

Resultados econométricos

Rodrigo de Souza Vieira

SciELO Books / SciELO Livros / SciELO Libros

VIEIRA, RS. *Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial* [online]. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009. 103 p. ISBN 978-85-7983-013-6. Available from SciELO Books <<http://books.scielo.org>>.



All the contents of this chapter, except where otherwise noted, is licensed under a Creative Commons Attribution-Non Commercial-ShareAlike 3.0 Unported.

Todo o conteúdo deste capítulo, exceto quando houver ressalva, é publicado sob a licença Creative Commons Atribuição - Uso Não Comercial - Partilha nos Mesmos Termos 3.0 Não adaptada.

Todo el contenido de este capítulo, excepto donde se indique lo contrario, está bajo licencia de la licencia Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-CompartirIgual 3.0 Unported.

4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Uma vez identificada a existência de padrões espaciais de crescimento, denota-se a necessidade de incluir, no modelo, variáveis que capturem e quantifiquem esse tipo de influência. Nesse sentido, além das variáveis municipais individuais relacionadas ao crescimento da produtividade e qualidade de vida, como proposto por Glaeser et al. (1995), o modelo considera os efeitos das externalidades espaciais. Estas podem se manifestar de dois modos: primeiro, por meio da defasagem espacial, posto que, à medida que uma cidade cresce, pressupõe-se que esta deva influenciar o crescimento de seus vizinhos. E, segundo, a influência espacial pode ser derivada de variáveis omitidas que se manifestam por meio da autocorrelação dos resíduos. Operacionalmente, o primeiro refere-se ao modelo espacial autorregressivo (SAR), e o segundo refere-se ao modelo de erro espacial (SEM).

Acrescenta-se, ainda, ao conjunto de equações o modelo espacial de *Durbin*, que também será utilizado para identificar possíveis efeitos de externalidades gerados pelas variáveis explicativas. A estimação das variáveis explicativas defasadas também possui uma segunda função relevante, que é sua utilização como um conjunto de variáveis de controle, o que possibilitou maior robustez ao modelo original.

Em resumo, o modelo estimado corresponde ao modelo de crescimento proposto por Glaeser et al., acrescido dos respectivos parâmetros espaciais. Formalmente, o modelo completo, ou seja, com a presença de todos os possíveis efeitos espaciais é o seguinte:

$$\begin{aligned} CR80_00 &= \rho W_1 CR80_00 + X'_{i,1980} \beta + \theta W_2 X'_{i,1980} + \mu \\ \mu &= \lambda W_3 \mu + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (5.a)$$

em que $CR80-00$ é um vetor (571×1) com o percentual da taxa de crescimento anual de todos os municípios paulistas; $X'_{i,1980}$ é uma matriz ($571 \times k$) contendo o conjunto das variáveis explicativas mais a coluna de 1's correspondente ao termo de intercepto, μ é um vetor com os termos aleatórios e ε corresponde ao termo de erro não correlacionado. W_1 , W_2 e W_3 são matrizes de contiguidade normalizadas pelas linhas, que, a princípio, não estão definidas formalmente. ρ , θ , λ são parâmetros.

O conjunto de variáveis explicativas do crescimento municipal foi apresentado no capítulo 3 e remete às variáveis representativas do nível de renda da população, nível educacional, infraestrutura, composição socioeconômica e distância à capital estadual, todas referentes ao período inicial, 1980.

Além disso, conforme a abordagem empregada por Ciccone & Hall (1996) e Silva Júnior (2007), incluem-se, no modelo, variáveis que busquem captar os efeitos da aglomeração. Nesse sentido, utiliza-se das variáveis “logaritmo da população”, para captar os efeitos positivos, “área municipal”, como controle, e a “forma quadrática do logaritmo da população”, prevendo que, a partir de certo ponto, os custos de congestionamento devam superar os benefícios da aglomeração.

Frente às diversas abordagens econométricas possíveis, resolveu-se dividir esta seção em quatro partes, em que cada uma corresponde aos resultados do modelo relacionados a uma matriz de pesos espaciais específica.

Resultados do modelo com a matriz binária tradicional (rainha)

A primeira especificação para a matriz W do modelo consiste na matriz binária clássica, com seus elementos $w_{ij} = 1$, se os municípios i e j possuem fronteiras ou vértices comuns; $w_{ij} = 0$, caso contrário. A diagonal principal é composta de zeros, e a matriz w considerada foi normalizada ao dividir cada elemento pela soma dos elementos não nulos de sua respectiva linha.

Na Tabela 3, são apresentados os resultados do modelo econométrico por MQO e os resultados dos testes de autocorrelação espacial, bem como o modelo de Máxima Verossimilhança (MV) para a abordagem indicada pelos resultados dos testes.

A estatística I de Moran foi utilizada para a identificação de algum tipo de autocorrelação espacial, já que o teste I não apresenta contrapartida em nenhuma hipótese alternativa específica. Foram usados, também, os testes de Multiplicador de Lagrange (LM) para definir qual o tipo de autocorrelação espacial adequado ao processo gerador dos dados. Os testes para defasagem espacial, LM-LAG, e erro espacial, LM-ERR, testam a hipótese nula de $\rho = 0$ e $\lambda = 0$ na equação (5.a). Ambos os testes seguem uma distribuição χ^2 com 1 grau de liberdade. A identificação do tipo de autocorrelação espacial é realizada também com o auxílio dos testes LM robustos e dos testes Wald e Razão de Verossimilhança (LR).

Por um lado, a rejeição da hipótese nula no modelo de defasagem espacial implica que os estimadores de MQO são viesados e ineficientes; por outro, a rejeição da hipótese nula para o modelo de erro espacial indica que os estimadores de MQO são não viesados, mas não são eficientes (Anselin, 1988).

Na escolha das variáveis do modelo, a alta correlação entre duas variáveis, como apontado na Tabela 2, foi decisiva. Dessa forma, a variável Esperança de Vida ao Nascer foi excluída por possuir correlação bruta elevada, -0,99, com a variável mortalidade infantil.¹

1 A escolha entre uma ou outra variável foi realizada de forma arbitrária.

Tabela 3 – Resultados da estimação por MQO e MV do modelo de crescimento econômico para o Estado de São Paulo – matriz rainha

Variável dependente: CR80-00				
	MQO	SAR	SDM	
			B _{padrão}	B _{externalidades}
Termo de intercepto	2,08 (2.3318)	-1,23*** (0,46)	1,12 (2,309)	–
Logaritmo da população em 1980	0,19 (0,446)	0,55*** (0,12)	0,61** (0,244)	-0,26 (0,596)
Logaritmo da população em 1980 ao quadrado	-0,03 (0,022)	-0,05*** (0,002)	-0,05*** (0,012)	0,01 (0,027)
Área municipal	0,0006*** (0,000)	0,0005*** (0,000)	0,0004** (0,000)	0,0002 (0,000)
Renda <i>per capita</i>	0,30 (0,208)	0,19 (0,189)	0,1 (0,202)	-0,11 (0,394)
Anos médios de escolaridade	-0,45*** (0,165)	-0,27* (0,149)	-0,18 (0,165)	-0,52* (0,297)
Percentual de analfabetismo	-0,03** (0,015)	-0,02* (0,014)	-0,02 (0,015)	-0,03 (0,030)
Percentual de casas com energia elétrica	0,82* (0,486)	0,67 (0,444)	1,07* (0,551)	-1,07 (0,879)
Taxa de homicídios	0,02*** (0,005)	0,01*** (0,005)	0,01** (0,005)	0,003 (0,010)
Mortalidade infantil	0,01* (0,004)	0,01*** (0,004)	0,01* (0,004)	-0,002 (0,007)
Participação do setor industrial no PIB	1,67*** (0,386)	1,47*** (0,338)	1,4*** (0,354)	0,32 (0,748)
Participação do emprego urbano	3,01*** (0,415)	2,43*** (0,367)	2,14*** (0,407)	2,08** (0,856)
Distância à capital estadual	-0,005*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,004*** (0,001)	0,002 (0,001)
P	–	0,39*** (0,05)	0,36*** (0,053)	–
Λ	–	–	–	–
R ²	0,5684	0,5826	0,6006	–
R ² ajustado	0,5592	0,5736	0,5831	–
Log Likelihood	–	-637,424	-629,486	–
Moran	0,193	–	–	–
LM-LAG	9,5681x10 ³	–	–	–

Continua

Tabela 3 – Continuação

Variável dependente: CR80-00				
	MQO	SAR	SDM	
			B _{padrão}	B _{externalidades}
LM-EL	13,8573	–	–	–
Wald	386,29	–	–	–
LR	54.4930	–	–	–

Notas: (1) Valores do desvio-padrão dos parâmetros entre parênteses; (2) para as estatísticas, os parênteses contêm os respectivos p-valores;*** significativo ao nível de 1%; ** significativo a 5%; *significativo a 10%.

Como pode ser observado na Tabela 3, o modelo sugerido mostrou-se bastante representativo, e seu coeficiente de determinação, R^2 , atingiu o valor de 0,5684, ou seja, 56,84% da variação na variável dependente é explicada pelas variáveis presentes no modelo. O teste para o I de Moran do modelo de MQO rejeitou a hipótese nula de nenhuma correlação espacial, exigindo, assim, a inclusão do parâmetro espacial. Os resultados dos testes LM, LM-LAG e LM-ERR mostraram-se todos significativos. Assim, seguindo a sugestão de Florax et al. (2003), foram estimados os testes LM robustos, LM-LE e LM-EL, e o maior valor para o teste foi apresentado pela estatística LM-LE, que representa a versão robusta do teste de defasagem espacial, LM-LAG. Tem-se, portanto, que o modelo SAR mostrou-se o mais adequado para o caso de uma matriz de pesos binária ponderada pelos vizinhos diretos.

Na comparação entre os modelos, o modelo espacial de Durbin mostrou-se o mais representativo, uma vez que apresentou o maior valor para o R^2 ajustado, 0,5831. Assim, ao comparar-se o modelo de Durbin com o modelo de MQO original, conclui-se que, mesmo após a inclusão das variáveis individuais e de controle, aproximadamente 2,39% da variação na variável dependente é atribuída a alguma forma de dependência espacial.²

² Isso porque o R^2 ajustado do modelo de MQO é 0,5592, enquanto para a mesma regressão, incluindo os termos espaciais, o R^2 ajustado foi de 0,5831.

Uma vez identificado o modelo mais apropriado ao padrão apresentado pelos dados, conforme uma matriz de pesos binária, a etapa seguinte consiste na análise dos resultados.

O modelo SDM estimado mostrou que, quanto maior a população do município em 1980, mais o município tendeu a crescer, o que pode ser identificado por meio do parâmetro positivo e significativo para a variável logaritmo da população em 1980. Porém, essa influência positiva tende a atingir um ponto de saturação, pois, a partir de certo nível, o tamanho do município passa a ter influência negativa em função dos efeitos de congestionamento, o que é indicado pelo sinal negativo da forma quadrática do logaritmo da população. Esses resultados mostram-se ainda mais robustos à medida que a variável de controle, área municipal, também apresenta valor positivo e significativa.

A interpretação de alguns parâmetros do modelo exige um certo nível de cautela. Os indicadores da quantidade de homicídios e da taxa de mortalidade infantil também se mostram positivos ao crescimento. Porém, todo e qualquer modelo econométrico deve ser analisado com os devidos cuidados, e o modelo por si só não diz tudo. Tal fato pode ser facilmente entendido, uma vez que as regiões de maior aglomeração de pessoas do Estado são acompanhadas por indicadores mais elevados de número de homicídios e mortalidade infantil e, não propriamente, que a quantidade de homicídios e mortalidade infantil provocam crescimento. Consiste em um problema de endogeneidade que não foi discutido neste trabalho.

A variável indicativa para a distância à capital estadual mostrou-se estatisticamente significativa, mostrando que quanto mais próximo da capital estadual mais o município tendeu a crescer, ou vice-versa.

Em discordância com os resultados de Glaeser et al. (1995) para os municípios dos EUA; no caso do Estado de São Paulo, a participação do PIB do setor industrial no período inicial também se mostrou significativa, evidenciando a importância do setor para o crescimento dos municípios paulistas. A participação do emprego urbano também foi altamente significativa, ao indicar que, tudo o mais constante, aquelas cidades que tinham um percentual maior de trabalhadores na zona urbana, no ano de 1980, tiveram uma tendência maior ao

crescimento, o que fornece evidência adicional a favor da importância da aglomeração no processo de crescimento das cidades.

Os resultados obtidos para a participação da indústria na economia municipal pode ser um indicativo do diferente estágio de desenvolvimento vivido pela economia paulista. No modelo estimado, um município mais industrializado possui um potencial de crescimento maior, o que destoa dos resultados alcançados por Glaeser et al. (1995) para os municípios norte-americanos.

Um *survey* sobre o papel do nível educacional também pode ser extraído do conjunto de modelos estimados. Nos resultados da estimação do modelo SAR, a variável representativa dos anos médios de estudo apresentou sinal negativo e significativo, indicando que, quanto maior o nível educacional inicial da população, menos o município tendeu a crescer.

Como uma primeira hipótese para a explicação desse fato, pode-se supor que a atração de pessoas menos educadas de outras regiões foi um fator determinante para o processo de crescimento do município. Entretanto, o sinal negativo e significativo para a variável analfabetismo produz evidências contrárias a essa interpretação.

Por sua vez, uma segunda hipótese seria a de que um maior nível educacional da população municipal impulsionou a expulsão dos cidadãos daquelas cidades menos favorecidas de oportunidades de trabalho em direção à capital e aos centros regionais. Nessa linha, os resultados do modelo SDM favorecem essa interpretação, pois aponta para a presença de externalidades negativas para a variável anos de estudo. A escolaridade média dos municípios não se mostra significativa ao crescimento, mas o nível de escolaridade dos municípios vizinhos se apresenta como um fator negativo. Assim, aquele município que possuía um vizinho com nível educacional elevado esteve mais sujeito a perder população, o que pode ser uma evidência do alto poder de atração que o município com alta escolaridade tem sobre a população educada de seus vizinhos.

E por último, uma terceira hipótese seria a de que a variável escolaridade média de pessoas com 25 anos ou mais não consiste em uma variável representativa do nível de capital humano de uma

região. Uma afirmação que precisa ser tratada com maior afincio, o que não foi realizado neste trabalho.

Destaca-se ainda o elevado valor encontrado para o parâmetro de defasagem espacial, ρ , que para o modelo SDM, foi de 0,36 e apresentou elevada significância estatística. Esse fato corrobora a hipótese de algum tipo de externalidade espacial atuando sobre as taxas de crescimento dos municípios paulistas. Além disso, torna os resultados do modelo ainda mais robustos.

Uma segunda variável defasada importante, no modelo SDM, foi a participação do emprego urbano, que se mostrou significativa e positiva, reforçando o poder de influência entre os municípios, ou seja, um município que apresenta um elevado percentual do emprego urbano tende a influenciar, positivamente, o crescimento dos municípios vizinhos.

Por fim, ao estimar-se o modelo espacial de Durbin, a variável representativa da infraestrutura municipal, percentual de domicílios com energia elétrica, passa a ser significativa, um indicador da relevância da qualidade da infraestrutura municipal para o crescimento do município.

Alternativamente à matriz binária tradicional, outras formas de especificação para a matriz W foram testadas. Assim, nos tópicos que se seguem, são apresentados os resultados para o modelo com novas especificações para a matriz de pesos espaciais.

A matriz de distância geográfica

O modelo da Tabela 4 é exatamente o mesmo da tabela anterior, exceto pela especificação da matriz de pesos espaciais utilizada. A matriz W , subscrita no modelo, a seguir foi construída com base em uma quantidade, k , fixa de vizinhos. Porém, a montagem da matriz não foi realizada de forma binária, como é o caso de Erthur & Gallo (2003), mas sim pelo inverso da distância ao quadrado entre os centroides dos k vizinhos mais próximos. Dessa forma, a matriz tem como base

a distância geográfica entre os municípios, porém não apresenta os problemas metodológicos apontados pelos referidos autores.³

O método de escolha da quantidade ótima de vizinhos seguiu a abordagem empregada em Baumont (2004), com a aplicação da estatística I de Moran sobre os resíduos da regressão de MQO para matrizes com diferentes números de vizinhos. Conforme sugestão de Baumont, foi escolhida a matriz com o maior valor para a estatística I. Para a determinação da matriz adequada, a quantidade fixa de vizinhos testada variou entre 1 e 15, sendo que aquela com 7 vizinhos alcançou o valor mais significativo para o I de Moran, 0,0348. A Tabela 4 repete os valores dos parâmetros da estimação por MQO e apresenta os resultados dos testes e da estimação por MV para a matriz de distância geográfica.

Tabela 4 – Resultados da estimação por MQO e MV para uma matriz com um número fixo de vizinhos

Variável dependente: CR80-00				
	MQO	SAR	SDM	
			B _{padrão}	B _{externalidades}
Constante	2,08 (2,3318)	1,8313 (11,2662)	2,9769*** (0,2665)	–
Logaritmo da população em 1980	0,19 (0,446)	0,1897 (2,1096)	0,2267 (0,4247)	0,0860 (0,3010)
Logaritmo da população em 1980 ao quadrado	-0,03 (0,022)	-0,0345 (0,1041)	-0,0369* (0,0207)	-0,0239 (0,0146)
Área municipal	0,0006*** (0,000)	0,0006* (0,0003)	0,0006*** (0,0002)	0,0008*** (0,0003)
Renda <i>per capita</i>	0,30 (0,208)	0,3022 (0,2922)	0,2646 (0,2032)	0,0564 (0,4605)
Anos médios de escolaridade	-0,45*** (0,165)	-0,4334* (0,2236)	-0,4086*** (0,1620)	-0,0873 (0,3403)
Percentual de analfabetismo	-0,03** (0,015)	-0,0322* (0,0191)	-0,0325** (0,0152)	-0,0560* (0,0324)

Continua

3 Ertur & Gallo (2003) alertam para os problemas metodológicos que surgem na montagem da matriz de pesos baseada no distância geográfica sem que seja considerada uma quantidade fixa de vizinhos.

Tabela 4 – *Continuação*

Variável dependente: CR80-00				
	MQO	SAR	SDM	
			B _{padrão}	B _{externalidades}
Mortalidade infantil	0,01* (0,004)	0,0081 (0,0055)	0,0080* (0,0043)	0,0115 (0,0091)
Participação do setor industrial no PIB	1,67*** (0,386)	1,6725*** (0,5659)	1,7157*** (0,3789)	0,1181 (0,8137)
Participação do emprego urbano	3,01*** (0,415)	2,9864*** (0,6550)	2,9472*** (0,4065)	0,4065 (0,8843)
Distância à capital estadual	-0,005*** (0,000)	-0,0049*** (0,0004)	-0,0049*** (0,0004)	0,0003*** (0,0008)
ρ	–	0,0780 (0,0484)	0,0510 (0,0141)	–
λ	–	–	–	–
R ²	0,5684	0,5695	0,5801	–
R ² ajustado	0,5592	0,5602	0,5617	–
Log Likelihood	–	-667,6414	-661,1135	–
Moran	0,0348	–	–	–
LM-LAG	4,3347 (0,0373)	–	–	–
LM-ERR	1,6567 (0,198)	–	–	–
Wald	1,2001 (0,2733)	–	–	–
LR	1,6833 (0,1945)	–	–	–

Notas: (1) Valores do desvio-padrão dos parâmetros entre parênteses; (2) para as estatísticas, os parênteses contêm os respectivos p-valores;*** significativo ao nível de 1%; ** significativo a 5%; *significativo a 10%.

Para o caso da matriz de pesos construída por meio da distância entre os centroides de um número fixo de vizinhos, os testes de autocorrelação sobre os resíduos da regressão de MQO não indicam a presença de autocorrelação espacial, exceto para o caso do teste LM para defasagem. Os testes de Moran, LM-ERR, Wald e LR não apontaram presença de autocorrelação espacial no modelo.

A estratégia adotada foi seguir a taxonomia sugerida por Florax et al. (2003). Dado que o teste LM apresentou-se significante para

a defasagem espacial e não significativa para o termo de erro, segue-se para a estimação do modelo SAR. O valor do R^2 ajustado aponta que o modelo SAR fornece uma pequena contribuição em relação ao modelo de MQO. O parâmetro para a defasagem espacial, ρ , apresentou significância estatística ao nível de aproximadamente 5%, assumindo o valor de 0,078.

Com o emprego da matriz de distância geográfica, alguns parâmetros do modelo sofrem alguma modificação em comparação com aqueles da matriz de conectividade binária. Em primeiro lugar, o conjunto de parâmetros relativos à influência do tamanho da população não se mostrou significativo para o caso do modelo SAR. No modelo SDM, a forma quadrática do logaritmo da população, isto é, o parâmetro representativo dos efeitos de congestionamento, mostrou-se significativo a 10% de significância.

Em segundo lugar, os parâmetros representativos do nível educacional mantiveram-se significativos e inversamente correlacionados com o crescimento municipal. A variável nível de escolaridade da população manteve-se negativamente correlacionada com o crescimento municipal, bem como o grau de analfabetismo da população. O percentual de analfabetos dos municípios vizinhos também foi negativo e inversamente correlacionado com o nível de crescimento. Ao contrário do modelo anterior, este não apontou para a influência da escolaridade média dos municípios vizinhos.

Os parâmetros relativos ao papel da participação da indústria e do emprego urbano mantiveram-se altamente significativos e com valores elevados. A distância à capital estadual manteve sua relação inversa com o crescimento municipal, pois quanto mais distante da capital, *ceteris paribus*, menor tende a ser a taxa de crescimento média do município.

Por fim, no modelo de Durbin, a variável representativa da infraestrutura municipal também passa a apresentar-se estatisticamente significativa e positivamente correlacionada com o crescimento municipal.

Em resumo, a especificação para a matriz de pesos formada pela distância geográfica apresentou algumas alterações em relação à

interação espacial definida pela matriz de contiguidade de 1º ordem, porém enfatiza os efeitos da participação da indústria e do emprego urbano, além da importância da distância à capital do Estado e do papel da infraestrutura no crescimento. Adicionalmente, os resultados para o modelo SDM reforçam a relevância em estimar-se o modelo espacial controlando para os efeitos das defasagens das variáveis explicativas. A importância desse tipo de controle ficou ainda mais evidente no caso desta subseção.

A matriz de distância econômica

No sentido de contribuir com a discussão sobre o emprego da matriz de contiguidade mais adequada, procurou-se, em linha com Case & Rosen (1993) e Conley & Ligon (2002), adotar uma medida para a matriz W que leva em consideração uma medida de “distância econômica” entre as unidades espaciais. Por distância econômica entende-se a similaridade entre a composição da economia dos municípios, na qual a noção de proximidade perde importância e dá espaço para a ideia de semelhança, ou seja, os municípios mais parecidos possuem maior poder de influência uns sobre os outros.

Na prática, a matriz testada calcula as distâncias como diferenças de valores para um mesmo indicador entre duas localidades. Este trabalho classifica a economia municipal em três setores, mais especificamente: agricultura, indústria e serviços. A decomposição pode avançar à medida que se dispõe de dados para tal.

A construção da matriz de pesos “econômica” deu-se da seguinte forma: suponha a divisão do PIB de cada município em N setores diferentes, tal que a posição de cada município seja um conjunto de coordenadas no espaço Θ^n , a proporção de cada setor de atividade no PIB total. Dessa forma, o elemento w_{ij} da matriz W seria então o inverso da distância entre a composição de cada setor i e j neste Θ^n (zero, se $i=j$). Considera-se, portanto, um espaço com uma divisão simples, com distinção entre apenas três setores: indústria, agricultura e serviços, o qual foi usado para montar a matriz W normalizada

pelas linhas. O princípio basilar é que os efeitos de transbordamento decorrem da dinâmica de crescimento da produtividade setorial. Os resultados são mostrados na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados da estimação por MQO e MV com distância econômica na matriz W

Variável dependente: CR80-00				
	MQO	SAR	SDM	
			B _{padrão}	B _{externalidades}
Constante	2,08 (2,3318)	-1,1523*** (0,4258)	1,5020 (1,9169)	–
Logaritmo da população em 1980	0,19 (0,446)	0,5357*** (0,1241)	0,5934** (0,3020)	-0.3144 (0,5119)
Logaritmo da população em 1980 ao quadrado	-0,03 (0,022)	-0,0488*** (0,0026)	-0,0520*** (0,0152)	0.0168 (0,0233)
Área municipal	0,0006*** (0,000)	0,0005*** (0,0001)	0,0004*** (0,0002)	0.0002 (0,0003)
Renda <i>per capita</i>	0,30 (0,208)	0,1962 (0,1892)	0,0918 (0,2021)	-0.0235 (0,3876)
Anos médios de escolaridade	-0,45*** (0,165)	-0,2744* (0,1494)	-0,1853 (0,1650)	-0.5201* (0,2961)
Percentual de analfabetismo	-0,03** (0,015)	-0,0246* (0,0140)	-0,0215 (0,0147)	-0.0315 (0,0296)
Percentual de casas com energia elétrica	0,82* (0,486)	0,6634 (0,4441)	1,0923** (0,5516)	-1.1839 (0,8752)
Taxa de homicídios	0,02*** (0,005)	0,0149*** (0,0047)	0,0117** (0,0048)	0.0015 (0,0100)
Mortalidade infantil	0,01* (0,004)	0,0094*** (0,0040)	0,0075* (0,0044)	-0.0001 (0,0074)
Participação do setor industrial no PIB	1,67*** (0,386)	1,4668*** (0,3384)	1,3970*** (0,3557)	0.4936 (0,7396)
Participação do emprego urbano	3,01*** (0,415)	2,4387*** (0,3675)	2,1681*** (0,4099)	1.9856*** (0,8470)
Distância à capital estadual	-0,005*** (0,000)	-0,0029*** (0,0002)	-0,0045*** (0,0010)	0.0020* (0,0011)
ρ	–	0,3860 (0,0541)	0,3540 (0,0524)	–
λ	–	–	–	–
R ²	0,5684	0,5826	0,6007	–

Continua

R ² ajustado	0,5592	0,5736	0,5832	–
Log Likelihood	–	-637,4356	-629,6327	–
Moran	0,1951	–	–	–
LM-LAG	2,4612*10 ³	–	–	–
LM-ERR	53,5077	–	–	–
LM-LE	20,5539	–	–	–
LM-EL	12,2540	–	–	–
Wald	350,954	–	–	–
LR	54,0210	–	–	–

Notas: (1) Valores do desvio-padrão dos parâmetros entre parênteses; (2) para as estatísticas, os parênteses contêm os respectivos p-valores;*** significativo ao nível de 1%; ** significativo a 5%; *significativo a 10%.

Os testes para o modelo de MQO utilizando a matriz de distância econômica apontam para a existência de autocorrelação espacial no modelo. Como ambos os testes LM mostraram-se significativos, os testes robustos foram utilizados, conforme sugerido por Florax et al. (2003). O resultado dos testes robustos aponta para a existência de defasagem espacial no modelo, exigindo a estimação do modelo autorregressivo espacial SAR.

Os resultados do modelo SAR indicam uma forte influência do parâmetro espacial, que foi altamente significativo, e assumiu o valor de 0,386. O alto valor para ρ ratifica o poder de influência de municípios com economias similares, o que valida a tentativa de considerar-se a composição socioeconômica para captar efeitos de externalidades que transbordam as fronteiras geográficas.

Os resultados para os parâmetros do modelo são similares aos modelos anteriormente considerados, principalmente, para o caso do modelo com a matriz binária. Destaca-se, novamente, a significância estatística do conjunto de variáveis que representam a influência do tamanho do município sobre as taxas de crescimento, tanto para o log da população quanto para sua forma quadrática, o que corrobora a hipótese dos efeitos positivos do tamanho populacional até um determinado patamar. As variáveis que representam a participação do setor industrial e do emprego urbano mantiveram-se estatisticamente significantes.

Ao estimar o modelo de Durbin, observou-se uma melhora considerável da representatividade do modelo, sendo que o valor do R^2 atinge o valor de 0,6007, com o respectivo R^2 ajustado com valor de 0,5832. Os parâmetros do modelo SAR continuaram significativos. Além disso, dois parâmetros indicativos dos *spillovers*, nas variáveis explicativas, merecem destaque no modelo SDM.

O primeiro refere-se à variável representativa do nível de escolaridade do município “vizinho” (parecido), que volta a ser significativa e inversamente relacionada à taxa de crescimento municipal. Para o caso da matriz de distância econômica, a tese do alto poder de atratividade das cidades “vizinhas” reflete o poder de atração de municípios com características econômicas similares.

O segundo parâmetro, relacionado à variável para a participação do emprego urbano da “vizinhança”, passa a ser significativo, indicando que, *ceteris paribus*, uma elevada participação do emprego na zona urbana do município “vizinho” influencia, positivamente, a taxa de crescimento municipal. Desse modo, mais uma vez, a estimação da defasagem das variáveis explicativas mostrou-se importante para o correto tratamento e interpretação dos resultados obtidos.

A matriz hierárquica

Os resultados dos modelos anteriores apontam para o modelo de defasagem espacial como definidor da interação espacial dos dados, independentemente do tipo de especificação para a matriz W . Portanto, segundo os resultados obtidos, a taxa de crescimento de um determinado município depende não apenas de seus próprios fatores, mas também dos fatores presentes em sua vizinhança.

No primeiro modelo, a distância entre dois municípios foi medida por fronteiras diretas ou vértices comuns. No segundo, a estratégia foi a utilização do inverso da distância ao quadrado com um número preestabelecido de vizinhos. No terceiro, o critério empregado foi a semelhança entre a economia dos municípios, sendo que os municípios mais parecidos apresentavam poder de influência mútua maior.

Em Abreu et al. (2005), os autores alertam para o fato de que a escolha da matriz de pesos adequada não deve seguir uma regra preestabelecida, mas sim um modelo teórico factível de ser testado. Os autores criticam os métodos da econometria espacial padrão de identificação e estimação dos modelos espaciais e defendem a tese de que a escolha da matriz de pesos deve ter uma proximidade maior com a teoria.

Com a finalidade de aproximar este estudo das ideias fornecidas pelos autores supracitados, e tomando como base a análise exploratória de dados espaciais e os resultados dos modelos anteriores, este trabalho propõe uma matriz de pesos específica para o caso dos municípios paulistas.

Por um lado, a distância geográfica parece ser um fator determinante das taxas de crescimento dos municípios. De certo modo, qualquer município pertence à vizinhança de qualquer outro, dependendo do critério adotado. Contudo, a importância relativa de cada município em uma vizinhança particular varia inversamente com a distância. Nesse caso, a similaridade com o modelo autorregressivo das séries de tempo é óbvia, uma vez que, quanto maior a distância entre os municípios, menor sua interação potencial.

Por outro lado, parece razoável supor que uma grande cidade é provavelmente menos afetada pelo que acontece em cidades próximas, do que um município pequeno. Dessa forma, seguindo Moreno & Trehan (1997), resolveu-se ajustar a ponderação para o tamanho do município, com a criação de uma matriz W que considera tanto o efeito inversamente proporcional da distância, quanto o efeito direto do tamanho do município vizinho. O ajuste foi feito ao multiplicar os pesos do inverso das distâncias pelos logaritmos do tamanho da população municipal. O princípio-base para a construção da matriz W a que se denomina *hierárquica*⁴ demonstra que é preferível estar próximo a uma grande economia a uma economia de pequeno porte.

4 Denominou-se a matriz de pesos *hierárquica* porque determina um ordenamento aos municípios, ponderando-os de forma a atribuir maior relevância aos municípios maiores.

Operacionalmente, a matriz W hierárquica foi montada da seguinte maneira:

$$w_{ij}^* = \frac{\log(\text{população}_i)}{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}, \text{ se } i \neq j$$

$$w_{ij}^* = 0, \text{ se } i = j \quad (5.5.1)$$

Sendo que a notação permanece a mesma das anteriores.

A distância limítrofe escolhida diz respeito a distância mínima que faz que cada um dos municípios tenha, no mínimo, um vizinho. O resultado do cálculo dessa distância d_{ij} mínima foi de aproximadamente 61 quilômetros. Dado que a área dos municípios do Estado varia de forma intensa, a escolha de uma distância limite gera regimes espaciais variados em termos de quantidade de municípios. Ertur & Gallo (2003) chamam atenção para os problemas metodológicos advindos desse tipo de abordagem. Os resultados dos testes para a matriz hierárquica são apresentados na Tabela a seguir.

Tabela 6 – Resultados dos testes de autocorrelação espacial com o emprego da matriz de pesos hierárquica

Moran	0,0226 (0,2165)
LM-LAG	2,6659 (0,1025)
LM-ERR	1,2595 (0,2618)
Wald	0,8282 (0,3628)
LR	1,2668 (0,2604)

Nota: p-valores entre parênteses.

O modelo estimado que fornece as estatísticas apresentadas na Tabela 6 possui a mesma estrutura dos modelos anteriores e difere apenas no emprego da matriz W hierárquica para a realização dos testes de autocorrelação espacial. Os resultados dos testes para a matriz hierárquica não apontaram para a presença de autocorrela-

ção espacial para o conjunto dos municípios do Estado, o que torna preferível, assim, o modelo de MQO original.

O modelo de MQO já foi apresentado anteriormente, sendo que os resultados obtidos, nesse caso, são exatamente os mesmos dos modelos anteriores.

Em suma, a tentativa de serem substituídas as matrizes W tradicionais por uma matriz de pesos específica não produziu resultados concretos. No entanto, com os resultados obtidos, não se pode rejeitar, em definitivo, a funcionalidade de tal estratégia, uma vez que parte dos problemas metodológicos pode ser atribuída à não definição de um número fixo de vizinhos, conforme colocação de Ertur & Gallo (2003). Em outras palavras, a utilização do inverso da distância ao quadrado sem a definição de um número fixo de vizinhos pode ter sido a origem da inadequação da matriz hierárquica às unidades espaciais. Além disso, o padrão teórico proposto pode não ser o mais adequado ao processo gerador dos dados sobre os municípios de São Paulo, o que abre espaço para pesquisas futuras.