O Efeito da Política Fiscal Local sobre o Crescimento Econômico das Cidades Brasileiras

19 de Julho de 2011

Resumo

O artigo analisa o efeito política fiscal local no crescimento econômico das cidades brasileiras. Para este fim, apresenta-se um modelo de crescimento regional com o setor governo, o qual se baseia nas preposições da nova geografia econômica e da teoria de crescimento endógeno. Empiricamente, avaliam-se as propriedades de consistência e eficiência dos parâmetros autoregressivos espaciais, utilizando o Método de Momentos Generalizados (GMM), original de Kelejian e Prucha (2007b). A especificação de um modelo generalizado, típico de Cliff-Ord (1973), permite que os *spillovers* sejam transmitidos via variável dependente e distúrbios, exercendo ainda, controle sobre os problemas decorrentes da heterogeneidade espacial. O principal resultado revela que não se pode descartar a hipótese de ineficiência da politica fiscal local, porque o custo gerado por uma carga tributária distorciva inibe o crescimento econômico das cidades, além de superar os benefícios gerados pela política de gastos públicos.

Palavra Chave: Política fiscal local, Economia regional, econometria espacial.

Abstract

The article analyzes the fiscal policy effect on economic growth of local cities. To this end, we present a model of regional growth in the government sector, which is based on the propositions of the new economic geography and endogenous growth theory. Empirically, we evaluate the properties of consistency and efficiency of the spatial autoregressive parameters using the Generalized Method of Moments (GMM), original Kelejian and Prucha (2007b). The specification of a generalized model, typical of Cliff-Ord (1973), allows the spillovers are transmitted by the dependent variable and disturbances, exerting further control over the problems arising from spatial heterogeneity. The main result shows that one can not rule out the possibility of inefficient local fiscal policy because the cost generated by a distorting taxes inhibit economic growth of cities, in addition to outweigh the benefits generated by public spending policy.

Keyword: Local fiscal policy, regional economics, spatial econometrics

JEL Classification: C21, R11.

1 Introdução

Buscar explicações para a persistência da extrema pobreza em algumas regiões, em contraste com um ambiente favorável para o crescimento econômico sustentável em outras, é certamente, uma das questões mais intrigante e desafiadora por que se depara a ciência econômica regional. A economia regional difere da economia tradicional em muitos aspectos. Seu interesse maior está voltado à compreensão das relações entre agentes econômicos, onde o espaço geográfico assume papel central na análise. Barro e Sala-i-Martin(1995) destacam algumas particularidades relacionadas à economia regional, como menor diferencial tecnológico, de preferências de consumo e de fatores institucionais. Segundo esses autores, as regiões intranacionais têm

governo central comum, logo, estruturas institucionais e sistemas legais similares. Dessa forma, aspectos legais, culturais, de linguística e institucionais, tendem a não constituir barreiras à mobilidade dos fatores entre regiões.

Assim, negligenciar a hipótese de mobilidade de fatores (capital e mão-de-obra), talvez não seja tão agravante para os modelos de economia internacional ou de crescimento econômico entre países, do que para os modelos aplicados às ciências regionais. Até pouco tempo, a ciência regional era imaginada como um conjunto de métodos para programação de políticas, com modelos de natureza *ad hoc*, não conseguindo se integrar a ciência tradicional. Foi exatamente nessa lacuna, a partir do trabalho de Krugman (1991), que surgiu uma nova concepção teórica chamada de Nova Geografia Econômica (NGE). Autores dessa corrente, entre eles, Fujita, Krugman e Venables (1999), argumentam que havendo mobilidade de fatores e retornos crescente, o diferencial entre a riqueza e pobreza regional tende a se agravar, provocando aglomeração da atividade em uma região em detrimento doutras. Nesse contexto, os modelos de crescimento da NGE se diferem em relação aos modelos tradicionais por considerarem dois aspectos fundamentais para alocação de recursos produtivos: o espaço e a distância. O espaço tem implicações diretas sobre a localização das atividades, devido à existência de forças centrípetas que promovem a aglomeração em determinada região. E a distância, está relacionada ao diferencial de custo de transporte de bens e serviços entre mercados, afetando a competitividade sistêmica das regiões. De modo geral, a NGE tente explicar o desenvolvimento regional a partir de fundamentos microeconômicos e sua principal premissa é de que a distribuição de atividades produtivas ao longo do espaço depende do resultado de forças contrárias: as forças centrípetas levam a aglomeração das atividades, enquanto as forças centrífugas conduzem a dispersão.

Em resumo, os modelos da NGE combinam retornos crescentes e concorrência imperfeita, admitindo que o processo de crescimento cumulativo gere externalidades, que são responsáveis por reforçar o processo de aglomeração. Não é de agora o interesse de estudos que vise explicar os fatores que determinam a aglomeração das atividades. Marshall (1920) já destacava a importância da aglomeração industrial como vetor de crescimento de uma região, afirmando que o processo de transformação proporciona tanto economias internas como externas. A localização e a aglomeração das atividades estão associadas a um tipo de economias externas, tratáveis tanto nos modelos da NGE quanto de modelos de crescimento endógenos. Nesse contexto, os trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988) em muito contribuíram para o desenvolvimento da NGE, uma vez que a proximidade espacial facilita a transferência de conhecimento (*knowledge spillovers*). Outra contribuição importante desses autores, refere-se ao papel da política fiscal para o crescimento econômico e redução das disparidades regionais. Admite-se que a política fiscal pode ter caráter ambíguo, podendo contribuir a favor da aglomeração e redução de custos de transportes; mas pode também, causar efeitos que estimule a dispersão das atividades, como adoção de uma política tributária distorciva.

Empiricamente, as externalidades são tratadas utilizando os instrumentos da econometria espacial, geralmente, incorporando a modelagem a hipótese de dependência espacial e enfatizando a importância dos efeitos transbordamento (*spatial spillovers*) para a convergência da produtividade regional [Rey e Montoury(1999); Niebuhr(2001); Flingleton(2004a,b); Vayá *et all*(2004); Martinho(2005); Angeriz e McCombie(2008)]. No Brasil, alguns trabalhos visam testar a hipótese de convergência, seja clubes, condicional ou mesmo incondicional [Magalhães (2001); Mossi *et all*(2003); Almeida *et all*(2008)]. No entanto, avaliar o efeito da política fiscal local sobre o crescimento econômico regional, admitindo a hipótese de heterogeneidade e de dependência espacial, é um tema novo e pouco explorado. Recentemente, Oliveira *et all* (2009) analisaram o papel da política fiscal local no crescimento econômico das cidades brasileiras na década de 90, introduzindo o setor gorverno em um modelo espacial da NGE. Os resultados mostraram indícios de ineficiência dos gastos públicos e que a tributação local inibe o crescimento econômico das cidades. Porém, esses autores desprezam a influência da heterogeneidade e dependência espacial, fenômenos típicos em modelos regionais e tratados por instrumentos da econometria espacial [Clif e Ord(1973); Anselin(1988); Anselin a Bera(1998); Kelejian e Prucha (1999, 2007a,b); Arraiz *et all*(2010)].

Os instrumentos disponibilizados por esse campo da econometria, permitem controlar a influência

de tais efeitos, consequentemente, permitindo-se gerar resultados acurados. As vantagens de se utilizar tais instrumentos são inúmeras. Primeiramente, é razoável supor que o crescimento econômico de certa cidade esteja relacionado com o crescimento de cidades vizinhas. Em segundo lugar, o efeito da política fiscal local, em alguma região, pode transcender os limites territoriais das cidades. Além disso, choques aleatórios podem afetar o crescimento econômico de certa cidade, transbordando para os vizinhos. Além desta introdução, o estudo está dividido em outras quatro seções. A segunda aborda o modelo teórico baseado na NGE, tratando-o empíricamente a partir dos fundamentos da econometria espacial. A terceira seção destaca a construção das variáveis e fonte de dados. A quarta analisa o diagnóstico de dependência espacial e expõe os resultados da estimação paramétrica do modelo empírico. Finalmente, a seção cinco apresenta as conclusões.

2 O Modelo Espacial

2.1 Modelo de Crescimento Econômico Espacial

Esta seção discute o modelo de crescimento econômico espacial, o qual segue a proposta de Glaeser (2000) e fundamenta seus pressupostos com base na Nova Geografia Econômica (NGE). Adicionalmente, o efeito da política fiscal é incorporado à modelagem de acordo com as preposições dos modelos de crescimento endógeno [Romer (1986) e Lucas (1988)]. Assim, os gastos do governo são inseridos como argumento na função de produção ($G_{i,t}$). No modelo, o crescimento econômico local não dependente das variações da taxa de poupança, poís se admite perfeita mobilidade de capital e de mão-de-obra no espaço. Esta suposição faz com que os retornos sobre o capital e a utilidade dos trabalhadores se distribuam equilibradamente em todas as cidades. Isto significa que as cidades irão diferir apenas em níveis de produtividade, qualidade de vida, quantidade de terras disponíveis, custo de transporte e política fiscal. Assim, o produto da cidade i no tempo t pode ser representado pela seguinte função Cobb-Douglas.

$$Y_{i,t} = A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma} S_{i,t}^{\gamma} G_{i,t}^{\phi}. \tag{1}$$

Onde Y representa o produto local; A é a produtividade total da cidade, captura a influência de outros fatores não incluídos no modelo, como a influência de fatores institucionais, fatores climáticos e outros; L e S represetam, respectivamente, a dotação de mão-de-obra e de terra disponível para a produção. Os coeficientes α, γ e ϕ medem a importância (elasticidade) desses fatores para o produto.
O modelo admite que a produtividade total das cidades depende do número de trabalhadores, $A_{i,t} = a_{i,t} L_{i,t}^{\alpha}$. Esta suposição implica em economia de aglomeração e o parâmetro α reflete a importância de L para a produtividade total. Além disso, admite-se que a quantidade de terra por trabalhador é uma proporção fixa, $s_t = S_t / L_{i,t}$, entre as cidades. Substituindo-se estas definições na equação (1), obtêm-se.

$$Y_{i,t} = a_{i,t} L_{i,t}^{(\sigma+\gamma+\alpha)} s_t^{\gamma} G_{i,t}^{\phi}. \tag{2}$$

Para o governo local, há duas fontes de receita. O governo cobra uma alíquota $r_{i,t}$ sobre a propriedade da terra e outra alíquota $\tau_{i,t}$ sobre o produto. Admite-se ainda, que o mercado de trabalho é competitivo, por isso, a renda líquida do trabalho é equivalente a produtividade marginal descontada a tributação.

$$\mathcal{W}_{i,t} = (1 - \tau_{i,t})(\sigma + \gamma + \alpha) a_{i,t} L_{i,t}^{(\sigma+\gamma+\alpha-1)} s_t^{\gamma} G_{i,t}^{\phi}. \tag{3}$$

O modelo não admite vazamentos e toda renda gerada pelo trabalho é gasta no período. Assim, a utilidade monetária real dos trabalhadores ($U_{i,t}$) é resultado do produto entre a remuneração líquida ($\mathcal{W}_{i,t}$) e um índice implícito que mede a qualidade de vida ($Q_{i,t}$), ponderado pelo índice de preços ($I_{i,t}$).

$$U_{i,t} = \mathcal{W}_{i,t} \frac{Q_{i,t}}{I_{i,t}} \tag{4}$$

Note que a utilidade monetária é afetada positivamente com ganhos sobre a qualidade de vida, como melhorias na provisão de serviços públicos; e negativamente, com o aumento no número de trabalhadores,

que geralmente decorre do crescimento das cidades. Assim, havendo sobreposição do índice de qualidade de vida em termos do índice de preços, pode-se dizer que as forças centrípetas se sobrepõem às forças contárias (centrífugas), levando assim, a economias de aglomeração. O efeito líquido das forças centrípetas reflete em menor custo de transporte, externalidades positivas e presença e retornos crescentes de escala. Em contrapartida, o aumento no número de trabalhadores, deprecia o índice de qualidade de vida ($Q_{i,t}$),

$$Q_{i,t} = q_{i,t} L_{i,t}^{-\beta}. \tag{5}$$

Já o índice de preço ($I_{i,t}$) é decomposto entre a variação do preço dos bens de consumo (P_t), que é o mesmo para todas as cidades; os custos de transportes ($T_{i,t}$), sendo que estes diferem entre as cidades; e o preço da terra ($R_{i,t}$), que mede sua importância local inferindo a magnitude do parâmetro θ.

$$I_{i,t} = [P_t T_{i,t}]^{(1-\theta)} R_{i,t}^{\theta}. \tag{6}$$

O modelo admite que a demanda por unidade de terra tem dois fins: ou residencial ou produtivo. Admite-se ainda, em ambos os casos, que o consumo adicional por unidade de terra é constante, seja ele destinado à produção (s_t) ou ao consumo familiar (c_t). Por outro lado, a oferta de terra depende da quantidade disponível de terra para a construção da cidade, dado por uma dotação inicial constante $t_{i,t}$, e também preço seu preço $R_{i,t}$. Assim, o equilíbrio no mercado de terra é dado por,

$$(s_t + c_t) L_{i,t} = t_{i,t} R_{i,t}^{\psi}, \quad \psi > 0. \tag{7}$$

Como o governo local cobra uma alíquota $r_{i,t}$ sobre a propriedade de terra, o preço de mercado da terra sobe na proporção dessa alíquota e passa a ser,

$$R_{i,t} = (1 + r_{i,t})(s_t + c_t)^{\frac{1}{\psi}} L_{i,t}^{\frac{1}{\psi}} t_{i,t}^{-\frac{1}{\psi}}. \tag{8}$$

Isto implica que o preço da terra cresce com o aumento da demanda por terra, com o número de trabalhadores e obviamente com o tributo. Todavia, o preço decresce com o aumento da oferta disponível para novas construções. Se o estoque inicial de terra estiver plenamente exaurido, haverá, portanto, uma pressão no sentido de elevação do preço da terra, e, com efeito, sobre o índice de preço local, hipótese típica de economias de congestão.

Note que o modelo capta o efeito dual da política fiscal, semelhante aos pressupostos adotados nos modelos de crescimeto endógeno. Se por um lado, no modelo espacial, a tributação sobre a renda afeta negativamente a produtividade marginal do trabalho (3), reduzindo a utilidade dos trabalhadores; por outro, a tributação sobre a propridade da terra afeta o custo de vida, e, por conseguinte, a utilidade marginal, via aumento do índice de preços (6). Portanto, a tributação atua como um componente estimulante à dispersão das atividades econômicas (força centrífuga). No entanto, os gastos do governo afetam positivamente a produtividade do trabalho, atuando, neste caso, como uma força centrípeta. Assim, o orçamento equilibrado do governo local é dado por,[1]

$$G_{i,t} = \tau_{i,t} Y_{i,t} + r_{i,t} R_{i,t}. \tag{9}$$

Substituindo-se (3), (5), (6) e (8) em (4), obtêm-se:

$$U_{i,t} = \frac{(1 - \tau_{i,t})(\sigma + \gamma + \alpha) a_{i,t} s_t^{\gamma} q_{i,t} G_{i,t}^{\phi} L_{i,t}^{(\sigma+\gamma+\alpha-1-\beta)}}{[P_t T_{i,t}]^{(1-\theta)} \left[(1 + r_{i,t})(s_t + c_t)^{\frac{1}{\psi}} L_{i,t}^{\frac{1}{\psi}} t_{i,t}^{-\frac{1}{\psi}} \right]^{\theta}}. \tag{10}$$

Supondo a existência de uma situação idealizada de equilíbrio competitivo, sujeita ao ótimo de pareto, em que as utilidades marginais são as mesmas em todas as cidades ($U'_{i,t} = U'_t$), a solução para o equilíbrio

[1] é razoável admitir a hipótese de equilíbrio orçamentário, uma vez que diferentemente do governo central, os governos locais não podem emitir títulos públicos e nem emitir moeda para financiar seus gastos.

espacial passa pelo problema de maximização da utilidade (10), condicionando-a a restrinção da renda (3). Finalmente, a renda de equilíbrio, na forma logarítmica, é dada por,

$$\begin{aligned} \log \mathcal{W}^*_{i,t} &= C_t + m_1[\log a_{i,t} + \phi \log G_{i,t} + \log(1-\tau_{i,t})] \\ &\quad + m_2[\log q_{i,t} - \theta \log(1+r_{i,t}) - (1-\theta)\log T_{i,t} + \theta\psi^{-1}\log t_{i,t}], \end{aligned} \tag{11}$$

onde, $m_1 = \frac{\beta+\theta\psi^{-1}}{(1+\beta+\theta\psi^{-1})-(\sigma+\gamma+\alpha)}$, $m_2 = \frac{(\sigma+\gamma+\alpha)-1}{(1+\beta+\theta\psi^{-1})-(\sigma+\gamma+\alpha)}$ e $C_t = m_1[\log(\sigma+\gamma+\alpha)+\gamma\log s_t] - m_2[\log U'_t + (1-\theta)\log P_t + \theta\psi^{-1}\log(s_t+c_t)]$.
Assim, a renda de equilíbrio para os mercados, dependerá da resultante das forças centrípetas, como elevado nível de produtividade ($a_{i,t}$), boa qualidade de vida ($q_{i,t}$) e excesso de oferta de terras para o consumo ($t_{i,t}$); quando confrontadas, com o efeito de outras forças contrárias (centrífugas) como, por exemplo, a ineficácia da política fiscal ($G_{i,t}, \tau_{i,t}, r_{i,t}$) e o elevado custo de transportes ($T_{i,t}$). Portanto, o crescimento econômico das cidades dependerá do efeito decorrente de mudanças nestas variáveis, que em geral, se distribuem de forma assimétrica entre as regiões ou cidades, hipótese que está associada a presença de heterogeneidade espacial, quanto a distribuição desses atributos ao longo do espaço.

2.2 Modelo Empírico

O modelo empírico sustenta-se nos pressupostos da econometria espacial, portanto, incorpora-se ao modelo teórico, a relação de dependência espacial. Neste contexto, duas questões devem ser devidamente tratadas, o problema da autocorrelação e da heterogeneidade espacial. De acordo com Anselin (1988) a autocorrelação espacial sugere questionar o princípio da independência entre o conjunto de dados coletados entre as unidades, geralmente sob a estrutura de *cross-sections*. A autocorrelação espacial pode originar-se de problemas de mensuração, como a subdivisão amostral; ou ainda, devido à externalidades espaciais, tipicamente chamadas de *spillovers*. Já a heterogeneidade espacial, geralmente tem causa desconhecida, mas sua influência reflete na instabilidade dos parâmetros, tornando-os não-fixos ao longo do espaço. Contudo, Anselin e Bera (1998) destacam que uma das causas para o problema está associada a má especificação do modelo. Dessa forma, admitir o problema da heterogeneidade espacial, significa admitir que os distúrbios sigam uma distribuição não-normal, com variância não-constante.

Sob essas violações, resultados obtidos a partir do estimador clássico (OLS)[2] são indesejáveis (ou incosistentes ou ineficientes, ou ambos), por isso, é necessário buscar alternativas. Uma saída é conduzir o processo de estimação a partir dos pressupostos da máxima verossimilhança (ML), uma vez que o estimador dispõe de propriedades assintóticas desejáveis para acomodar o problema da autocorrelação. Todavia, em grandes amostras, Kelejian e Prucha (1999, 2007b) demostraram que o processo de otimização da função de verossimilhança pode não conduzir ao máximo da probabilidade, gerando problemas de inconsistência no cálculo dos parâmetros autoregressivos (ρ e λ). Devido a esse problema, os autores sugerem que o processo de estimação deva ser conduzido, via condições de momentos generalizados (GMM). O estimador GMM espacial, têm três propriedades importantes: o de acomodar o problema da heterocedásticidade desconhecida, é robusto para o caso de distúrbios não-normais, além corrigir o viés de inconsistência na presença de regressores endógenos. Dessa forma, o estimador GMM trata dos problemas oriundos da autocorrelação e da heterogeneidade espacial de forma simultânea.

2.2.1 Hipóteses e Especificação do Modelo

Nesta seção, discutem-se as principais hipóteses e especificações de modelos autorregressivos espaciais. Em princípio, aborda-se a forma generalizada, original de Cliff and Ord (1973), em que a relação de dependência espacial opera-se através da variável dependente e pelos distúrbios. Com base na termologia usada em Anselin (1988) e Kelejian e Prucha (2007b), o modelo generalizado segue um processo autorregressivo espacial de primeira ordem, com distúrbios heterocedásticos, SARAR (1,1).

[2] Anselin (1988) p.57, demonstra o viés de incosistência e as limitações do estimador OLS, aplicado a modelos espaciais

Considere $n \to \infty$, o número de unidades espaciais de uma amostra georeferenciada tipo *cross-section*, com dados coletados em cada ponto do tempo. A forma generalizada para o modelo SARAR é dada por,

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_n &= \mathbf{X}_n\beta + \lambda\mathbf{W}_n\mathbf{y}_n + \mathbf{u}_n \qquad (12) \\ &= \mathbf{Z}_n\delta + \mathbf{u}_n \\ e & \\ \mathbf{u}_n &= \rho\mathbf{M}_n\mathbf{u}_n + \epsilon_n, \qquad (13) \end{aligned}$$

Na equação (12), $\mathbf{Z}_n = [\mathbf{X}_n, \mathbf{W}_n\mathbf{y}_n]$ e $\delta = [\beta', \lambda]'$ contém além do vetor $n \times 1$ da variável dependente $\mathbf{y}_n$; a matriz $\mathbf{X}_n$ tamanho $n \times k$ com regressores não-estocásticos (exógenos), sendo k o número de regressores; uma matriz $\mathbf{W}_n$ não-estocástica de tamanho $n \times n$, conhecida *a priori* e chamada de matriz de peso espacial, assim como $\mathbf{M}_n$ em (13); β é um vetor de parâmetros fixos $k \times 1$; e λ e ρ, são escalares, tipicamente chamados de coeficientes autorregressivos espacial. Ademais, os vetores $\mathbf{u}_n$ e ϵ_n, tamanho $n \times 1$, são termos de perturbação, cujas propriedades serão discutidas a diante. O subescrito n denota que as equações (12) e (13) dependem do tamanho da amostra.

Nesta especificação importa notar o papel dos coeficientes ρ e λ, por eles, é possível inferir o grau de correlação espacial entre as observações indexadas a uma unidade i com os vizinhos j[3]. A interação entre as n unidades é permitida pelas matrizes de peso espacial $\mathbf{W}_n$ e $\mathbf{M}_n$, que multiplicadas pelas variáveis $\mathbf{y}_n$ e $\mathbf{u}_n$, resultam os vetores *lag* $\overline{\mathbf{y}}_n = \mathbf{W}_n\mathbf{y}_n$ e *error* espacial $\overline{\mathbf{u}}_n = \mathbf{M}_n\mathbf{u}_n$, respectivamente.

Com base em Kelejian e Prucha (1998, 2007a,b), algumas hipóteses devem ser consideradas, a despeito da estrutura das matrizes $\mathbf{W}_n$ e $\mathbf{M}_n$, os parâmetros desconhecidos λ, ρ, e σ^2, os regressores $\mathbf{Z}_n = [\mathbf{X}_n, \mathbf{W}_n\mathbf{y}_n]$ e os distúrbios ϵ_n.

Hipótese 1 *(a)Todos elementos da diagonal principal das matrizes $\mathbf{W}_n$ e $\mathbf{M}_n$ são nulos. (b) Os parâmetros λ e ρ pertencem aos respectivos intervalos, $\underline{a}^\lambda \leq \lambda \leq \overline{a}^\lambda < \infty$ e $\underline{a}^\rho \leq \rho \leq \overline{a}^\rho < \infty$. (c) As matrizes $\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n$ e $\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n$ são não singulares, para qualquer valor de λ e ρ.*

Hipótese 2 *(a)A soma das linhas e colunas das matrizes $\mathbf{W}_n$,$\mathbf{M}_n$, $(\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}$ e $(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)^{-1}$ são uniformemente limitadas em termo de valor absoluto.*

Hipótese 3 *(a) Os distúrbios $\{\epsilon_{i,n} : 1 \leq i \leq n, n \geq 1\}$ satisfazem $E(\epsilon_{i,n}) = 0$ e $E(\epsilon_{i,n}^2) = \sigma_{i,n}^2$, com $0 < \underline{a}^\sigma \leq \sigma_{i,n}^2 \leq \overline{a}^\sigma < \infty$. (b) Adicionalmente, admite-se a quarta condição de momentos, $E \mid \epsilon_{i,n} \mid^{4+\eta} < \infty$ para qualquer $1 \leq i \leq n$, com $\eta > 0$.*

Hipótese 4 *(a) A matriz de regressores $\mathbf{X}_n$ deve ter posto-columa cheio, $\forall\ n \to \infty$. (b) Além disso, os elementos de $\mathbf{X}_n$ devem ser uniformemente limitadas em termo de valor absoluto.*

Hipótese 5 *(a) A matriz de instrumentos não-estocásticos $\mathbf{H}_n$ deve ter posto-coluna cheio, para $p \geq k+1$ $\forall\ n \to \infty$. (b) Os elementos de $\mathbf{H}_n$ devem ser uniformemente limitadas em termo de valor absoluto. (c) Adicionalmente, $\mathbf{H}_n$ deve conter colunas independentemente lineares para os subconjuntos de $(...\mathbf{X}_n, \mathbf{M}_n\mathbf{X}_n, \mathbf{W}_n\mathbf{X}_n...)$.*

Hipótese 6 *Ademais, os instrumentos $\mathbf{H}_n$ devem satisfazer.*
(a) $\mathbf{Q}_{HH} = lim_{n\to\infty} n^{-1}\mathbf{H}_n'\mathbf{H}_n$ é finita e não-singular.
(b) $\mathbf{Q}_{HZ} = plim_{n\to\infty} n^{-1}\mathbf{H}_n'\mathbf{Z}_n$ e $\mathbf{Q}_{HMZ} = plim_{n\to\infty} n^{-1}\mathbf{H}_n'\mathbf{M}_n\mathbf{Z}_n$ são finitas e com posto-coluna cheio.
(c) $\mathbf{Q}_{H\Sigma H} = lim_{n\to\infty} n^{-1}\mathbf{H}_n'\mathbf{\Sigma}_n\mathbf{H}_n$ é finita e não-singular, onde $\Sigma_n = diag_{i=1}^n(\sigma_{i,n}^2)$.

[3]admitem-se as respectivas hipóteses, $E(y_iy_j) \neq 0$ e $E(u_iu_j) \neq 0$, $\forall\ i \neq j$

As Hipóteses 1(a) e 2(a) estão relacionadas a regra de normalização destas matrizes, assegurando que sejam não-estocásticas. A Hipótese 1(b) estabelece um parâmetro para os coeficientes espaciais desconhecidos. Dada estas condições, admitindo que $\lambda \neq 0$ e $\rho \neq 0$, chega-se a Hipótese 1(c), em que $\mathbf{I}_n$ é uma matriz identidade. A Hipotese 3 sugere que as inovações ϵ_n sigam independentemente distribuidas para qualquer tamanho de n, caso que não se aplica as variáveis $\mathbf{y}_n$ e $\mathbf{u}_n$, uma vez que as matrizes inversas $(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{W}_n)^{-1}$ e $(\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{M}_n)^{-1}$ geralmente dependem do tamanho de n. Dadas estas hipóteses, pode-se reescrever o modelo SARAR como,

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_n &= (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}\mathbf{X}_n\beta + (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}\mathbf{u}_n, \\ \mathbf{u}_n &= (\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)^{-1}\epsilon_n, \end{aligned} \tag{14}$$

e com base na Hipótese 3, pode-se gerar uma matriz de variância-covariância (VC) para os distúrbios do sistema (14),

$$\mathbf{\Omega}_{\mathbf{u}_n} = E[\mathbf{u}_n\mathbf{u}_n'] = \sigma^2(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)^{-1}\Sigma_n(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n')^{-1}, \tag{15}$$

onde $\Sigma_n = diag_{i=1}^n(\sigma_{i,n}^2)$. Note nesta especificação, que os distúrbios seguem tanto espacialmente autocorrelacionados quanto heterocedásticos. Substituindo-se a equação dos distúrbios $\mathbf{u}_n$ em $\mathbf{y}_n$ em (14), pode-se escrever o sistema SARAR sob a forma reduzida,

$$\mathbf{y}_n = (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}\mathbf{X}_n\beta + (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)^{-1}\epsilon_n, \tag{16}$$

que por força da Hipótese 3, espera-se $E(\mathbf{y}_n) = (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}\mathbf{X}_n\beta$. A matriz VC para o sistema SARAR é dada por,

$$\mathbf{\Omega}_{\mathbf{y}_n} = (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)^{-1}\Sigma_n(\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n')^{-1}(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n')^{-1}. \tag{17}$$

Multiplicando-se a matriz $\mathbf{W}_n$ em ambos lados de (17), pode-se constatar que o componente $\mathbf{W}_n\mathbf{y}_n$ não é exógeno.

$$E[(\mathbf{W}_n\mathbf{y}_n)\mathbf{u}_n'] = \mathbf{W}_n(\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}\mathbf{\Omega}_{\mathbf{u}_n} \neq 0. \tag{18}$$

Por esse motivo, devem-se utilizar instrumentos para estimação do parâmetros da equação (12). Kelejian e Prucha (1998) demonstraram que bons instrumentos para $\mathbf{Z}_n = [\mathbf{X}_n, \mathbf{W}_n\mathbf{y}_n]$, podem ser obtidos a partir de combinações $\mathbf{H}_n = (X_n, W_nX_n, W_n^2X_n, ..., M_nX_n, M_nW_nX_n, M_nW_n^2X_n, ...)$.

Restringindo-se a Hipótese 1(b), para o momento em que $\rho = 0$, ou seja, assumindo a hipótese de ausência de autocorrelação espacial operada pelas perturbações $\mathbf{u}_n$, pode-se escrever um modelo autorregressivo *semi*-correlacionado, em que a interação opera-se exclisivamente pelo termo $\overline{\mathbf{y}}_n = \mathbf{W}_n\mathbf{y}_n$,

$$\mathbf{y}_n = (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}\mathbf{X}_n\beta + (\mathbf{I}_n - \lambda\mathbf{W}_n)^{-1}\epsilon_n. \tag{19}$$

O modelo acima é conhecido como SAR (*Spatial Autoregressive*).

Analogamente, considerando a hipótese de ausência de autocorrelação espacial operada pela variável dependente ($\lambda = 0$), pode-se escrever um modelo autorregressivo cuja relação de dependência espacial opera-se exclusivamente pelas perturbações $\overline{\mathbf{u}}_n = \mathbf{M}_n\mathbf{u}_n$,

$$\mathbf{y}_n = \mathbf{X}_n\beta + (\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)^{-1}\epsilon_n, \tag{20}$$

o qual é conhecido como modelo SEM (*Spatial Error Model*), que segue um processo semelhante a especificação (13).

O modelo SARAR (1,1) é um caso generalizado de modelos espaciais porque permite que os efeitos *spillovers* possam ser capturados tanto varável dependente (na significância de λ) quanto pelos distúrbios (na significância de ρ), admitindo ainda, que esses últimos tenham variância heterocedástica, cuja causa é desconhecida ($\sigma_{i,n}^2$).

2.2.2 O Espaço do Parâmetro Autoregressivo

A matriz VC desempenha um papel central no processo de estimação dos parâmetros autorregressivos espaciais, e o espaço em que estão definidos, como sugere a Hipótese 1(b), depende em geral do tamanho de n. Isto ocorre porque os coeficientes λ e ρ estão contidos dentro de um subconjunto de autovalores numéricos factíveis[4] de ser encontrados para as matrizes $\mathbf{W}_n$ e $\mathbf{M}_n$, respectivamente. Tomando o modelo SEM como exemplo, Anselin and Florax (1994) destacam que o intervalo que ρ deve respeitar é,

$$1/r_{min} < \rho < 1/r_{max}.$$

Onde, r_{min} e r_{max} representam o autovalor mínimo e o autovalor máximo factíveis de ser encontrados para a $\mathbf{M}_n$. Entretanto, segundo esses autores, caso se opere o mecanismo de normalização em $\mathbf{M}_n^*$, o coeficiente deve respeitar, $\rho \in (-1, 1)$, garantindo ainda a Hipótese 1(c), de que $\| \mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n \| \neq 0$.

A forma mais comum de proceder a normalização de uma matriz $\mathbf{M}_n$, consiste em ponderar cada elemento $m_{ij,n}$ pela soma dos elementos da linha,

$$m_{ij,n}^* = m_{ij,n} / \sum_i |m_{ij,n}|.$$

Onde $i = 1, .., n$ representa a linha, $j = 1, .., n$ a coluna e $m_{ij,n}^* \in \mathbf{M}_n^*$ são os elementos de entrada da matriz de peso espacial do modelo SEM após a normalização. Ao final, o procedimento de normalização permitirá que $\sum_i m_{ij,n}^* = 1$ e $\sum_j m_{ij,n}^* = 1$, assim assegurando Hipótese 2.

2.2.3 Condições de Momentos e Estimador GMM

Supondo variância homocedástica ($\sigma_{i,n}^2 = \sigma^2$), Kelejian e Prucha (1999) demonstraram que se pode obter um estimador consistênte para ρ, através das condições de momentos[5]. Porém, recentemente, Kelejian e Prucha (2007b) e Arraiz, *et all* (2010) flexibilizaram tal hipótese e demonstraram que o estimador GMM para ρ pode ser obtido a partir das seguintes condições de momentos,

$$\begin{aligned} n^{-1}E(\bar{\epsilon}_n'\bar{\epsilon}_n) &= n^{-1}Tr\{\mathbf{M}_n[diag_{i=1}^n(\epsilon_{i,n}^2)]\mathbf{M}_n'\}, \\ n^{-1}E(\bar{\epsilon}_n'\epsilon_n) &= 0. \end{aligned} \tag{21}$$

Onde se considerou, $\bar{\epsilon}_n = \mathbf{M}_n\epsilon_n$ e a condição da Hipótese 3.

Por meio das seguintes definições, $\mathbf{A}_{1,n} = \mathbf{M}_n'\mathbf{M}_n - diag_{i=1}^n(\mathbf{m}_{.i,n}'\mathbf{m}_{.i,n})$, $\mathbf{A}_{2,n} = \mathbf{M}_n$ e $\epsilon_n = (\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)\mathbf{u}_n = \mathbf{u}_n - \rho\bar{\mathbf{u}}_n$, com $\bar{\mathbf{u}}_n = \mathbf{M}_n\mathbf{u}_n$, pode-se reescrever as condições de momentos sob a forma de um sistema homogêneo.

$$n^{-1}E\begin{bmatrix} \epsilon_n'\mathbf{A}_{1,n}\epsilon_n \\ \epsilon_n'\mathbf{A}_{2,n}\epsilon_n \end{bmatrix} = n^{-1}E\begin{bmatrix} (\mathbf{u}_n - \rho\bar{\mathbf{u}}_n)'\mathbf{A}_{1,n}(\mathbf{u}_n - \rho\bar{\mathbf{u}}_n) \\ (\mathbf{u}_n - \rho\bar{\mathbf{u}}_n)'\mathbf{A}_{2,n}(\mathbf{u}_n - \rho\bar{\mathbf{u}}_n) \end{bmatrix} = 0 \tag{22}$$

Ressaltando-se que as matrizes $\mathbf{A}_{1,n}$ e $\mathbf{A}_{2,n}$ devem atender as Hipóteses 1(a) e 2(a). Alternativamente, pode-se demonstrar o sistema (22) da seguinte forma,

$$\gamma_n - \mathbf{\Gamma}_n \begin{bmatrix} \rho & \rho^2 \end{bmatrix}' = 0. \tag{23}$$

[4]Quando se trabalha com matrizes simétricas, todos os autovalores são reais. Porém, nem toda matriz de peso espacial é simétrica, implicando em um grande número de autovalores complexos. Esta crítica de Kelejian e Prucha (1999)sugere questionar o processo de otimização da função de verossimilhança, $\ln(\mathcal{L}) \propto -\frac{n}{2}[\ln(\sigma^2) + \ln(2\pi)] - \frac{1}{2\sigma^2}\mathbf{u}_n(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n')(\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n)\mathbf{u}_n + \ln \| \mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n \|$, que pode não levar ao máximo da probabilidade. A questão central resumi-se ao cálculo do $\ln \| \mathbf{I}_n - \rho\mathbf{M}_n \|$ que pode ser computacionalmente bastante exaustivo e não retornar todos os candidatos ρ_i. Esta limitação matemática está demonstrada também em Simon e Blume (2004,p.622),

[5]Sob esta hipótese, as condições de momentos são: **a)** $n^{-1}E(\epsilon_n'\epsilon_n) = \sigma^2$, **b)**$n^{-1}E(\bar{\epsilon}_n'\bar{\epsilon}_n) = \sigma^2 n^{-1}Tr(\mathbf{M}_n'\mathbf{M}_n)$, e **c)**$n^{-1}E(\bar{\epsilon}_n'\epsilon_n) = 0$. Ver Kelejian e Prucha (1999).

Onde, $[\rho \;\; \rho^2]'$ é um vetor 2×1, $\mathbf{\Gamma}_n = [\gamma_{rs,n}]$ é uma matriz 2×2 e $\gamma_n = [\gamma_{1,n}, \gamma_{2,n}]'$ é um vetor coluna 2×1. Suas definições são dadas pela Hipótese A.1 - Apêndice A.

Agora considere que a matriz $\mathbf{G}_n$ e o vetor $\mathbf{g}_n$ correspondam aos estimadores para $\mathbf{\Gamma}_n$ e γ_n, respectivamente. Dessa forma os termos $\tilde{\mathbf{u}}_n, \tilde{\bar{\mathbf{u}}}_n$ e $\tilde{\bar{\bar{\mathbf{u}}}}_n$, argumentos destas funções, representam os valores estimados para os respectivos, $\mathbf{u}_n, \bar{\mathbf{u}}_n$ e $\bar{\bar{\mathbf{u}}}_n$. Então, a versão empírica do sistema (23) é dada por,

$$\mathbf{g}_n - \mathbf{G}_n \begin{bmatrix} \rho & \rho^2 \end{bmatrix}' = \mathbf{v}_n, \tag{24}$$

onde o vetor $\mathbf{v}_n$, corresponde aos resíduos extraídos por 2SLS do sistema SARAR(1,1). Segundo Kelejian e Prucha (2007b) os estimadores de momentos generalizados para o parâmetro autoregressivo $\tilde{\rho}_n$ desse sistema, podem ser obtidos a partir da otimização da seguinte função objetivo,

$$\tilde{\rho}_n = \tilde{\rho}_n(\tilde{\Psi}_n) = \min_{\rho \in [-a^\rho, a^\rho]} \left\{ \left[\mathbf{g}_n - \mathbf{G}_n \begin{bmatrix} \rho \\ \rho^2 \end{bmatrix} \right]' \widetilde{\mathbf{\Psi}}_n^{-1} \left[\mathbf{g}_n - \mathbf{G}_n \begin{bmatrix} \rho \\ \rho^2 \end{bmatrix} \right] \right\}. \tag{25}$$

Onde $\tilde{\Psi}_n$ é uma matriz 2×2 positiva e simétrica, que está definida no Apêndice B.2. Note-se que os estimadores $\tilde{\rho}_n(\tilde{\Psi}_n)$ são definidos não-lineares e ponderados pela referida matriz. Segundo Kelejian e Prucha (2007b), a técnica de ponderação é necessária para garantir a propriedade de eficiência destes estimadores.

Operacionalmente, o procedimento de estimação dos parâmetros autoregressivos do modelo SARAR(1,1) segue em três estágios.

Fase 1: Estimador 2SLS

O primeiro passo consiste em estimar o vetor de parâmetros δ do modelo (12) por 2SLS. Para isso, utiliza-se a matriz de instrumentos $\mathbf{H}_n$, conforme definido nas Hipóteses 5 e 6 e sugerido por Kelejian e Prucha (1998). Então, o estimador $\tilde{\delta}$ 2SLS de δ é dado por,

$$\tilde{\delta} = \left(\tilde{\mathbf{Z}}_n' \mathbf{Z}_n \right)^{-1} \tilde{\mathbf{Z}}_n \mathbf{y}_n. \tag{26}$$

Onde $\tilde{Z}_n = P_H Z_n = (X_n, \widetilde{W_n y_n})$, $\widetilde{W_n y_n} = P_H W_n y_n$ e $P_H = H_n (H_n' H_n)^{-1} H_n'$.

Fase 2: Estimador GMM inicial de ρ baseado em 2SLS

Substituindo-se $\tilde{\delta}$ obtido em (26) na equação (12), obtêm-se os resíduos estimados por 2SLS, $\tilde{\mathbf{u}}_n = \mathbf{y}_n - \widetilde{\mathbf{Z}_n}\tilde{\delta}$. Dessa forma, considerando $\tilde{\bar{\mathbf{u}}}_n = \mathbf{M}_n \tilde{\mathbf{u}}_n$ e $\tilde{\bar{\bar{\mathbf{u}}}}_n = \mathbf{M}_n^2 \tilde{\mathbf{u}}_n$ e substituindo-se os resíduos na condição de momentos, dada em (22), pode-se demonstrar,

$$\begin{aligned} \mathbf{v}_n\left(\rho, \tilde{\delta}\right) &= n^{-1} \begin{bmatrix} (\tilde{\mathbf{u}}_n - \rho \tilde{\bar{\mathbf{u}}}_n)' \mathbf{A}_{1,n} (\tilde{\mathbf{u}}_n - \rho \tilde{\bar{\mathbf{u}}}_n) \\ (\tilde{\mathbf{u}}_n - \rho \tilde{\bar{\mathbf{u}}}_n)' \mathbf{A}_{2,n} (\tilde{\mathbf{u}}_n - \rho \tilde{\bar{\mathbf{u}}}_n) \end{bmatrix} \\ &= \mathbf{g}_n\left(\tilde{\delta}\right) - \mathbf{G}_n\left(\tilde{\delta}\right) \begin{bmatrix} \rho \\ \rho^2 \end{bmatrix}, \end{aligned} \tag{27}$$

onde $\mathbf{g}_n(\tilde{\delta}) = \left[g_1(\tilde{\delta}), g_2(\tilde{\delta}) \right]'$ é um vetor 2×1 e $\mathbf{G}_n(\tilde{\delta}) = \left[g_{rs}(\tilde{\delta}) \right]_{r,s=1,2}$ é uma matriz 2×2. Seus elementos estão definidos na Hipótese A.1, do Apêndice, onde se deve considerar que $E\mathbf{u}_n = \tilde{\mathbf{u}}_n$, $E\bar{\mathbf{u}}_n = \tilde{\bar{\mathbf{u}}}_n$ e $E\bar{\bar{\mathbf{u}}}_n = \tilde{\bar{\bar{\mathbf{u}}}}_n$. Note que o sistema (27) é compatível com a versão empírica dada em (24). Assim, o estimador GMM para ρ é definido por,

$$\check{\rho}_n = \min_{\rho \in [-a^\rho, a^\rho]} \left[\mathbf{v}_n(\rho, \tilde{\delta})' \mathbf{v}_n(\rho, \tilde{\delta}) \right] \tag{28}$$

com $a^\rho \geq 1$. O estimador acima é consistente, mas não eficiente.

Fase 3: Estimador GMM Eficiente de ρ baseado nos Resíduos 2SLS

O problema da falta de eficiência do estimador acima ocorre devido a falta de um componente ponderador. Dessa forma, o estimador GMM eficiênte $\widetilde{\rho}$, deve ter propriedades dos mínimos quadrados não-lineares ponderados,

$$\widetilde{\rho}_n = \min_{\rho \in [-a^\rho, a^\rho]} \left[\mathbf{v}_n(\rho, \widetilde{\delta})' \widetilde{\Psi}_n^{-1} \mathbf{v}_n(\rho, \widetilde{\delta}) \right] \tag{29}$$

onde $\widetilde{\Psi}_n^{-1}$ é uma matriz de ponderação, especificamente, é uma matriz VC 2×2 estimada a partir da condição de momentos, $n^{1/2}\mathbf{v}_n(\rho, \widetilde{\delta})$. Esta matriz observável $\widetilde{\Psi}_n = \widetilde{\Psi}_n \left[\check{\rho}(\mathbf{v}_n(\rho, \widetilde{\delta})) \right]$ está definida no Apêndice B.1 e segue as preposições destacadas na Hipótese A.2.

Os estimadores GMM/IV são consistentes para grandes amostras.[6] No entanto, inferências destes estimadores aplicados a pequenas amostras, devem ser obtidas a partir de uma aproximação para a distribuição normal, requerendo procedimento de simulação, via experimento de Monte Carlo.

3 Dados e Variáveis

Dos atuais 5.565 municípios existentes no território brasileiro, o presente estudo abrange 5.382 desses, correspondendo a 96% de cobertura do espaço territorial brasileiro. Para alcançar o objetivo proposto, foram construídas 6 amostra. A amostra com os 5.382 municípios brasileiros, chamada de BR, foi subdivida em regiões: Região Norte(NO), Nordeste(NE), Sudeste(SE), Sul(SU) e Centro-Oeste(CO). O agrupando dos municípios, segue de acordo com a classificação o Censo Demográfico 2010, publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).[7]

Os dados utilizados no estudo foram coletados em duas fontes. Informações sobre população residente, área e distância entre as cidades, renda e valor adicionado, foram fornecidas pelo IBGE. Já informações pertinentes a política fiscal local, especificamente, sobre gastos e receitas dos municípios, foram fornecidas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), relatório FINBRA (Finanças do Brasil - Dados Contábeis dos Municípios), ano de referência 2009.[8]

O estudo cobre um período de 10 anos, que se inicia em 2000 e vai até 2010. O período escolhido justifica-se pela maior abrangência amostral, permitindo avaliar uniformemente o desempenho econômico das cidades fundadas até o período inicial e que até o momento atual não sofreram processo de emancipação política. Os dados monetários foram atualizados para valores constantes para o final de 2010, corrigidos pelo IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), fonte IBGE.

O modelo teórico avalia a distribuição e relação causal entre variáveis econômicas ao longo do espaço, que a rigor, caracterizam-se por serem não-observáveis. Por isso, empiricamente, faz-se o uso de *proxies* que descrevam o comportamento das variáveis de interesse. A seguir, demonstram-se as variáveis utilizadas no modelo empírico, informando suas denotações, o método de cálculo e a fonte dos dados.

- O crescimento econômico das cidades (**yrpc**) expressa-se pela taxa de crescimento da renda *per capita*, observada nos anos de 2000 a 2010 e calculada por, $\mathbf{yrpc} = \log\left(\frac{RPC_{i,1}}{RPC_{i,0}}\right)$, em que $i = 1, .., n$, $t_0 = 2000$ e $t_1 = 2010$. A variável renda *per capita* ($RPC_{i,t}$) foi obtida pela razão entre Produto Interno Bruto a preços de mercado ($PIB_{i,t}$) e apopulação residente ($POP_{i,t}$). O $PIB_{i,t}$ é fornecido pelas Contas Nacionais - Produto Interno Bruto dos Municípios, enquanto a $POP_{i,t}$ é do Censo Demográfico. Ambas são pesquisas desenvolvidas pelo IBGE.

[6] demonstrações sobre a distribuição assintótica podem ser encontradas em Kelejian e Prucha (2007b) e também em Arraiz, *et all* (2010).

[7] para maiores detalhes, consulte a Sinopese do Censo Demográfico 2010, acessível em: *http://www.ibge.gov.br*

[8] acessível em: *http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp*

- A participação do valor adicionado do setor público no $PIB_{i,t}$ das cidades (**pgsp**). Esta variável expressa a contribuição do governo para o crescimento econômico das cidades. Ela foi fornecida diretamente pelo sistema de Contas Nacionais, do IBGE.

- A proporção de gastos públicos em saúde por habitante, calculada por: **pgsd** $= \log\left(\frac{GSD_{i,1}}{POP_{i,1}}\right)$. Onde, $GSD_{i,1}$ representam os gastos declarados no relatório FINBRA do STN, na área de saúde e abrange as seguintes categorias funcionais: Atenção Básica, Assistência Hospitalar, Suporte Profilático, Vigilância Sanitária, Vigilância Epidemiológica, Alimentação e Nutrição e outras despesas. Já a $POP_{i,t}$ é fonte Censo Demográfico 2010 do IGBE.

- A proporção de gastos públicos em educação por habitante, calculada por: **pged** $= \log\left(\frac{GED_{i,1}}{POP_{i,1}}\right)$. Onde, $GED_{i,1}$ representam os gastos declarados no relatório FINBRA do STN em educação e engloba as seguintes categorias: Ensino Fundamental, Ensino Médio, Ensino Profissional, Ensino Superior, Educação de Jovens, Adultos e Especial, Despesas na área de Cultura, Cidadânia, Direitos Humanos e outras despesas funcionais.

- A proporção de gastos públicos em infra-estrutura por habitante, calculada por: **pgie** $= \log\left(\frac{GIE_{i,1}}{POP_{i,1}}\right)$. Onde, $GIE_{i,1}$ representam os gastos declarados no relatório FINBRA do STN em infra-estrutura e engloba as seguintes categorias: Obras e Serviços de Infra-estrutura Urbana, Gastos com Habitação e Gastos com Saneamento Urbano, entre outras despesas funcionais.

- Devido a forte colinearidade existente entre o Imposto Patrimonial Territorial Urbano (IPTU), o Imposto sobre Transmissão *inter vivos* por ato oneroso de Bens Imóveis (ITBI) e o Imposto de Renda (IR), optou-se por tarabalhar com a definição de carga tributária: **ctrib** $= \log\left(\frac{IPTU_{i,0}+ITBI_{i,0}+IR_{i,0}}{PIB_{i,0}}\right)$. Os impostos estão disponíveis no relatório FINBRA do STN, enquanto o $PIB_{i,0}$ é fonte IBGE.

- Por fim, o inverso da densidade populacional (**ofter**), expressa a quantidade demandada de terra disponível por habitante. Esta variável é dada diretamente pelo Censo Demográfico de 2000.

É razoável interpretar que variáveis direcionadas à provisão de serviços públicos, como gastos em saúde, em educação e em infra-estrutura, estejam relacionados à melhoria da qualidade devida, redução do custo de transporte, e, evidentemente, a eficácia da política fiscal. Barro (1991) argumenta que uma política fiscal ineficaz inibe o crescimento econômico no longo prazo. Segundo o autor, os gastos públicos tornam-se improdutivos a medida que são direcionados para áreas rivais às do setor produtivo, afetando negativamente a produtividade total dos fatores. Da mesma forma, a contrapartida dos gastos públicos, as receitas tributárias, também podem inibir o crescimento econômico, a medida que sejam distorsivas.

4 Resultados e Análises

Antes de seguir à análise dos resultados estimados para o modelo empírico, é prudente proceder um diagnóstico a fim de verificar se a proximidade espacial influencia sobre o processo de crescimento econômico das cidades brasileiras.

4.1 Diagnóstico de Dependência espacial

Embora o estimador clássico não seja o mais indicado para estimar parâmetros consistentes em estruturas autocorrelacionadas, o OLS assume papel importante para o diagnóstico de dependência espacial, uma vez que sobre seus resíduos, podem-se inferir testes aptos a detectar presença dos efeitos espaciais. Um desses testes é o $\mathcal{I}_n$ de Moran.

$$\mathcal{I}_n = \frac{n}{s_0}\frac{\widetilde{\mathbf{u}}_n'\mathbf{M}_n^*\widetilde{\mathbf{u}}_n}{\widetilde{\mathbf{u}}_n'\widetilde{\mathbf{u}}_n}. \tag{30}$$

Onde, $\widetilde{\mathbf{u}}_n$ é um vetor $n \times 1$ de resíduos extraídos por OLS da regressão $\widetilde{\mathbf{u}}_n = \mathbf{y}_n - \mathbf{X}_n\widetilde{\beta}$; $s_0 = \sum_i \sum_j m^*_{ij}$ é um escalar, resultado da soma dos elementos da i-esima linha com j-esima coluna; e n é o número de observações. Segundo Clif and Ord (1973) o teste proporciona um indicador de autocorrelação baseado nos resíduos extraídos de um modelo de regressão linear e sua inferência estatística é validada, comparando seu resultado, com de uma distribuição normal, ou seja, avaliando a significância do *z-value*, $z_{\mathcal{I}} = \mathcal{I}_n - E(\mathcal{I}_n)/\widetilde{\sigma}_{\mathcal{I}_n}$. Onde $E(\mathcal{I}_n)$ é a esperança matemática e $\widetilde{\sigma}_{\mathcal{I}_n}$ é o desvio padrão da estatística.

Testa-se a hipótese nula de completa aleatoriedade quanto à distribuição espacial dos resíduos. Em caso de aceitação de tal hipótese, então, a variável de interesse se distribui ao acaso ao longo do espaço. Caso contrário, sua distribuição é influenciada por características intrínsecas a estrutura espacial, refletindo a heterogeneidade espacial. Ressalta-se, que uma desvantagem desse teste é de não especificar claramente à natureza da dependência espacial. Todavia, estudos recentes revelam que o teste $\mathcal{I}_n$ de Moran apresenta melhor performace que outros indicadores utilizados para identificar a natureza da dependência espacial.[9]

Outra crítica direcionada aos modelos espaciais diz respeito a exogeneidade quanto a escolha das matrizes de peso espacial, uma vez que existem várias formas de medir distância relativa e não há um consenso sobre a melhor medida.[10] Contudo, o presente estudo se valerá de duas medidas de distância: uma matriz $\mathbf{W}^*_n$ constrída a partir da contiguidade entre as cidades; e outra, $\mathbf{M}^*_n$, constrída a partir da distância entre centróides, de acordo com a sugestão de Kelejian e Prucha (2007b) e Arraiz, *et all* (2010).

A primeira é constrída tomando o seguinte critério,

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ for vizinho de } j \\ 0, & \text{se } i \text{ não for vizinho de } j \text{ ou se } i = j. \end{cases}$$

Onde $w_{ij} \in \mathbf{W}_n$. Já a segunda, considera a distância euclidiana mensurada entre as cidades i e j, a qual é obtida por: $d(i,j) = [(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2]^{1/2}$. Onde, x_{ij} e y_{ij} representam coordenados geográficas, medida em latitude e longitude. Assim, o peso $m_{ij} \in \mathbf{M}_n$ é função de $d(i,j)$ e a matriz pode ser construída adotando-se,

$$m_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } 0 < d(i,j) \leq 1 \\ 0, & \text{outros casos.} \end{cases}$$

Nos dois casos adota-se o mecanismo de normalização, conforme previsto na seção 2.2.2.

Isto posto, apresentam-se a seguir os resultados do teste $\mathcal{I}_n$ de Moran, inferido sobre duas estruturas distintas ($\mathbf{W}^*_n$ e $\mathbf{M}^*_n$) e aplicado a amostra BR, bem como, para as subamostras regionais: NO, NE, SE, SU e CO.

Analisando os resultados dos testes de correlação espacial inferido sobre os resíduos do modelo de crescimento econômico das cidades, constata-se que não se pode descartar a hipótese de dependência espacial, em qualquer amostra pesquisada, mesmo condiocionado-as, a duas estruturas espaciais distintas. Este resultado confirma a hipótese de heterogeneidade espacial, a despeito dos fatores determinantes do crescimento da renda *per capita* das cidades brasileiras, em que se destacam, as variáveis influenciadas pelo efeito da política fiscal local.

Deve-se lembrar, que o grau de heterogeneidade está relacionado com a distribuição de determinado atributo ao longo do espaço. Em uma distribuição perfeitamente homogênea, as taxa de crescimento das rendas das cidades tenderiam para uma trajetória de equilíbrio simétrico, o que anularia, neste caso,

[9] Autores como Kelejian e Robinson (1999) e Acosta, *et all* (2003) compararam robustez dos resultados dos testes obtidos a partir do Multiplicador de Lagrange(ML) com o $\mathcal{I}_n$ de Moran em estruturas assintoticamente heterocedásticas. Concluíram que em muitos casos, não é possível identificar a natureza exata da correlação espacial.

[10] Em geral, as críticas aplicam-se a problemas de identificação, como o caso do modelo SARAR, em que se utilizam duas matrizes diferentes, $\mathbf{W}_n$ e $\mathbf{M}_n$, podendo resultar em $\widetilde{\lambda}$ e $\widetilde{\rho}$ bastantes instáveis. Sobre as críticas consulte Pinkse e Slade (2010) e Carvalho e Albuquerque (2010) e sobre a instabalidade paramétrica, veja Anselin (1988).

Matriz vizinhança - $\mathbf{W}_n^*$	BR	NO	NE	SE	SU	CO
Indicador $\mathcal{I}_n$ de Moran	0.1873	0.2143	0.1672	0.1212	0.2115	0.1241
Estatística *z-value**	1010.5	7.7704	11.8850	8.4868	12.3631	4.5985
Probabilidade marginal	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Média	−0.0006	−0.0063	−0.0016	−0.0019	−0.0025	−0.0049
Desvio padrão	0.0001	0.0284	0.0142	0.0145	0.0173	0.0281
n	5383	429	1721	1642	1152	438

*Hipótese nula de ausência de correlação espacial.

Tabela 1: Teste de depedência espacial, estimado sobre os resíduos (OLS) do modelo de crescimento econômico espacial, com pesos construídos a partir da contiguidade das cidades brasileiras.

Matriz distância - $\mathbf{M}_n^*$	BR	NO	NE	SE	SU	CO
Indicador $\mathcal{I}_n$ de Moran	0.2264	0.3627	0.2228	0.1622	0.2112	0.0930
Estatística *z-value**	1220.4	6.1321	7.3594	5.2600	5.7410	1.6352
Probabilidade marginal	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1020
Média	−0.0006	−0.0064	−0.0018	−0.0021	−0.0028	−0.0050
Desvio padrão	0.0001	0.0602	0.0305	0.0312	0.0373	0.0599
n	5383	429	1721	1642	1152	438

*Hipótese nula de ausência de correlação espacial.

Tabela 2: Teste de depedência espacial, estimado sobre os resíduos (OLS) do modelo de crescimento econômico espacial, com pesos construídos a partir da distância entre as cidades brasileiras.

a resultante das forças que influenciam o processo de aglomeração das atividades econômicas. Nessas circunstâncias, o indicador de depedência espacial tenderiam para zero. Assim, entre as cinco regiões pesquisadas no período de 2000 a 2010, os resultados revelam que a região Centro-Oeste(CO), é, atualmente, a que apresenta o menor grau de heterogeneidade espacial. Por outro lado, a região Norte (NO), é a que apresenta o maior grau de heterogeneidade, implicando em elevada disparidade, no que se refere ao processo de distribuição e crescimento da renda *per capita* de suas cidades.

O gráfico a seguir demonstra o grau de heterogeneidade espacial (medido pelo $\mathcal{I}_n$ de Moran), dos fatores responsáveis pelo crescimento econômico das cidades brasileiras. Lembrando que as cidades foram agrupadas por grandes regiões censitárias: Norte(NO), Nordeste(NE), Sudeste(SE), Sul(SU) e Centro-Oeste(CO).[11]

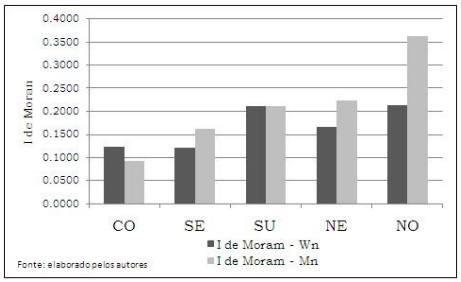

Figura 1: Grau de heterogeneidade espacial dos fatores determinantes do crescimento da renda *per capita* das cidades brasileiras, classificadas por grandes regiões censitárias.

[11]No Apêndice deste trabalho pode-se avaliar a distribuição espacial da renda *per capita* nos anos de 2000 e 2010. Além disso, demontra-se a estatística descritva das variáveis utilizadas no modelo empírico.

4.2 Resultado do Modelo Empírico

Configurada à presença de pelo menos um regressor endógeno, responsável por capturar a influência dos efeitos *spillovers* operados via variável dependente; e ainda, constatada à influência da heterocedásticidade nos distúrbios do modelo espacial, pode-se agora recorrer a estimação dos parâmetros estruturais do modelo SARAR(1,1). Vale lembrar, que o estimador GMM/IV utilizado aqui, é eficaz para estimar parâmetros consistentes na presença de regressores endógenos e de heterocedásticade desconhecida. Contudo, visando testar tais propriedades, optou-se por gerar os resultados alternando as medidas espaciais. Então, o **Modelo A** procederá a seguinte defasagem: $\mathbf{W}_n^*\mathbf{y}_n$ e $\mathbf{M}_n^*\tilde{\mathbf{u}}_n$; enquanto o **Modelo B** alternará as medidas: $\mathbf{M}_n^*\mathbf{y}_n$ e $\mathbf{W}_n^*\tilde{\mathbf{u}}_n$. Dessa forma, espera-se que os parâmetros de interesse $\widetilde{\beta}_k(\lambda, \rho)$ se mantenham estáveis, gerando resultados acurados, a despeito dos efeitos da política fiscal local sobre o crescimento econômico das cidades brasileiras.

Os resultados gerados por GMM/IV para o modelo SARAR(1,1) estão expostos nas Tabelas 3 e 4.[12] Para orientar a análise, consideram-se resultados consistentes, e, portanto, conclusivos, somente aqueles, cujos parâmetros se mostrem significantes nas duas especificações analisadas; isto é, se dado parâmetro for considerado estatisticamente significante tanto no **Modelo A** quanto no **Modelo B**.

Assim, efetuada a correção espacial, os resultados revelam que a política de gastos em saúde (pgsd) apresentou impacto nulo na maior parte dos municípios pertencentes às regiões Sudeste(SE) e Centro-Oste(CO), consideradas regiões relativamente ricas. Por outro lado, as cidades relativamente pobres, pertencentes às regiões Norte(NO) e Nordeste(NE), apresentaram resultados inconclusivos. Isto se deve à instabilidade observada no parâmetro desta variável, quando se alterna a medida de ponderação espacial. Contudo, embora o efeito se expresse de forma bastante incipiente, a política de gastos públicos direcionados à saúde, tem contribuído positivamente para o crescimento econômico das cidades localizadas na região Sul(SU), resultado que reflete a eficiência da política fiscal local exercida pelos gestores públicos dessa região.

Já no campo da educação (pged), os resultados sugerem correlação positiva entre o aumento dos gastos públicos direcionados à melhoria da educação e o crescimento econômico das cidades. Este resultado fica evidenciado nas cidades com menores níveis de renda *per capita*, que a rigor, estão localizadas nas regiões Norte(NO) e Nordeste(NE). Todavia, os gastos com educação nas cidades relativamente ricas, localizadas nas regiões Sudeste(SE), Sul(SU) e Centro-Oeste(CO), apresentaram impacto nulo sobre o crescimento da renda de seus habitantes. Deve-se ressaltar que este resultado não reduz, de maneira nenhuma, a importância dos gastos públicos na área de educação. Ele possivelmente está associado, a maior participação do setor privado na provisão de serviços voltados a educação, sobretudo, na educação de base: o ensino médio e fundamental. Assim, pode-se constatar, que a política voltada à melhoria da educação pública, não tem contribuido para o aprimoramento do capital humano e o crescimento econômico dos grandes centros urbanos. Segundo Lucas (1988) o investimento em capital humano, eleva progressivamente a produtividade marginal do trabalho, gerando benefícios múltiplos (chamados de externalidades) para toda sociedade. Segundo o autor, indivíduos bem educados são capazes de gerar inovações (seja tecnológicas, organizacionais, institucionais e outros tipos), repercutindo positivamente sobre a produtividade total dos fatores da economia local.

Outro aspecto importante para o crescimento econômico das cidades diz respeito ao investimento na ampliação da infra-estrutura urbana, uma vez que tais ações reduzem custos relativos entre mercados regionais. Autores da Nova Geografia Econômica como Fujita, Krugman e Vernables (1999) argumentam que a tendência de aglomeração das atividades produtivas resulta da presença de um ambiente provido de retornos crescentes e de baixo custo de transportes.

No entanto, o resultado do modelo empírico não condiz com o previsto pelo modelo teórico, uma vez que aponta para ineficiência da política fiscal, quando os gastos públicos são voltados para ampliação da infra-estrutura urbana. Este resultado é comum a maioria das cidades brasileiras; sobretudo, aquelas localizadas nas regiões Norte(NO), Sudeste(SE), Sul(SU) e Centro-Oeste(CO). Apenas cidades da região Nordeste(NE) apresentaram evidências de correlação positiva entre os gastos em infra-estrutura e o cres-

[12] existem poucos algoritmos aptos para estimar parâmetros de modelos espaciais. No entanto, rotinas da *Econometrics Tollbox*, desenvolvidas por LeSage (2010), estão disponíveis no endereço: *www.spatial − econometrics.com*

Modelo A	BR	NO	NE	SE	SU	CO
const	$0.1628^{\star}$	$-0.6715^{\star}$	-0.0987	$0.2151^{\diamond}$	0.1745	$0.2835^{\star}$
	(3.0476)	(−2.8218)	(−0.9596)	(1.8773)	(1.1865)	(2.1322)
	[0.0023]	[0.0048]	[0.3373]	[0.0605]	[0.2354]	[0.0330]
pgsp	$-0.1676^{\star}$	$-0.3177^{\star}$	$-0.2544^{\star}$	$-0.2143^{\star}$	$-0.2388^{\star}$	$-0.1039^{\star}$
	(−23.267)	(−9.2628)	(−17.617)	(−15.010)	(−11.9554)	(−3.6155)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0003]
pgsd	$0.0115^{\diamond}$	$0.0538^{\star}$	$0.0315^{\star}$	0.0185	$0.0555^{\star}$	0.0147
	(1.6250)	(2.5073)	(2.8201)	(1.1796)	(3.0703)	(0.6619)
	[0.1042]	[0.0122]	[0.0048]	[0.2382]	[0.0021]	[0.5081]
pged	$0.0251^{\star}$	$0.0799^{\diamond}$	$0.0575^{\star}$	-0.0179	-0.0395	-0.0036
	(2.5802)	(1.7561)	(3.2614)	(−0.9269)	(−1.4810)	(−0.1287)
	[0.0099]	[0.0791]	[0.0011]	[0.3540]	[0.1386]	[0.8976]
pgie	$0.0124^{\star}$	-0.0016	$0.0101^{\star}$	0.0068	0.0066	-0.0063
	(3.6870)	(−0.1574)	(2.0531)	(0.7711)	(1.1079)	(−0.4515)
	[0.0002]	[0.8749]	[0.0401]	[0.4407]	[0.2679]	[0.6516]
ctrib	$-1.9860^{\star}$	$-2.1433^{\star}$	$-2.1225^{\star}$	$-1.5981^{\star}$	$-2.3257^{\star}$	$-1.7528^{\star}$
	(−17.320)	(−4.1508)	(−9.4988)	(−8.1949)	(−9.0175)	(−4.1227)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
ofter	$0.0311^{\star}$	0.0034	$0.0188^{\star}$	$0.0426^{\star}$	$0.0509^{\star}$	$0.0422^{\star}$
	(9.603)	(0.2963)	(3.0556)	(6.2572)	(5.9868)	(3.2189)
	[0.0000]	[0.7670]	[0.0022]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0013]
$\widetilde{\lambda}$	$0.0840^{\diamond}$	$0.3803^{\star}$	-0.0868	$0.1528^{\diamond}$	$0.1475^{\star}$	$0.2152^{\diamond}$
	(1.9488)	(3.6437)	(−1.1525)	(1.7482)	(2.1222)	(1.6254)
	[0.0513]	[0.0003]	[0.2491]	[0.0804]	[0.0338]	[0.1041]
$\widetilde{\rho}$	$0.1167^{\star}$	$0.1141^{\star}$	$0.1597^{\star}$	$0.0760^{\star}$	$0.0598^{\star}$	$0.0264^{\star}$
	(15.9857)	(39.055)	(12.324)	(3.6047)	(7.487)	(2.6052)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0003]	[0.0000]	[0.0092]
$\bar{R}^2$	0.2158	0.3690	0.2268	0.2009	0.3112	0.1937
$\widetilde{\sigma}$	0.0577	0.0808	0.0433	0.0577	0.0431	0.0646
n	5382	429	1721	1642	1152	438

Nota: O sobrescrito $\star$ representa coeficiente significante até 5% de probabilidade de erro e o $\diamond$ até 10%. Valores entre ( ) são estatísticas *z-value* e entre [ ] probabilidades. Os coeficientes são médias de intervalo confiança.

Tabela 3: Estimativa paramétrica (Modelo A: GMM/IV) do modelo de crescimento econômico espacial implementado para as cidades brasileiras - Amostras BR e regiões: NO, NE , SE, SU e CO.

Modelo B	BR	NO	NE	SE	SU	CO
const	$0.0544^{\star}$	$-0.3340^{\star}$	0.0106	0.0535	$0.1208^{\diamond}$	$0.2835^{\star}$
	(3.1410)	(−2.2341)	(0.3014)	(1.3988)	(1.8828)	(2.1322)
	[0.0017]	[0.0255]	[0.7631]	[0.1619]	[0.0597]	[0.0330]
pgsp	$-0.2278^{\star}$	$-0.3707^{\star}$	$-0.2771^{\star}$	$-0.2604^{\star}$	$-0.2499^{\star}$	$-0.1039^{\star}$
	(−27.055)	(−10.4259)	(−18.346)	(−16.721)	(−12.5213)	(−3.6155)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0003]
pgsd	$0.0169^{\star}$	$0.0584^{\star}$	$0.0239^{\star}$	0.0175	$0.0510^{\star}$	0.0147
	(2.5107)	(2.7219)	(2.3203)	(1.1694)	(2.8789)	(0.6619)
	[0.0120]	[0.0065]	[0.0203]	[0.2423]	[0.0040]	[0.5081]
pged	$0.0286^{\star}$	0.0430	$0.0341^{\star}$	0.0063	−0.0246	−0.0036
	(3.6223)	(1.1529)	(2.6766)	(0.3843)	(−1.1121)	(−0.1287)
	[0.0003]	[0.2490]	[0.0074]	[0.7008]	[0.2661]	[0.8976]
pgie	$0.0055^{\diamond}$	−0.0006	$0.0080^{\diamond}$	−0.0047	0.0049	−0.0063
	(1.7135)	(−0.0614)	(1.6802)	(−0.5451)	(0.8303)	(−0.4515)
	[0.0866]	[0.9510]	[0.0929]	[0.5857]	[0.4064]	[0.6516]
ctrib	$-1.9940^{\star}$	$-2.6063^{\star}$	$-2.5343^{\star}$	$-1.5784^{\star}$	$-2.2265^{\star}$	$-1.7528^{\star}$
	(−17.158)	(−4.9776)	(−11.4998)	(−8.2269)	(−8.7786)	(−4.1227)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
ofter	$0.0384^{\star}$	0.0069	$0.0174^{\star}$	$0.0548^{\star}$	$0.0592^{\star}$	$0.0422^{\star}$
	(10.724)	(0.5458)	(2.7423)	(8.2278)	(6.9310)	(3.2189)
	[0.0000]	[0.5852]	[0.0061]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0013]
$\widetilde{\lambda}$	$-0.1120^{\star}$	$0.1386^{\diamond}$	−0.0374	$-0.1339^{\star}$	−0.0249	$0.2152^{\diamond}$
	(−4.2092)	(1.7885)	(−0.7889)	(−2.9298)	(−0.4195)	(1.6254)
	[0.0000]	[0.0737]	[0.4302]	[0.0034]	[0.6748]	[0.1041]
$\widetilde{\rho}$	$0.5394^{\star}$	$0.3050^{\star}$	$0.4865^{\star}$	$0.4751^{\star}$	$0.3767^{\star}$	$0.0264^{\star}$
	(23.7148)	(11.414)	(25.558)	(18.0467)	(14.348)	(2.6052)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0092]
$\bar{R}^2$	0.3222	0.3569	0.3038	0.2813	0.3487	0.2762
$\widetilde{\sigma}$	0.0549	0.0794	0.0391	0.0616	0.0422	0.0630
n	5382	429	1721	1642	1152	438

Nota: O sobrescrito $\star$ representa coeficiente significante até 5% de probabilidade de erro e o $\diamond$ até 10%. Valores entre ( ) são estatísticas *z-value* e entre [ ] probabilidades. Os coeficientes são médias de intervalo confiança.

Tabela 4: Estimativa paramétrica (Modelo B: GMM/IV) do modelo de crescimento econômico espacial implementado para as cidades brasileiras - Amostras BR e regiões: NO, NE , SE, SU e CO.

cimento da renda. Porém, os retornos marginais sobre o crescimento econômico dessas cidades revelam-se bastante incipientes.

Atualmente, a arrecadação tributária dos governos locais divide-se entre duas fontes: uma fonte de receita própria, em que se destacam os impostos IPTU, ISS e ITBI; e outra de receitas transferidas pelo Governo do Estados e União. Destre as principais transferências, destacam-se: o cota-parte do Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS); o Fundo de Participação dos Municípios (FPM); o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (Fundeb); e o Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR). A proporção desses impostos em relação ao PIB define o conceito de carga tributária. Assim, de acordo com o previsto pelo modelo teórico, de que aumentos de impostos promovem dispersão das atividades, os resultados empíricos demostraram correlação negativa entre a carga tributária e o crescimento da renda local. Este resultado evidencia que aumentos na carga tributária tende a retardar o processo de crescimento econômico das cidades brasileiras. Todavia, a magnitude desses efeitos difere entre regiões. Constatou-se que os retornos marginais da carga tributária sobre o crescimento da renda são mais expressivos nas cidades pobres, localizadas nas regiões Norte(NO) e Nordeste(NE), juntamente com aquelas localizadas na região Sul(SU).

Como foi colocado, o atual sistema tributário prevê transferências de recursos tanto da União quanto dos Estados para os municípios e a redistribuição fiscal desses recursos tem a finalidade de reduzir as disparidades entre as economias locais, e consequentemente, as desigualdades regionais. Mas na maioria dos municípios, a execução da política de gastos fica extremamente dependente das transferências constitucionais. Adicionalmente, parte significativa desses gastos é exercida pelo investimento direto do governo central. O maior problema constatado, é que a falta de coordenação dessas políticas tem contribuído para a ineficiência quanto a alocação desses recursos, uma vez que as cidades que menos cresceram entre 2000 e 2010 foram aquelas que mais aumentaram a participação do setor governo na composição do PIB local. Este resultado sugere que a alocação feita pelo setor público é dirigida por interesses políticos, em razão da existência de agentes *rent-seekings*, ou seja, pequenos grupos se apropriam de benefícios que deveriam ser gerados para todos [Barro (1991)]. Assim, conclui-se que uma grande parcela do gasto público é improdutivo, porque não é capaz de gerar externalidades que venham impulsionar o crescimento econômico local. Cabe ressaltar, que o efeito dessa política tem se mostrado mais prejudicial para o crescimento das cidades localizadas na região Norte(NO), seguida daquelas localizadas na região Nordeste(NE).

A quantidade consumida de terra configura-se como uma variável exógena, e os resultados gerados pelos modelos empíricos estão compatíveis com o previsto pelo modelo teórico, argumentando que maior disponibilidade de terra proporciona o crescimento econômico das cidades. Ressalta-se que este resultado é comum a quase todas as cidades brasileiras, exceto aquelas situadas na região Norte(NO). Em termos regionais, este resultado não surpreende porque a região é a que apresenta a menor densidade demográfica, significando que a escassez de terra não se configura em um problema para o crescimento urbano dessas cidades. Por outro lado, as cidades mais populosas, situadas na região Sudeste(SE), são as que apresentaram maior retorno marginal sobre o crescimento da renda, revelando evidências de efeito *feed-back* entre a expansão da área construída e o crescimento econômico dessas cidades.

Por fim, cabe analisar quanto a proximidade espacial influencia o crescimento econômico das cidades brasileiras. Entre as cinco regiões pesquisadas, definitivamente, a região Nordeste(NE) é a única que não apresenta evidência de efeito transbordamento espacial imprimido pela variável dependente; sugerindo, que o modelo SEM é o mais apropriado para controlar o problema da heterogeneidade inerente ao crescimento econômico das cidades nordestinas. Já as cidades da região Norte(NO) apresentam relação de dependência espacial mais fortalecida, uma vez que tanto o $\tilde{\lambda}$ quanto o $\tilde{\rho}$, revelam-se significantes e positivos em ambos os modelos analisados. Porém, tanto na região Norte(NO) quanto na Nordeste(NE), o processo de crescimento econômico é concentrado nos grandes centros urbanos, e o modelo de crescimento adotado para essas regiões, apresenta frágeis conexões com a periferia, gerando como consequência, grandes bolsões de pobreza.

As cidades da região Sudeste(SE) demonstram que os efeitos transbordamentos são determinados principalmente por choques aleatórios, embora existam indícios de correlação espacial entre o crescimento da renda de algumas cidades vizinhas, sobretudo, aquelas localizadas próximo aos grandes centros urbanos. As cidades da região Sul(SU) do país apresentam caractarísticas semelhantes às cidades do Sudeste(SE),

uma vez que os *spillovers* são difundidos principalmente por choques exógenos, capturados pelos distúrbios do modelo; embora não se descarte definitivamente a hipótese de dependência espacial operada via crescimento da renda de cidades vizinhas.
A região Centro-Oeste(CO) merece destaque porque suas cidades estão entre mais ricas (se for comparado níveis de renda *per capita*) e figuram entre as que mais cresceram de forma homogênea, acompanhada de distribuição de renda. Empiricamente, essas características refletem na magnitude do parâmetro autoregressivo $\tilde{\lambda}$, revelando que o crescimento da renda de uma dada cidade é estimulado pelo crescimento das cidades vizinhas. Contudo, não se pode descartar que a influência de choques exógenos possam afetar o crescimento dessas cidades, ainda que tal influência venha se mostrando bastente incipiente ao longo do período analisado.

5 Conclusões

Analisou-se o efeito da política fiscal local no crescimento econômico das cidades brasileiras, adotando-se um modelo de crescimento regional com o governo, baseado nos pressupostos da NGE, com contribuições de Romer (1986) e Lucas (1988). A análise foi direcionada para as cinco regiões brasileiras. Controlado o efeito da heterocedasticidade e da correlação espacial via a implementação de um modelo SARAR(1,1), estimado por GMM/IV, os resultados revelaram, que a política de gastos em saúde somente apresenta efeitos positivos sobre os crescimentos das cidades da região Sul do país. Já no campo da educação, os resultados sugerem correlação positiva entre o aumento dos gastos voltados a essa área e o crescimento econômico das cidades localizadas nas regiões Norte e Nordestes, consideradas as mais pobres. Outro aspecto importante é o investimento público em infra-estrutura urbana. No entanto, de modo geral, os resultados apontam para ineficiência desse tipo de política, porque somente as cidades nordestinas apresentam frágeis indícios de correlação positiva com o crescimento da renda *per capita*. Por outro lado, os resultados apontam para existência de uma política tributária distorciva, porque aumentos nos impostos tende a inibir o processo de crescimento econômico das cidades brasileiras. Contudo, a magnitude desse efeito difere entre regiões. Constatou-se que os retornos marginais da carga tributária sobre a renda, são mais danosos para o crescimento das cidades pobres, localizadas nas regiões Norte e Nordeste.
Finalmente, não se pode descartar a influência da heterogeneidade e dos efeitos *spillovers* espaciais. As cidades mais pobres, situadas na região Nordeste do Brasil, não apresentam evidências de efeito transbordamento imprimo pela política fiscal local, ficam sujeitas apenas aos choques externos não identificados *a posteriori*. Por outro lado, pode-se constatar nas cidades ricas, sobretudo aquelas situadas na região Centro-Oeste, que o processo de crescimento da renda de uma dada cidade é estimulado pelo crescimento das cidades vizinhas, evidenciando que os efeitos *spillovers* são difundidos endogenamente, via variável dependente. Assim, não se pode descartar a hipótese de ineficiência da politica fiscal local, porque os custos gerados por uma carga tributária distorcida inibem o crescimento econômico das cidades, além de superar os benefícios gerados pelos gastos públicos.

Referências bibliográficas

[1] Acosta, P.; Mattos, E. and Fava, A. *Monte Carlo Properties of Spatial Dependence LM test.* Department of Economics, University of Illinois, Champaign, IL 61820, USA, (2003).
[2] Angeriz, A.; McCombie, J.; Roberts, M. *New Estimates of Returns to Scale and Spatial Spillovers for EU Regional Manufacturing, 1986-2002.* International Regional Science Review, January 1, 31(1), pp. 62 -87, (2008).
[3] Anselin, L. *Espatial Econometrics: methods and models.* Kluwer Academic Publishers, The Nertherland, (1988).
[4] Anselin, L. and Bera, A. *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics In: A. Ullah and D. Giles A(eds)*, Handbook of Applied Economic Statistics, New York: Marcel Dekker, (1988).
[5] Anselin, L. and Florax, R.J.G. *Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results.*Regional Research Institute,West Virginia University, Morgantown, West Virginia, (1994).

[6] Arraiz, I.; Drukker, D.M.; Kelejian, H.H., and Prucha, I.R.,*A Spatial Cliff-Ord Type Model with Heteroskedastic Innovations: Small and Large Sample Results.* Departament of Economics, University of Maryland, Journal of Regional Sciense,50-2:592−614, (2010).
[7] Barro, R. E. *Economic growth in a cross section of countries.* Quarterly Journal of Economics, v. 106, p.: 407-444, (1991).
[8] Barro, R. J.; Sala-I-Martin, X. *Economic Growth.* McGraw-Hill, New York, (1995).
[9] Carvalho, A. X. Y. e Albuquerque, P.H.M. *Tópicos em econometria espacial para dados cross-section.* Ipea - Texto para discussão 1508, Brasília(DF), (2010).
[10] Cliff, A. and Ord, J.K. *Spatial Autocorrelation*, Pion, London, UK, (1973).
[11] Fingleton, B. *Regional Economic Growth and Convergence: Insights from a Spatial Econometric Perspective.* University of Cambrige, 2004a. (Eds.) Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications. Springer, Urbana, Amsterdam, San Diego, p. 397-432, (2004).
[12] Fingleton. B. *Theoretical economic geography and spatial econometrics: bridging the gap between theory and evidence.* In Getis, A., Mur, J. e Zoller, H. G. Spatial econometrics and spatial statistics. Palgrave MacMilllan, New York, (2004b).
[13] Fujita, M.; Krugman, P. and Venables, A. *The spatial economy: cities, regions and international trade.* MIT Press, Cambridge, (1999).
[14] Glaeser, E. L. *The new economics of urban and regional growth.* In Clark, G. L., Feldman, M. P., and Gertler, M. S., editors, The Oxford Handbook of Economic Geography. Oxford University Press, Oxford, (2000).
[15] Kelejian, H. H. and Prucha, I. R., *A generalized moments estimation for autoregressive parameter in spatial model*, International Regional Science Review, 40: 509-533, (1999).
[16] Kelejian, H. H. and Prucha, I. R., *A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances*, Journal of Real Estates Finance and Economics, 17:1, 99-121, (1998).
[17] Kelejian, H. H. and Prucha, I. R., *Specification and Estimation of Spatial Autoregressive models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances*, Journal Econometrics, 157:1, 53-67, (2007b).
[18] Kelejian, H.H. and Prucha, I.R., *Estimation of Simultaneous Systems of Spatially Interrelated Cross Sectional Equations.* Journal of Econometrics, 118:27-50, (2004).
[19] Kelejian, H.H. and Prucha, I.R., *HAC Estimation in a Spatial Framework.* Journal of Econometrics, 140, 131-154, (2007a)
[20] Krugman, P. *Increasing returns and economic geography.* Journal of Political Economy, vol. 9, p. 438-499, (1991b).
[21] LeSage, J.P., *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Departament of economic - University of Toledo, (1999).
[22] Lucas, R. E. *On the mechanics of economic development.* Journal of Monetary Economics, v. 22, p: 3-42, (1988).
[23] Magalhães, A.M. *Clubes de Convergência no Brasil: Uma Abordagem de Correção Espacial.* Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia-ANPEC, Salvador-BA, (2001). ¡Disponível em: www.anpec.org.br/encontro_2001¿ Acesso em 13-03-2008.
[24] Marshall, A. P. *Principles of economics.* New York: Macmillan, (1920).
[25] Martinho, V. J. P. *Análise dos efeitos espaciais na produtividade sectorial entre as regiões portuguesas.* Documento de Trabalho n. 30, Centro de Estudos da União Européia, Universidade de Coimbra, 2005.
[26] Mossi, M.; Aroca, P.; Fernández, I.; Azzoni, C. *Growth dynamics and space in Brazil.* International Regional Science Review, v. 26, n. 3, p. 393-418, (2003).
[27] Niebuhr, A. *Convergence and the Effects of Spatial Interaction.* HWWA Discussion Paper 110, Hamburg, (2001).
[28] Oliveira, C. A.; Marques Jr. L. S. e Jacinto, P. A. *Política fiscal local e seu papel para o crescimento econômico - Uma evidência empírica para o Brasil.* Revista Economia, Brasília (DF), v. 10, n. 1, p.: 49-68, (2009).
[29] Ord, J.K., *Estimation Methods for Models of Spatial Interaction*, Journal of the American Statistical Association 70, (1975).
[30] Pinkse, J. e Slade, M. E. *The future of spatial econometrics.* Journal of Regional Science, vol. 50, n. 1, p: 103-117, (2010).

[31] Rey, S.J. and Montouri, B.D., U.S. regional income convergence: A spatial econometric perspective, Regional Studies, vol. 33: 143-156, (1999).
[32] Romer, P. *Increasing returns and long-run growth.* Journal of Political Economy, v. 98, n.5, p:1002-1037, (1986).
[33] Simon, C.P. e Blume, L., *Matemática para Economistas.* Editora Bookman, Porto Alegra (RS), (2004).
[34] Vayá, E.; López-Bazo, E.; Moreno, R.; Surinach, J. *Growth and Externalities Across Economies: Na Empirical Analysis Using Spatial Econometrics.* Anselin, L.; Florax, R.J.G.M.; Rey, S.J. (Eds.) Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications. Springer, Urbana, Amsterdam, San Diego, p. 433-455, (2004).

Apêndice A

Variáveis	Unid.	BR	NO	NE	SE	SU	CO
RPC_0	R$/Hab.	7725.01	5105.94	3542.30	10118.16	10862.68	9500.97
		(8838.20)	(3361.99)	(6276.43)	(10306.18)	(8732.07)	(8353.16)
RPC_1	R$/Hab.	11691.71	8615.14	5532.87	14452.68	16828.22	15044.28
		(1264.34)	(6259.18)	(8851.31)	(15804.60)	(9892.11)	(12561.94)
$yrpc_{0,1}$	%	42.50	48.99	43.94	35.52	45.88	47.77
		(27.14)	(36.07)	(23.38)	(27.55)	(25.33)	(28.54)
$PGSP$	%	27.22	34.98	39.89	21.94	15.79	19.69
		(14.62)	(13.52)	(13.17)	(10.59)	(5.65)	(8.28)
$PGSD$	R$/Hab.	3565.20	2845.24	2880.56	4038.49	3994.79	4080.69
		(148.21)	(1242.13)	(1023.10)	(1534.78)	(154.98)	(152.22)
$PGED$	R$/Hab.	4493.18	4418.01	4517.19	4553.98	4390.61	451.79
		(1461.27)	(1476.90)	(1221.92)	(169.65)	(1329.97)	(1679.64)
$PGIE$	R$/Hab.	4811.24	1704.94	6075.54	1379.76	3877.49	3176.82
		(6534.39)	(1898.01)	(6145.32)	(1088.33)	(2434.79)	(1488.06)
$CTRIB$	%	5.01	3.78	3.43	6.08	5.77	6.36
		(4.05)	(3.20)	(3.24)	(4.69)	(3.77)	(3.44)
$DPOP$	Hab/Km^2	5162.60	1121.62	5477.68	6675.28	5408.62	1725.04
		(9273.65)	(2325.64)	(7486.86)	(1175.54)	(9745.95)	(5653.52)
n		5582	429	1721	1641	1142	438

Nota: Os valores entre ( ) são desvio padrões e os indicadores são médias. Valores monetários foram corrigidos pelo IPCA, base fixa em 2010.

Tabela 5: Estatística descrtiva das variáveis utilizadas no modelo empírico implementado para as cidades brasileiras - Amostras BR e regiões: NO, NE , SE, SU e CO.

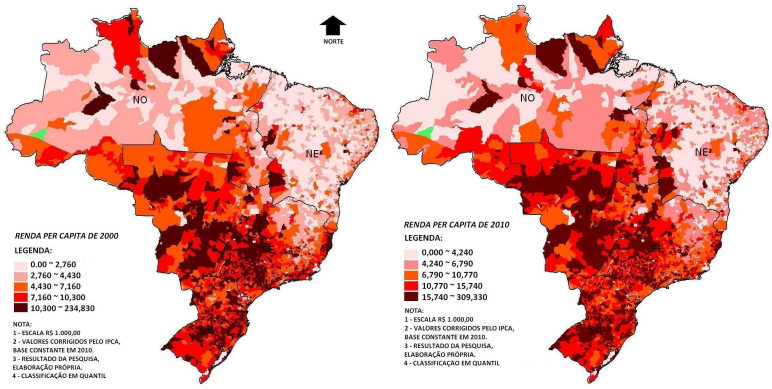

Figura 2: Distribuição espacial da renda *per capita* dos municípios brasileiros, nos anos de 2000 e 2010.