

Efeitos de transbordamento espacial do PIB per capita nos arranjos populacionais paulistas

Daniel Bellucco Pozza^a, Marcos Minoru Hasegawa^a

^a Universidade Federal do Paraná, Curitiba, Brasil

Resumo

Esse trabalho tem o objetivo de estimar se há um efeito de transbordamento espacial positivo e significativo do PIB per capita nas regiões do estado de São Paulo. As amostras de municípios foram construídas com base na participação destes em arranjos populacionais, os quais representam uma maior integração econômica intermunicipal. Os métodos utilizados foram regressões espaciais consistentes com autocorrelação e heterocedasticidade (HAC) e modelos de dados em painel espacial. Os resultados indicam que os efeitos de transbordamento espacial são positivos e significativos apenas no grupo de municípios com arranjos populacionais integrados. As implicações desta interpretação é que promover maiores cooperações entre municípios pode impulsionar o desenvolvimento regional por meio do transbordamento da renda.

Palavras-chave: transbordamento espacial; crescimento econômico; arranjos populacionais.

Abstract

This work aims to estimate whether there is a positive and significant spatial spillover effect of GDP per capita in the regions of the state of São Paulo. The samples of municipalities were built based on their participation in population arrangements, which represent a greater inter-municipal economic integration. The methods used were spatial regressions consistent with autocorrelation and heteroscedasticity (HAC) and spatial panel data models. The results indicate that there are positive and significant spatial spillover effects only in municipalities with integrated population arrangements. This interpretation implies that promoting greater cooperation between municipalities can boost regional development through income spillover.

Keywords: spatial spillover; economic growth; population arrangements.

Área de Submissão: 16 - Descentralização, planejamento regional e desenvolvimento.
JEL: C59, O18, R12.

1 Introdução

Da mesma forma que na teoria neoclássica de crescimento é esperado que os países mais pobres tenham maiores taxas de crescimento do que os mais desenvolvidos, também é possível aplicar tal hipótese para as regiões de um país (WILLIAMSON, 1965). As áreas mais distantes das capitais e centros industriais regionais deveriam com o tempo alcançar níveis parecidos de renda que as mesmas. Entretanto, a vantagem técnica para as firmas da aglomeração urbana é um determinante que pode fazer as desigualdades regionais se perpetuarem, criando regiões que concentram grande parte da riqueza (SOUZA, 1993).

Avaliando o Brasil a nível estadual, São Paulo é um estado que representa grande parte do desempenho macroeconômico, com uma elevada concentração da atividade industrial do país e regiões integradas com uma melhor infraestrutura rodoviária (DINIZ, 2002). Mesmo assim, as desigualdades entre as regiões próximas dos grandes centros, como São Paulo e Campinas, e as mais isoladas é extrema no território paulista (LEME; BIDERMAN, 1997).

Nessas situações, aproveitar os recursos naturais e vantagens alocativas é um caminho possível de ser empenhado para alcançar o desenvolvimento regional no longo prazo (ETGES; DEGRANDI, 2013). Diante das disparidades regionais estruturais de crescimento econômico, uma maior integração entre entes próximos, provocada por melhoras nas rodovias intermunicipais por exemplo, pode auxiliar a atrair novos mercados e desenvolver a economia de regiões distantes dos aglomerados industriais, uma estratégia seguida pelas autoridades paulistas durante quase todo o século XX (TAVARES, 2018).

Atualmente, São Paulo é considerado o estado com o maior grau de integração entre municípios, por meio da classificação de arranjos populacionais construída por IBGE (2015). Considerando que tal característica pode permitir um encadeamento do aumento de renda para regiões ao redor, tais arranjos de municípios podem estar contribuindo para a trajetória de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) paulista. Entretanto, esses possíveis efeitos de transbordamento espacial entre municípios e a participação em arranjos populacionais são temas ainda não explorados pela literatura.

O objetivo desse trabalho é verificar se a formação de arranjos populacionais tem influência no efeito de transbordamento espacial do PIB per capita. A análise engloba os municípios do estado de São Paulo e seu crescimento econômico entre 2002 e 2017. Para realizar essa análise, divide-se os municípios paulistas em três grupos de municípios com base na participação ou não de arranjos populacionais e arranjos populacionais com alguma ordem de integração. Em seguida, realiza-se regressões espaciais para avaliar o parâmetro de defasagem espacial da taxa de crescimento em cada amostra.

A hipótese adotada é de que o efeito de transbordamento espacial do crescimento econômico é positivo e significativo para a amostra referente aos municípios que fazem parte de arranjos populacionais integrados. Além disso, espera-se que, para os municípios isolados, o parâmetro autorregressivo espacial é negativo ou insignificante estatisticamente, cogitando que nesse caso o aumento de renda não é aproveitado de forma vantajosa pela vizinhança.

O trabalho se divide em mais quatro seções: na primeira é realizada uma revisão de literatura sobre crescimento econômico considerando a dimensão regional e espacial. A segunda seção expõe a metodologia utilizada para a regionalização das amostras e estimação das regressões. A terceira seção apresenta os resultados da análise. Por fim, tem-se a conclusão.

2 Revisão de literatura

2.1 Crescimento econômico

A literatura de crescimento econômico busca entender os ciclos da produção, renda e emprego no tempo. Tal linha de pesquisa evoluiu consideravelmente no tempo, agregando cada vez mais camadas em sua análise. Domar (1946) considerava que o investimento em capital físico era um aspecto essencial para uma trajetória ascendente da renda nacional, sendo necessário um equilíbrio deste com a própria taxa de crescimento da produção e da oferta de mão de obra.

O incremento de produtividade definido por meio do progresso técnico passou a ser o tema principal em diversos trabalhos de crescimento a partir da contribuição de Solow (1956). Considerar o avanço técnico na análise permitiria que a renda per capita crescesse mais do que o nível do estado estacionário. Uma conclusão importante é de que os países ou regiões mais pobres tenderiam a crescer mais rapidamente, por apresentarem maiores retornos dos fatores de produção.

Esta implicação não se mostrou correta na prática: grande parte dos países mais pobres não conseguiu alcançar o nível de desenvolvimento das nações de primeiro mundo. Uma das explicações para isso era de que havia diferenças nos níveis de capital humano entre as economias - as inovações geravam externalidades positivas e a acumulação do conhecimento tinha retornos crescentes de escala (ROMER, 1986). A educação já era considerada uma forma de investimento em formação de capital por Schultz (1960), de forma que essa dimensão socioeconômica passou a ser uma nova determinante para explicar crescimento econômico (LUCAS, 1988; MANKIW; ROMER; WEIL, 1992).

Por fim, outra variável chave para a teoria atual de crescimento econômico é a capacidade das instituições. Acemoglu et al. (2003) relacionam crises e volatilidade dos países com a qualidade das instituições responsáveis em assegurar um bom ambiente político, governamental e socioeconômico, com o cumprimento das leis e direitos básicos. Os autores encontram que instituições fortes garantem melhores resultados durante crises com choques econômicos menos intensos.

A discussão sobre desenvolvimento e diferenças das taxas de crescimento econômico também se ramifica para a dimensão regional. Dentro de cada país existe heterogeneidade entre as regiões, a qual pode ser originada do ambiente econômico ou não (WILLIAMSON, 1965). Tipo do solo, características do mercado de trabalho e políticas públicas variam espacialmente, formando padrões e identidades como regiões, fazendo com que as dinâmicas de crescimento sejam diferentes. Assim, uma linha de pesquisa regional pode ser explorada, sendo que a econometria espacial participa de forma relevante como uma metodologia capaz de avaliar a interação entre agentes econômicos no espaço.

2.2 Economia regional e espacial

Um padrão de desenvolvimento regional se inicia com uma região central avançada e o interior ou as localidades mais distantes sendo mais pobres e oferecendo menos oportunidades de emprego no setor industrial (WILLIAMSON, 1965). Com o tempo, a teoria implica que a região desenvolvida transborda seu crescimento econômico para o restante do território, reduzindo as disparidades regionais. Esse processo normalmente está interligado com a industrialização da área rural a partir dos grandes centros urbanos (AMOS, 1988).

O arcabouço sobre desenvolvimento regional possui uma vertente de pensamento que se opõe à tese de que as reduções das disparidades entre regiões é o caminho necessário para elevar os níveis de bem-estar no longo prazo da economia como um todo, de acordo com Etges e Degrandi (2013). Os autores mostram que a diversidade entre as localidades, mesmo que a princípio pode estar correlacionada com os motivos da desvantagem inicial de desenvolvimento, sempre irá existir, pois as regiões nunca serão iguais. Assim, a recomendação seria potencializar essas diferenças naturais e não forçar a adaptação de alguns setores fora do seu mercado.

A luta contra a prosperação da desigualdade é hoje um objetivo não só do Brasil, mas do mundo. Assim, é natural e até recomendado por Diniz (2002) de que o planejamento regional acompanhe o nacional. A proposta de investimentos industriais fora dos centros urbanos é uma política de incentivo regional que busca a industrialização como meio para reduzir as desigualdades regionais, tendo em vista que para tal setor é previsível a preferência de se instalar nessas regiões pelas vantagens das economias de escala e de aglomeração (KALRA; THAKUR, 2014).

Um processo possível durante o crescimento econômico é o efeito de transbordamento espacial. A ideia é de que uma região, ao elevar seu nível de renda, pode afetar positivamente o crescimento da renda das suas regiões vizinhas. Considerando as décadas de 1980 até 2000, São Paulo parece ter apresentado efeitos de transbordamento do crescimento econômico relevantes, de acordo com as estimativas de econometria espacial de Vieira (2009). Em especial, os testes de autocorrelação espacial local realizados pelo autor apontaram para uma maior dependência espacial no oeste e leste do estado. Urbanização, distância da capital e industrialização são aspectos que influenciaram positivamente o crescimento paulista. No período analisado, o avanço nos níveis de renda per capita do estado eram liderados pelos grandes centros urbanos, fortalecendo a desigualdade presente no território.

De fato, a história da industrialização e urbanização brasileira está muito relacionada com os grandes centros de São Paulo, não só por causa do estado ser a origem do desenvolvimento industrial junto com Rio de Janeiro, mas também pelos processos terem ocorrido de forma concentrada (DINIZ, 2002). Impulsionados inicialmente pela atividade agroexportadora, da mesma forma que esses dois processos originaram as desigualdades regionais do país, também foram parcialmente responsáveis pelo desenvolvimento econômico nacional observado entre o século XIX e XX (LEFF, 1972).

Efeitos de transbordamento originados de investimentos públicos ou de acumulação de conhecimento podem impulsionar a economia de uma região, de forma que o efeito da política pode atingir um vetor de localidades próximas (FISCHER; SCHERNGELL; REISMANN, 2009; ANOUSHEH et al., 2020). Assim, uma maior interação entre regiões e incentivos a aglomerações de crescimento econômico entre vizinhanças pode ser um movimento estratégico para aproveitar as vantagens de se formar regiões entre municípios parecidos, como menores custos de transporte e reações parecidas durante crises (SILVEIRA NETO; CAMPÊLO, 2003).

Na ausência dos canais de integração entre os municípios, regiões centrais podem elevar a concentração de riqueza e emprego em detrimento do restante do território. Quando tal processo acontece, uma alternativa é replanejar a organização territorial e institucional das regiões periféricas, possibilitando que estas consigam se estruturar de uma forma vantajosa (SOUZA, 1993). São Paulo é um exemplo em que o planejamento regional estatal atuou com o intuito de desenvolver as regiões distantes dos centros industriais da capital e de Campinas por meio de investimentos em rodovias e formação de polos urbanos,

como detalhado por Tavares (2018). Dessa forma, hoje São Paulo é um estado diferenciado com relação ao processo evolutivo de urbanização e aglomeração populacional, se tornando uma região mais integrada, comparando com o restante do país, por causa da sua capacidade de formação de aglomerados menores de municípios em outras localidades anteriormente isoladas (IBGE, 2015).

3 Metodologia

3.1 Arranjos populacionais

Os arranjos populacionais são definidos a partir da integração, medida por meio de movimentos pendulares para emprego ou educação e se há contiguidade entre eles, entre dois ou mais municípios (IBGE, 2015). A formação de um arranjo populacional pode ser representada então como uma medida de integração intermunicipal, a qual informa que há um ciclo compartilhado de produção e consumo. Por outro lado, quando dois ou mais arranjos populacionais mantêm uma relação econômica mais ativa entre si, define-se tal aglomeração como uma ordem de integração de arranjos populacionais.

São Paulo contém 645 municípios e 67 arranjos populacionais. Originalmente, estes englobam 254 municípios. Entretanto, Ribeira e Colômbia são dois municípios que formam arranjos apenas com cidades do Paraná e Minas Gerais, respectivamente. Como tais regiões estão fora do escopo da pesquisa, esses dois municípios são tratados como não participantes de nenhum arranjo populacional.

No estado existem quatro integrações de 1^o ordem de arranjos populacionais: São Paulo, Campinas, São José dos Campos e Presidente Prudente. Estas integrações consideram também mais oito casos que não faziam parte de nenhum arranjo populacional, totalizando 103 municípios e 12 arranjos integrados no total. Assim, restaram 157 cidades participando de arranjos populacionais sem integrações e 385 municípios (considerando Ribeira e Colômbia) sem nenhum arranjo. Como a divisão deixa três municípios do grupo de Nenhum arranjo isolados geograficamente, os mesmo são excluídos das regressões por não terem vizinhos contíguos, restando 382 municípios neste grupo.

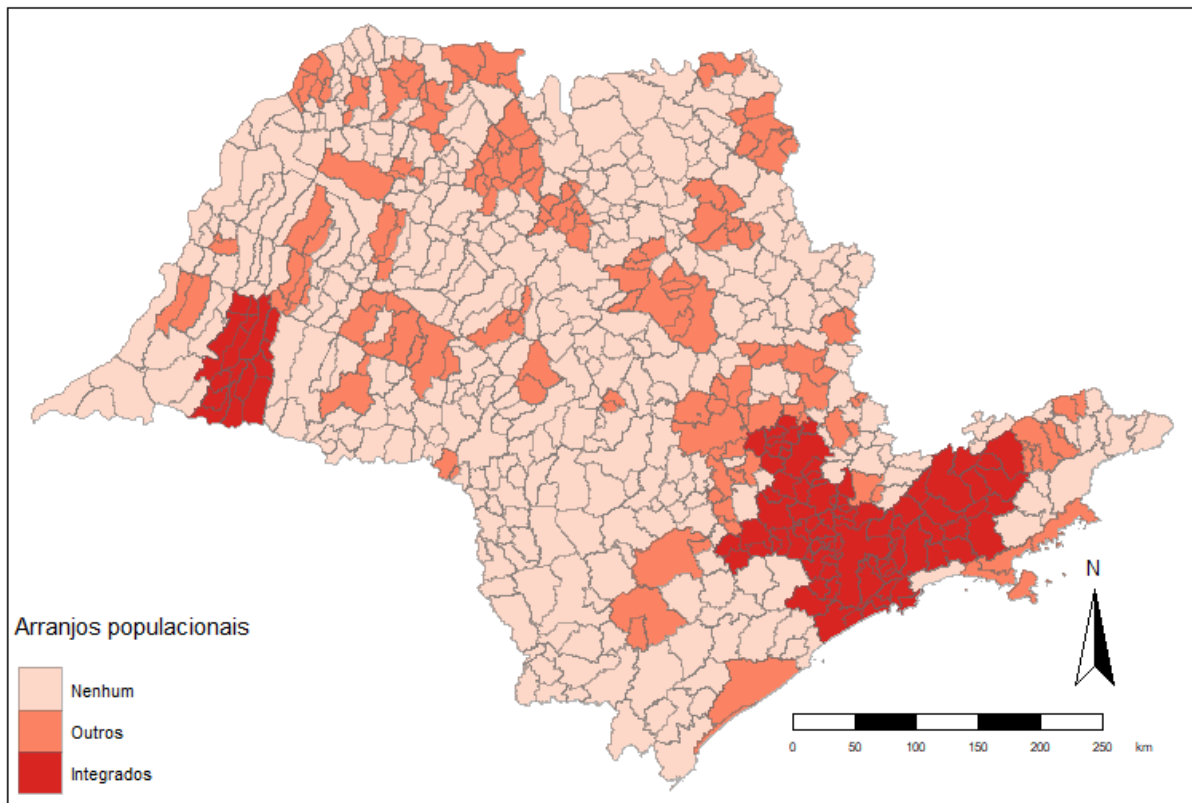
A regionalização proposta para este trabalho consiste em dividir São Paulo em três grupos de municípios. A primeira amostra é estruturada pelos municípios paulistas que não fazem parte de nenhum arranjo populacional (Nenhum). A segunda considera os municípios que constituem um arranjo populacional, quando o mesmo não participa de uma integração de arranjos populacionais (Outros). Por fim, a terceira agregação corresponde aos municípios que estruturam alguma ordem de integração de arranjos populacionais (Integrados). A Figura 1 ilustra a divisão adotada.

A Figura 1 expõe que há dois aglomerados de arranjos Integrados. O que se encontra no oeste é Presidente Prudente, enquanto o do sudeste do estado estão as integrações de São Paulo, Campinas e São José dos Campos. Os municípios dos Outros arranjos são conjuntos menores de no mínimo dois participantes, sendo São José do Rio Preto o maior arranjo deste grupo com 12 cidades. Ainda assim, percebe-se que grande parte do estado é composto por municípios sem arranjos populacionais.

3.2 Econometria espacial

O estado de São Paulo foi separado em três grupos com base nos arranjos populacionais. A partir dessa divisão, também considera-se a totalidade dos municípios nas

Figura 1: Grupos de municípios paulistas com base nos arranjos populacionais



Fonte: elaboração própria.

estimações como base de comparação, resultando em quatro equações a serem analisadas. O objetivo é avaliar se existe transbordamento espacial do PIB per capita dentro de cada um desses grupos de cidades. Estimações de regressões com variáveis defasadas espacialmente permitem avaliar como, por exemplo, o PIB per capita de um município afeta o crescimento econômico dos seus vizinhos.

O passo inicial é definir uma equação com o crescimento do PIB per capita como variável dependente para testar se os resíduos dessa regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) apresentam indícios de autocorrelação espacial, utilizando o teste I de Moran e a matriz de pesos espaciais escolhida. Se a estatística do teste for estatisticamente significativa, rejeita-se a hipótese nula de que não há autocorrelação espacial no modelo (ANSELIN, 1988). Como os arranjos populacionais são definidos a partir de dois municípios, escolher uma tipologia de matriz de pesos espaciais que não seja de contiguidade pode estabelecer como vizinhos cidades as quais não são próximas ou não compartilham de algum grau de integração geográfica ou econômica. Assim, apenas as matrizes espaciais de contiguidade do tipo rainha e torre são aplicadas para realizar as estimativas.

Para os modelos com a possibilidade de presença da autocorrelação espacial é testado como esta pode se propagar, seja pelo termo de erro ou pela variável dependente, por meio dos testes de Multiplicador de Lagrange (LM). O tipo de matriz utilizada é a que mostrar o maior valor calculado da estatística de Moran dos resíduos. Os testes LM podem ser robustos ou não, sendo que cada um verifica se existe autocorrelação na defasagem espacial da variável dependente ou do termo de erro - o teste do tipo SARMA realiza ao mesmo tempo o teste LM pro termo de erro e o teste LM robusto para a defasagem (ANSELIN,

1988; ANSELIN et al., 1996).

Também é preciso verificar se há heterocedasticidade e autocorrelação serial, tendo em vista que pode ser necessário adotar algum estimador consistente com esses dois problemas (HAC), situação que normalmente ocorre em estudos espaciais (KELEJIAN; PRUCHA, 2007; KAPOOR; KELEJIAN; PRUCHA, 2007). Após esse diagnóstico, é possível proceder com as estimativas de regressão espacial. A atenção é para a defasagem espacial da variável dependente (WY), sendo que a defasagem espacial do termo de erro (WERro) também é incluída caso os testes indiquem como mais apropriado. Tais modelos são chamados de Modelo Autorregressivo Espacial (SAR) e o Modelo Autorregressivo com Erro Espacial (SARAR) (ARRAIZ et al., 2010).

O modelo de regressão utilizado para o SAR é o de mínimos quadrados espaciais em dois estágios (S2SLS) de Kelejian e Prucha (1998, 1999), seguindo uma abordagem HAC conforme Kelejian e Prucha (2010). A rotina de estimação é a proposta por Piras (2010) e utiliza como instrumentos as variáveis explicativas e suas formas defasadas espacialmente em 1º e 2º ordem (X, WX, W2X). Por esse motivo, as variáveis explicativas defasadas espacialmente (WX) não são incluídas na regressão como exógenas, mesmo que isso possa provocar um viés de variável relevante omitida (LESAGE; PACE, 2011).

A especificação SARAR considera WY e WERro. Utiliza-se o estimador HAC de mínimos quadrados espaciais generalizados em dois estágios (GS2SLS) de Kelejian e Prucha (2010) e Arraiz et al. (2010). Essa metodologia, diferentemente das hipóteses assumidas por Kelejian e Prucha (1999), permite resíduos heterocedásticos. Um detalhe é que o parâmetro espacial autorregressivo dessa estimação não é limitado em -1 e 1 por causa da normalização na linha da matriz de pesos espaciais, a qual depende do número de observações (KELEJIAN; PRUCHA, 2010).

Por fim, buscando mais evidências para validar as implicações encontradas, um teste de robustez com base em dados em painel é realizado. A especificação da equação segue o modelo definido para corte transversal, exceto para a variável dependente que é adaptada para o contexto de painel conforme explicado na próxima subseção. O teste de especificação utilizado é o de Hausman, indicando se os efeitos fixos ou aleatórios são os mais compatíveis para a estimação. O estimador do método de momentos generalizados é empregado para os modelos SARAR e SAR de acordo com Kelejian e Prucha (1999), Kapoor, Kelejian e Prucha (2007) e Millo e Piras (2012).

3.3 Modelo empírico

A estratégia de estimação consiste em utilizar como amostra as informações dos 645 municípios de São Paulo e para os três grupos de municípios construídos com base nos arranjos populacionais. O intuito é avaliar se há algum efeito diferenciado de transbordamento espacial do PIB per capita de acordo com a amostra paulista específica. Espera-se que a amostra de municípios que fazem parte de arranjos integrados tenha um efeito de transbordamento positivo da renda, indicando que o crescimento da região impulsiona a economia de sua vizinhança.

A Tabela 1 apresenta os dados utilizados para as estimativas com uma breve descrição de cada um. As duas fontes de dados são o portal de Informações Municipais Paulistas (IMP) e a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). A variável dependente da equação com dados de corte transversal é Y_i , enquanto $Y_{i,t-r}$ é a definida para a regressão de dados em painel tratada como teste de robustez. Ambas informam as taxas de crescimento do Produto Interno Bruto per capita (PIBpc) de cada município, se dife-

reenciando de acordo com o período empregado na construção da variável: Y_i considera o crescimento do PIBpc municipal de 2002 e 2017 (modelo de dados de corte transversal), já $Y_{i,t-r}$ representa a taxa de crescimento entre 2002-2007, 2007-2012 e 2012-2017 (modelo de dados em painel).

Tabela 1: Descrição do banco de dados

Variável	Descrição	Fonte
Y_i	Taxa de crescimento do Produto Interno Bruto per capita entre 2002 e 2017.	IMP
$Y_{i,t-r}$	Taxa de crescimento do Produto Interno Bruto per capita a cada cinco anos entre 2002 e 2017.	IMP
DEN	Densidade demográfica, quantidade de habitantes dividido por km^2 .	IMP
$PROKF$	Proxy de capital físico. Consumo de energia elétrica da indústria, comércio e serviços em MWh per capita.	IMP
$PROKH$	Proxy de capital humano. Proporção de trabalhadores com ao menos ensino médio completo.	RAIS
$PROIS$	Proxy de instituições. Indicador Theil-T da renda formal.	RAIS
POP	População do município.	IMP
URB	Grau de urbanização, percentual da população urbana em relação à total.	IMP
ENV	Índice de envelhecimento, proporção de pessoas com 60 anos ou mais por 100 indivíduos entre 0 a 14 anos.	IMP
$VAAGR$	Participação do valor adicionado agrícola.	IMP
$VAIND$	Participação do valor adicionado industrial.	IMP
$VASER$	Participação do valor adicionado dos serviços.	IMP

Fonte: elaboração própria.

A equação geral a ser estimada, considerando os parâmetros de defasagem espacial autorregressivo e dos resíduos, pode ser representada como um SARAR da seguinte forma:

$$Y_i = \rho WY + \beta X_i + \lambda M\epsilon + \epsilon_i \quad (1)$$

Em que X é um vetor de variáveis explicativas para controle referentes ao ano de 2002 (DEN , $PROKF$, $PROKH$, $PROIS$, URB , ENV , $VAAGR$, $VAIND$, $VASER$, conforme Tabela 1) com o intuito de reduzir a endogeneidade temporal do modelo. W e M são matrizes de pesos espaciais constantes e ϵ representa o termo de erro. Os parâmetros que captam o efeito das variáveis espaciais são ρ para a defasagem espacial autorregressiva e λ para os resíduos. A estimativa da defasagem espacial da variável dependente (WY) é o parâmetro de interesse. Y_i pode ser representado como:

$$Y_i = \frac{\ln(PIBpc_{2017}) - \ln(PIBpc_{2002})}{\ln(PIBpc_{2002})}. \quad (2)$$

A proposta é estruturar um modelo de crescimento consistente com a literatura para que então seja avaliado a existência de autocorrelação espacial. Assim, há a necessidade de incluir uma série de variáveis relevantes para explicar o crescimento do PIB per capita.

Uma delas é a proxy de capital físico, sendo representada pelo consumo de energia per capita, o qual já foi utilizado dessa forma por Silva, Cruz e Irffi (2013).

Como proxy de capital humano, utiliza-se a proporção de trabalhadores do setor formal com pelo menos ensino médio completo. Assim, engloba-se os com ensino superior completo e incompleto. Essa variável foi adaptada também de Silva, Cruz e Irffi (2013), os quais utilizaram a quantidade de pessoas com pelo menos ensino fundamental completo como proxy.

O Índice de Theil-T é construído com dados da RAIS, de forma parecida com Soares et al. (2016) e Silva e Ribeiro (2018). Tal indicador é utilizado como proxy para instituições, seguindo Barros (2011) e Sala-i-Martin (2002), que consideram a desigualdade como um componente institucional. A fórmula pode ser representada como:

$$THEIL - T = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y} \ln \left(\frac{y_i/y}{n_i/n} \right) \quad (3)$$

Em que y_i é o salário, y é a soma dos rendimentos de todas as faixas, n_i é a quantidade de trabalhadores por faixa de remuneração e n é o total de empregados. O valor do índice pode variar entre 0 e $\ln(n)$, sendo que um indicador de valor 0 significaria total igualdade de renda no município.

As proxies utilizadas nesse trabalho precisam ser avaliadas com cuidado, principalmente as de capital humano e instituições por admitirem apenas dados do setor formal. O setor informal é bastante relevante no Brasil, sendo que sua participação continua aumentando (CARVALHO; DE OLIVEIRA; CARVALHO, 2007). Não considerar tal aspecto é uma limitação das variáveis pelos dados disponíveis.

As variáveis de controle com características municipais são utilizadas amplamente pela literatura de economia regional e crescimento: densidade demográfica, população, participação de habitantes na área urbana, índice de faixa etária e composição setorial do valor adicionado (AGOSTINO et al., 2020; KOSTER; BROUWER; LEEUWEN, 2020; MARANDOLA JÚNIOR et al., 2013; STAMPE; PORSSE; PORTUGAL, 2011; VIEIRA, 2009).

O teste de robustez é feito com base em estimações de dados em painel, abrangendo o período de 2002 e 2017 com taxas de crescimento de cinco anos, resultando em três períodos para a regressão. A variável dependente é $Y_{i,t-r}$, a qual mantém uma estrutura parecida com a de Y_i :

$$Y_{i,t-r} = \frac{\ln(PIBpc_{i,t}) - \ln(PIBpc_{i,r})}{\ln(PIBpc_{i,r})} \quad (4)$$

Em que r são os anos iniciais 2002, 2007 e 2012, enquanto t representa os anos de 2007, 2012 e 2017. Uma taxa de crescimento quinquenal foi preferida porque dados anuais podem estar mais sujeitos aos ruídos aleatórios (ISLAM, 1995). As variáveis explicativas novamente serão referentes aos anos iniciais. Mantendo as definições anteriores, a equação de dados em painel a ser estimada pode ser representada da seguinte forma:

$$Y_{i,t-r} = \rho WY + \beta X_{i,r} + \lambda M\epsilon + \epsilon_{i,r} \quad (5)$$

O intuito do teste de robustez é estimar a equação 5 para as amostras de municípios paulistas definidas anteriormente. Então, observa-se e compara-se os resultados do parâmetro autorregressivo espacial entre esses modelos, principalmente entre a amostra com arranjos populacionais integrados, na qual se espera que o mesmo seja positivo e

significante. Caso as evidências apontem para a mesma interpretação da modelagem de corte transversal, considera-se que a estimação tem certo grau de robustez.

4 Resultados

A seção a seguir apresenta primeiramente uma breve descrição estatística dos dados e visualização da distribuição espacial da variável de crescimento econômico, com o intuito de situar um contexto geral da amostra para o período. As estimativas dos modelos não espaciais e espaciais com dados de corte transversal são informadas e interpretadas com um enfoque na variável autorregressiva espacial. Por fim, o teste de robustez com dados em painel espacial é realizado.

A Tabela 2 mostra as estatísticas das variáveis utilizadas nas regressões. Enquanto Y_i representa a taxa de crescimento do PIB per capita entre 2002 e 2017, $Y_{i,t-r}$ abrange as taxas de cinco anos do mesmo período. As outras variáveis estão com dados referentes ao ano de 2002. O município com o maior crescimento observado foi Ilha Comprida, enquanto o menor foi Mogi Mirim, ambos do grupo de Outros arranjos. Dados como densidade demográfica e população expõem a extrema heterogeneidade do estado, provocada também pela pequena quantidade de municípios grandes. A média da participação do setor de serviços ser a maior significa que tal atividade é a mais representativa na economia paulista.

Tabela 2: Estatísticas descritivas

Estatística	N	Média	Erro padrão	Mínimo	Máximo
Y_i	645	3,65	3,61	-9,07	25,59
$Y_{i,t-r}$	1935	1,21	2,43	-10,91	25,34
DEN	645	273,39	1100,03	3,89	11868,91
PROKF	645	1,20	7,77	0,00	191,36
PROKH	645	0,32	0,10	0,05	0,71
PROIS	645	0,28	0,09	0,06	1,05
POP	645	58769,63	427864,90	802,00	10613691,00
ENV	645	43,97	14,82	13,18	120,49
URB	645	80,91	15,11	22,05	100,00
VAAGR	645	23,74	17,02	0,00	68,28
VAIND	645	19,79	14,47	3,00	83,00
VASER	645	37,91	12,35	5,76	81,17

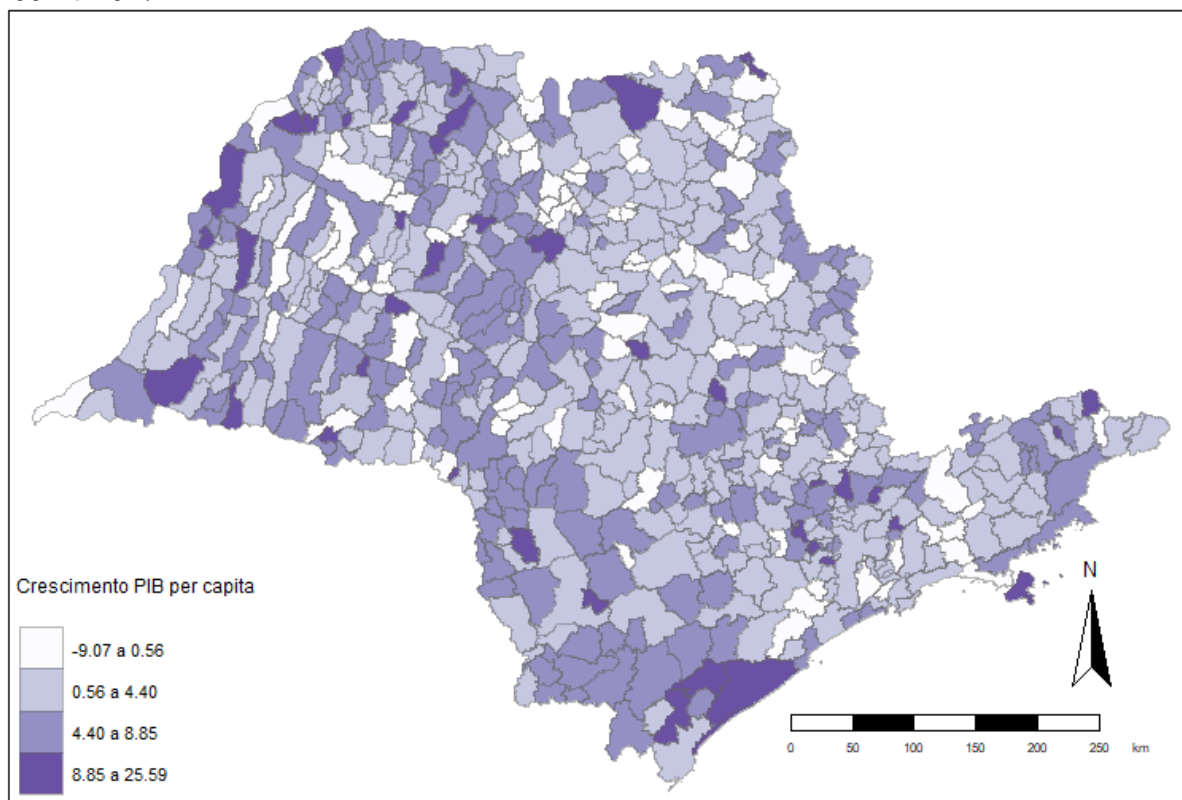
Fonte: elaboração própria.

Vale ressaltar que as variáveis de densidade demográfica, população e a proxy de capital físico estão em seus valores brutos na Tabela 2, mas para a regressão o logaritmo natural é aplicado. Os valores de Y_i e $Y_{i,t-r}$ são multiplicados por 100 para facilitar a visualização e interpretação dos resultados, inclusive na construção dessa tabela. A Tabela 2 mostra que o crescimento econômico do período foi bem disperso, com elevados erros padrão em comparação à média.

A Figura 2 ilustra a distribuição espacial da variável dependente utilizada nas estimações de corte transversal. Observa-se um crescimento elevado do PIB per capita entre 2002 e 2017 em diversas regiões do estado. Da mesma forma que existem municípios

de crescimento acentuado nas regiões metropolitanas e arranjos populacionais integrados, também há os casos de cidades isoladas com uma boa trajetória do PIB per capita. O crescimento no território pareceu ser bem distribuído durante esses 15 anos. Ainda assim, há a presença de algumas aglomerações de municípios com crescimento negativo em quase todas as regiões.

Figura 2: Crescimento do Produto Interno Bruto per capita dos municípios paulistas entre 2002 e 2017



Fonte: elaboração própria.

A Figura 2 também mostra que há um certo padrão espacial no crescimento econômico dos municípios paulistas. Ainda assim, não há uma grande aglomeração de elevadas taxas de crescimento, principalmente por diversos municípios menores e mais distantes dos grandes centros urbanos apresentarem maiores valores para essa variável. Verificar se a formação de arranjos populacionais e a integração destes permitiu um efeito positivo do crescimento de uma região para as demais vizinhas é então o objetivo das regressões espaciais.

Entretanto, antes das regressões espaciais é necessário realizar o diagnóstico de autocorrelação espacial em regressões não espaciais. A Tabela 3 apresenta os resultados das estimativas não espaciais via MQO. A coluna 1 considera todos os municípios paulistas, enquanto que a 2, 3 e 4 representam as amostras com base nos arranjos populacionais destacados na tabela. Esses resultados, por serem estimados por MQO, provavelmente sofrem de diversos problemas. Um deles pode ser provocado por não considerar que há autocorrelação espacial, de forma que são realizados os testes de Moran nos resíduos com as matrizes do tipo rainha e torre para verificar sua presença na regressão.

Avaliando a constante da Tabela 3, observa-se um valor heterogêneo entre os grupos amostrais. O coeficiente informa que os municípios do grupo de Outros arranjos apresen-

taram na média um crescimento maior no período do que as outras três amostras. Por outro lado, o modelo de Outros arranjos foi o único em que os testes de Moran não foram significativos, ou seja, não rejeitaram a hipótese nula de que não há autocorrelação espacial no modelo. Assim, as regressões espaciais apenas serão realizadas para as modelagens das colunas 1, 2 e 4, excluindo os Outros arranjos da análise de econometria espacial. Uma explicação para isso é de que a divisão de municípios de acordo com os arranjos populacionais acaba isolando alguns casos, diminuindo a assimilação da autocorrelação espacial pelas matrizes de contiguidade.

Tabela 3: Regressões não espaciais - MQO

	Y_i 1	Y_i 2	Y_i 3	Y_i 4
Constante	15,46*** (2,07)	9,40*** (2,55)	26,87*** (5,05)	23,71*** (6,45)
IDEN	-0,34* (0,18)	-0,70** (0,30)	-1,43** (0,55)	0,32 (0,45)
IPROKF	0,40** (0,16)	0,26 (0,20)	0,17 (0,32)	1,48** (0,56)
PROKH	-0,22 (1,59)	-1,27 (1,90)	2,11 (3,95)	-4,92 (4,22)
PROIS	-0,54 (1,61)	-3,08* (1,87)	5,25 (3,84)	6,11 (4,58)
IPOP	0,38* (0,21)	0,88*** (0,27)	-0,26 (0,48)	0,17 (0,48)
URB	-0,0002 (0,01)	-0,02* (0,01)	0,03 (0,04)	-0,03 (0,04)
ENV	0,01 (0,01)	0,05*** (0,01)	-0,04* (0,02)	-0,04 (0,03)
VAIND	-0,19*** (0,02)	-0,16*** (0,03)	-0,22*** (0,06)	-0,29*** (0,08)
VAAGR	-0,18*** (0,02)	-0,14*** (0,03)	-0,29*** (0,05)	-0,16* (0,08)
VASER	-0,15*** (0,03)	-0,10** (0,04)	-0,17** (0,07)	-0,22*** (0,08)
Arranjo	Geral	Nenhum	Outros	Integrados
Observações	645	382	157	103
Adjusted R2	0,14	0,19	0,23	0,09
Teste F	11,19***	9,75***	5,60***	1,95**
Moran (rainha)	3,27***	2,82***	-0,62	3,07***
Moran (torre)	3,05***	2,80***	-0,64	2,81***

Fonte: elaboração própria.

Nota: * 10% de significância, ** 5% de significância, *** 1% de significância.

Uma ressalva a ser feita é de que considerar apenas as matrizes de contiguidade do tipo rainha e torre pode não ser a melhor forma de captar a autocorrelação espacial. A definição da matriz de pesos espaciais é realizada de forma exógena, sem nenhum teste específico para a decisão. Considerar que matrizes de distância geográfica e de k

vizinhos mais próximos não seriam adequadas para a aplicação proposta é uma questão específica deste trabalho, o qual propõe uma regionalização que acaba isolando alguns municípios. Isso seria uma explicação para a não detecção de autocorrelação espacial para o modelo considerando os Outros arranjos, pois estes costumam estar isolados em pequenos grupos de municípios - por outro lado, pode ser uma evidência de que apenas a formação de arranjos populacionais sem integração uns com os outros não é o suficiente para a ocorrência do transbordamento espacial.

A metodologia continua a ser aplicada apenas para os grupos de todos os municípios (Geral), os com Nenhum arranjo e arranjos Integrados, os quais apresentaram indícios de autocorrelação espacial. Os resultados dos testes LM estão informados na Tabela 4, sendo calculados com base na matriz de pesos espaciais do tipo rainha, por esta apresentar a maior estatística de Moran calculada na Tabela 3. Enquanto os testes para autocorrelação espacial na defasagem da variável dependente e no erro são significantes, a versão robusta do LM para o erro rejeita a hipótese de não autocorrelação apenas para os casos de todos os municípios paulistas e aqueles sem arranjo populacional. Por outro lado, o teste SARMA, que considera o teste de LM para o erro e LM robusto para a defasagem, é significativo para os três grupos, indicando que permitir a defasagem espacial para a variável dependente e termo de erro pode ser o mais adequado.

Tabela 4: Estatísticas dos testes LM

	Y_i	Y_i	Y_i
LMLag	6***	4**	8***
LMErro	10***	7***	8***
RLMLag	1	1	0
RLMErro	4**	4**	0
SARMA	11***	9**	8**
Arranjo	Geral	Nenhum	Integrados

Fonte: elaboração própria.

Nota: ** 5% de significância, *** 1% de significância.

Os modelos estimados então são o SARAR e SAR, tornando-se possível avaliar a alteração no parâmetro autorregressivo espacial quando se considera que o erro também seja defasado espacialmente. Os testes de Breusch-Pagan e Breusch-Godfrey são realizados para verificar se há heterocedasticidade e autocorrelação nas regressões - ambos indicam de que é necessário adotar uma metodologia HAC. Estimacões robustas permitem uma maior confiabilidade na análise dos níveis de significância e desvio padrão dos coeficientes.

A proposta dessa estratégia é avaliar como o parâmetro espacial se difere conforme a amostra é alterada. Assim, o esperado é de que quando os municípios possuem algum grau de interação econômica entre si, o crescimento do PIB per capita transborda entre a vizinhança, impulsionando o desempenho dessa variável na região. As estimacões espaciais consistentes com autocorrelação e heterocedasticidade são reportadas na Tabela 5, em que as colunas 1-3 referem-se ao modelo SARAR e 4-6 para o SAR.

Os resultados da Tabela 5 indicam que o parâmetro autorregressivo espacial só é positivo e significativo quando se considera a amostra de municípios de arranjos Integrados. Na coluna 3 o coeficiente de WY é maior do que um, situação possível e compatível com esse estimador conforme Kelejian e Prucha (2010). Assim, a hipótese adotada de

que há um efeito de transbordamento espacial da renda nas regiões com maior integração intermunicipal parece ser reforçada.

Tabela 5: Regressões espaciais HAC

	Y_i 1	Y_i 2	Y_i 3	Y_i 4	Y_i 5	Y_i 6
WY	-0,22 (0,18)	0,12 (0,17)	1,14*** (0,14)	-0,07 (0,18)	0,15 (0,18)	0,99*** (0,18)
WErro	0,41*** (0,12)	0,09 (0,18)	-0,9 *** (0,24)			
Constante	17,36*** (2,65)	8,46*** (2,72)	15,79*** (5,16)	16,03*** (2,58)	8,18*** (2,87)	20,41*** (6,04)
IDEN	-0,37* (0,20)	-0,61** (0,27)	0,09 (0,30)	-0,36* (0,20)	-0,62** (0,28)	0,22 (0,37)
IPROKF	0,43** (0,16)	0,31 (0,19)	1,14*** (0,48)	0,4** (0,16)	0,3 (0,19)	1,33** (0,58)
PROKH	-0,35 (1,83)	-1,26 (2,01)	-4,36* (2,47)	-0,22 (1,76)	-1,25 (2,03)	-5,6* (3,15)
PROIS	-0,59 (1,72)	-2,91* (1,65)	3,79 (3,55)	-0,53 (1,78)	-2,95* (1,71)	2,96 (4,47)
IPOP	0,46* (0,24)	0,87** (0,33)	0,72* (0,43)	0,38 (0,25)	0,86** (0,33)	0,74* (0,40)
URB	-0,01 (0,01)	-0,02* (0,01)	-0,07** (0,03)	-0,001 (0,01)	-0,02* (0,01)	-0,07** (0,03)
ENV	0,01 (0,01)	0,05*** (0,02)	-0,02 (0,02)	0,01 (0,01)	0,05*** (0,02)	-0,03 (0,02)
VAIND	-0,20*** (0,03)	-0,16*** (0,04)	-0,23*** (0,07)	-0,20*** (0,03)	-0,15*** (0,04)	-0,28*** (0,08)
VAAGR	-0,20*** (0,03)	-0,14*** (0,04)	-0,14*** (0,06)	-0,19*** (0,03)	-0,13*** (0,04)	-0,17** (0,08)
VASER	-0,16*** (0,04)	-0,10 (0,06)	-0,21*** (0,07)	-0,15*** (0,04)	-0,10*** (0,06)	-0,24*** (0,08)
Observações	645	382	103	645	382	103
Arranjo	Geral	Nenhum	Integrados	Geral	Nenhum	Integrados

Fonte: elaboração própria.

Nota: * 10% de significância, ** 5% de significância, *** 1% de significância.

No entanto, a possível presença de endogeneidade nos resultados deve ser levada em conta para as interpretações. A relação entre o crescimento econômico entre município e vizinhança pode estar sendo influenciada por um viés de seleção amostral. Isso significa que a amostra de arranjos integrados pode ter passado por um período benéfico para a trajetória do PIB per capita e há apenas uma correlação entre as taxas de crescimento dos entes envolvidos, não uma relação causal.

Além disso, os problemas do viés de variável omitida e de erro na especificação podem estar presentes nas estimativas. O primeiro pode ser provocado pela não inclusão de variáveis não observáveis específicas de cada município e das defasagens espaciais dos regressores. Os erros de especificação na regressão podem ocorrer, por exemplo, pela não

linearidade entre algumas variáveis consideradas. Também há a questão das proxies de capital físico, capital humano e instituições, as quais são limitadas em sua construção e podem trazer resultados espúrios para a pesquisa. Diferentes estimadores e métodos são necessários para uma maior confiabilidade da análise, sendo que modelos de dados em painel podem esclarecer algumas imprecisões dos resultados de corte transversal, por admitirem um maior número de informações (GREENE, 2014).

Os resultados do teste de robustez são visualizados na Tabela 6. O teste de Hausman indicou os efeitos fixos como os mais adequados para os dados em painel. Seguindo a especificação dos modelos anteriores de corte transversal, estimaram-se os modelos SARAR e SAR com a matriz de pesos espaciais do tipo rainha para a defasagem autorregressiva. No caso do estimador de painel SARAR, é necessário a escolha de outro tipo de matriz de pesos para o WErro (PIRAS, 2010), sendo a matriz de torre a empregada neste caso.

Tabela 6: Regressões de dados em painel espacial

	$Y_{i,t-r}$ 1	$Y_{i,t-r}$ 2	$Y_{i,t-r}$ 3	$Y_{i,t-r}$ 4	$Y_{i,t-r}$ 5	$Y_{i,t-r}$ 6
WY	0,12	0,14*	0,42***	0,10	0,11	0,34**
	-0,10	-0,08	-0,11	-0,08	-0,09	-0,16
WErro	0,04	-0,14	-0,37			
	-4,32	-3,36	-2,80			
IDEN	-1,50	13,14	0,85	-1,64	15,78	1,32
	-4,87	-20,01	-7,62	-4,87	-20,56	-8,38
IPROKF	0,19	0,43	0,53	0,19	0,46*	0,74
	-0,17	-0,27	-0,55	-0,19	-0,03	-0,63
PROKH	-2,61***	-2,01*	-4,05**	-2,6***	-1,88*	-4,44**
	-0,93	-1,11	-1,88	-0,93	-1,13	-2,12
PROIS	2,30**	4,66***	-4,00	2,31**	4,81***	-3,06
	-1,09	-1,16	-2,82	-1,09	-1,19	-3,11
IPOP	-1,26	-20,53	1,54	-1,21	-23,19	0,67
	-4,91	-20,06	-7,93	-4,92	-20,62	-8,65
URB	0,03	-0,02	0,06	0,03	-0,02	0,06
	-0,02	-0,02	-0,05	-0,02	-0,02	-0,06
ENV	-0,04***	-0,03***	-0,07***	-0,04***	-0,03***	-0,08***
	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01	-0,01	-0,02
VAIND	-0,39***	-0,38***	-0,36***	-0,39***	-0,38***	-0,38***
	-0,02	-0,02	-0,05	-0,02	-0,02	-0,05
VAAGR	-0,37***	-0,35***	-0,35***	-0,37***	-0,35***	-0,36***
	-0,02	-0,02	-0,05	-0,02	-0,02	-0,05
VASER	-0,35***	-0,28***	-0,31***	-0,35***	-0,28***	-0,31***
	-0,02	-0,03	-0,05	-0,02	-0,03	-0,05
Observações	1935	1146	309	1935	1146	309
Arranjo	Geral	Nenhum	Integrados	Geral	Nenhum	Integrados

Fonte: elaboração própria.

Nota: * 10% de significância, ** 5% de significância, *** 1% de significância.

Os coeficientes de WY indicam que há um efeito de transbordamento espacial positivo quando se considera os municípios de arranjos Integrados. Nas outras amostras, o

efeito não é estatisticamente significativo com um p-valor menor que 5%, logo, não mostra um efeito robusto nesses casos. Assim, esses resultados mostram que os municípios, ao estarem ambientados com os seus vizinhos, mantendo uma relação econômica regional por meio do consumo e mercado de trabalho, podem se beneficiar com um efeito de retroalimentação no crescimento da renda.

Quando se considera todos os municípios paulistas (Geral), o efeito de transbordamento do PIB per capita não é significativo em nenhum modelo. Tal implicação vai contra as estimativas de Vieira (2009), que avaliou o desempenho do estado durante 1980-2000 e encontram fortes evidências de transbordamento positivo do crescimento municipal paulista. Assim, parece que no período de 2002 a 2017 houveram efeitos locais de transbordamento nos territórios com maior integração entre municípios.

5 Conclusão

O objetivo deste estudo era estimar o efeito de transbordamento espacial do PIB per capita nos municípios paulistas a partir de uma regionalização baseada na formação de arranjos populacionais. A hipótese era de que, nas regiões constituídas por arranjos populacionais integrados, tal efeito era positivo e significativo. Isso significaria que a integração econômica permite um efeito de encadeamento do crescimento econômico para a vizinhança.

Estimações de regressões espaciais com dados de corte transversal consistentes com autocorrelação e heterocedasticidade e modelos de dados em painel espacial indicaram que tal hipótese pôde ser observada de forma robusta durante 2002 e 2017. Ou seja, os municípios paulistas integrados com suas regiões puderam gerar um efeito positivo do crescimento da renda ao seu redor.

Os resultados encontrados nesse trabalho implicam que incentivar a cooperação entre municípios pode acelerar o desenvolvimento econômico no longo prazo. Uma forma de reforçar esse processo poderia ser com investimentos em infraestrutura nas estradas e nos meios de transporte para facilitar a mobilidade dos trabalhadores. A redução dos custos de transporte pode afetar positivamente o lado da oferta de trabalho, pois permite que trabalhadores busquem empregos em outras localizações. As firmas também poderiam alcançar um maior número de consumidores e clientes, formando novos mercados a serem explorados. Entretanto, tal estratégia deve envolver um planejamento regional e investimentos do setor público.

Referências

ACEMOGLU, D. et al. Institutional causes, macroeconomic symptoms: Volatility, crises and growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 1, p. 49–123, 2003.

AGOSTINO, M. et al. Institutional quality and firms' productivity in European regions. **Regional Studies**, Taylor & Francis, p. 1–14, 2020. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1712689>>.

AMOS, O. M. Unbalanced regional growth and regional income inequality in the latter stages of development. **Regional Science and Urban Economics**, v. 18, n. 4, p. 549–566, 1988.

- ANOUSHEH, S. et al. Spatial Spillover Effect of Public Infrastructure in Different GDP Sector Compositions : Spatial Panel Evidence in Eu-28 Regions. **International Economic Studies**, v. 50, n. 1, p. 29–40, 2020.
- ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. [S.l.]: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- ANSELIN, L. et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, v. 26, n. 1, p. 77–104, 1996.
- ARRAIZ, I. et al. A spatial cliff-ord-type model with heteroskedastic innovations: Small and large sample results. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 2, p. 592–614, 2010.
- BARROS, S. Relações entre instituições , capital humano e acumulação de capital físico nos municípios brasileiros. **Economia & Tecnologia**, v. 25, 2011.
- CARVALHO, D. F.; DE OLIVEIRA, C. C. R.; CARVALHO, A. C. Desigualdades econômicas inter-regionais, capacidade tributária e esforço fiscal dos estados da Amazônia (1970-2000): uma abordagem econométrica de fronteira estocástica. **Novos Cadernos NAEA**, v. 10, n. 2, p. 5–47, 2007.
- DINIZ, C. C. Repensando a questão regional brasileira: tendências, desafios e caminhos. In: PAINÉIS sobre o Desenvolvimento Brasileiro. [S.l.: s.n.], 2002. p. 239–274.
- DOMAR, E. D. Capital Expansion , Rate of Growth , and Employment. **Econometrica**, v. 14, n. 2, p. 137–147, 1946.
- ETGES, V. E.; DEGRANDI, J. O. Desenvolvimento regional: a diversidade regional como potencialidade. **Revista Brasileira de Gestao e Desenvolvimento Regional**, v. 9, n. 2, p. 232–261, 2013.
- FISCHER, M. M.; SCHERNGELL, T.; REISMANN, M. Knowledge spillovers and total factor productivity: Evidence using a spatial panel data model. **Geographical Analysis**, v. 41, n. 2, p. 204–220, 2009.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. Boston: Pearson Education Limited, 2014. p. 1241.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Arranjos populacionais e concentrações urbanas no Brasil**, Coordenação de Geografia. 2^a edição. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.
- ISLAM, N. Growth Empirics : A Panel Data Approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127–1170, 1995.
- KALRA, R.; THAKUR, S. Development patterns in India: Spatial convergence or divergence? **GeoJournal**, v. 80, n. 1, p. 15–31, 2014.
- KAPOOR, M.; KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Panel data models with spatially correlated error components. **Journal of Econometrics**, v. 140, n. 1, p. 97–130, 2007.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 509–533, 1999.
- _____. A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 17, n. 1, p. 99–121, 1998.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. HAC estimation in a spatial framework. **Journal of Econometrics**, v. 140, n. 1, p. 131–154, 2007.

_____. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, Elsevier B.V., v. 157, n. 1, p. 53–67, 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>>.

KOSTER, S.; BROUWER, A. E.; LEEUWEN, E. S. van. Diversity as the key to success? Urban and rural employment dynamics in the Netherlands. **Regional Studies**, Taylor & Francis, p. 1–13, 2020. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1699652>>.

LEFF, N. H. Economic Development and Regional Inequality : Origins of the Brazilian Case. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 86, n. 2, p. 243–262, 1972.

LEME, M. C.; BIDERMAN, C. O mapa das desigualdades no estado de São Paulo. **Novos Estudos**, n. 49, p. 181–211, 1997.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. Pitfalls in Higher Order Model Extensions of Basic Spatial Regression Methodology. **The Review of Regional Studies**, v. 41, p. 13–26, 2011. Disponível em: <www.srsa.org/rrs>.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3–42, 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407–437, 1992.

MARANDOLA JÚNIOR, E. et al. Crescimento urbano e áreas de risco no litoral norte de São Paulo. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 30, n. 1, p. 35–56, 2013.

MILLO, G.; PIRAS, G. Splm: Spatial panel data models in R. **Journal of Statistical Software**, v. 47, n. 1, 2012.

PIRAS, G. sphet: Spatial models with heteroskedastic innovations in R. **Journal of Statistical Software**, v. 35, n. 1, p. 1–21, 2010.

ROMER, P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986.

SALA-I-MARTIN, X. Fifteen years of new growth economics: what have we learned? **Journal Economía Chilena**, p. 41–60, 2002. Disponível em: <http://www.bcentral.cl/estudios/banca-central/pdf/v6/041_060saliimartin.pdf>.

SCHULTZ, T. W. Capital Formation by Education. **Journal of Political Economy**, v. 68, n. 6, p. 571–583, 1960.

SILVA, L. D. C. da; CRUZ, M. S. da; IRFFI, G. Gastos públicos e crescimento econômico : uma análise para os municípios paraibanos. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, n. 3, p. 741–760, 2013.

SILVA, L. A.; RIBEIRO, L. C. D. S. A dinâmica das disparidades regionais e do emprego formal no território baiano: uma análise do período 2004-2014. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, v. 20, n. 2, p. 383–400, 2018.

SILVEIRA NETO, R. d. M.; CAMPÊLO, A. K. Radiografando as Disparidades Regionais de Renda no Brasil : Evidências a Partir de Regressões Quantílicas. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 3, p. 359–378, 2003.

- SOARES, A. P. et al. Índice de Theil-T por estratos de renda e por determinantes das desigualdades de remuneração: uma aplicação para o mercado de trabalho de Santa Maria, Rio Grande do Sul. **Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria**, v. 9, n. 2, p. 280–292, 2016.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.
- SOUZA, N. d. J. Desenvolvimento polarizado e desequilíbrios regionais no Brasil. **Análise Econômica**, n. 19, p. 29–59, 1993.
- STAMPE, M. Z.; PORSSE, A. A.; PORTUGAL, M. S. Demographic Change and Economic Growth in Brazil: an Exploratory Spatial Data Analysis. In: 39^o Encontro Nacional de Economia. Foz do Iguaçu: [s.n.], 2011. p. 36.
- TAVARES, J. C. Planejamento Regional no Estado de São Paulo: Polos, Eixos e a Região dos Vetores Produtivos. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, v. 20, n. 2, p. 344, 2018. Disponível em: <<http://rbeur.anpur.org.br/rbeur/article/view/5574>>.
- VIEIRA, R. d. S. **Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial**. São Paulo: Editora UNESP, 2009.
- WILLIAMSON, J. G. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. **Economic Development and Cultural Change**, v. 13, n. 4, p. 1689–1699, 1965. arXiv: arXiv:1011.1669v3.