuados em seis passos: 1) Estimar o modelo inicial usando OLS; 2) Testar a hipótese de não dependência espacial devido à omissão de variáveis defasadas espacialmente ou erros espacialmente auto regressivos, usando os testes robustos LMe e LMI; 3) Se nenhum destes testes tem significância estatística, optar pelo modelo OLS estimado; 4) Se ambos os testes têm significância, optar pela especificação “*spatial lag*” ou “*spatial error*” cujo teste tem maior significância; 5) Se LMI é significativa enquanto LMe não é, usar a especificação “*spatial lag*”; 6) Se LMe é significativa enquanto LMI não é, usar a especificação “*spatial error*”.

### 3.2 Descrição da Base de Dados

Para testar o modelo foi considerado uma metodologia de efeitos fixos para um pseudo painel de jurisdições brasileiras, para o período de 1986 a 2003, com os estados como unidade de análise. As jurisdições recebem renda da participação da receita tributária e subsídios ou



qualquer outra subvenção intergovernamental, bem como suas próprias receitas tributárias, principalmente receita do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços – ICMS<sup>8</sup>.

Como variáveis dependentes, usaremos as quatro categorias de gastos<sup>9</sup> *per capita* que se seguem:

1. Infra-estrutura: comunicação; desenvolvimento regional; energia e recursos minerais; e indústria, comércio, serviços e transporte.
2. Social: educação e cultura; habitação e urbanismo; saúde e saneamento; e trabalho, assistência e previdência.
3. *Overhead* ou administrativos: despesas legislativas; judiciárias; e administração e planejamento.
4. Agricultura, Defesa Nacional, Segurança Pública e Relações Internacionais.

As variáveis acima representam as categorias  $k$  dos gastos da jurisdição  $j$  ( $q_j^k$ ) e a variável de decisão  $q_i^k$  da jurisdição  $i$ . Além disso, de acordo com a restrição orçamentária do governo, as categorias dos gastos acima comporão o gasto total do governo, ou seja,  $q \equiv (g^H, g^L, p)$ .

Utilizaremos como variáveis independentes aquelas tipicamente usadas em análises empíricas de gastos do governo, que constituem o vetor de características  $X$  que afetarão o nível da variável de decisão  $q_i^k$  da jurisdição  $i$ :

1. População total.
2. Grau de urbanização (%): a razão da população das regiões metropolitanas dos estados e a população do ano de 2003.
3. PIB *per capita* deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB nacional.
4. População economicamente ativa.
5. População ocupada.
6. Contribuição social: transferências legais da União para os estados.
7. Saldo médio migratório (%): a razão entre o saldo médio migratório (emigração menos imigração, entre os anos de 1986 e 2003) e o estoque da população de 2003. Consideramos o fluxo migratório daqueles que possuem 11 ou mais anos de estudos.

As regressões serão realizadas para cada uma das quatro categorias  $k$  de gastos, considerando-se os subperíodos de 1986 a 1988 e 1997 a 2003. Também, realizaremos as regressões com as quatro categorias agregadas, para os mesmos subperíodos.

O recorte em 1988 e o intervalo até 1997 se deveram aos seguintes eventos: a) a Constituição Federal de 1988, com a tentativa de resolução de conflitos entre os entes da federação (em especial, os estados); e b) a reforma tributária de 1997, que conferiu maior autonomia tributário-financeira aos estados. Devido a esse recorte, verificaremos a existência de quebra estrutural em relação à competição fiscal, por meio do teste da razão de verossimilhança ( $LR$ ).

Os dados das quatro categorias de gastos e as transferências legais da União foram obtidos no Tesouro Nacional (2006). Grau de urbanização e saldo médio migratório foram estruturados a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios de 2003. As demais variáveis – população, população economicamente ativa, população ocupada e PIB *per capita* – foram obtidas no

<sup>8</sup> O ICMS é o imposto de maior relevância arrecadatória do país, pois representa 90% das receitas totais dos estados, o que explica a competição tributária entre eles para que possam atrair fatores produtivos a partir dos benefícios concedidos (Lemgruber, 1999).

<sup>9</sup> Serão considerados os valores médios do período de 1986 a 2003 e dos subperíodos de 1986 a 1988 e 1997 a 2003. Para permitir a comparação dos dados em anos diferentes estes foram tomados em valores reais para ano de 2003, utilizando-se o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado - IPCA (% a.a.), disponibilizado pelo IBGE em série histórica.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2006). Cabe ressaltar que, para a realização das estimações, foram utilizados neste trabalho os “softwares” GeoDa<sup>10</sup> e Stata.

#### 4 Funções de Reação

Para testar a existência de quebra estrutural entre os subperíodos (ver seção 3.2), utilizamos o teste da razão de verossimilhança ( $LR$ )<sup>11</sup>. Como as  $LR$  são distribuídas como uma  $\chi^2_{(5,11)}$  cujo valor crítico é 19,6751 a 5%, rejeita-se a hipótese nula de estabilidade estrutural. Isto significa que os coeficientes dos modelos são significativamente diferentes, ou seja, as funções verossimilhança restrita e irrestrita são divergentes. Dito de outra forma, os eventos ocorridos no período determinaram funções de reação distintas. Assim, não consideraremos nas estimações o período completo (1986-2003), mas dois subperíodos (1986 a 1988 e 1997 a 2003).

Para diagnosticar a existência de dependência espacial e os seus componentes (*spatial error* e *spatial lag*) foram usados testes robustos do Multiplicador de Lagrange. Os resultados obtidos, complementados com testes de especificação, sugerem a existência de dependência espacial para todos os períodos e categorias de gastos consideradas e definiram a opção pelo modelo espacial utilizado. Esses testes estão apresentados no apêndice A.

A seguir, serão apresentadas as análises das estimações da interação estratégica, demonstradas nas tabelas 1 a 5. As regressões sintetizam os efeitos espaciais para os gastos agregados e para cada uma das categorias dos 26 estados brasileiros e do Distrito Federal. Foi utilizado o modelo espacial estatisticamente mais significativo<sup>12</sup>.

TABELA 1: RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES ML COM EFEITOS ESPACIAIS – 1986 A 1988

CATEGORIA DE GASTOS	Coefficiente ( $\rho$ )	Coefficiente ( $\lambda$ )	Breusch-Pagan*	R <sup>2</sup>	Valores p ( $\lambda$ ou $\rho$ )
Agregado	-0,823	-	5,338*	0,784	0,020011
Infra-estrutura	0,691	-	17,300**	0,697	0,000001
Social	-	0,290	9,120*	0,821	0,003861
Seg Pública, Nacional e outros	-	-0,095	2,330*	0,805	0,040171
Overhead	-	-0,807	16,114*	0,892	0,067412

\* Apresentam significância até o nível de 5%; e \*\* Apresenta significância até o nível de 1%.

Além da análise para os anos isolados, procuramos identificar a presença de interação estratégica no subperíodo imediatamente anterior à nova Constituição (1986 a 1988). A análise dos resultados, mostrados na Tabela 1, demonstra que, para o  $\rho$  da infra-estrutura (0,691), temos a caracterização de grande estímulo dos estados para atrair novos investimentos por meio dessa categoria de gastos. Ressalta-se, ainda, o coeficiente significativamente negativo dos gastos agregados, o que pode refletir a correlação negativa nos erros revelada na categoria “overhead” (-0,823).

<sup>10</sup> As instruções para a utilização do GeoDa são apresentadas em Anselin (2003a, 2003b e 2004).

<sup>11</sup> Os detalhes da equação que gera a estatística de teste podem ser obtidos em Johnston (1984). Foram obtidos os seguintes resultados:  $ULLF_{86-88} = -153,5504$ ;  $ULLF_{97-03} = -155,6305$  e  $RLLF_{86-03} = -166,5664$ . Então,  $RL_1 = 26,0320$  e  $RL_2 = 21,8718$ .

<sup>12</sup> São apresentados nas tabelas apenas os coeficientes  $\rho$  e  $\lambda$ , uma vez que o objetivo do trabalho é testar empiricamente a existência de interação estratégica. Os coeficientes  $\beta$ , associados ao vetor de características  $X$ , constam do apêndice B.

TABELA 2: RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES ML COM EFEITOS ESPACIAIS – 1997 A 2003

CATEGORIA DE GASTOS	Coefficiente ( $\rho$ )	Coefficiente ( $\lambda$ )	Breusch- Pagan	R <sup>2</sup>	Valores p ( $\lambda$ ou $\rho$ )
Agregado	0,212	-	39,676**	0,645	0,056202
Infra-estrutura	-	-0,134	9,114**	0,796	0,010005
Social	-	0,632	17,276**	0,816	0,065283
Seg Pública, Nacional e outros	-	-0,521	3,276**	0,872	0,071208
Overhead	-	-0,408	2,331**	0,722	0,001710

\*\* Apresentam significância até o nível de 10%.

No subperíodo de 1997 a 2003, posterior à quebra estrutural, verificaram-se evidências de que os estados passaram a uma postura menos agressiva no tocante à competição fiscal. O coeficiente negativo da categoria infra-estrutura (-0,134), obtido no componente de erro espacial ( $\lambda$ ), caracteriza bem a mudança de conduta. Isso sugere o surgimento de uma nova ordem fiscal ditada pelo aparato de Instrumentos Normativos antes mencionados. Cabe destacar que a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), sancionada em 2000, prevê que despesas ou assunção de obrigações, que não sejam adequadas com a lei orçamentária anual, com o plano plurianual e a lei de diretrizes orçamentárias, serão consideradas lesivas ao patrimônio público. Portanto, dos resultados obtidos entre 1997 e 2003, vemos que quase não se verifica a presença de um processo estratégico de competição fiscal entre as jurisdições sob a ótica dos gastos<sup>13</sup>.

Em síntese, depreendeu-se que existe um componente espacial significativo entre os gastos dos estados brasileiros. Essa constatação é válida para todas as categorias analisadas, nos dois períodos, ou seja, comprova-se a existência de dependência espacial. Entretanto, observa-se uma redução das interações estratégicas, que sinalizam a existência de competição fiscal, com o componente espacial deslocando-se da variável dependente ( $\rho$ ) para o termo de erro ( $\lambda$ ). Essas mudanças refletem a quebra estrutural, provavelmente imposta pelos novos instrumentos de regulamentação das finanças públicas implementados a partir de 1997.

Ressalta-se, finalmente, a relevância das variáveis características de cada jurisdição, consideradas no vetor  $X$  das variáveis de controle (ver apêndice B). De acordo com os valores assumidos pelos coeficientes, verifica-se uma estabilidade relativa desses parâmetros no decorrer dos períodos analisados. Assim, apresenta-se a possibilidade de existir um processo de convergência condicional dos estados, isto é, as características específicas de cada estado, expressas no coeficiente  $\beta$ , conduzem as jurisdições a diferentes estados estacionários.

## 5 Conclusão

Este trabalho teve como propósito principal estudar a existência de interação estratégica entre os Estados brasileiros, sob a ótica dos gastos, num contexto de competição fiscal. Para isso, procurou fornecer uma visão abrangente das questões conceituais sobre o tema, enfocando os lados teóricos e empíricos da literatura. O estudo foi conduzido a partir de um modelo básico que introduz a heterogeneidade técnica da mão-de-obra e permite considerar a interação estratégica entre as jurisdições.

As funções de reação, que captam as interações estratégicas, foram estimadas para várias categorias de gastos, usando econometria espacial. Os testes estatísticos comprovaram

<sup>13</sup> Cumpre destacar, entretanto, que isso não elimina a possibilidade de existência de competição fiscal a partir de concessões tributárias.

a existência de dependência espacial entre as ações dos governos estaduais, conforme sugerido pela teoria. Diferentes categorias de gastos resultaram em funções de reação também diferentes. Isso significa que os estados reagem às escolhas dos vizinhos adequando-se aos seus objetivos de atrair capital fixo ou mão-de-obra especializada. Assim, as jurisdições estariam em busca de um equilíbrio simultâneo, onde os respectivos níveis de gastos são determinados conjuntamente.

Os resultados mostraram que existe um componente espacial significativo nos gastos dos estados brasileiros, constatação válida para todas as categorias analisadas, em todos os períodos. Assim, comprova-se a existência de dependência espacial e de interação estratégica. Entretanto, o recorte em dois períodos permitiu observar uma quebra estrutural cuja implicação foi a redução das interações estratégicas e, conseqüentemente, da competição fiscal.

A melhor resposta das jurisdições a um aumento nos gastos das demais, especialmente para gastos em infra-estrutura, foi aumentar suas próprias despesas. Mas, em alguns casos, os estados reagiram às escolhas dos vizinhos reduzindo o seu próprio gasto na categoria. Entretanto, isso é consistente com a idéia que os governos locais se utilizam dos gastos para atrair fatores móveis de produção: ainda que o estado vizinho reduza seus gastos, essa jurisdição estaria se ajustando aos efeitos positivos das externalidades e/ou remanejando despesas, ou seja, remanejando-as para outras categorias.

No período de 1986 a 1988, anterior à quebra estrutural, verificou-se que a interação dos gastos na categoria infra-estrutura foi expressa em 0,691, ou seja, existiu uma agressividade na utilização do instrumento de competição fiscal, provavelmente justificada pelo ambiente propício à mesma. Nesse período, os entraves legais (como a Lei de Responsabilidade Fiscal e outros Instrumentos Normativos) ainda não existiam. Especificamente, possivelmente, se testássemos, por uma “*cross-section*”, apenas para o ano de 1997, constataríamos que, a partir do ano de 1997, todas as categorias de gastos foram utilizadas como variáveis estratégicas na competição fiscal.

No período posterior (de 1997 a 2003), entretanto, foram obtidas evidências de que os estados passaram a ter uma postura menos agressiva em relação à competição fiscal em gastos, especialmente no caso da categoria infra-estrutura ( $\lambda = -0,134$ ). A alteração do padrão de dependência espacial para o termo de erro ilustra bem essa mudança de conduta por parte dos estados. Nesse sentido, os Instrumentos Normativos disciplinadores das finanças públicas mencionados parecem ter tido conseqüências inibidoras sobre a competição fiscal, sobretudo pelo lado dos gastos. Na verdade, há indício de interação estratégica na composição dos gastos agregados ( $\rho = 0,212$ ), podendo representar reflexo de valores estatisticamente insignificantes assumidos pelo parâmetro espacialmente defasado, mas não captados pelas funções de reação.

Cabe ressaltar que as jurisdições, tipicamente, utilizaram os gastos em “infra-estrutura” e “sociais” como instrumentos diretos de competição. As demais categorias de gastos, não menos importantes, são vistas como categorias em que as jurisdições competem mais como instrumentos indiretos, uma vez que sinalizam com um ambiente propício para captação dos fatores móveis. Desta forma, nossa expectativa quanto à explicitação da interação estratégica foi confirmada.

Mas, podemos nos deparar ainda com outro questionamento. Trata-se do impacto da competição fiscal sobre o nível de desemprego e, ainda, testar uma possível interação entre esses diferentes níveis entre Estados. Para tanto, poderíamos analisar as séries de desemprego dos Estados no período e ajustar um modelo auto-regressivo integrado de média móvel (ARIMA) e realizar um teste de quebra estrutural. Dessa forma, estaríamos caracterizando a eventual mudança estrutural do nível de desemprego, num contexto de competição interjurisdicional, e indagar quanto às causas da mudança.

Finalmente, espera-se que este estudo seja útil também como um sinalizador para políticas públicas voltadas ao controle dos efeitos da competição fiscal. Nessa direção, os resultados podem contribuir para distinguir os efeitos positivos dos negativos, sem desconsiderar os efeitos espaciais entre as jurisdições.

## Bibliografia

- ANSELIN, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands.
- \_\_\_\_\_. (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, 27, pp: 93-115.
- \_\_\_\_\_. (2001). Spatial Econometrics. In: Baltagi (eds). *A Companion to Theoretical Econometrics*. Oxford, Brasil Blackwell.
- \_\_\_\_\_. (2002). Spatial Externalities. Working Paper, *Spatial Analysis Laboratory* - Sal, Agecon, Uiuc.
- \_\_\_\_\_. (2003a). *An Introduction to Spatial Autocorrelation Analysis with GeoDa*. Sal, Agecon, Uiuc.
- \_\_\_\_\_. (2003b). *GeoDaTM 0.9 User's Guide*. Sal, Agecon, Uiuc.
- \_\_\_\_\_. (2004). *GeoDaTM 0.9.5-i Release Notes*. Sal, Agecon, Uiuc.
- ANSELIN, L.; BERA, A. (1998). *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics*. In: A. Ullah and D. Giles (eds), *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York: Marcel Dekker.
- BERA, Anil K.; JARQUE, Carlos M. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters* 6 (3): 255–259.
- BERNAT, Jr., G. A. (1996). Does Manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor's laws. *Journal of Regional Science*, Vol. 36, 3, pp. 463-477.
- BORCK, R. (2005). *Fiscal Competition, Capital-Skill Complementarity, and the Composition of Public Spending*, Discussion Papers of DIW Berlin 504, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- BORCK, R.; CALIENDO, M.; STEINER, V. (2005). *Fiscal Competition and the Composition of Public Spending: Theory and Evidence*. Discussion Papers of DIW Berlin 528, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- BRASIL. Constituição (1988). *Constituição da República Federativa do Brasil: Sistema Tributário Brasileiro, Título VI, Capítulo I, art. 145 a 162; EC n° 03/93 (alterou os artigos) – Brasília, DF: Senado Federal, 1990, 210 p.*
- BRASIL. Lei n° 9.496. (1997). Dispõe sobre a reestruturação da dívida pública mobiliária dos Estados. *Diário Oficial da União*, Brasília, 12 Set.
- BRASIL. Resolução n° 78 do Senado Federal. (1998). Dispõe sobre as operações de crédito interno e externo dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios. *Diário Oficial da União*, Brasília, 02 Jul.
- BRASIL. Lei Complementar n° 101. (2000). Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, 05 mai.
- BRASIL. Medida Provisória n° 2.192-70. (2001). Estabelece mecanismos objetivando incentivar a redução da presença do setor público estadual na atividade financeira bancária e dispõe sobre a privatização de instituições financeiras. *Diário Oficial da União*, Brasília, 25 Ago.
- BRENNAN, G.; BUCHANAN, J. (1980). *The power to tax: analytical foundations of a fiscal constitution*, Cambridge University Press, New York.

- BREUSCH, T.; PAGAN, A. (1979). A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, vol. 47, pp 1287-1294.
- BRUECKNER, J. K. (2003). Strategic Interaction among Governments: An Overview of Empirical Studies. *International Regional Science Review*, 26 (2), 175-188.
- BRUECKNER, J. K.; SAAVEDRA, Luz A. (2001). Do Local Governments Engage in Strategic Property-Tax Competition? *National Tax Journal* 54 (2), 203-229.
- CROMBRUGGHE, A.; TULKENS, H. (1990). On Pareto improving commodity tax changes under fiscal competition, *Journal of Public Economics* 41, 335-350.
- FERREIRA, S. (2000). *Guerra fiscal: competição tributária ou corrida ao fundo do tacho?* Secretaria para Assuntos Fiscais do BNDES, nº 4. Disponível em: <http://www.federativo.bndes.gov.br>. Acesso em: dez 2006.
- FLORAX, R.J.G.M.; FOLMER, H.; Rey, S.J. (2003). *Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology*. ERSA Conference, Porto.
- GORDON, R. (1983). An optimal taxation approach to fiscal federalism, *The Quarterly Journal of Economics* 98, 567-586.
- HUBER, B. (1999). Tax competition and tax coordination in an optimum income tax model. *Journal of Public Economics* 71(3), 441-58.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *População*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: jun. 2006.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios - 2003*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: jun. 2006.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Contas regionais*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: nov. 2006
- IPEADATA. *Dados macroeconômicos e regionais*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: jun. 2006.
- JOHNSTON, J. (1984). *Econometric Methods*, 3d ed., McGraw-Hill, New York.
- KANBUR, R.; KEEN, M. (1993). Jeux sans frontières: tax competition and tax coordination when countries differ in size, *The American Economic Review* 83, 877-892.
- KEEN, M.; MARCHAND, M. (1997). Fiscal competition and the pattern of public spending, *Journal of Public Economics* 66, 33-53.
- KELEJIAN, H.H.; I.R. PRUCHA (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17: 99-121.
- KOENKER, R.; BASSETT G. (1978). Regression quantile, *Econometrica* 46, 33-50.
- LEMGRUBER, A. (1999). *A Competição Tributária em Economias Federativas: aspectos teóricos, constatações empíricas e uma análise do caso brasileiro*. Brasília – Março/1999. 120 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de Brasília.
- LUNDEBERG, J. (2004). *Using Spatial Econometrics to analyze Local Growth in Sweden*. ERSA Conference, Porto.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA, SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. *Estados e Municípios*. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br>. Acesso em: jun. 2006.
- MINTZ, J.; TULKENS, H. (1986). Commodity tax competition between member states of a federation: equilibrium and efficiency, *Journal of Public Economics* 29, 133-172.
- MORAN, P. A. P. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 10:243-251.
- OATES, W. E. (1972). (1985). Searching for Leviathan: an empirical study, *The American Economic Review*, v. 75, n. 4, p. 748-757.
- OATES, W.; SCHWAB, R. (1988). Economic competition among jurisdictions: efficiency enhancing or distortion inducing? *Journal of Public Economics* 35, 333-354.

- PEREIRA, J. R. S. (2006). *Competição fiscal e interação estratégica no Brasil: teoria e evidência*. Brasília – Dezembro/2006. 113 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Católica de Brasília.
- PRADO, S.; CAVALCANTI, C. (1998). *A Guerra Fiscal no Brasil*. São Paulo: IPEA/FUNDAP.
- VARSAÑO, R. (1995). *A tributação do comércio interestadual: ICMS atual versus ICMS partilhado*, Texto para Discussão 382, IPEA.
- \_\_\_\_\_. (1997). A guerra fiscal do ICMS: quem ganha e quem perde, *Planejamento e Políticas Públicas* 15, 3-18.
- WILDASIN, D. (1988). Nash equilibria in models of fiscal competition, *Journal of Public Economics* 35, 229-240.
- WILSON, J. (1986). A theory of interregional tax competition, *Journal of Urban Economics* 19, 296-315.
- \_\_\_\_\_. (1999). Theories of tax competition. *National Tax Journal* 52, 269–304.
- ZODROW, G.; MIESZKOWSKI, P. (1986). Pigou, Tiebout, Property taxation, and the underprovision of local public goods, *Journal of Urban Economics* 19, 356-370.

## APÊNDICE A

### Testes de Normalidade

CATEGORIA DE GASTOS	1986 a 1988		
	JB	BP	KB
Agregada	1,92**	3,036*	4,487*
Infra-estrutura	2,598**	4,72*	7,969*
Social	20,625*	44,847*	14,083*
Seg Pública, Nacional e outros	14,934*	50,973*	16,838*
Overhead	0,429	4,11*	3,909*

Nota: JB, teste de Jarque-Bera; BP, teste de Breusch-Pagan; KB, teste de Koenker-Bassett; \*, estatisticamente significativo até 5%; e \*\*, estatisticamente significativo até 10%.

### Testes de Normalidade

CATEGORIA DE GASTOS	1997 a 2003		
	JB	BP	KB
Agregada	2,504**	7,282*	5,805*
Infra-estrutura	117,99*	12,896*	2,158*
Social	0,664	29,469*	22,865*
Seg Pública, Nacional e outros	2,04**	6,755*	5,648*
Overhead	1,62	1,946**	1,155

Nota: JB, teste de Jarque-Bera; BP, teste de Breusch-Pagan; KB, teste de Koenker-Bassett; \*, estatisticamente significativo até 5%; e \*\*, estatisticamente significativo até 10%.

### Resultados dos Testes de Especificação Espacial

CATEGORIA DE GASTOS	1988					
	M'I	LMI	LMRI	LMe	LMRe	R <sup>2</sup>
Agregada	0,203*	3,133*	3,981*	1,784**	2,637**	0,561
Infra-estrutura	0,057**	1,676**	5,275*	0,142	3,741*	0,750
Social	0,152**	1,130	2,248**	2,113*	3,825*	0,581
Seg Pública, Nacional e outros	0,041**	1,002	2,072**	1,144**	2,074**	0,774
Overhead	0,052**	1,377**	1,480**	2,119*	3,221*	0,765

Nota: M'I, Moran's I; LMI, teste LM para a componente "spatial lag"; LMRI, teste LM robusto para a componente "spatial lag"; LMe, teste LM para a componente "spatial error"; LMRe, LM robusto para a componente "spatial error"; R<sup>2</sup>, r quadrado ajustado; \*, estatisticamente significativo até 5%; e \*\*, estatisticamente significativo até 10%.



### Resultados dos Testes de Especificação Espacial

CATEGORIA DE GASTOS	1986 a 1988						1997 a 2003					
	M'I	LMI	LMRI	LMe	LMRe	R <sup>2</sup>	M'I	LMI	LMRI	LMe	LMRe	R <sup>2</sup>
Agregada	-0,197*	0,407*	3,229*	0,401	3,222*	0,602	0,124**	1,802*	2,145**	0,665	1,007	0,518
Infra-estrutura	0,130**	3,447*	6,818*	0,631	4,002*	0,815	-0,078*	1,231	3,140*	2,262*	4,030*	0,767
Social	0,128*	0,098	0,364	1,872	2,978*	0,833	0,159*	0,21	2,255	1,091*	3,136*	0,834
Seg Pública, Nacional e outros	-0,024**	0,026	0,050	0,780	4,77*	0,793	-0,121**	1,019	2,62**	1,639*	3,24*	0,842
Overhead	-0,171*	0,324	4,959*	1,262	5,897*	0,930	-0,212*	0,072	0,767	1,942**	2,637**	0,982

Nota: M'I, Moran's I; LMI, teste LM para a componente "spatial lag"; LMRI, teste LM robusto para a componente "spatial lag"; LMe, teste LM para a componente "spatial error"; LMRe, LM robusto para a componente "spatial error"; R<sup>2</sup>, r quadrado ajustado; \*, estatisticamente significativo até 5%; e \*\*, estatisticamente significativo até 10%.

### APÊNDICE B

#### Coefficientes das variáveis de controle – parâmetros característicos

Variáveis de controle	1986-1988	1997-2003	1986-1988	1997-2003
	Categoria agregada		Categoria infra-estrutura	
População	0,0100 (0,5647)	0,8021 (0,0998)	0,0786 (0,3295)	0,5637 (0,1240)
Grau de urbanização	-0,1568 (0,0742)	0,4087 (0,1173)	-0,2526 (0,0403)	0,2670 (0,0792)
PIB per capita	0,1697 (0,1269)	0,0423 (0,0002)	0,2091 (0,0896)	0,0199 (0,0079)
População eco. Ativa	0,0361 (0,0892)	0,0527 (0,0871)	0,0680 (0,0833)	0,0608 (0,0805)
População ocupada	0,0813 (0,5163)	-0,0207 (0,0894)	0,1003 (0,3896)	-0,0109 (0,1819)
Contribuição social	0,5901 (0,0695)	0,7918 (0,0001)	0,3598 (0,0001)	0,7286 (0,0000)
Saldo médio migratório	0,1102 (0,0116)	0,5078 (0,0001)	0,2001 (0,0100)	0,4001 (0,0001)

\* Os valores p são dados entre parênteses.

**Coefficientes das variáveis de controle – parâmetros característicos**

Variáveis de controle	1986-1988	1997-2003	1986-1988	1997-2003	1986-1988	1997-2003
	Categoria social		Categoria seg pública, nacional e outros		Categoria overhead	
População	0,0600 (0,0978)	0,5031 (0,0098)	0,0469 (0,1817)	0,5957 (0,1098)	0,0198 (0,1109)	0,6098 (0,1200)
Grau de urbanização	-0,2998 (0,0100)	0,2298 (0,0501)	-0,0405 (0,0101)	0,3051 (0,0581)	0,0389 (0,0102)	0,3006 (0,0810)
PIB per capita	-0,1380 (0,008)	0,0308 (0,0097)	-0,0915 (0,0013)	0,0516 (0,0041)	0,0619 (0,0911)	0,0761 (0,0911)
População eco. Ativa	0,1201 (0,0700)	0,0592 (0,0106)	0,0897 (0,0991)	0,0748 (0,0019)	0,0804 (0,0110)	0,1051 (0,0022)
População ocupada	0,1210 (0,1371)	0,0367 (0,1686)	0,1679 (0,1531)	0,0691 (0,1013)	0,1489 (0,1210)	0,0876 (0,0812)
Contribuição social	0,2911 (0,0082)	0,6692 (0,0265)	0,2619 (0,0049)	0,6272 (0,0040)	0,1598 (0,0039)	0,5819 (0,0058)
Saldo médio migratório	0,1786 (0,0009)	0,3378 (0,0008)	0,1678 (0,0011)	0,3801 (0,0058)	0,1192 (0,0049)	0,4301 (0,0817)

\* Os valores p são dados entre parênteses.