

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

DANIEL BELLUCCO POZZA

DISPARIDADES REGIONAIS DO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ABORDAGEM  
SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E COMPOSIÇÃO DO GASTO PÚBLICO  
MUNICIPAL

CURITIBA

2021

DANIEL BELLUCCO POZZA

DISPARIDADES REGIONAIS DO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ABORDAGEM  
SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E COMPOSIÇÃO DO GASTO PÚBLICO  
MUNICIPAL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Minoru Hasegawa

CURITIBA

2021

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS  
APLICADAS – SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)  
Bibliotecário: Eduardo Silveira – CRB 9/1921

Pozza, Daniel Bellucco

Disparidades regionais do Estado de São Paulo: uma abordagem  
sobre crescimento econômico e composição do gasto público municipal /  
Daniel Bellucco Pozza.- 2021.

89 p.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Paraná. Programa  
de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, do Setor de  
Ciências Sociais Aplicadas.

Orientador: Marcos Minoru Hasegawa.

Defesa: Curitiba, 2021.

1. Desenvolvimento econômico. 2. Despesa pública. 3. Disparidades  
econômicas regionais. I. Universidade Federal do Paraná. Setor de  
Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em  
Desenvolvimento Econômico. II. Hasegawa, Marcos Minoru. III. Título.

CDD 336

## TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **DANIEL BELLUCCO POZZA** intitulada: **Disparidades regionais do Estado de São Paulo: uma abordagem sobre crescimento econômico e composição do gasto público municipal**, sob orientação do Prof. Dr. MARCOS MINORU HASEGAWA, que após terem conhecido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa. A outorga do título de mestre está sujeita à homologação pelo Colegiado, ao atendimento de todas as condições e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 25 de Fevereiro de 2021.

Assinatura Eletrônica

26/02/2021 15:53:10.0

MARCOS MINORU HASEGAWA

Presidente da Banca Examinadora (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Assinatura Eletrônica

26/02/2021 10:18:13.0

FERNANDO MOTTA CORREIA

Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Assinatura Eletrônica

01/03/2021 17:09:30.0

EDUARDO SIMÕES DE ALMEIDA

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA)

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria de agradecer primeiramente à minha família, em especial minha mãe e meu pai, Ivana e Gervásio. Obrigado por todo o apoio e amor. Tudo que eu conquistar vai ser devido aos seus ensinamentos.

Agradeço à minha namorada, Sílvia, por todo o companheirismo e momentos compartilhados. Obrigado por me incentivar a ser o melhor de mim.

Também agradeço ao Professor Marcos Hasegawa, que foi meu orientador durante o mestrado e realização desse trabalho. Obrigado pelo auxílio e formação nesse período.

Agradeço aos professores Fernando Correia e Eduardo de Almeida, que aceitaram fazer parte da banca de defesa. Também agradeço ao Professor Alexandre Porsse, que participou da banca de qualificação. Obrigado pela contribuição para minha pesquisa.

Meus companheiros de sala foram um presente especial que recebi quando comecei o mestrado. Bárbara, Carol, João, Fillippi, Diogo, Maju, Victoria, Tallys, Valéria, Thiago, Luiz, Leonardo, Alexandre, Gustavo. Obrigado por terem sido meus amigos.

Agradeço aos meus amigos de Maringá e Piraju, duas cidades que tenho raízes e histórias. Espero manter contato com vocês.

Obrigado para todos os professores que já passaram pela minha vida.

Desejo saúde e felicidade para todos.

## RESUMO

O trabalho investiga o impacto da composição do gasto público no crescimento econômico e na desigualdade de renda dos municípios do estado de São Paulo para o período de 2002 a 2017. A metodologia empregada é a de dados em painel estático, dinâmico e espacial. As estimações sugerem que apenas os gastos com capital promovem crescimento econômico. As outras despesas públicas não apresentaram robustez nos resultados, indicando que não afetam de forma significativa o crescimento do produto interno bruto ou do rendimento formal. Os modelos de regressão espacial exibem evidências de efeitos transbordamento positivo do PIB per capita, entretanto, esses efeitos são negativos ao considerar apenas municípios que não fazem parte nenhum arranjo populacional, ou seja, não possuem forte integração intermunicipal. Além disso, os resultados do painel dinâmico apontam para um processo de lenta convergência de renda dos municípios paulistas. O estudo apresenta indícios de que as disparidades regionais de renda do estado de São Paulo se reduziram para o período analisado.

**Palavras-chaves:** composição do gasto público. crescimento econômico. disparidades regionais. dados em painel.

## ABSTRACT

The work investigates public expenditure composition's impact on economic growth and income inequality in the municipalities of São Paulo's state for the period from 2002 to 2017. The methodology used is a static, dynamic, and spatial panel model. Estimates suggest that only capital expenditures promote economic growth. Other public expenditures did not show robust results, indicating that they do not significantly affect the gross domestic product or formal income growth. The spatial regression models show evidence of positive spillover effects of GDP per capita. However, these effects are adverse when considering only municipalities that are not part of any population arrangement. That is, they do not have inter-municipal solid integration. Besides, the dynamic panel results point to a process of slow convergence of income in the cities of São Paulo. The study shows evidence that the regional income disparities in São Paulo's state have narrowed over the period analyzed.

**Key-words:** public expenditure composition. economic growth. regional disparities. panel data.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – Produto interno bruto per capita dos municípios paulistas - 2002/2017	49
FIGURA 2 – Rendimento médio formal dos municípios paulistas - 2002/2017 .	49
FIGURA 3 – Índice Theil-T dos municípios paulistas - 2002/2017 . . . . .	50
FIGURA 4 – Participação dos gastos com capital - 2002/2017 . . . . .	81



## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Estrutura das despesas por função . . . . .	38
TABELA 2 – Descrição do banco de dados . . . . .	40
TABELA 3 – Estatísticas descritivas . . . . .	45
TABELA 4 – Produto interno bruto per capita e rendimento médio de empregos formais das Regiões Geográficas Intermediárias de 2002 e 2017	48
TABELA 5 – Regressão de dados em painel com efeitos fixos . . . . .	52
TABELA 6 – Regressão de dados em painel com efeitos fixos - Continuação .	56
TABELA 7 – Regressão de dados em painel espacial . . . . .	58
TABELA 8 – Regressão de dados em painel espacial - Continuação . . . . .	61
TABELA 9 – Regressão de dados em painel dinâmico . . . . .	63
TABELA 10 – Regressão de dados em painel para convergência . . . . .	65
TABELA 11 – Estatísticas descritivas - 2002 . . . . .	79
TABELA 12 – Estatísticas descritivas - 2017 . . . . .	80
TABELA 13 – Testes de especificação . . . . .	82
TABELA 14 – Testes para diagnóstico de regressão . . . . .	83
TABELA 15 – Testes de dependência espacial . . . . .	84
TABELA 16 – Regressão de dados em painel espacial SDM . . . . .	85
TABELA 17 – Regressão de dados em painel espacial SDM - Continuação . . .	87

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>10</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b>	<b>12</b>
2.1	Crescimento econômico e disparidades regionais	12
2.2	Federalismo fiscal e composição do gasto público	16
2.2.1	Composição do gasto público e crescimento econômico	19
2.3	Revisão empírica	21
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b>	<b>29</b>
3.1	Métodos de dados em painel	29
3.1.1	Modelos dinâmicos	32
3.1.2	Dados em painel espacial	35
3.2	Descrição do modelo empírico e das variáveis	37
<b>4</b>	<b>RESULTADOS</b>	<b>44</b>
4.1	Modelos tradicionais	50
4.2	Modelos espaciais	57
4.3	Modelos de convergência	62
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>67</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>69</b>
	<b>APÊNDICE 1 - Estatísticas descritivas - 2002</b>	<b>78</b>
	<b>APÊNDICE 2 - Estatísticas descritivas - 2017</b>	<b>79</b>
	<b>APÊNDICE 3 - Participação dos gastos com capital - 2002/2017</b>	<b>80</b>
	<b>APÊNDICE 4 - Testes de especificação</b>	<b>81</b>
	<b>APÊNDICE 5 - Testes para diagnóstico de regressão</b>	<b>82</b>
	<b>APÊNDICE 6 - Testes de dependência espacial</b>	<b>83</b>
	<b>APÊNDICE 7 - Regressão de dados em painel espacial SDM</b>	<b>84</b>
	<b>APÊNDICE 8 - Regressão de dados em painel espacial SDM - Con- tinuação</b>	<b>86</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Contemporaneamente, com cerca de 32% do PIB nacional e 21% da população em 2017, a economia do estado de São Paulo é expressiva para o desenvolvimento do país. Entretanto, ser um estado com referencial econômico elevado, não garante necessariamente que todas as suas regiões gozem de um desempenho econômico satisfatório. O Brasil é reconhecido pela elevada desigualdade de renda, e o estado paulista não é diferente. De acordo com Leme e Biderman (1997) e Vieira (2009), a disparidade de crescimento econômico entre as regiões do estado é agravante e ainda carece de estudos.

Existem diversas possíveis explicações para as disparidades paulistas. Souza (1993) menciona a importância do mercado de café e do desenvolvimento ferroviário para o crescimento do estado, o que acabou privilegiando as regiões de Santos, São Paulo, Campinas e Ribeirão Preto. Leme e Biderman (1997) encontram evidências de que a educação dos chefes de família, a presença de uma indústria moderna e agricultura bem desenvolvida são aspectos que estão correlacionados com menores índices de desigualdade e maiores níveis de renda no território paulista. Pavarina (2003), por outro lado, ao examinar o estado de São Paulo encontra indícios de que a elevação na escolaridade dos trabalhadores não melhorou as condições econômicas em algumas regiões, pois não foi acompanhado por uma melhora na qualidade dos postos de trabalho. Por exemplo, uma região pobre mais afastada dos centros urbanos não alavancaria o desenvolvimento apenas com uma maior especialização dos empregados, mas precisaria atrair capital e empreendimentos. Entretanto, nem sempre isso é viável, de forma que o Estado deve intervir.

O investimento público é notadamente reconhecido pela literatura como uma política para ajudar regiões atrasadas (ASCHAUER, 1989; GUPTA et al., 2005). Démurger (2001), por exemplo, indica que a falta de infraestrutura pode explicar razoavelmente as disparidades regionais da China. Nessa linha, Yilmaz (2018) implica que investimentos públicos em infraestrutura, educação e saúde são os que provavelmente mais contribuem para o crescimento. Entretanto, impactos negativos de certas funções do gasto público podem indicar ineficiência dos mesmos, implicando que há um excesso de investimento naquele setor (DEVARAJAN; SWAROOP; ZOU, 1996).

Quais tipos de gastos públicos estão influenciando positivamente o crescimento econômico do estado mais desenvolvido do Brasil? Existe alguma relação da composição do gasto público com a desigualdade de renda dentro de cada município? As diferenças nos níveis de renda das regiões paulistas estão diminuindo, corroborando um contexto de convergência de renda? Como a renda municipal está associada com

o desempenho econômico das cidades vizinhas?

O presente trabalho tem o objetivo avaliar o impacto da composição dos gastos públicos no crescimento econômico e desigualdade de renda dos municípios paulistas durante os anos de 2002 e 2017. Além disso, a pesquisa avalia se o crescimento econômico observado no período apresentou uma tendência de convergência e se houve efeitos de transbordamento de renda.

Três hipóteses são verificadas nesse trabalho: a primeira é que municípios que gastam maior proporção do orçamento público com infraestrutura e capital humano apresentam maiores taxas de crescimento e melhor distribuição de renda; a segunda hipótese condiz com a existência de transbordamento da renda, ou seja, o crescimento econômico de uma cidade pode influenciar positivamente os municípios vizinhos; por último, é testado se existe convergência de renda, evidenciado por um maior crescimento de municípios inicialmente mais pobres.

Ainda não existe um estudo sobre composição do gasto público e crescimento econômico específico para os municípios de São Paulo. Enquanto as pesquisas de Silva, Jayme Jr. e Martins (2009) e Rocha e Giuberti (2013) englobam os gastos públicos dos estados brasileiros e Divino e Silva Junior (2012) tratam de analisar todos os municípios, estudos direcionados para a dinâmica de apenas um estado apresentam resultados mais palpáveis dado os contextos próprios de cada região, como fazem Perdigão (2009) e Silva, Cruz e Irfi (2013) e Oliveira, Hasegawa e Thomaz (2018) para as cidades de Minas Gerais, Paraíba e Paraná, respectivamente. Os resultados para um estado mais desenvolvido, como São Paulo, podem diferir significativamente desses estudos.

A temática da desigualdade de renda é dificilmente relacionada com esses assuntos, sendo algumas exceções Tanninen (1999) e Glomm e Kaganovich (2008). Entretanto, relacionar as alocações do gasto público com a evolução da distribuição de renda está se tornando uma importante linha de pesquisa, perante uma maior participação da política fiscal governamental nas reduções de desigualdade de renda no século XXI (TOCHETTO, 2019). Como o gasto público está sendo alocado de acordo com sua natureza funcional e qual a relação dessa estruturação com a distribuição de renda é um aspecto ainda pouco explorado. A metodologia de dados em painel espacial não foi utilizada em nenhum trabalho relacionando esses temas.

O estudo está estruturado da seguinte forma: o capítulo 2 apresenta a revisão de literatura, realizando uma leitura de trabalhos empíricos e teóricos relacionados com os temas propostos; no terceiro capítulo está a proposta metodológica com a descrição da base de dados, das variáveis e dos modelos econométricos utilizados para as estimativas; por fim, o capítulo 4 abrange a visualização dos resultados e suas interpretações.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

O intuito desse capítulo é apresentar a literatura teórica e empírica de temas relevantes para o trabalho, como disparidades regionais, crescimento econômico, convergência de renda, dependência espacial, alocação e composição de gastos públicos.

### 2.1 CRESCIMENTO ECONÔMICO E DISPARIDADES REGIONAIS

A literatura de crescimento econômico é essencial para a compreensão do fenômeno da desigualdade, visto que as taxas de crescimento variam de uma economia para outra. Trabalhos como Domar (1946) e Solow (1956) contribuíram para a evolução dessa área de pesquisa, que busca explicar e compreender como os ciclos de crescimento econômico ocorrem.

O modelo de crescimento de Solow (1956) assume algumas hipóteses da teoria neoclássica, como retornos constantes de escala na função de produção, pleno emprego e rendimentos marginais decrescentes dos fatores. Seguindo a mesma linha de Domar (1946), uma maior importância é dada para o papel do investimento em capital físico no crescimento da renda per capita. De acordo com Solow (1956) e desconsiderando o progresso técnico, a renda per capita crescerá até o nível do estado estacionário e então se manterá constante. Por apresentar maiores retornos dos fatores, as economias mais pobres cresceriam mais rapidamente, ocorrendo uma convergência da renda no longo prazo.

A crítica de Mankiw, Romer e Weil (1992) é que, ao ignorar a importância do capital humano para o crescimento da renda per capita, as estimativas de Solow (1956) subestimavam o efeito do impacto do crescimento populacional e da taxa de poupança na renda. Além disso, a velocidade da convergência em Solow (1956) não apresentou valores condizentes com dados de diversos países entre 1960 e 1985 (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992). A acumulação de capital humano, sendo representada principalmente pela educação por Schultz (1960), passa a ser essencial nos modelos de crescimento econômico (LUCAS, 1988).

Romer (1986) altera significativamente a estrutura dos modelos de crescimento econômico de longo prazo ao considerar que a acumulação de conhecimento pode ter retornos crescentes de escala na função de produção. O autor argumenta que as inovações trazem externalidades positivas pelo efeito de transbordamento. Dessa forma, a renda per capita pode crescer indefinidamente, não ocorrendo convergência, e os países subdesenvolvidos podem crescer menos do que os desenvolvidos.

A relação entre crescimento e desigualdade de renda é caracterizada por Kuznets (1955) na forma de U invertido. O autor teoriza que uma elevação da renda estaria correlacionada com um aumento na desigualdade durante os estágios iniciais do desenvolvimento econômico. A partir de um ponto máximo, essa relação passaria a ser negativa com a maturação da urbanização, políticas redistributivas e industrialização.

A hipótese do U invertido entre desigualdade e crescimento foi adaptada para um contexto regional por Williamson (1965): considerando uma economia no estágio inicial do desenvolvimento econômico com apenas duas regiões, uma destas cresceria mais do que a outra devido aos diferenciais na produtividade, estrutura de mercado, migração de trabalho e políticas governamentais. O autor argumenta que esses motivos colaborariam com a redução das disparidades regionais em economias que se desenvolveram.

O foco de Williamson (1965) foi sobre as disparidades entre regiões dentro de um país e, usualmente, as comparações eram feitas entre setores urbanos e rurais (BHATTACHARYA; MAHALANOBIS, 1967; IKEMOTO; LIMSKUL, 1987). Entretanto, uma preocupação sobre as desigualdades dentro de cada estado passa a ser mais recorrente com os padrões de concentração de indústrias em áreas urbanas mais influentes das regiões (HANSEN, N. M., 1967; MCKEE; LEAHY, 1970). Esse movimento pode ser caracterizado como de migração das zonas rurais em busca de melhores oportunidades nos grandes centros urbanos (NIJKAMP; POOT, 1998; SOUZA, 1993).

Aplicando a mesma teoria do U invertido, nos estágios mais avançados do desenvolvimento econômico as regiões urbanas disseminariam o crescimento para o restante do território, reduzindo as disparidades regionais (AMOS, 1988). Mas, como apontam McKee e Leahy (1970), a urbanização pode agravar as desigualdades entre regiões, caso outras atividades industriais não sejam constituídas em áreas além dos complexos urbanos centrais.

Conforme a teoria passa a integrar aspectos regionais, a dimensão espacial se torna um fator essencial. O espaço, segundo Perroux (1950), não deve ser visto apenas como um local geográfico, mas também como um "campo de forças" abstratas e complexas que afetam as relações econômicas e o desenvolvimento regional. O autor implica que uma determinada região ser mais desenvolvida do que outra não é coincidência: a distância do mercado consumidor ou do acesso aos insumos, a localização estratégica e a combinação de características espaciais influenciam essas diferenças de crescimento. Como resultado das desigualdades entre regiões, Kalra e Thakur (2014) explanam que as economias de escala e de aglomeração podem atrair mais capital e trabalho para regiões mais desenvolvidas, fazendo persistir tais disparidades regionais.

O estudo de Elhorst, Piras e Arbia (2010) é um exemplo que incorpora a

dimensão espacial para formular um modelo de crescimento e convergência. Assumindo que a tecnologia de uma região é afetada pelas regiões vizinhas, os autores consideram que existe autocorrelação espacial entre as taxas de crescimento, nível de renda inicial e outras variáveis explicativas - desta forma, a convergência de renda depende de características da vizinhança. Sob outra perspectiva, Ravallion e Jalan (1996) expõem que pode haver divergência a nível domiciliar por causa das externalidades espaciais, como o nível de renda da comunidade.

As teorias apresentadas mostram que crescimento e desenvolvimento econômico estão correlacionados entre si e com a desigualdade de renda. Etges e Degrandi (2013) mostram que a discussão sobre desenvolvimento regional pode ser dividida em duas vertentes de pensamento: a primeira defende que a redução das desigualdades regionais é essencial para promover o desenvolvimento econômico de um território; o outro enfoque consiste em utilizar as diversidades regionais como acelerador do desenvolvimento, aproveitando as particularidades de cada região como um meio para se desenvolver. Esse debate, ainda atual em trabalhos científicos, demonstra que não há um consenso absoluto sobre o assunto, possibilitando avanços empíricos ao analisar as variáveis envolvidas para diferentes regiões das diversas esferas administrativas de uma nação ou continente.

Sobre desenvolvimento regional e local, Amaral Filho (2001) afirma que a teoria sofreu profundas transformações na virada do século XX<sup>1</sup>, porém há um certo consenso entre os economistas de que o fator histórico é essencial em análises regionais sobre crescimento ou desenvolvimento, pois determina o ponto de partida e auxilia a interpretar o contexto de cada região.

Uma visão histórica pode ser insuficiente, ou insatisfatória, diante das mudanças dinâmicas que vêm acontecendo na economia mundial. Diniz (2002), por exemplo, relaciona a globalização e a inovação tecnológica como fatores essenciais para o desenvolvimento regional no Brasil. O autor defende que o planejamento regional não deve se desvincular do planejamento nacional em estratégia e essência, nem deixar de lado a competição e inserção no mercado internacional<sup>2</sup>. Além disso, o incentivo para a inovação tecnológica tem sido fundamental nas etapas mais avançadas do desenvolvimento econômico, pois os progressos técnicos advindos deste processo impactam todas as cadeias produtivas e setores da economia (DINIZ, 2002).

A população brasileira cresceu mais de 300% durante o século XX e este crescimento foi extremamente diferenciado entre as regiões do país, o que intensificou as disparidades regionais de população diante de diferentes níveis de natalidade e

<sup>1</sup> Globalização, perda da participação do setor industrial no PIB mundial, crises e a descentralização são alguns dos motivos citados.

<sup>2</sup> Outra medida importante sugerida pelo autor seria fortalecer relações com países vizinhos, que normalmente recebem menos importância do que os países europeus, asiáticos e norte-americanos

mortalidade e dos movimentos de migração que ocorreram (DINIZ, 2002). Neste período ainda houve um forte processo de urbanização guiado pelo desenvolvimento industrial - acontecimentos que também foram promovidos de forma desigual - inicialmente fomentado pela atividade agroexportadora (LEFF, 1972).

Considerando a importância das origens históricas da desigualdade, Leff (1972) busca apresentar evidências relacionando-as com o desenvolvimento econômico do Brasil, principalmente comparando a região nordeste e sudeste. A primeira era mais rica até o século XVIII, mas o cenário passa a se inverter durante o século XIX, quando a região sudeste alavancou com um nível de renda per capita maior. Algumas explicações apresentadas para isso estão relacionadas com a capacidade desta região de trazer escravos da região nordeste, mesmo com elevados custos de transporte, e também as imigrações europeias em larga escala que foram para a região sudeste. Além disso, o café possibilitou todo o desenvolvimento da região sudeste durante esse período pelas elevadas taxas de exportação, e foi essencial para influenciar tanto as diferenças nas taxas de crescimento econômico quanto para a formação de capital humano. As condições sociais e culturais do nordeste também limitaram a incorporação da inovação por parte dos produtores, e quando o governo introduziu tais tecnologias, o resultado não foi favorável para o empresariado agrário nordestino (LEFF, 1972).

Desse modo, as origens das desigualdades regionais brasileiras estão intimamente relacionadas com o longo período de escravidão. O setor exportador era o que mais precisava da escravatura para compor sua mão de obra, e, enquanto no começo do século XIX a região nordeste continha a maior proporção de escravos, na segunda metade do século passa a ser a região sudeste. Leff (1972) afirma que a agricultura produtiva de cada *commodity* influenciava essa realocação de escravos, pois a região sudeste era predominada pela cafeicultura que usava escravos em grandes plantações, e no nordeste a cotonicultura era realizada em pequenas escalas por indivíduos com um acesso precário ao capital necessário. Essa dificuldade de realocação de fatores está interligada a outra grande discussão apresentada por Leff (1972): a terra.

Nesse cenário de extensão, o Brasil é um país com um território extenso e apresenta uma ampla disponibilidade de terras que não foram distribuídas de maneira uniforme. Com a nascente industrial nacional se situando na região sudeste, sendo bem distante de outros centros econômicos do país, era extremamente caro exportar ou importar bens e serviços entre regiões, fortalecendo o elo entre estados vizinhos. Por exemplo, a construção da ferrovia ligando São Paulo e Rio de Janeiro tinha o objetivo de reduzir esses custos de transporte e incentivar o comércio interestadual (RICCI, 2006).

Ademais, o setor exportador tem um lugar especial na história econômica do Brasil. Segundo Leff (1972), o crescimento deste setor - principalmente guiado pelo



café - foi essencial para o desenvolvimento da indústria e da urbanização durante o século XIX e XX, ainda que tenham ocorrido de forma concentrada. Desta forma, o desenvolvimento de algumas regiões do estado de São Paulo está historicamente ligado ao complexo cafeeiro que possibilitou não só um crescimento desigual nessas localidades, mas também a acumulação de capital físico essencial para a industrialização produtiva (PAVARINA, 2003).

Não é possível deixar de lembrar da importância da atuação do estado não só para esses processos, mas também para o próprio mercado cafeeiro. O governo ainda tem uma forte presença na economia brasileira contemporânea e, por conta disso, podem haver implicações para as disparidades regionais. A abordagem entre setor público e crescimento econômico é realizada na próxima seção.

## 2.2 FEDERALISMO FISCAL E COMPOSIÇÃO DO GASTO PÚBLICO

O debate sobre desigualdade de renda continua de extrema importância - mesmo países desenvolvidos apresentaram altas nos índices de desigualdade no século XXI. A América Latina, por outro lado, foi uma região que relatou melhoras na distribuição de renda no começo do século, situação possibilitada pela relativa estabilidade conquistada na década de 1990, a alta nos preços das *commodities* e por atuação de governos progressistas (TOCHETTO, 2019).

De forma especial, políticas públicas sociais com o objetivo de apoiar famílias mais pobres conquistaram maior atenção da ação governamental (SILVEIRA-NETO, R. M.; AZZONI, 2012). Programas de distribuição de renda, serviços de saúde e educação e financiamento habitacional são alguns exemplos. Por outro lado, um sistema tributário progressivo é necessário para promover maior igualdade em um país e tal temática avançou pouco em países desiguais, como Brasil e Índia (ASSOUAD; CHANCEL; MORGAN, 2018).

O fato é que as pesquisas científicas tendem a relacionar a atuação do governo com crescimento e desigualdade regional. Segundo Lago, Lago-Peñas e Martinez-Vazquez (2020, p. 3, tradução nossa): "O aumento da qualidade do governo é a política mais eficaz para aumentar o desempenho econômico regional nas regiões mais atrasadas". Um detalhe é que isso não significa necessariamente adotar políticas expansionistas ou aumentar a intervenção pública na economia, mas sim utilizar dos mecanismos necessários para alcançar os melhores resultados.

A abordagem econômica das finanças públicas, segundo Musgrave (1939), tem o intuito de planejar como o setor público irá ser estruturado, definindo as responsabilidades de gastos e impostos para cada nível do governo. O Estado se financia via impostos para ofertar bens públicos e serviços essenciais para a população.

A política fiscal do governo, de acordo com Giambiagi e Além (2011), tem a função alocativa, estabilizadora e distributiva. A primeira está relacionada com a oferta de bens públicos. De acordo com Samuelson (1954) e Tiebout (1956), bens públicos são produtos ou serviços necessários para a sociedade, mas seu consumo não é passível de cobrança justa e todos os indivíduos podem se desfrutar do mesmo - é formalizado de que tais bens não atendem aos princípios da rivalidade e exclusão, muitas vezes inviabilizando sua oferta pelo setor privado (GIAMBIAGI; ALÉM, 2011). De acordo com Rocha e Giuberti (2013, p. 4): "bens e serviços devem ser ofertados pelo setor público quando os mercados privados falham em fornecer esses bens, quando é necessário internalizar externalidades e quando existem economias de escala significativas".

A função estabilizadora tem uma natureza macroeconômica, com o intuito de proteger a economia dos ciclos recessivos mediante, por exemplo, de uma política de gastos expansionista (SILVA, 2005). A responsabilidade de sua execução é majoritariamente do governo central, já que este tem maior capacidade de planejamento (OATES, 2005). Por fim, a função distributiva está relacionada com impostos progressivos, transferências de renda e subsídios, em que o objetivo é redistribuir a renda para os mais pobres (GIAMBIAGI; ALÉM, 2011).

A discussão sobre como tais gastos deveriam ser efetivados para serem mais eficientes passa a se fortalecer a partir da década de 1950, devido ao avanço da discussão sobre federalismo fiscal com o trabalho de Tiebout (1956). Federalismo fiscal é a área de pesquisa que avalia quais compromissos do setor público, gastos ou impostos, devem ser de responsabilidade do governo local ou central, visando a melhor ordenação possível para que se atenda as necessidades da população (OATES, 1999).

Tiebout (1956) desenvolve um modelo para contribuir com a literatura sobre gastos públicos locais, esclarecendo que permitir apenas despesas centralizadas do governo federal pode não ser a maneira mais eficiente de alocar esses recursos. Segundo o autor, algumas atividades do Estado não precisam necessariamente da interferência do governo central, como policiamento, educação e saúde. A teoria criada implica que, se os eleitores tivessem total conhecimento sobre os impostos cobrados e serviços públicos ofertados em cada cidade, livre mobilidade para poderem migrar como quisessem, desconsiderando restrições empregatícias e outras hipóteses adicionais, cada comunidade com certa autonomia de um governo central atrairia os cidadãos que mais se identificassem com as características da região. Essa seria uma solução eficiente para o problema dos gastos públicos.

Ao contrário de Samuelson (1954), o qual defende que a oferta de bens públicos deve ser de responsabilidade de um governo central, Tiebout (1956) implica uma maior eficiência dos recursos se o sistema fosse descentralizado. O argumento é de que, por permanecerem mais próximos da população, os governos locais podem atender melhor

as demandas específicas de cada região, adaptando os gastos, enquanto um governo central só funcionaria em um território com preferências homogêneas (OATES, 1999).

Esse debate se intensifica internacionalmente com a experiência positiva da descentralização fiscal em diversos países (LAGO; LAGO-PEÑAS; MARTINEZ-VAZQUEZ, 2020). A descentralização dos poderes econômico e político veio com o intuito de aumentar a eficiência e a capacidade de resposta das instituições e dos serviços públicos, através da divisão de responsabilidades entre os níveis de governança (OATES, 1999).

Gordon (1983), por outro lado, aponta os possíveis problemas que a descentralização fiscal pode causar, como guerra fiscal, distorções tributárias, comportamento *free-rider* e falta de coordenação de políticas entre as comunidades. Outro problema citado por Oates (1999) é sobre as diferenças de arrecadação e gasto das regiões mais pobres que costumeiramente são deficitárias de recursos próprios e dependem de transferências intergovernamentais, podendo motivar comportamentos irresponsáveis por parte dos encarregados locais de efetuar o orçamento.

No Brasil, as responsabilidades do governo federal, estado e município estão legisladas de acordo com a Constituição de 1988 (BRASIL, 1988). Enquanto aspectos institucionais estão fora do escopo desse trabalho, a discussão sobre federalismo fiscal é essencial para o mesmo, pois nos auxilia a entender que a realização dos gastos públicos municipais não é inteiramente de competência do município, sendo afetada diretamente por medidas estaduais e federais. Os gastos com educação e saúde tem uma prioridade especial, com parcelas mínimas no orçamento e transferências pré-estabelecidas (PERES; SANTOS, 2020), além de serem exercidos pelos três níveis de governo.

Uma forma de avaliar a atuação do Estado na economia é associar gastos públicos e seu impacto no crescimento ou produtividade (ASCHAUER, 1989; BARRO, 1990). A inclusão das despesas correntes, com capital ou por função nas funções de produção leva ao desenvolvimento de novos modelos de crescimento que dão uma ênfase maior para os investimentos governamentais. O principal motivo é de que tais investimentos são essenciais para auxiliar regiões atrasadas (ASCHAUER, 1989).

Os pesquisadores realçam a importância de examinar a composição dos gastos públicos nestes estudos, pois certas alocações de gastos podem ter uma melhor capacidade de gerar crescimento do que outras, combinadas a partir de gastos "produtivos" e "improdutivos" (DEVARAJAN; SWAROOP; ZOU, 1996; ROCHA; GIUBERTI, 2007). Inclusive, como já implicava Barro (1990), um gasto pode ser benéfico para a economia até certo ponto, passando a ter efeitos negativos enquanto continua a se elevar.

Com o intuito de formalizar a relação entre a composição dos gastos públicos e crescimento econômico, apresenta-se na subseção seguinte o modelo teórico proposto por Devarajan, Swaroop e Zou (1996). Nele, os autores argumentam que uma mudança na estrutura dos gastos do governo pode elevar o nível da taxa de crescimento do estado estacionário.

### 2.2.1 Composição do gasto público e crescimento econômico

O modelo proposto por Devarajan, Swaroop e Zou (1996) se inicia com a definição de uma função de produção que engloba estoque de capital privado e os dois tipos de gastos do governo, produtivos e improdutos. Diferentemente de outros modelos, os autores não determinam previamente quais tipos de gastos são produtivos ou não. No caso,  $g_1$  representa os gastos produtivos e  $g_2$  os improdutos. A função de produção assume elasticidade de substituição constante e pode ser representada da seguinte forma:

$$y = f(k, g_1, g_2) = [\alpha k^{-\xi} + \beta g_1^{-\xi} + \gamma g_2^{-\xi}]^{\frac{-1}{\xi}} \quad (2.1)$$

em que  $\alpha > 0$ ,  $\beta \geq 0$ ,  $\gamma \geq 0$ ,  $\alpha + \beta + \gamma = 1$ ,  $\xi \geq -1$ . Considerando Barro (1990), o governo se financia a partir de uma alíquota  $\tau$  de imposto sobre a renda:

$$\tau y = g_1 + g_2 \quad (2.2)$$

Assume-se um orçamento balanceado e não há modelagem para o financiamento da dívida. O total dos gastos do governo que são direcionados para  $g_1$ , representado por  $\phi$  ( $0 \leq \phi \leq 1$ ), corresponde por:

$$g_1 = \phi \tau y \quad g_2 = (1 - \phi) \tau y \quad (2.3)$$

Atribui-se as decisões do governo para  $\tau$  e  $\phi$  como exógenas. O agente representativo maximiza seu bem-estar escolhendo entre consumo e capital,  $c$  e  $k$ .

$$U = \int_0^{\infty} u(c) e^{-\rho t} dt \quad (2.4)$$

sujeito a restrição:

$$\dot{k} = (1 - \tau)y - c \quad (2.5)$$

em que  $\rho$  é a taxa de preferência temporal. Uma forma conveniente da função utilidade é a sua forma isoelástica:

$$u(c) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \quad (2.6)$$

com  $\sigma$  como medida para o grau de aversão ao risco.

Utilizando as equações acima, é possível derivar a função representativa da taxa de crescimento do consumo:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\alpha(1 - \tau)(\alpha + (\frac{g}{k})^{-\xi}[\beta\phi^{-\xi} + \gamma(1 - \phi)^{-\xi}])^{-\frac{1+\xi}{\xi}} - \rho}{\sigma} \quad (2.7)$$

A taxa de crescimento do consumo no estado estacionário é  $\lambda$ , e  $\tau$  e  $\frac{g}{k}$  são constantes.  $\frac{g}{k}$  é dado por:

$$\frac{g}{k} = \left[ \frac{\tau^\xi - \beta\phi^{-\xi} - \gamma(1 - \phi)^{-\xi}}{\alpha} \right]^{\frac{1}{\xi}} \quad (2.8)$$

Desta forma é possível proceder para a taxa de crescimento do estado estacionário como:

$$\lambda = \frac{\alpha(1 - \tau) \left[ \frac{\alpha\tau^\xi}{(\tau^\xi - \beta\phi^{-\xi} - \gamma(1 - \phi)^{-\xi})} \right]^{-\frac{1+\xi}{\xi}} - \rho}{\sigma} \quad (2.9)$$

A partir da equação 2.9 deriva-se a relação entre crescimento econômico e a proporção  $\phi$  dos gastos públicos:

$$\frac{d\lambda}{d\phi} = \frac{\alpha(1 - \tau)(1 + \xi)[\alpha\tau^\xi]^{-(1+\xi)/\xi}[\beta\phi^{-(1+\xi)} - \gamma(1 - \phi)^{-(1+\xi)}]}{\sigma[\tau^\xi - \beta\phi^{-\xi} - \gamma(1 - \phi)^{-\xi}]^{\frac{1}{\xi}}} \quad (2.10)$$

O gasto governamental é considerado produtivo se o resultado de 2.10 é positivo, ou seja, o gasto produtivo aumenta a taxa de crescimento no estado estacionário.

Se  $\lambda > 0$  em 2.9, então a condição para 2.10 ser positivo é:

$$(1 + \xi)[\beta\phi^{-(1+\xi)} - \gamma(1 - \phi)^{-(1+\xi)}] > 0 \quad (2.11)$$

Sabendo que  $\xi \geq -1$ , para  $\frac{d\lambda}{d\phi} > 0$  é necessário que:

$$\frac{\phi}{1 - \phi} < \left(\frac{\beta}{\gamma}\right)^\theta \quad (2.12)$$

quando  $\theta = 1/(1 + \xi)$  é a elasticidade de substituição. A condição 2.12 implica que uma mudança na composição com o intuito de alavancar o crescimento não

depende apenas das produtividades dos gastos governamentais  $g_1$  e  $g_2$ , mas também das proporções iniciais de cada um. Desta forma, aumentar a proporção dos gastos que são direcionados para  $g_1$  não terá necessariamente efeito positivo na taxa de crescimento se  $\phi$  já for muito elevado.

Devarajan, Swaroop e Zou (1996) afirmam que o modelo permite a inclusão de mais componentes do gasto público, cada um com sua proporção  $\phi_i$  do gasto total. Além disso, os autores consideram que os gastos governamentais são exógenos, de forma que não exista o problema da causalidade reversa entre a composição de cada gasto e o crescimento econômico. A extensão do modelo feita por Ghosh e Gregoriou (2008) atua nesse ponto, assumindo que o governo decide a composição dos seus gastos com o intuito de maximizar a função utilidade de uma família representativa.

O trabalho de Devarajan, Swaroop e Zou (1996), por ser aplicado para economias em desenvolvimento, já motivou diversos estudos para o Brasil (DIVINO; SILVA JUNIOR, 2012; ROCHA; GIUBERTI, 2007, 2013; OLIVEIRA; HASEGAWA; THOMAZ, 2018). Há também uma extensa literatura internacional sobre composição do gasto público e crescimento econômico (YILMAZ, 2018; COLOMBIER, 2011; MUDAKI; MASSAVIRU, 2012; SEMMLER et al., 2011). As estimações por dados em painel estático e dinâmico são as mais utilizadas para esse tema - por outro lado, a econometria espacial ainda é pouco aplicada.

### 2.3 REVISÃO EMPÍRICA

A seção a seguir tem o objetivo de revisar métodos e resultados utilizados em produções científicas que abordam os temas propostos.

Com o propósito de verificar o impacto da composição do gasto público no crescimento do PIB estadual, Rocha e Giuberti (2013) realizam um modelo de dados em painel com efeitos fixos e *dummies* para cada ano em que a variável dependente é a média do PIB de cinco anos à frente, com o intuito de minimizar a endogeneidade que existe entre gasto público e crescimento econômico. Os gastos com capital e educação, particularmente, apresentam relação positiva e significativa com o crescimento futuro do PIB - por outro lado, os gastos correntes apresentam relação negativa. Os resultados não se alteraram quando se dividiu a estimação da regressão entre os estados mais desenvolvidos e menos desenvolvidos.

A discussão sobre a importância dos gastos públicos com infraestrutura para o crescimento econômico brasileiro é abordada por Silva, Jayme Jr. e Martins (2009). Utilizando os investimentos estaduais no setor de transporte, energia elétrica e comunicação para 1986-2003, os autores pretendem verificar se essas despesas são essenciais para a produtividade e crescimento no longo prazo. Com o intuito de pon-

derar a heterogeneidade de cada estado, consideraram o modelo de dados em painel com efeitos fixos o mais indicado a partir do teste de Hausman e também apresentaram as estimações com efeitos aleatórios como forma de examinar se há robustez dos resultados. No geral, as estimativas indicam uma relação positiva entre os gastos do governo e crescimento do PIB, porém uma maior atenção é dada para os gastos no setor de transporte, que se mostram os mais importantes para uma performance macroeconômica favorável. Os autores sugerem que há indícios de que os estados não estão conseguindo alocar seus recursos de maneira eficiente e, portanto, podem estar restringindo o desenvolvimento econômico e dificultando o cenário econômico para o investimento privado.

É possível captar efeitos não lineares entre gastos públicos e crescimento. Rocha e Giuberti (2013) demonstram isso elevando ao quadrado as variáveis explicativas referentes a composição do gasto público estadual (despesas com capital, defesa, educação, saúde, transporte e comunicação em relação ao total das despesas). Uma alternância de sinal entre o parâmetro linear e não linear implica que se os gastos governamentais ultrapassarem certo nível ótimo destinado para determinado setor, essa transferência passa a ser nociva para o crescimento econômico. Os autores encontram esta relação sendo estatisticamente significativa para a educação.

Mesmo o Brasil apresentando um histórico persistente de extremas desigualdades, Raul M. Silveira-Neto e Azzoni (2012) observam que a desigualdade estadual apresentou uma tendência de queda durante o final do século XX e na primeira metade da década de 2000. Os autores enfatizam o papel das políticas sociais nesse contexto, principalmente o Bolsa Família e os Benefícios de Prestação Continuada que explicam boa parte dessa redução. Ao decompor as fontes de renda, os autores expressam que enquanto rendimentos agrícolas, aposentadorias, pensões e aluguéis favorecem a concentração de renda, fontes de renda oriundas dos serviços e da manufatura estão associadas à desconcentração. Ou seja, implica-se que um ambiente favorável para o mercado possa ser um motor para a redução das disparidades regionais, enquanto alguns programas governamentais de auxílio também podem complementar esse processo.

Olhando para a literatura, é possível perceber que há uma maior quantidade de estudos regionais a nível estadual, e não municipal, como o presente estudo propõe. Trabalhos com o objetivo de abordar a realidade dos municípios brasileiros são ainda difíceis de serem realizados, principalmente pela indisponibilidade de uma extensa e detalhada base de dados para períodos antigos. Ainda assim, o avanço e sofisticação da ciência de análise de dados no Brasil durante o século XXI já viabilizam uma grande variedade de estudos municipais.

Um exemplo disso é Silva, Cruz e Irffi (2013), que analisam a relação entre

gastos públicos e crescimento econômico dos municípios paraibanos entre 2000 e 2008. Utilizando os estimadores de MQO, *Within Groups* e *System-GMM* para dados em painel dinâmico, os autores encontram evidências que despesas com educação, cultura, saúde, saneamento, habitação e urbanismo afetam positivamente o produto até um ponto ótimo, definido por meio de um nível de eficiência dos gastos públicos. O investimento em capital físico e humano é dado pelos autores como uma das medidas para elevar a produtividade da economia e, assim, promover o crescimento econômico.

Outro estudo que corrobora a tese de que gastos com capital humano influenciam positivamente o desenvolvimento municipal é Dubiel e Raiher (2013), que avalia a evolução do Índice IPARDES de Desempenho Municipal (IPDM) para as cidades paranaenses de 2002 e 2009. Encontrando evidências de uma melhora no desenvolvimento de 99% dos municípios do Paraná de acordo com o IPDM 2009, diante de uma estimação via MQO os autores indicam o aumento do nível de emprego, a maior inserção da população no ensino superior, o crescimento do PIB e o IPDM 2002 (representando as condições iniciais) como determinantes positivos para esse resultado<sup>3</sup>.

Ainda sobre os municípios do estado do Paraná, Oliveira, Hasegawa e Thomaz (2018) buscam avaliar o impacto da composição dos gastos públicos no crescimento econômico municipal entre 1999 e 2011. Seguindo uma estratégia empírica inspirada por Rocha e Giuberti (2013) e Rocha e Giuberti (2007), a variável dependente é a média do crescimento do PIB per capita nos cinco anos seguintes, estimando um modelo de dados em painel com efeitos fixos até 2006. Para os municípios paranaenses, há evidências de que o efeito da proporção das despesas correntes em relação ao total no crescimento do PIB é positiva, enquanto a proporção das despesas com capital é negativa. Além disso, as estimativas indicam que as proporções das despesas com educação, saúde, transporte e comunicação afetam positivamente o PIB. Ao realizar as regressões quadráticas, Oliveira, Hasegawa e Thomaz (2018) captam efeitos não lineares dos gastos, evidenciando efeitos positivos das despesas correntes e de capital no crescimento econômico, mas negativos quando estes termos são elevados ao quadrado - tais efeitos não são significativos na composição dos gastos funcionais.

Entretanto, ao realizar os mesmos modelos para os municípios mais e menos desenvolvidos, os resultados de Oliveira, Hasegawa e Thomaz (2018) mudam consideravelmente: apenas o parâmetro que capta os efeitos dos gastos com educação é significativo (e positivo), enquanto que, para os municípios menos desenvolvidos, mais parâmetros são estatisticamente significantes, como despesas correntes, com educação, transporte e comunicação (positivos), e com capital (negativo). Isso evidencia que,

<sup>3</sup> O determinante negativo estimado foi o PIB elevado ao quadrado, os autores argumentam que isso pode ocorrer devido a uma elevação do PIB atrair população, ocorrendo em uma piora dos indicadores pelo aumento da demanda por serviços notoriamente públicos (educação, saúde) não ser sustentado com o dinamismo interno.



dependendo do nível de desenvolvimento do município, as reações econômicas diante da alocação dos gastos públicos são diferentes.

Acerca de disparidades regionais a níveis municipais, Costa et al. (2012) realizam um estudo propondo encontrar evidências para os municípios de Minas Gerais, considerando variáveis de emprego, PIB, educação, saúde, gastos e investimentos públicos. Para isso, efetuam uma análise de estatística descritiva e análise de *clusters*, que acaba indicando a presença de desigualdades no estado nas diversas dimensões analisadas (educação, saúde, atividade econômica). Um sintoma captado nesse trabalho corrobora a tese de que o crescimento econômico pode gerar externalidades positivas, visto que os municípios mineiros que apresentaram uma taxa de crescimento do PIB melhor que a média, também demonstraram um desempenho positivo nos outros indicadores.

Observa-se certa carência de conteúdo com teor espacial nessas análises, mesmo podendo ser essencial para explicar diferenças econômicas entre regiões, como concentração de pobreza, de renda, ou de certas atividades produtivas. Raul Silveira-Neto e Azzoni (2006) citam três fatores para tentar explicar porque crescimento econômico pode se aglomerar espacialmente em vizinhanças: primeiro, regiões com condições econômicas e geográficas similares podem estar divididas por motivos políticos e históricos em diferentes municípios ou estados, mas interagem bastante por estarem ambientadas em um mesmo contexto socioeconômico. Outro fator é de que as interações entre regiões vizinhas podem ter preferência diante de um menor custo de transporte. O terceiro fator está relacionado com a hipótese de que regiões vizinhas reagem a choques externos de maneira parecida. Desta forma, passaria a existir autocorrelação espacial em variáveis ligadas ao crescimento, e, assim, tal abordagem deve ser feita se o intuito é analisar os determinantes das disparidades regionais em uma economia.

Nesse sentido, Behrens (2005) investiga se as assimetrias do comércio inter-regional afetam a distribuição da atividade econômica. O autor apresenta um modelo microfundamentado para mostrar que, mesmo com custos de transação inicialmente iguais, as diferenças no acesso do mercado e dos padrões de comércio podem fazer com que ocorra um processo aglomeração econômica. Desta forma, as firmas escolheriam a região mais bem localizada, que proporciona menores custos de transporte. Segundo o autor, isso pode encadear em uma divergência regional em termos de infraestrutura, impactando todo o processo de crescimento econômico. Behrens (2005) implica que as políticas de substituição de importações podem ser adequadas nos estágios iniciais de desenvolvimento econômico.

Sobre desenvolvimento espacial, Desmet e Rossi-Hansberg (2014) apresentam um modelo teórico sobre o assunto e com ele investigam a evolução da economia

dos Estados Unidos para 1950-2005. Com um modelo de crescimento endógeno que leva em conta a heterogeneidade espacial e dinâmica macroeconômica, os autores conseguem reproduzir alguns resultados da economia americana para o período, como a mobilidade do trabalho do setor manufatureiro para o de serviços pela elevação da produtividade via inovação do primeiro e o subsequente avanço na produtividade do segundo setor devido a essas transformações estruturais. As simulações também conseguiram captar a elevação dos salários durante a década de 1990 e a concentração espacial do setor de serviços. Isso implica que, empiricamente, levar em conta o espaço pode ser útil para explicar a realidade e, portanto, o uso da econometria espacial no presente trabalho é de suma importância.

Um exemplo de estudo regional que utiliza da econometria espacial é Silva, Perobelli e Junior (2020). Eles analisam como as atividades econômicas nos municípios do Estado de Minas Gerais estão distribuídas espacialmente e busca entender os motivos para as desigualdades regionais presentes no estado. Realizando a identificação dos *clusters* espaciais com um indicador de atividade econômica, os autores encontram uma intensa concentração econômica, principalmente ao redor da capital. No Modelo Espacial de Durbin feito pelos autores, as principais variáveis que influenciam o nível de atividade econômica são a densidade populacional (que impacta de forma positiva o município em questão, mas negativamente os seus vizinhos) e a presença de rodovias.

Sendo um dos maiores países do mundo, o Brasil tem uma atenção especial na academia por ter uma economia extremamente desigual, se tornando palco de diversos estudos sobre desenvolvimento e desigualdade. Chein, Lemos e Assunção (2007) utilizam os censos demográficos para analisar o desenvolvimento econômico brasileiro com um enfoque regional, entre 1970 e 2000. Com base em características municipais, no acesso a infraestrutura (como saneamento, iluminação, educação) e em outras variáveis que englobam mercado de trabalho e educação, os autores comparam se as melhorias nos diversos indicadores sociais e econômicos conquistados durante o período foram distribuídas de forma igual ou não para o país, e se houve convergência. Os resultados obtidos indicam que a economia brasileira, no final do período estudado, continua tão desigual quanto em 1970, pois os indicadores não foram bem distribuídos<sup>4</sup>. Ainda que as trajetórias das variáveis entre os grupos de municípios mais e menos desenvolvidos fossem parecidas durante as décadas, a convergência não ocorre pela desvantagem inicial das regiões pobres.

Uma das abordagens sobre disparidades regionais mais utilizadas em trabalhos acadêmicos têm como enfoque a distribuição ou desigualdade de renda. Um caso é Silveira Neto e Campêlo (2003) que focam seu estudo na desigualdade de renda entre

<sup>4</sup> Alguns exemplos são a proporção de domicílios com rede geral de esgotamento sanitário, média de anos de estudo e rendimento per capita

os estados. Os autores utilizam regressões quantílicas para verificar as evidências sobre as disparidades regionais de renda para diferentes faixas da distribuição de renda. Uma hipótese assumida para justificar a utilização dessa abordagem é de que não há disparidades regionais para a faixa mais rica da distribuição de renda, e as desigualdades observadas estariam na população mais pobre - os resultados encontrados corroboram essa hipótese. O ponto é de que o Nordeste, por exemplo, além de ter uma grande proporção de pobres em sua população, ainda contém uma pobreza mais intensa do que nos outros estados - mais famílias com níveis de renda muito abaixo da linha de pobreza.

Assouad, Chancel e Morgan (2018) têm o intuito de apresentar novas evidências sobre a desigualdade extrema no Brasil, Índia, Oriente Médio e África do Sul. As estimativas dos autores indicam uma concentração maior que 50% da renda total nos 10% mais ricos para estas regiões - essa relação para o Oriente Médio é maior que 60% durante a década de 1990 e 2000 - representando o que os autores denominam de "fronteira da desigualdade mundial". As origens de tais desigualdades se dividem entre aspectos históricos (questões sociais e raciais) e econômicos (instituições e políticas). Para o caso do Brasil, os autores apontam a tardia abolição dos escravos em 1888 e a falta de reformas, como a fiscal e a agrária, como fatores que fazem a desigualdade perdurar no país.

Diniz (2002) atribui uma importância considerável aos grandes centros urbanos por impulsionar o desenvolvimento regional em suas proximidades - como por exemplo a região metropolitana de São Paulo que representa a maior concentração de indústrias e serviços do país. Etherington e Jones (2009), por outro lado, avaliam a dinâmica entre "cidade-região" e desigualdade, concluindo de que esse fenômeno pode ter impactos negativos no desenvolvimento ao seu redor.

Com o intuito de comparar a distribuição de renda da Região Metropolitana e do Interior do Estado de São Paulo, Leme e Biderman (1997) analisam a produção industrial e agrícola, a desigualdade de renda e os anos médios de estudo dessas duas regiões. Entre outras conclusões, os autores afirmam, diante de uma análise comparativa, que regiões ao redor da Metrópole sofrem com a desigualdade de renda, mesmo apresentando elevados níveis de bem-estar. Outra questão interessante é de que a escolaridade dos chefes das famílias não consegue por si só definir os motivos das disparidades de bem-estar regional, ainda que a inclusão dessa variável no modelo seja importante para explicar as diferenças na distribuição de renda entre as regiões paulistas.

Também utilizando o Estado de São Paulo como local de interesse, Vieira (2009) realiza um abrangente estudo sobre os determinantes do crescimento municipal no estado. Aplicando a econometria espacial e variáveis relacionadas à educação,

tamanho dos municípios, renda per capita e outras, o autor aponta que municípios menos distantes da capital (região leste) tendem a ter um crescimento maior do que os mais distantes (região oeste). Um resultado contrário é o que indica uma autocorrelação espacial negativa entre as variáveis de escolaridade e de crescimento econômico, ou seja, municípios com alta escolaridade média apresentam uma vizinhança com uma dinâmica de menores taxas de crescimento, sugerindo que possa estar ocorrendo uma fuga de mão de obra qualificada para essas regiões. A urbanização e industrialização se apresentaram como fatores positivos para elevadas taxas de crescimento econômico.

A literatura discutida até o presente momento é notoriamente nacional, com o intuito de apresentar a realidade das disparidades regionais de desenvolvimento no Brasil e no estado de São Paulo. Porém, o conhecimento transmitido pela ciência internacional é valioso e deve ser levado em conta para a realização de um estudo. Portanto, a seguir, alguns estudos são elucidados.

Uma forma de avaliar as diferenças econômicas de regiões é observar como estas reagiram a partir de algum choque. Giannakis e Bruggeman (2019) realizam uma análise sobre as disparidades regionais de resiliência econômica da União Europeia, buscando verificar como os níveis de emprego de cada região foram impactados com a crise de 2008 e quais variáveis explicam as diferenças de resistência e recuperação econômica entre elas. Uma das questões a serem consideradas neste estudo é a condição pré-crise local de acordo com alguns fatores, sendo estes: estrutura setorial, características populacionais e migração, nível de desenvolvimento econômico, acessibilidade e resiliência de regiões vizinhas, estabilidade macroeconômica (utiliza-se uma *dummy* para os países que participam da Zona do Euro). Foram utilizados testes estatísticos não paramétricos para avaliar que existem diferenças na resiliência entre áreas urbanas, intermediárias e rurais, e testes estatísticos espaciais para medir o grau de dependência espacial da resiliência do mercado de trabalho. Por fim, um modelo de regressão logística multinível foi o escolhido para avaliar a magnitude dos efeitos entre os países e dos determinantes das disparidades da resiliência econômica regional, encontrando evidências de que as características e políticas a nível nacional são as que mais influenciam o resultado.

Fan, Kanbur e Zhang (2011) avaliam aspectos econômicos e políticos da evolução das disparidades regionais da China. Observam um *gap* maior entre as regiões urbanas e rurais localizadas no interior do que na costa para PIB, taxa de mortalidade infantil e de alfabetização. Através de reformas fiscais e agrárias e abertura comercial, a estratégia chinesa vem obtendo êxito em diminuir a pobreza e melhorar a qualidade de vida da nação como um todo durante a segunda metade do século XX, porém, como os autores ressaltam, ainda há extrema desigualdade entre o território. Com base na experiência chinesa, o artigo identifica três políticas com o intuito de

promover maior igualdade de desenvolvimento econômico regional: investimentos em infraestrutura, investimentos em proteção social e reformas governamentais.

Outro trabalho que aponta a importância do investimento em infraestrutura como forma de explicar as disparidades regionais de uma economia é Démurger (2001), que realiza uma aplicação com dados em painel de 24 províncias chinesas entre 1985-1998 para estimar uma equação de crescimento econômico. Instalações referentes a transporte e telecomunicação são implicadas como as variáveis-chave para explicar as diferenças de desenvolvimento entre as regiões, assim como as localizações geográficas das províncias - áreas rurais tendem a ter condições de infraestrutura mais precárias, situação que o autor sugere maior atenção no desenho de políticas públicas e no direcionamento das despesas governamentais.

Ravallion e Jalan (1996) estimam uma regressão de consumo municipal rural da China em 1985 até 1990 para tentar verificar qual efeito é o dominante, o convergente ou divergente. Utilizando variáveis representativas dos estoques de capital físico e humano, os autores encontram evidências de que há sinais de divergência. Enquanto o estoque inicial de capital físico da família tem uma estimativa negativa, o efeito divergente do estoque inicial agregado por município é maior - essa variável é uma medida de riqueza municipal considerando todos os ativos físicos e financeiros dos habitantes. O nível inicial de capital humano domiciliar, aqui medido como a proporção de indivíduos alfabetizados da família, também tem impacto positivo no consumo. O autor verifica que os efeitos externos, considerando a situação do município em riqueza ou infraestrutura, podem ser maiores do que os internos, como o patrimônio e educação dos moradores de um domicílio.

### 3 METODOLOGIA

O objetivo do trabalho é verificar se a composição do gasto público impacta nas desigualdades regionais de crescimento econômico dos municípios do Estado de São Paulo. Nesta seção, define-se as bases de dados utilizadas e são formalizados os modelos econométricos de dados em painel escolhidos para estimar as relações desejadas.

#### 3.1 MÉTODOS DE DADOS EM PAINEL

A metodologia de dados em painel significa observar certas unidades de corte transversal ao longo do tempo, o que é uma vantagem por aumentar a flexibilidade para modelar as diferenças nos comportamentos entre as unidades (GREENE, 2014), fornecendo bastante informação sobre o assunto e elevando a eficiência das estimativas (ALMEIDA, 2012). Um dos principais problemas desse método é a coleta de dados, visto que as fontes podem estar incompletas.

A metodologia de dados em painel está presente em diversos estudos regionais. Para facilitar a compreensão, a linguagem utilizada é adaptada para o contexto do trabalho. Quando se refere às unidades de corte transversal da regressão, o termo é substituído para "município" ou "cidade", adotando então um vocabulário mais adequado para o entendimento da pesquisa<sup>1</sup>. Assim, a metodologia de dados em painel espacial consegue abordar a heterogeneidade espacial de forma explícita, sendo que esta pode ocorrer tanto nos coeficientes estimados como nos termos de erro (BALTAGI; HEUN SONG et al., 2007; BALTAGI; SONG; KOH, 2003).

A seguir apresenta-se uma breve formalização de dados em painel, iniciando do modelo clássico de regressão linear e avançando até o modelo espacial. As demonstrações tem como fonte principalmente Almeida (2012). O primeiro modelo é o da regressão para dados empilhados sem dependência espacial, que é estimado via MQO e desconsidera a heterogeneidade entre os municípios por não controlar os efeitos não observados.

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (3.1)$$

Em que  $Y_{it}$  representa a variável dependente para o município  $i$  e período  $t$  com um tamanho de  $NT \times 1$ , em que  $N$  representa o total de indivíduos e  $T$  o último período analisado.  $X_{it}$  segue uma interpretação análoga para as variáveis independentes, com

<sup>1</sup> Entende-se que o município é a unidade regional mais desagregada do estudo. Um conjunto de municípios no espaço forma uma microrregião, que formam uma mesorregião e, por fim, um estado.

pleno posto e um tamanho de  $NT \times K$ , em que  $K$  é o total de parâmetros a serem estimados, representados por  $\beta$  com dimensão  $K \times 1$ . Por fim,  $\epsilon_{it}$  é um termo de erro idêntico e independentemente distribuído, com média zero e variância constante. Considere o seguinte modelo, explicitando os efeitos individuais não observados para os municípios na equação:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + z_i\alpha + \epsilon_{it} \quad (3.2)$$

O termo  $z_i$  representa uma série de características observadas dos municípios que são invariantes no tempo, notoriamente de natureza geográfica, como localização e relevo, ou não observadas, como a habilidade e motivação da população. Se todas as variáveis são observadas e constantes, e diante de algumas hipóteses como a da exogeneidade forte<sup>2</sup> e a ausência de autocorrelação, o modelo pode ser estimado por MQO e os estimadores  $\alpha$  e  $\beta$  são consistentes e não tendenciosos (GREENE, 2014)<sup>3</sup>. Porém, dificilmente esse é o caso, visto que quase sempre existirão as características não observáveis. Uma alternativa é aplicar o operador de primeira diferença em todas as variáveis, removendo os efeitos não observados e informações invariantes no tempo - entretanto, esse estimador pode não ser o recomendado para a maioria dos casos (GREENE, 2014).

Uma das formas de considerar os efeitos não observados é com o modelo de dados em painel com efeitos fixos, que consiste em incluir uma *dummy* para  $n - 1$  municípios da base com o intuito de assimilar os efeitos individuais invariantes no tempo.

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (3.3)$$

Em que  $\alpha_i = z_i\alpha$  é o vetor que representa as *dummies* de efeitos fixos, implicando que cada município tem um intercepto individual constante no tempo (GUJARATI; PORTER, 2011). A principal hipótese para a realização desse modelo é de que os efeitos não observados estão correlacionados com as variáveis explicativas, ou seja:  $E[z_i\alpha|X_i] \neq 0$  (ALMEIDA, 2012). Além disso, também é pressuposto de que os efeitos fixos não estão autocorrelacionados no espaço e nem correlacionados com o termo de erro. O estimador MQO de efeitos fixos é conhecido como *within* e é aplicado quando se escreve a equação 3.3 em diferença com as médias individuais (MÁTYÁS; SEVESTRE,

<sup>2</sup> Assume que o termo de erro não se relaciona com as variáveis explicativas em nenhum período da análise (GREENE, 2014).

<sup>3</sup> Esse parágrafo foi adaptado. Para explicar o termo constante, Greene (2014) dá exemplos de características constantes para indivíduos, como raça e sexo, alterados aqui para adequar a teoria ao tema do trabalho.

2008).

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (3.4)$$

Incluir uma *dummy* para cada município pode ser uma forma de compensar a falta de conhecimento acerca do modelo ideal, mas não necessariamente essa é a melhor forma de tratar essa situação (GUJARATI; PORTER, 2011). A transformação necessária para a estimação *within* pode representar uma perda considerável de informações segundo Mátyás e Sevestre (2008), além de impossibilitar a estimação de variáveis explicativas constantes no tempo. Uma alternativa para o modelo de efeitos fixos é o de dados em painel com efeitos aleatórios. Esse método muda a abordagem acerca dos efeitos não observados não os considerando como fixos, mas sim aleatórios, desta forma esses são captados através de um termo de erro composto.

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \xi_{it} \quad (3.5)$$

$$\xi_{it} = \mu_i + \epsilon_{it}$$

Observa-se que o efeito aleatório  $\mu_i$  é um componente do erro, sendo constante ao longo do tempo, mas variando entre os municípios. O principal pressuposto aqui é o da ortogonalidade, ou seja, os efeitos não observados não estão correlacionados com as variáveis explicativas:  $E[\alpha_i|X] = 0$ . Além disso, é imposto que os efeitos aleatórios não estão autocorrelacionados no espaço e tenham variância constante no tempo. As estimativas por MQO podem ser consistentes, mas não eficientes, de forma que o método de mínimos quadrados generalizados factíveis (MQGF) é o mais adequado quando a variância não é conhecida (GREENE, 2014).

A escolha de qual modelo de dados em painel utilizar é feita a partir de testes. Um deles é baseado em Chow (1960) e tem como hipótese nula de que os interceptos individuais do modelo empilhado são idênticos, sendo que a hipótese alternativa é que o modelo *within* é melhor. O teste LM de Breusch e Pagan (1980) (LM-BP) avalia as especificações de painel empilhado e efeitos aleatórios e uma rejeição da hipótese nula indica o segundo como o mais adequado. Por fim, utiliza-se o teste proposto por Hausman (1978) e adaptado por Hausman e Taylor (1981) para decidir entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios, considerando a hipótese nula de que os efeitos aleatórios geram melhores estimativas.

Além dos testes de especificação citados acima, é preciso também realizar um diagnóstico de análise de regressão para conferir se há indícios de presença da multicolinearidade, autocorrelação ou heterocedasticidade nos modelos estimados (CROISSANT; MILLO, 2008). Um teste rápido para verificar o grau da multicolinearidade



é o FIV, sendo que um valor maior do que cinco já pode refletir em um problema. Como alguns testes precisam ser realizados de acordo com o modelo escolhido (empilhado, de efeitos fixos ou aleatórios), esses serão informados na seção de resultados. Além disso, a normalidade dos resíduos é uma propriedade desejável, pois diversos testes e estimadores são dependentes dessa hipótese - o teste ajustado de Jarque e Bera (1980) proposto por Urzúa (1996) é o utilizado. Neste teste, a rejeição da hipótese nula indica que os termos de erro não têm distribuição normal.

### 3.1.1 Modelos dinâmicos

Uma sofisticação da metodologia de dados em painel são os modelos dinâmicos, em que se considera a variável dependente defasada nas estimativas. Ou seja, considera-se que os valores passados do  $Y$  influenciam os valores atuais - este modelo e suas variações estão definidos didaticamente em Sonaglio et al. (2010). Uma representação simples da equação de dados em painel dinâmico pode ser exposta segundo Blundell e Bond (1998) como um modelo autorregressivo de efeitos individuais não observados:

$$Y_{it} = Y_{i,t-1}\delta + z_i + \epsilon_{it} \quad (3.6)$$

em que  $i = 1, \dots, N$  e  $t = 2, \dots, T$ . Arellano e Bond (1991) assumem um painel em que  $T$  é pequeno e  $N$  é grande para que a metodologia seja a mais adequada. Como Greene (2014) descreve, ainda são assumidas as hipóteses de exogeneidade forte, homocedasticidade, ausência de autocorrelação dos resíduos e de correlação entre as observações, além de que  $|\delta| < 1$ . De forma mais explícita, Blundell e Bond (1998) demonstram que a estimação de  $\delta$  para  $T \geq 3$  depende das seguintes condições iniciais:

$$E(z_i) = 0, E(\epsilon_{it}) = 0, E(\epsilon_{it}z_i) = 0 \quad (3.7)$$

$$E(\epsilon_{it}\epsilon_{is}) = 0 \quad \forall t \neq s \quad (3.8)$$

Hipóteses que já haviam sido explorados por Arellano e Bond (1991). Por último, Ahn e Schmidt (1995) assumem mais uma condição inicial, para  $Y_{i0}$

$$E(Y_{i0}\epsilon_{it}) = 0 \quad (3.9)$$

Greene (2014) explica que os estimadores MQO e MQG não são adequados para a equação 3.6 por dois motivos: primeiro,  $Y_{i,t-1}$  está correlacionado com os efeitos individuais não observados  $z_i$ ; segundo, há endogeneidade temporal, pois

$E[Y_{i,t-1}\epsilon_{it}] \neq 0$  (ALMEIDA, 2012). Eliminar o primeiro problema é possível aplicando a primeira diferença ( $\Delta$ ) para todas os termos da equação, como pode ser observado a seguir:

$$\Delta Y_{it} = \Delta Y_{i,t-1}\delta + \Delta \epsilon_{it} \quad (3.10)$$

Os termos de efeitos fixos individuais não observados são removidos. Para tratar da endogeneidade temporal, Arellano e Bond (1991) propõem uma estimativa pelo método de momentos generalizado em diferença (*difference GMM*) que instrumentaliza a variável  $\Delta Y_{i,t-1}$  a partir de  $Y_{i,t-3}$ ,  $Y_{i,t-4}$ ,  $Y_{i,t-5}$ , e assim por diante.

Sem precisar de mais nenhuma condição inicial além das expostas anteriormente, o modelo descrito implica em  $m = 0.5(T-1)(T-2)$  condições de ortogonalidade (ARELLANO; BOND, 1991; BLUNDELL; BOND, 1998):

$$E(Y_{it-s}\Delta\epsilon_{it}) = 0 \quad \text{para } t = 3, \dots, T \text{ e } s \geq 2 \quad (3.11)$$

Ou  $E(Z_i'\Delta\mu_i) = 0$ , em que  $\Delta\mu_i$  é um vetor  $(\Delta\epsilon_{i3}, \Delta\epsilon_{i4}, \dots, \Delta\epsilon_{iT})'$  e  $Z_i$  é uma matriz de dimensão  $(T-2) \times m$  que pode ser representada como:

$$Z_i = \begin{bmatrix} Y_1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Y_1 & Y_2 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & Y_1 & \dots & Y_{T-2} \end{bmatrix}$$

Desta forma, o método de MQG minimiza  $(\Delta\epsilon'Z A_N Z'\Delta\epsilon)$  de acordo com alguma matriz  $A_N$  para estimar  $\delta$ . Arellano e Bond (1991) propuseram uma metodologia em uma etapa de forma que  $A_N = (N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i' H Z_{I=i})^{-1}$  é a métrica escolhida para resultar em um estimador inicial consistente, sendo que  $H$  é uma matriz  $(T-2) \times (T-2)$  ilustrada por:

$$H = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 \end{bmatrix}$$

O que possibilita a estimação *one-step* de  $\delta_1$ . Porém, Blundell e Bond (1998) afirmam que normalmente as escolhas ótimas consistem em utilizar os resíduos da estimação *one-step* ( $\hat{\Delta}\epsilon$ ) para definir  $A_N$ :

$$A_N = (N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i' \hat{\Delta} \epsilon \hat{\Delta}' Z_i)$$

Com isso, têm-se o estimador MQG *two-step*, que de acordo com Lars Peter Hansen (1982) é o estimador eficiente de acordo com as restrições impostas. Se os erros forem homocedásticos, independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), os estimadores *one-step* e *two-step* são iguais (ARELLANO; BOND, 1991; HANSEN, L. P., 1982).

Entretanto, Blundell e Bond (1998) e Arellano e Bover (1995) indicam que se  $\delta$  for muito próximo de um e a variância relativa dos efeitos fixos aumentar, a persistência temporal pode fazer com que as defasagens em nível ( $Y_{it-1}$ ) se tornem instrumentos fracos para  $\Delta Y_{it}$ . Então, propõem que os instrumentos estejam em primeira diferença enquanto a regressão está em nível, estimando pelo método de momentos generalizado sistêmico (*system-GMM*). Para isso, Blundell e Bond (1998) consideram condições de momento adicionais, que já haviam sido discutidas por Ahn e Schmidt (1995) e Arellano e Bover (1995).

$$E(\epsilon_{it} \Delta Y_{it-1}) = 0 \quad \text{para } t = 4, 5, \dots, T. \quad (3.12)$$

Desta forma, há uma outra restrição:

$$E(\epsilon_{i3} \Delta Y_{i2}) = 0 \quad (3.13)$$

Blundell e Bond (1998) aproveitam estas condições para montar um sistema de  $(T - 2)$  equações em primeira diferença e  $(T - 2)$  equações em nível para os períodos  $3, \dots, T$ . A matriz de instrumentos pode ser escrita como:

$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta Y_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta Y_{i3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta Y_{iT-1} \end{bmatrix}$$

Sendo que  $Z_i$  já foi definida anteriormente. O estimador *system-GMM* é então calculado de forma análoga ao *diff-GMM*. Nesse caso, o estimador *one-step* não é igual ao *two-step*, mesmo no caso de resíduos i.i.d.

Alguns testes são necessários para a estimação de dados em painel dinâmico. Entre eles, o testes de autocorrelação de segunda ordem propostos por Arellano e

Bond (1991). Os autores sugerem que o teste de primeira ordem não influencia na consistência do estimador, mas esta depende que  $E(\Delta\epsilon_{it}\Delta\epsilon_{it-2}) = 0$ .

Além disso, há o teste de Sargan-Hansen de sobreidentificação, que avalia se os instrumentos utilizados são válidos (SARGAN, 1958; HANSEN, L. P., 1982; ARELLANO; BOND, 1991). A rejeição deste teste indica que os resultados podem não ser confiáveis. Um problema do estimador *system-GMM* é que, ao utilizar um maior número de instrumentos, a probabilidade de rejeitar o teste aumenta consideravelmente.

### 3.1.2 Dados em painel espacial

Até aqui foram apresentados apenas modelos sem dependência espacial. Ou seja, não foi considerado nenhum efeito espacial, que pode se manifestar, segundo Anselin (2003), por meio da heterogeneidade ou autocorrelação espacial<sup>4</sup>. O autor define formalmente a autocorrelação espacial da seguinte forma:

$$Cov[y_i, y_j] = E[y_i y_j] - E[y_i] * E[y_j] \neq 0, \text{ para } i \neq j \quad (3.14)$$

Sendo que  $i$  e  $j$  são municípios, em suas devidas localizações, com seus respectivos valores de  $y$ . Considerando uma perspectiva espacial, pode-se realizar uma abordagem com a estrutura ou com a interação espacial e verificar se há efeitos de transbordamento (*spillover*) ou convergência em uma determinada região (ANSELIN, 2003). A metodologia da econometria espacial possibilita isso.

A principal maneira de captar esses efeitos espaciais é através do arranjo de dados. Como demonstrado em Kukuena e Monteiro (2009), considere uma matriz  $W_t$  de pesos espaciais com dimensão  $N \times N$  para cada período de tempo. Se  $W_t$  seguir medidas geográficas, a matriz será constante, sendo denotada apenas por  $W$ . Essa é uma propriedade importante para a aplicação de dados em painel, segundo Almeida (2012).

$$W_t = \begin{bmatrix} 0 & w_t(d[k, j]) & \dots & w_t(d[k, l]) \\ w_t(d[j, k]) & 0 & \dots & w_t(d[j, l]) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_t(d[l, k]) & w_t(d[l, j]) & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

Sendo que  $w_t(d[k, j])$  representa a forma funcional escolhida para os pesos espaciais entre os municípios  $k$  e  $j$ . Existem diversas medidas para definir  $W$ , e essa é uma das principais discussões na área da econometria espacial. Um exemplo é a matriz binária de contiguidade (MORAN, 1948; GEARY, 1954), em que a vizinhança se

<sup>4</sup> Anselin (2003) trata autocorrelação espacial e dependência espacial como termos que podem ser usados nos mesmos contextos, mesmo não sendo idênticos.

baseia quando municípios compartilham fronteiras em comum. Quando as regiões 1 e 2 são vizinhas, por exemplo, os elementos  $1 \times 2$  e  $2 \times 1$  da matriz assumem valor 1, e 0 caso contrário - desta forma, as matrizes espaciais de contiguidade são positivas e simétricas. As formas mais populares para essa matriz são de rainha e torre, sendo a diferença entre elas é que a convenção de torre desconsidera como vizinhança as regiões que fazem contato apenas na vértice da fronteira. Além disso, normalmente a diagonal principal é composta por zeros, implicando que uma região não é vizinha de si mesma (ALMEIDA, 2012).

Outro exemplo de matriz de pesos espaciais é a de distância geográfica e  $k$ -vizinhos mais próximos. Assumindo que toda a região de interesse está conectada, a matriz de distância representaria a distância de cada região em relação a outra e todos os elementos da matriz seriam diferentes de zero, exceto a diagonal principal. É comum utilizar a abordagem de  $k$ -vizinhos mais próximos junto com a de distância geográfica. Assim, cada região  $i$  teria a quantidade de vizinhos escolhida,  $k$ , e a respectiva distância entre  $i$  e cada  $k$  (ALMEIDA, 2012). As matrizes utilizadas para fins econométricas são normalizadas na linha, ou seja, a soma de cada linha da matriz é igual a um.

Ao realizar uma profunda investigação sobre as formas de estabelecer uma matriz de ponderação espacial, Tyszler (2006) evidencia que as matrizes de contiguidade não se mostram boas substitutas para as matrizes de distâncias. De qualquer forma, o autor sugere que a estratégia básica seja a utilizada: primeiro, verificar se há autocorrelação espacial nos resíduos das regressões em que a dependência espacial não foi especificada, através do teste I de Moran, em que a hipótese nula do teste é de que há aleatoriedade espacial, ou seja, não há dependência espacial entre os dados dos locais de interesse (ALMEIDA, 2012). Em seguida, realizar os testes de multiplicador de Lagrange (LM), para avaliar como a autocorrelação espacial se manifesta: na variável dependente ou no termo de erro (ANSELIN et al., 1996). Assim, o recomendado é utilizar diversas matrizes espaciais para realizar esses procedimentos, com o intuito de escolher a que possa assimilar mais autocorrelação espacial.

Diante do exposto, o foco da seção é a metodologia de dados em painel espacial. Um modelo geral é apresentado e, a seguir, os específicos, inspirados pela notação de Almeida (2012):

$$Y_{it} = \alpha + \rho W_1 Y_{it} + X_{it} \beta + W_1 X_{it} \pi + \xi_{it} \quad (3.15)$$

$$\xi_{it} = \lambda W_2 \xi_{it} + \epsilon_{it}$$

A partir da equação 3.15 é possível, impondo as devidas restrições, derivar diferentes modelos espaciais. Por exemplo, se  $\lambda = 0$ ,  $\pi = 0$  e  $\rho \neq 0$ , tem-se o modelo espacial autorregressivo (SAR), que admite a existência de dependência espacial entre

as variáveis dependentes. Ou seja, por exemplo, considera que o PIB de um município é afetado pelo PIB de seu vizinho, e vice-versa. O modelo de erro espacial (SEM) pode ser estabelecido quando  $\lambda \neq 0$ ,  $\pi = 0$  e  $\rho = 0$ , indicando que a dependência espacial se manifesta no termo de erro.

O modelo espacial autorregressivo (SAC) combina o SAR e o SEM e estabelece que  $\lambda \neq 0$ ,  $\pi = 0$  e  $\rho \neq 0$ . Uma extensão do SAR é o modelo de Durbin espacial (SDM), consistindo em impor que  $\lambda = 0$ ,  $\pi \neq 0$  e  $\rho \neq 0$ . Ainda há a versão do modelo de Durbin espacial de erro (SDEM), com  $\lambda \neq 0$ ,  $\pi \neq 0$  e  $\rho = 0$ . As estimações dos parâmetros espaciais podem ser feitas por máxima verossimilhança, variáveis instrumentos ou pelo método de momentos generalizados (MILLO; PIRAS, 2012; KAPOOR; KELEJIAN; PRUCHA, 2007; ALMEIDA, 2012)

Uma estratégia de estimação de dados em painel espacial proposta por (ALMEIDA, 2012) consiste em realizar os testes LM-BP e Hausman antes de incluir a defasagem espacial no modelo. Decidido entre os efeitos fixos ou aleatórios, testa-se a dependência espacial dos resíduos. Outra forma é utilizar o teste de Hausman espacial apresentado por Mutl e Pfaffermayr (2011), que pode comparar modelos SAR, SEM ou SAC para escolher qual a melhor especificação dos efeitos não observados (MILLO; PIRAS, 2012).

Entretanto, a metodologia de dados em painel acrescenta complexidade para as estimações de testes da econometria espacial (ANSELIN, 1988). A realização adequada do teste de I de Moran para autocorrelação espacial dos resíduos de uma regressão com dimensões espacial e temporal se mostra problemática segundo Anselin (1988), sendo ainda explorada pela literatura (OU; ZHAO; WANG, 2017; REN et al., 2014). Desta forma, os testes LM e LM robusto <sup>5</sup> guiam a escolha dos modelos nesse trabalho.

### 3.2 DESCRIÇÃO DO MODELO EMPÍRICO E DAS VARIÁVEIS

O modelo proposto segue a literatura de composição de gasto público e crescimento econômico. Antes de definir as equações de regressão, vale ressaltar a origem e algumas particularidades do banco de dados. A Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE) e o portal de Informações dos Municípios Paulistas (IMP) disponibilizam diversas estatísticas para o território paulista. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é o responsável por conceder as malhas municipais georreferenciadas e possibilita a criação de mapas e estimação de dados em painel espacial.

<sup>5</sup> Os testes LM robusto consideram a má especificação do modelo na estimativa. Por exemplo, ao avaliar se há autocorrelação espacial no erro com o teste robusto, pondera-se a possibilidade de existir também autocorrelação espacial na variável dependente (ALMEIDA, 2012).

A Secretaria do Tesouro Nacional proporciona as informações de finanças públicas do Brasil coletadas pelo Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi) e Sistema de Coleta de Dados Contábeis (SISTN). O Finanças do Brasil (FINBRA) é o banco de dados que apresenta os dados orçamentários, financeiros e contábeis, desagregados por municípios, estados ou capitais. Os dados coletados estão relacionados com as despesas municipais, desagregadas entre gastos correntes, com capital e por função. Segue abaixo a descrição das 28 funções do gasto público, de acordo com o Anexo da Portaria MOG nº 42/1999.

TABELA 1 – Estrutura das despesas por função

1	Legislativa	15	Urbanismo
2	Judiciária	16	Habitação
3	Essencial à Justiça	17	Saneamento
4	Administração	18	Gestão Ambiental
5	Defesa Nacional	19	Ciência e Tecnologia
6	Segurança Pública	20	Agricultura
7	Relações Exteriores	21	Organização Agrária
8	Assistência Social	22	Indústria
9	Previdência Social	23	Comércio e Serviços
10	Saúde	24	Comunicações
11	Trabalho	25	Energia
12	Educação	26	Transporte
13	Cultura	27	Desporto e Lazer
14	Direitos da Cidadania	28	Encargos Especiais

Fonte: Tesouro Nacional (2020).

O principal problema é que em diversos casos existe a falta de dados na base do FINBRA, o que pode indicar que certos municípios não realizam algumas despesas por simplesmente não terem infraestrutura para exercerem tais funções. Isso por si só já é um indicativo da extrema desigualdade entre os municípios do estado, mas atrapalha as estimações. Considerando 2002 até 2017, 132 municípios não têm dados completos. Levando em conta apenas até 2012, esse número vai para 109. A forma de lidar com tal situação foi realizar as estimativas retirando os municípios que não contém dados para todos os anos - ainda que tal estratégia possa provocar um viés de seleção nas regressões. Municípios mais desorganizados na área fiscal, um possível motivo para não constarem na base de dados de todos os anos recentes, podem ter um desempenho econômico pior.

O estudo propõe a estimação de três equações. A periodicidade é anual e as unidades de interesse são os municípios do estado de São Paulo para os anos de 2002 a 2017. A metodologia empregada é a de dados em painel com estimadores tradicionais, espaciais e dinâmicos. A estrutura dos modelos é inspirada por Devarajan, Swaroop e Zou (1996), Rocha e Giuberti (2007, 2013) e Oliveira, Hasegawa e Thomaz

(2018) com adaptações. Segue a representação das equações estimadas:

$$P\tilde{I}B_{it+1,t+5} = \beta_1 GTPIB_{it} + \beta_2 GCAPITAL_{it} + \beta_3 GFUN_{it} + \beta_4 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.16)$$

$$R\tilde{E}N_{it+1,t+5} = \beta_1 GTPIB_{it} + \beta_2 GCAPITAL_{it} + \beta_3 GFUN_{it} + \beta_4 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.17)$$

$$Theil_{it} = \beta_1 GTPIB_{it} + \beta_2 GCAPITAL_{it} + \beta_3 GFUN_{it} + \beta_4 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.18)$$

Sendo que  $\epsilon_{it}$  é o termo de erro.  $GTPIB$  é a proporção das despesas orçamentárias no produto interno bruto de cada município, enquanto  $GCapital$  é a participação das despesas com capital em relação ao total das despesas orçamentárias.  $GFUN$  é a composição dos gastos públicos por função sobre o total das despesas funcionais.  $X_{it}$  é um vetor de variáveis de controle ( $DEN$ ,  $PROKF$ ,  $PROKH$ ,  $POP$ ,  $URB$ ,  $ENV$ ,  $VAIND$ ,  $VAAGR$ ). Também são incluídas *dummies* para cada ano. A descrição e fonte dos dados estão na Tabela 2.

A transformação do PIB per capita ( $PIB_{pc}$ ) para  $P\tilde{I}B_{t+1,t+5}$  é uma maneira de diminuir a endogeneidade provocada pela simultaneidade entre as variáveis no modelo, tendo em vista que a composição do gasto público pode ser influenciada pelo desempenho do PIB per capita, sendo que este também pode ser afetado por tal composição. Além de minimizar o problema da causalidade reversa, tal variável se justifica com a hipótese de que investimentos públicos levam tempo para proporcionarem resultados no produto (DEVARAJAN; SWAROOP; ZOU, 1996), e também quando o intuito é captar efeitos no crescimento de longo prazo (ROCHA; GIUBERTI, 2007). De forma análoga, utiliza-se a variável de rendimento médio do emprego formal ( $REN_{ef}$ ) para a construção da variável dependente  $R\tilde{E}N_{it+1,t+5}$ . Ainda assim, acredita-se que o problema de endogeneidade não é completamente dissipado com essa transformação de variáveis.

O Índice de Theil-T foi formulado a partir dos dados de rendimento formal por faixa de renda da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), como já realizado por Soares et al. (2016) e Silva e Ribeiro (2018). Como só existem informações completas para o setor formal, essa variável pode ser representada como uma *proxy* da verdadeira desigualdade de renda municipal. A fórmula do indicador pode ser representada da seguinte maneira:

$$Theil - T = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y} \ln\left(\frac{y_i/y}{n_i/n}\right) \quad (3.19)$$



TABELA 2 – Descrição do banco de dados

Variável	Descrição	Fonte
<i>PIB<sub>pc</sub></i>	Produto interno bruto per capita	IMP
<i>P<math>\tilde{I}B</math></i>	Média do PIB per capita real dos cinco anos seguintes	IMP
<i>REN<sub>pw</sub></i>	Rendimento médio dos empregos formais	IMP
<i>R<math>\tilde{E}N</math></i>	Média do rendimento dos empregos formais dos cinco seguintes	IMP
<i>THEIL</i>	Indicador Theil-T	RAIS
<i>POP</i>	População do município	IMP
<i>DEN</i>	Densidade demográfica, quantidade de habitantes dividido por $km^2$	IMP
<i>ENV</i>	Índice de envelhecimento, proporção de pessoas com 60 anos ou mais por 100 indivíduos entre 0 a 14 anos	IMP
<i>URB</i>	Grau de urbanização, percentual da população urbana em relação à total	IMP
<i>PROKF</i>	Proxy de capital físico. Consumo de energia elétrica da indústria, comércio e serviços em MWh per capita	IMP
<i>PROKH</i>	Proxy de capital humano. Proporção de trabalhadores com ao menos ensino médio completo.	RAIS
<i>VAAGR</i>	Participação do valor adicionado agrícola	IMP
<i>VAIND</i>	Participação do valor adicionado industrial	IMP
<i>GTPIB</i>	Despesas orçamentárias em relação ao PIB	FINBRA
<i>GCapital</i>	Despesas com capital sobre as despesas orçamentárias	FINBRA
<i>GBensPublicos</i>	Proporção das despesas com bens públicos	FINBRA
<i>GBemEstarSocial</i>	Proporção das despesas com bem estar social	FINBRA
<i>GCapitalHumano</i>	Proporção das despesas com capital humano	FINBRA
<i>GInfraestrutura</i>	Proporção das despesas com infraestrutura	FINBRA
<i>GPesqDesen</i>	Proporção das despesas com pesquisa e desenvolvimento	FINBRA

Fonte: elaboração própria.

Em que  $y_i$  é o salário por faixa de renda,  $y$  é a soma dos rendimento 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.

A inclusão do indicador de Theil como variável dependente no modelo de crescimento de Devarajan, Swaroop e Zou (1996) é uma contribuição desse trabalho e não há um modelo teórico formalizado para isso. O objetivo para essa alteração tem um teor empírico, com a proposta de estimar a relação entre as variáveis informadas e o índice de desigualdade de renda. Entretanto, essa troca é baseada na literatura do segundo capítulo, o qual deixa evidente que crescimento econômico e distribuição de

renda estão de certa forma relacionados.

Além disso, não considerar os trabalhadores informais no indicador de desigualdade pode tornar a variável questionável, pois, segundo Carvalho, De Oliveira e Carvalho (2007), o mercado informal tem crescido. A construção civil e agropecuária, em especial, são citados por Soares et al. (2016) como setores com um elevado grau de informalidade. Assim, as interpretações acerca dessa variável devem ser feitas com cuidado.

Segundo Devarajan, Swaroop e Zou (1996) e Ghosh e Gregoriou (2008), a inclusão da proporção do gasto público em relação ao PIB serve para controlar os efeitos de nível. Há uma discussão de qual gasto por categoria econômica apresenta efeitos positivos no crescimento econômico, e as evidências empíricas divergem. Enquanto Aschauer (1989) e Gupta et al. (2005) mostram que o investimento público em capital é mais importante para o crescimento, Devarajan, Swaroop e Zou (1996) e Ghosh e Gregoriou (2008) estimam que são as despesas correntes a apresentar impacto positivo. A variável de *GCapital* busca contribuir para essa literatura, verificando se os gastos públicos com capital são produtivos para alavancar o crescimento econômico.

As despesas com função escolhidas são as mais utilizadas na literatura e englobam diversos aspectos econômicos, como bens públicos (legislativo, judiciário, essencial à justiça, administrativo, defesa nacional, segurança pública e relações exteriores), bem-estar social (assistência social, previdência, trabalho, habitação e urbanismo), capital humano (saúde, educação, cultura, desportos e lazer), infraestrutura (transporte, comunicação, energia, saneamento e gestão ambiental) e pesquisa e desenvolvimento (ciência e tecnologia) (GRISORIO; PROTA, 2015). De acordo com Barro (1990) e Silva, Cruz e Irffi (2013), os resultados do impacto dessas variáveis dependem muito dos contextos socioeconômicos e políticos da região analisada, não sendo possível um consenso sobre a natureza desses efeitos.

O consumo de energia elétrica per capita já foi utilizado como *proxy* de capital físico por Silva, Cruz e Irffi (2013). Os autores utilizaram o número de pessoas com ensino fundamental completo como *proxy* de capital humano, o que foi adaptado para esse trabalho. Assim, utiliza-se a proporção dos empregados que são formados no ensino médio, com ensino superior completo ou incompleto para representar a acumulação de capital humano.

A população e densidade demográfica têm caráter de controle, sendo variáveis amplamente utilizadas pela literatura de economia regional (GEPPERT; STEPHAN, 2008; RESENDE et al., 2016; KOSTER; BROUWER; LEEUWEN, 2020; AGOSTINO et al., 2020). A estrutura etária de uma região pode ser considerada relevante para o desempenho econômico, como apresentado por Stampe, Porsse e Portugal (2011) e Siviero (2017). As participações do setor industrial e agrícola no valor adicionado

são incluídos para verificar qual atividade produtiva está correlacionada com maiores taxas de crescimento e desigualdade, além de que os gastos públicos com atividade produtiva foram excluídos da regressão para evitar colinearidade perfeita. Por fim, o processo de urbanização do território paulista é evidenciado por Baeninger (2004) e Marandola Júnior et al. (2013) e já foi relacionado com crescimento por Vieira (2009), com evidências de que municípios urbanos obtém melhor desempenho.

As estimações via dados em painel podem indicar como a composição do gasto público afeta variáveis relacionadas ao crescimento econômico e com as disparidades de renda. Primeiramente, são estimados os modelos empilhado, efeitos fixos *within* e efeitos aleatórios (DEVARAJAN; SWAROOP; ZOU, 1996), com os devidos testes realizados para decidir qual apresenta os resultados mais confiáveis. Os modelos tradicionais incluem os anos entre 2002 e 2012 nas estimativas.

A inclusão da defasagem temporal do PIB per capita como variável explicativa permite captar mudanças nas disparidades regionais por meio das estimativas de convergência (GEPPEL; STEPHAN, 2008), porém, neste caso, os estimadores convencionais sofrem do problema da endogeneidade. Por isso também são estimados os modelos de dados em painel dinâmico *diff-GMM* e *system-GMM*, implicando em algumas mudanças dos modelos estáticos. Aplica-se o operador de defasagem de primeira ordem para todas as variáveis explicativas até agora apresentadas, mantendo o restante da estrutura do modelo. Assim, uma série de regressões utilizando  $PIB_{pc}$  como variável dependente é viável, visto que o painel dinâmico lida com o problema da endogeneidade - desta forma, o período da estimação engloba 2002 até 2017.

Segundo Silva, Cruz e Irffi (2013), uma maneira de escolher entre o *diff-GMM* e *system-GMM* é estimar o modelo empilhado e *within* com uma defasagem da variável dependente como explicativa, sendo que o valor do primeiro modelo representa o limite superior e do segundo o inferior. Em seguida, verificar se o valor do estimador *diff-GMM* para a variável dependente defasada está entre os dois limites. O estimador *system-GMM* é o adequado se estiver entre os limites quando o *diff-GMM* é menor que o *within*. Além disso, o modelo escolhido não deve rejeitar os testes de autocorrelação de segunda ordem e de sobreidentificação.

Uma abordagem sobre convergência mais utilizada na literatura está associada com a relação entre o nível de renda inicial e a taxa de crescimento econômico. Se maiores taxas de crescimento da renda estão correlacionadas negativamente com os maiores níveis iniciais de riqueza, pode-se dizer que há indícios de um processo de convergência (SOLOW, 1956; ELHORST; PIRAS; ARBIA, 2010). Entretanto, esse procedimento teve que ser adaptado para o contexto de dados em painel, pois com a metodologia de efeitos fixos não é possível a estimação de variáveis constantes no tempo.

Uma adequação desse método consiste em somar taxas de crescimento para um determinado período, como cinco ou quatro anos, e utilizar essa informação como variável dependente da regressão. Utilizando as variáveis de PIB per capita e rendimento formal para criar essa informação, esta são denominadas como  $\overline{PIB}$  e  $\overline{REN}$ . Estratégias parecidas foram utilizadas por Lee et al. (1998), Azzoni (2001), Elhorst, Piras e Arbia (2010) e Hailemariam e Dzhumashev (2019) para modelos de crescimento econômico e convergência. Assim, cada recorte temporal terá um nível de renda inicial como variável explicativa, sendo representado pelo valor para o primeiro ano daqueles cinco escolhidos, assim, um processo de convergência é indicado quando esse coeficiente tem sinal negativo.

Por fim, procede-se com a estimação dos modelos espaciais, possuindo o intuito de captar os efeitos que municípios vizinhos podem causar entre si. A aplicação de dados em painel espacial para a relação entre composição do gasto público, crescimento econômico e desigualdade de renda não foi explorada na literatura, motivando essa abordagem. Entretanto, já existem discussões sobre os efeitos de transbordamento dos investimentos em educação (PEROVIC; GOLEM; KOSOR, 2018) e infraestrutura (ANOUSHEH et al., 2020) no crescimento econômico.

Um modelo com todos os municípios diz pouco sobre a realidade de cada região e não é o suficiente para o entendimento das disparidades do estado. Além de considerar todos os municípios possíveis, segmenta-se a amostra de acordo com os arranjos populacionais, definidos pelo IBGE como regiões com mais de dois municípios que possuem forte relação econômica, por causa de trabalho ou estudo. Enquanto alguns arranjos populacionais são "isolados", existem as integrações de 1º e 2º ordem, que são um compilado de arranjos populacionais com relações econômicas mais próximas. No estado de São Paulo existem mais de 60 arranjos populacionais, quatro integrações de arranjos de 1º ordem e uma integração de 2º ordem. Como forma de testar a robustez e a heterogeneidade dos resultados, divide-se os municípios de três formas: aqueles que fazem parte das integrações de arranjos de 1º ordem, os que fazem parte de arranjos populacionais mas que não estão incluídos em nenhuma integração de arranjos, e, por últimos, os municípios que não participam de nenhum arranjo populacional.

## 4 RESULTADOS

O trabalho busca verificar qual o efeito da composição do gasto público nas disparidades regionais dos municípios paulistas. O intuito desta seção é discutir os resultados da pesquisa.

Primeiramente, são expostas as estatísticas descritivas de todo o período e as devidas ressalvas são feitas. A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões para os 645 municípios paulistas entre 2002 e 2017. Observa-se que as variáveis relacionadas com gastos públicos constam menos observações (N) do que restante das variáveis, evidenciando a falta de dados: no total, 132 municípios não contém informações completas para todos os anos da amostra. Para os modelos utilizando  $P\tilde{I}B$  e  $R\tilde{E}N$ , que englobam o período até 2012, esse número cai para 109. O procedimento das estimações de regressão parte da exclusão desses municípios, almejando um painel balanceado.

O município com o maior PIB per capita da amostra foi Ilha Comprida em 2014, enquanto o valor mínimo foi de Francisco Morato em 2003. Ilha Comprida é uma cidade litorânea com uma média populacional de 8.700 e tem o título de Estância balneária cedido pelo estado de São Paulo, utilizando o turismo como potencializador de crescimento. O PIB per capita do município em 2011 era de R\$ 17 mil e chegou a R\$ 242 mil em 2012. Francisco Morato é uma cidade de médio porte, com uma população de 168 mil em 2017, a qual faz parte da Região Metropolitana de São Paulo e apresenta um baixo nível de PIB per capita para todo o período. O elevado erro padrão para o PIB per capita demonstra a extrema heterogeneidade do território: municípios menores costumam ter indicadores de renda mais elevados do que os centros regionais.

A variabilidade dos rendimentos médios de empregos formais é menor, alcançando o ponto máximo com Gavião Peixoto em 2017 e mínimo em Coroados no ano de 2002. A dinâmica dos rendimentos formais difere significativamente do PIB per capita, provavelmente pela forte presença do setor informal. Municípios maiores, como Cubatão, Hortolândia, Barueri e São Paulo estão entre os maiores pagadores de rendimentos formais, ao lado de cidades menores, como Anhumas e Macaúbal.

O Índice Theil-T obteve o valor máximo com Sagres em 2002 e o mínimo em Aspásia em 2011. Enquanto os municípios mais desiguais não demonstram características parecidas, os menos desiguais são majoritariamente pequenos: as 100 observações com os menores valores do índice de Theil apresentam uma população média de 4 mil habitantes. Uma possível explicação para isso é de que há menos vagas com elevados salários nesses municípios.

A média das variáveis *PIB<sub>pc</sub>* e *REN<sub>ef</sub>* para os cinco anos seguintes altera pouco o valor de suas estatísticas, se mostrando uma transformação que não distorce seriamente os dados - porém, o município com o maior PIB se altera e passa a ser Louveira, em 2012, e o com menor rendimento formal Arapeí em 2002.

Os maiores valores de densidade demográfica são da Região Geográfica Imediata e Intermediária de São Paulo, com o pico sendo Taboão da Serra em 2017 - a capital do estado, no mesmo ano, apresentou uma densidade de 7.689,18 hab/*km*<sup>2</sup>. Por outro lado, Iporanga, da região de Registro, apresentou a menor densidade para os 16 anos da amostra, com uma média de 3,70 hab/*km*<sup>2</sup>. A heterogeneidade dessa variável é ainda maior do que a observada nas variáveis de renda, com um erro padrão quase quatro vezes maior do que a média. A hierarquia do território, composto por poucas cidades grandes, justifica uma média tão baixa: no ano de 2017, por exemplo, dos 645 municípios, 75 apresentaram população maior do que 100 mil, 40 acima de 200 mil, três acima de um milhão, e cerca de 274 municípios com menos de 10 mil habitantes.

TABELA 3 – Estatísticas descritivas

Estatística	N	Média	Erro padrão	Mínimo	Máximo
<i>PIB<sub>pc</sub></i>	10320	33.940,25	29.626,64	6.797,59	565.994,90
<i>P<sub>IB</sub></i>	7095	34.757,78	28.150,17	7.759,31	360.851,20
<i>REN<sub>ef</sub></i>	10320	2.320,39	698,92	571,64	11.365,35
<i>R<sub>EN</sub></i>	7095	2.368,80	646,32	1.190,48	6.487,80
<i>THEIL</i>	10320	0,23	0,09	0,06	1,05
<i>POP</i>	10320	63.459,10	451.577,90	800	11.696.088
<i>DEN</i>	10320	299,44	1.187,34	3,73	13.346,25
<i>ENV</i>	10320	63,22	25,60	13,18	225,26
<i>URB</i>	10320	83,77	14,41	22,05	100,00
<i>PROKF</i>	10320	1,57	11,56	0,00	366,83
<i>PROKH</i>	10320	50,01	14,90	5,14	90,17
<i>VAAGR</i>	10320	19,53	15,79	-9,36	71,04
<i>VAIND</i>	10320	20,83	15,26	-30,22	86,74
<i>GTPIB</i>	10206	8,40	5,91	0,15	149,63
<i>GCorrente</i>	10206	88,38	6,02	38,27	100,00
<i>GCapital</i>	10206	11,61	6,02	0,00	61,73
<i>GBensPublicos</i>	10158	18,07	6,32	0,00	100,00
<i>GBemEstarSocial</i>	10158	18,79	6,23	0,00	100,00
<i>GCapitalHumano</i>	10158	52,77	7,86	0,00	76,33
<i>GInfraestrutura</i>	10158	6,17	4,59	0,00	37,17
<i>GPesqDesen</i>	10158	0,01	0,10	0,00	5,38

Fonte: elaboração própria.

O município com maior índice de envelhecimento foi Santana da Ponte Pensa, da região de São José do Rio Preto - inclusive, onde todos os índices acima de 180

estão localizados. Francisco Morato, município que pertence a Região Geográfica Imediata e Intermediária de São Paulo, foi o que apresentou o menor índice. De forma semelhante, todos os índices abaixo de 18 são dessa mesma região. Sem os dados de fluxos migratórios não é possível fazer maiores conclusões sobre esse padrão, mas esses dados podem ser evidência de que a população mais jovem procura regiões mais desenvolvidas, enquanto as pessoas mais velhas continuam a morar nas regiões mais afastadas da capital, criando um desequilíbrio regional (SOUZA, 1993). Isso também reflete no alto grau de urbanização do estado, evidenciado por uma elevada média de 83% da população em áreas urbanas. Pedra Bela foi o município com menor proporção de habitantes na área urbana durante 2002-2011, seguido por Quadra para o mesmo período.

A *proxy* para o capital físico apresenta uma média dez vezes menor do que o desvio padrão, colocando em evidência que o consumo de energia elétrica per capita é bem disperso no território paulista. A cidade com o maior valor dessa variável é Alumínio para todos os anos, seguido de Cubatão, município que possui uma das usinas hidrelétricas mais antigas do Brasil, a Usina Henry Borden, que pode justificar parcialmente o elevado consumo de energia. Alumínio apresenta uma população média de 17.000, elevado nível de PIB per capita, densidade demográfica próxima de 200 hab/ $km^2$ , um valor adicionado majoritariamente industrial e é participante da integração de ordem um dos arranjos populacionais de São Paulo. Essas são as características do município que é o segundo em consumo de energia elétrica do estado, atrás apenas da capital, posição conquistada pela atuação do setor industrial.

A proporção de trabalhadores do setor formal com pelo menos o ensino médio completo, *proxy* do capital humano, é menos dispersa do que a *PROKF*, sendo que em média metade dos empregados paulistas terminaram o ensino básico. Os municípios com os maiores índices são pequenos, com uma população na média de 14 mil, sendo que o maior valor é de Alumínio. Os menores valores são de municípios com uma população média de 5 mil habitantes, e a menor proporção é de Santa Cruz da Conceição.

A média da proporção das despesas orçamentárias no PIB municipal (*GTPIB*) é cerca de 14%, apontando que o tamanho dos gastos públicos não é tão elevado no território paulista. O único município que apresentou um valor discrepante nessa variável foi Nova Luzitânia em 2005, quando o gasto público foi maior do que o PIB. O segundo município com maior atuação do gasto sobre o PIB foi Taquaral em 2013, com uma magnitude de aproximadamente 40%. Marília em 2007 foi a cidade com a menor presença das despesas governamentais em relação ao PIB.

A respeito das despesas correntes e com capital, observa-se na Tabela 3 que o estado como um todo gasta menos com capital - o município que apresentou a maior

proporção desse gasto foi Salto. Essa relação está de acordo com as implicações feitas por Correia e Neduziak (2017) de que as recentes alterações na política fiscal induziram uma queda dos gastos com capital, elevando-se os gastos com pessoal. Além disso, os autores indicaram que estados com maiores valores de despesas correntes, após uma tendência de aumento dos gastos com capital, tendem a se endividar menos do que estados com baixo gasto corrente.

Por fim, as estatísticas referentes aos gastos por função mostram que o estado em média gasta mais com capital humano, o que era esperado devido aos limites institucionais referentes à saúde e educação. Ainda assim, 12 observações apresentaram 0% de tais gastos no seu orçamento, enquanto os gastos com previdência social e bens públicos prevaleceram nesses casos. Um destaque para os baixos valores das despesas com pesquisa e desenvolvimento do território paulista, que segundo Barros (2000) concentra grande parte da produção técnico científica.

Nos Apêndices 1 e 2 são apresentadas as estatísticas descritivas para 2002 e 2017, como forma de visualizar a evolução das variáveis no período. Vale o destaque para o crescimento do PIB per capita e da redução do índice de Theil. Além disso, as médias da *PROKF* e *PROKH* também aumentaram, esta última de forma mais substancial o que evidencia um progresso da educação dos trabalhadores formais no período. No geral, há indícios de melhora no nível de desenvolvimento do estado. Entretanto, o elevado erro padrão para o PIB per capita nos dois anos expõe que ainda há uma dispersão considerável nos níveis de renda.

A Tabela 4 mostra uma comparação entre as 11 Regiões Geográficas Intermediárias (RGINT) do território paulista para 2002 e 2017. Avaliando a evolução do PIB per capita, há evidências de que as RGINT mais pobres em 2002 expressaram em média um crescimento maior do que as mais ricas. Entretanto, a hierarquia econômica pouco se altera: as seis RGINT mais pobres continuaram desta forma, apenas alternando as posições entre si, sendo elas Presidente Prudente, Araçatuba e Marília, Bauru, Sorocaba e São José do Rio Preto. Campinas ultrapassou São Paulo como a região com o maior PIB per capita, podendo estar relacionado com o processo de aglomeração industrial que Diniz (2002) explica.

A convergência de renda é ainda mais evidente ao avaliar os rendimentos do setor formal. De forma parecida com o PIB per capita, as RGINT mais pobres cresceram mais no período, porém, ainda não alcançando o nível de renda das mais ricas, como São Paulo, Campinas e São José dos Campos, que apresentaram os menores crescimentos. Araçatuba, com a menor média de rendimento formal em 2002, foi a região com o maior crescimento de renda. Essa região, que de acordo com os trabalhos de Leme e Biderman (1997) e Pavarina (2003) e Chagas (2009) tinha o setor primário como principal atividade produtiva, passa a reduzir a importância do valor



adicionado agrícola entre 2002 e 2017, aumentando a participação do setor industrial e de serviços.

Além disso, a Tabela 4 permite verificar que o estado apresentou crescimento durante o período analisado, o que auxilia a interpretar os resultados das regressões. O PIB per capita médio real do estado cresceu aproximadamente 2,53% a.a. entre 2002 e 2017. De forma análoga, o rendimento formal cresceu 2,32% a.a. Embora a população tenha crescido 0,95% a.a., o número de trabalhadores do setor formal expandiu 2,85% a.a., indicando que o crescimento econômico do período pode ser explicado significativamente pela entrada de mão de obra no mercado de trabalho.

TABELA 4 – Produto interno bruto per capita e rendimento médio de empregos formais das Regiões Geográficas Intermediárias de 2002 e 2017

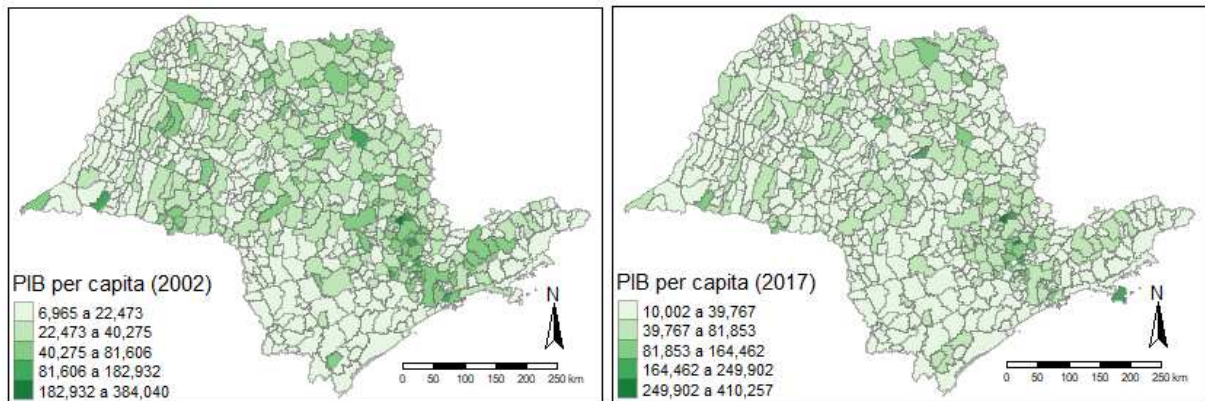
RGINT	PIB2002	PIB2017	%	REN2002	REN2017	%
São Paulo	45.942	61.267	33,4%	3.616	4.207	16,4%
Sorocaba	26.953	42.289	56,9%	2.273	2.902	27,6%
Bauru	26.782	39.295	46,7%	2.192	2.865	30,7%
Marília	25.774	36.136	40,2%	1.922	2.720	41,5%
Presidente Prudente	22.713	32.822	44,5%	1.948	2.605	33,7%
Araçatuba	25.075	35.213	40,4%	1.860	2.702	45,3%
São José do Rio Preto	27.165	38.947	43,4%	1.976	2.845	44,0%
Ribeirão Preto	31.073	45.391	46,1%	2.228	3.015	35,3%
Araraquara	32.039	42.980	34,1%	2.187	3.059	39,9%
Campinas	42.680	65.709	54,0%	2.870	3.600	25,4%
São José dos Campos	42.278	52.209	23,5%	3.386	3.489	3,0%

Fonte: elaboração própria.

Uma melhor visualização das variáveis pode ser feita por mapas. A Figura 1 apresenta a distribuição do PIB per capita municipal pelo território paulista para o primeiro e último ano da amostra. Observa-se uma certa concentração de renda na capital, nas regiões de Campinas e de Ribeirão Preto, para ambos os anos. A Figura 1 também expõe a possibilidade de dependência espacial para o produto municipal. Além disso, é notável que o território se torna menos heterogêneo em 2017, com uma diminuição das disparidades de renda.

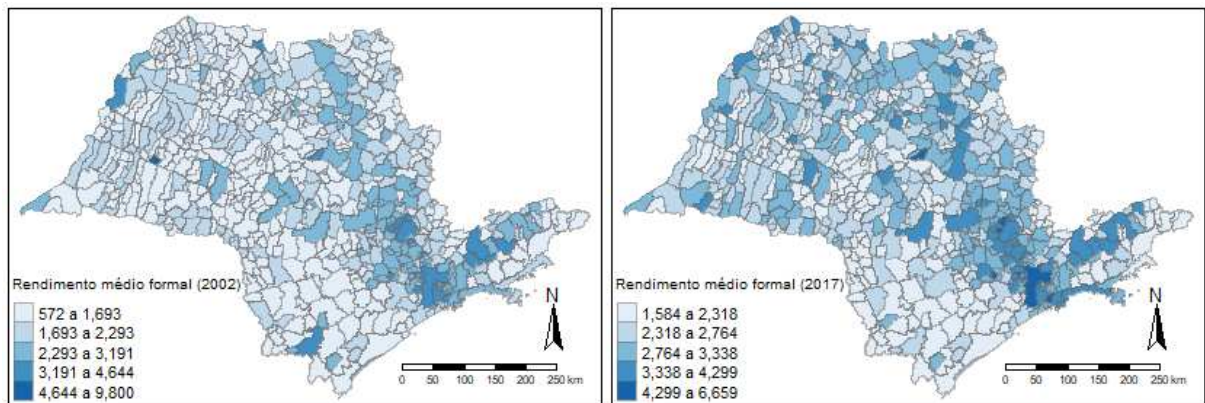
Interpretações parecidas com as da Figura 1 podem ser realizadas na Figura 2. O rendimento médio do setor formal se concentra em níveis maiores no leste do estado, enquanto a região sudoeste é a mais pobre. Entretanto, não é possível afirmar que houve uma redução das disparidades regionais para essa variável, pois as concentrações de renda não se dissipam.

FIGURA 1 – Produto interno bruto per capita dos municípios paulistas - 2002/2017



Fonte: elaboração própria.

FIGURA 2 – Rendimento médio formal dos municípios paulistas - 2002/2017



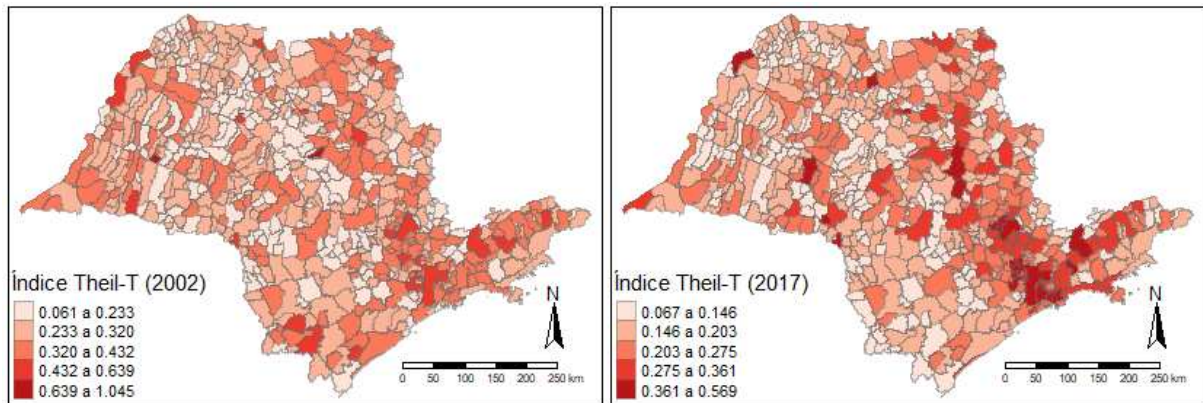
Fonte: elaboração própria.

Como Pavarina (2003) discute, as disparidades salariais não se limitam apenas aos fatores relacionados com os atributos dos trabalhadores, mas principalmente com a qualidade dos postos de trabalho. Os centros industriais urbanos promovem empregos melhores e, conseqüentemente, fazem com que tais regiões apresentem rendimentos médios maiores.

Enfim, a Figura 3 tem o intuito de exibir a distribuição espacial do indicador de desigualdade de renda Theil-T construído com dados do setor formal. Observando o valor das faixas do índice, há uma clara redução da desigualdade municipal de renda como um todo. Em 2017 os maiores níveis de desigualdade estão concentrados na região mais rica do país, implicação em conformidade com as conclusões de Leme e Biderman (1997), enquanto as regiões sudoeste e noroeste, com menores níveis de renda, expressam baixos indicadores de desigualdade.

Os mapas apresentados implicam que, durante o período avaliado, os municípios paulistas cresceram economicamente e diminuíram suas disparidades de renda formal. As próximas seções têm o intuito de interpretar os resultados das regressões

FIGURA 3 – Índice Theil-T dos municípios paulistas - 2002/2017



Fonte: elaboração própria.

propostas, buscando estimar a elasticidade da composição do gasto e crescimento, além de verificar se houve transbordamento e convergência de renda.

#### 4.1 MODELOS TRADICIONAIS

Primeiramente são realizados os testes F, BP e Hausman para decidir qual metodologia de dados em painel utilizar. De acordo com os resultados, o modelo com efeitos fixos é o mais adequado. As estatísticas podem ser observadas no Apêndice 4. Sendo assim, o estimador *within* de efeitos fixos é o empregado para estimar as regressões estáticas e espaciais.

Aplica-se o teste de autocorrelação dos resíduos para painéis com efeitos fixos de Wooldridge (CROISSANT; MILLO, 2008), além disso, os testes de Jarque-Bera e Breusch-Pagan também são realizados. Todas as estatísticas rejeitam a hipótese nula, evidenciando que o modelo tem autocorrelação, heterocedasticidade e não normalidade nos resíduos. As saídas dos testes são informadas no Apêndice 5.

Diante dos testes, é necessária uma estimação robusta a autocorrelação e heterocedasticidade. A clusterização dos desvios padrão é amplamente utilizada na literatura de economia regional (AGOSTINO et al., 2020; DESMET; GREIF; PARENTE, 2020; EINIÖ, 2014) e essa aplicação é recomendada para dados em painel (CAMERON; MILLER, 2015). Para esse modelo, os desvios padrão foram clusterizados por Região Geográfica Imediata nas regressões de dados em painel estático.

O cálculo de índice FIV para verificar se as variáveis apresentam problema de multicolinearidade também é realizado (GUJARATI; PORTER, 2011). Como nenhuma relação apresentou um número maior do que cinco, há evidências de que o modelo não tem problema de multicolinearidade e é possível proceder com as regressões.

A Tabela 5 mostra as estimações com  $P\bar{I}B_{t+1,t+5}$ ,  $R\bar{E}N_{t+1,t+5}$  e  $T\bar{H}EIL$  como

variáveis dependentes. Enquanto Devarajan, Swaroop e Zou (1996) e Barro (1990) utilizam a taxa de crescimento do PIB como variável dependente, o trabalho segue Gemmell, Kneller e Sanz (2016) que usa a variável em nível para essa transformação. Além disso, foi aplicado o logaritmo natural em todas as variáveis que não representem proporções. As variáveis IDEN, PROKF, PROKH, IPOP, URB, ENV, VAIND e VAAGR têm uma natureza de controle, mas suas estimativas são reportadas para fins analíticos.

As regressões da Tabela 5 abrangem o período de 2002 e 2012. Nas colunas 1, 2 e 3, a amostra é composta por 536 municípios, enquanto as colunas 4, 5 e 6 compõe apenas os municípios que fazem parte de alguma 1ª integração de arranjos populacionais. O motivo para realizar essa segmentação é reduzir a heterogeneidade das observações. Tal aplicação também serve como teste de robustez, verificando se os resultados se alteram com uma mudança nos dados. As estimativas diferem significativamente de uma amostra para outra.

É possível interpretar a partir dos resultados da Tabela 5 que há poucas evidências de efeitos significantes da composição dos gastos públicos por função no crescimento do PIB per capita paulista. Na coluna 1, apenas a proporção dos gastos com infraestrutura apresenta sinal significativo, mas a 10%, o que não permite grandes segurança nas interpretações. O impacto positivo das despesas em infraestrutura são comentados por Aschauer (1989) e Silva, Martins e Neder (2016) e Yilmaz (2018) como importantes para o crescimento econômico. Esse resultado está de acordo com a literatura, mas as estimativas de tal coeficiente não são robustas, tendo em vista a não significância estatística em nenhum outro modelo dessa seção.

Além disso, a *proxy* de capital físico e a participação da indústria no valor adicionado também apresentaram coeficientes positivos na coluna 1. Esses resultados indicam que municípios com maiores atuações do setor industrial podem crescer mais. Tal fato pode também estar relacionado com o sinal positivo de *PROKF*, que considera o consumo de energia elétrica da indústria, comércio e serviços: quanto mais aquecido esses setores, mais energia é utilizada. Essa dinâmica parece estar associada com maiores taxas de crescimento.

Trabalhos parecidos utilizam períodos maiores para a estimações, de 20 a 30 anos, como Devarajan, Swaroop e Zou (1996), Gemmell, Kneller e Sanz (2016), Yilmaz (2018) e Ghosh e Gregoriou (2008). A falta de uma amostra para períodos mais longos pode estar prejudicando a assimilação dos efeitos de longo prazo provenientes dos investimentos públicos. Outro ponto é que o objetivo dos gastos públicos seria incentivar os investimentos privados, relação que é obstruída com a utilização do PIB, o qual engloba todos os setores da economia. De fato, alguns artigos citados controlam a proporção dos investimentos públicos em relação aos privados para controlar essas distorções, ou utilizam como variável dependente alguma medida de renda do setor

privado. A especificação da coluna 2 vem com o intuito de testar essa abordagem, se mostrando uma regressão com melhores resultados e grau de ajustamento.

TABELA 5 – Regressão de dados em painel com efeitos fixos

Variável	$\tilde{PIB}$ 1	$\tilde{REN}$ 2	THEIL 3	$\tilde{PIB}$ 4	$\tilde{REN}$ 5	THEIL 6
GTPIB	0,00 (0,00)	0,001** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,01** (0,00)
GCapital	0,00 (0,00)	0,001*** (0,00)	0,0004** (0,00)	0,003** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GBensPublicos	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,004** (0,00)	0,00 (0,00)
GBemEstarSocial	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GCapitalHumano	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01** (0,00)	0,00 (0,00)
GInfraestrutura	0,002* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GPesqDesen	0,04 (0,03)	0,00 (0,01)	0,01* (0,01)	0,06 (0,04)	0,01 (0,03)	0,02** (0,01)
IDEN	-0,05 (0,18)	-0,03 (0,10)	0,13*** (0,05)	-0,48*** (0,14)	-0,45*** (0,05)	0,03 (0,04)
IPROKF	0,04* (0,02)	0,02* (0,01)	0,00 (0,00)	0,06** (0,03)	0,04 (0,03)	0,01 (0,01)
PROKH	0,00 (0,00)	-0,001*** (0,00)	0,001*** (0,00)	0,004** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
IPOP	0,04 (0,20)	0,05 (0,12)	-0,03 (0,06)	0,61* (0,35)	0,62*** (0,18)	-0,14 (0,12)
URB	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)	-0,002** (0,00)	0,03*** (0,01)	0,01** (0,01)	-0,004** (0,00)
ENV	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
VAIND	0,01*** (0,00)	0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)
VAAGR	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Observações	5896	5896	5896	902	902	902
Arranjo				1º int	1º int	1º int
$R^2$	0,47	0,79	0,26	0,53	0,63	0,28
$R^2$ ajustado	0,42	0,77	0,18	0,47	0,59	0,18
Wald	2090***	6881***	1204***	889***	1378***	307***

Fonte: elaboração própria.

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

Utilizando o rendimento médio formal como variável dependente, os gastos com capital e proporção das despesas totais no PIB apresentam coeficientes positivos

e significantes. Enquanto diversos estudos empíricos estimam que os gastos correntes são produtivos e contribuem para o crescimento (DEVARAJAN; SWAROOP; ZOU, 1996; GHOSH; GREGORIOU, 2008; DIVINO; SILVA JUNIOR, 2012; OLIVEIRA; HASEGAWA; THOMAZ, 2018), os resultados da Tabela 5 indicam os gastos com capital como produtivos, seguindo as implicações de Aschauer (1989) e Rocha e Giuberti (2007). Essa discussão ainda é ambígua na literatura, visto que as estimativas variam de acordo com a amostra, período e metodologia.

O crescimento econômico paulista pode ser influenciado positivamente pelos gastos com capital por causa da sua infraestrutura manufatureira já estar mais avançada do que o restante do país, de forma que tais despesas não precisam ser excessivamente elevadas. Por outro lado, o incentivo dessa natureza pode ter uma elasticidade maior pelas vantagens comparativas do estado.

A variável *PROKF* apresenta novamente sinal positivo, porém a *proxy* de capital humano impacta negativamente o rendimento médio formal dos municípios paulistas como um todo. Tal sinal do coeficiente pode estar correlacionado com o fato de que o crescimento econômico do período foi em grande parte devido ao incremento de mão de obra, e não por causa do aumento da educação.

O grau de urbanização da população e o valor adicionado industrial estão associados com maiores salários, indicando novamente a importância dos processos de urbanização e industrialização para o território do estado de São Paulo. Enquanto a capital paulista é considerada um grande centro industrial, há também um intenso processo de crescimento urbano no restante do estado, o que acaba promovendo diferenciações nas atividades produtivas (MARANDOLA JÚNIOR et al., 2013). Esse processo parece estar impulsionando o crescimento da renda formal.

As estimativas utilizando o índice de Theil como variável dependente devem ser interpretadas lembrando que quanto maior o valor de tal indicador, maior a desigualdade de renda, de forma que coeficientes positivos indicam que a variável explicativa correspondente impacta negativamente na distribuição da renda. É o caso dos gastos com capital, cujas estimativas apontam que contribuem para o aumento da desigualdade de renda. Essa relação pode ocorrer por municípios mais pobres terem maior proporção dos seus gastos investidos em capital, como observa-se no Apêndice 3. Tais municípios podem ter crescido mais no período analisado, e as despesas com capital impulsionaram o aumento da renda, mas não auxiliaram as melhoras na distribuição de renda, que, como afirma Pavarina (2003), pode estar mais relacionada com o padrão dos empregos ofertados. Além disso, vale mencionar que a falta do mercado informal na análise é uma barreira para a interpretação dos resultados relacionados com o índice de Theil.

As despesas com pesquisa e desenvolvimento revelam ser um dos fatores que

umentam a desigualdade municipal. Como essas despesas são pontuais na amostra, sendo diferente de zero em poucas observações e em proporções quase sempre menor do que 1% do orçamento, não é possível afirmar que tal variável influencia significativamente a distribuição de renda.

A densidade demográfica apresenta uma relação significativa com a desigualdade de renda, propondo que as economias de aglomeração tendem a ser mais desiguais. O sinal da variável *PROKH* implica que uma maior proporção de trabalhadores com pelo menos ensino médio completo leva a uma pior distribuição de renda. O grau de urbanização, por outro lado, é o único com efeito negativo e significativo na coluna 3, implicando que a urbanização melhora os níveis de desigualdade.

As colunas 4, 5 e 6 replicam os mesmos modelos interpretados anteriormente, mantendo apenas municípios selecionados de acordo com o arranjo populacional. Pode-se afirmar que essas observações estão mais próximas dos grandes centros urbanos do estado e, sendo assim, algumas mudanças nos resultados são visíveis. Os gastos com capital, por exemplo, passam a influenciar positivamente o PIB per capita, enquanto deixam de afetar os rendimentos formais. O mesmo acontece com a *proxy* de capital humano.

Os gastos com bens públicos e capital humano afetam positivamente o rendimento médio formal. Por ser uma parte da amostra mais desenvolvida, faz sentido alguns gastos serem eficientes e apresentarem uma elasticidade positiva com a renda. As despesas com capital humano são responsáveis por externalidades positivas e estudos empíricos parecidos costumam atribuir um papel essencial desse setor para o crescimento econômico (ROCHA; GIUBERTI, 2013; OLIVEIRA; HASEGAWA; THOMAZ, 2018). Os gastos com bens públicos, por outro lado, dificilmente costumam apresentar relação positiva com o crescimento, por serem necessários para o funcionamento do estado e não estarem ligados com atividades produtivas. Despesas militares, por exemplo, são dadas como improdutivas por Aschauer (1989), enquanto os gastos com legislativo e administração são promotores de crescimento no trabalho de Silva, Cruz e Irffi (2013).

A densidade demográfica, que não havia ainda manifestado significância estatística para explicar o crescimento econômico, apresenta sinal negativo para as duas variáveis de renda. Uma possível interpretação é de que os municípios com maior densidade demográfica cresceram menos no período, como por exemplo a capital São Paulo e Campinas, as quais obtiveram taxas de crescimento menores do que a média do estado. Esse resultado não está de acordo com os ressaltos de Chein, Lemost e Assunção (2007), que encontra uma forte correlação entre regiões brasileiras mais desenvolvidas com elevada densidade populacional.

O nível populacional, por outro lado, passa a afetar positivamente o PIB per



capita e a renda formal, implicando que municípios com crescimento populacional maior no período estão correlacionados com maiores taxas de crescimento econômico. A taxa de urbanização continua influenciando positivamente a renda formal, e também se torna significativa para o PIB per capita. O valor adicionado industrial deixa de impactar o PIB, continuando a ser positivo apenas para a renda formal.

Considerando a coluna 6, apenas as variáveis de urbanização e gastos com pesquisa e desenvolvimento continuam com seus sinais e significância estatística. O sinal da proporção das despesas públicas em relação ao PIB é negativo e significativo, indicando que um aumento da presença do Estado na economia esteve relacionado com uma diminuição da desigualdade municipal.

A diferença dos resultados entre as colunas 1-3 e 4-6 da Tabela 5 evidencia a heterogeneidade da amostra utilizada. Continuando com o objetivo de captar essas desconformidades, a Tabela 6 divide a amostra em mais dois grupos de municípios: os que fazem parte de arranjos populacionais, mas não de uma integração maior de arranjos, e as cidades que não fazem parte de nenhum arranjo. Assim, as colunas 1-3 desta tabela compõe uma amostra mais desenvolvida do que a utilizada nas colunas 4-6.

Os resultados da Tabela 6 são ainda mais duvidosos do que os apresentados anteriormente, diante de uma redução de coeficientes estatisticamente significantes. Os gastos com capital parecem apenas afetar positivamente a renda formal da amostra mais pobre, além de aumentar a desigualdade de renda da mesma. A participação do valor adicionado industrial continua tendo efeito positivo para os modelos utilizando  $P\tilde{I}B$ . A urbanização impacta positivamente a variável  $R\tilde{E}N$  em ambas as amostras.

Um resultado generalizado é de que a composição do gasto público por função não parece ter influência no crescimento econômico nem na desigualdade de renda dos municípios paulistas. Outros fatores, como a composição do valor adicionado, o grau de urbanização e a acumulação de capital físico se mostram mais robustos para explicar o crescimento do período.

Ainda assim, as despesas com capital parecem ser as mais produtivas no estado de São Paulo. Isso pode estar relacionado com as vantagens pela estrutura produtiva do estado, que é historicamente o centro industrial do país. Além disso, a Lei da Responsabilidade Fiscal desenvolvida em 2000 estabelece limites e práticas para os gastos correntes, mas não para os gastos com capital, o que acabou levando a uma contínua redução destes no orçamento, de acordo com Correia e Neduziak (2017). Mesmo a análise englobando esse período de queda da participação das despesas com capital, são essas as que impactam positivamente a renda em diversas estimativas. Assim, há evidências de que tais investimentos estão sendo implantados eficientemente, seguindo as implicações de Devarajan, Swaroop e Zou (1996). Resultados parecidos



são encontrados em Rocha e Giuberti (2013) e Gupta et al. (2005).

TABELA 6 – Regressão de dados em painel com efeitos fixos - Continuação

Variável	$P\tilde{I}B$ 1	$R\tilde{E}N$ 2	THEIL 3	$P\tilde{I}B$ 4	$R\tilde{E}N$ 5	THEIL 6
GTPIB	0,00 (0,00)	0,0004* (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,002*** (0,00)
GCapital	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,001*** (0,00)	0,001*** (0,00)
GBensPublicos	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GBemEstarSocial	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GCapitalHumano	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GInfraestrutura	0,01 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GPesqDesen	0,04 (0,05)	-0,01 (0,02)	0,01 (0,01)	0,03 (0,04)	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)
IDEN	0,11 (0,19)	0,08 (0,08)	0,18*** (0,03)	1,26 (1,75)	0,21 (0,45)	0,21 (0,25)
IPROKF	0,01 (0,02)	0,01 (0,01)	0,00 (0,00)	0,09*** (0,02)	0,03** (0,01)	-0,01 (0,01)
PROKH	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,001*** (0,00)	0,001*** (0,00)
IPOP	0,15 (0,28)	0,04 (0,10)	-0,06 (0,04)	-1,85 (1,72)	-0,21 (0,44)	-0,08 (0,26)
URB	0,01 (0,01)	0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,004*** (0,00)	0,00 (0,00)
ENV	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
VAIND	0,01*** (0,00)	0,001* (0,00)	0,00 (0,00)	0,003* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
VAAGR	0,01* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,0005* (0,00)
Observações	1496	1496	1496	3498	3498	3498
Arranjo	Outros	Outros	Outros	Nenhum	Nenhum	Nenhum
$R^2$	0,49	0,83	0,24	0,53	0,83	0,3
$R^2$ ajustado	0,43	0,8	0,14	0,48	0,82	0,22
Wald	2581***	4641***	1382***	1650***	8538***	1334***

Fonte: elaboração própria.

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

## 4.2 MODELOS ESPACIAIS

Existe a possibilidade de existir autocorrelação espacial nos modelos de regressão estimados. Desta forma, procede-se os testes de LM e LM robusto para dependência espacial por defasagem e erro no contexto de dados em painel (ANSELIN et al., 1996; ELHORST, 2014; MILLO; PIRAS, 2012), embasado nas Tabelas 5 e 6. Utiliza-se dez matrizes de pesos espaciais: rainha, torre e 3, 5, 7 e 10 vizinhos mais próximos - estas últimas quatro, utilizam-se matrizes de contiguidade e distância geográfica euclidiana.

A matriz que capta melhor a dependência espacial é a de 3 vizinhos mais próximos, utilizando a distância geográfica inversa. Em seguida, a matriz de 3 vizinhos mais próximos de contiguidade. Com essas especificações de matriz, todos os modelos apresentam autocorrelação espacial no termo de erro e na variável dependente. As estatísticas dos testes com estas matrizes estão informados no Apêndice 6. Promove-se a estimação por GMM, diante da não normalidade dos resíduos calculada anteriormente.

A Tabelas 7 e 8 mostram as estimativas de dados em painel espacial, seguindo a mesma estrutura de resultados apresentada nas Tabelas 5 e 6. As variáveis  $WY$  e  $WErro$  são a incorporação da dependência espacial na variável dependente e no termo de erro, respectivamente, a partir da interação com a matriz de pesos espaciais. No caso, a matriz de 3 vizinhos mais próximos de distância geográfica é a utilizada para as estimativas de  $WY$ , enquanto a matriz de contiguidade de 3 vizinhos mais próximos é a empregada para  $WErro$ .

Como os resultados dos modelos SAR e SEM são parecidos, optou-se por apresentar as estimações utilizando a metodologia SAC, que informa os valores de  $WY$  e  $WErro$ . Vale realçar que as estimativas provavelmente sofrem de erros heterocedásticos (KAPOOR; KELEJIAN; PRUCHA, 2007), o que invalida os testes t. Assim, a ênfase da análise será nos parâmetros espaciais, mesmo que o restante dos coeficientes estejam informados. O estimador robusto para heterocedasticidade e autocorrelação (HAC) é o ideal nesses casos, algo a ser almejado em futuras versões do trabalho.

Os resultados indicam efeitos *spillover* do PIB per capita pelo coeficiente positivo e significativo de  $WY$  na coluna 1 da Tabela 7. Isso pode sinalizar que o crescimento econômico de um município afeta positivamente o desempenho dos seus vizinhos. Esse resultado está de acordo com Vieira (2009), que realça a importância de considerar esses efeitos na formulação de políticas públicas. Incentivar a economia de certas regiões pode fazer com que suas vizinhanças também se usufruam de tal ação estratégica. Os benefícios dessa prática podem servir de auxílio para a redução das disparidades regionais, estratégia que está sendo implementada pelas autoridades paulistas desde o primeiro governo de Getúlio Vargas, segundo Tavares (2018).

TABELA 7 – Regressão de dados em painel espacial

Variável	$\tilde{PIB}$ 1	$\tilde{REN}$ 2	Theil 3	$\tilde{PIB}$ 4	$\tilde{REN}$ 5	Theil 6
WY	0,042** (0,19)	-0,01 (0,02)	0,023 (0,03)	0,155*** (0,03)	0,06** (0,03)	0,371*** (0,05)
Werro	0,054 (0,11)	0,093 (0,03)	-0,026 (0,00)	0,014 (0,17)	0,051 (0,17)	-0,149 (0,01)
GTPIB	-0,02*** (0,00)	0,002*** (0,00)	-0,001 (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	-0,09*** (0,01)
GCapital	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)
GBensPublicos	0,001 (0,00)	0,002*** (0,00)	0,001** (0,00)	-0,001 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,004 (0,01)
GBemEstarSocial	0,002 (0,00)	0,003*** (0,00)	0,001 (0,00)	-0,001 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,005 (0,01)
GCapitalHumano	-0,004*** (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01** (0,01)
GInfraestrutura	0,002 (0,00)	0,003*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,001 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,001 (0,01)
GPesqDesen	0,12* (0,07)	0,06* (0,03)	0,01 (0,01)	0,02 (0,03)	0,06 (0,05)	0,19 (0,15)
IDEN	0,01 (0,01)	0,03*** (0,00)	-0,003** (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,02*** (0,01)	-0,02 (0,02)
IPROKF	0,18*** (0,01)	0,04*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,11*** (0,01)	0,36*** (0,02)
PROKH	0,002*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,003*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
IPOP	0,02** (0,01)	0,03*** (0,00)	0,03*** (0,00)	0,02*** (0,00)	0,06*** (0,01)	0,01 (0,02)
URB	0,002*** (0,00)	0,002*** (0,00)	-0,001*** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
ENV	0,001*** (0,00)	-0,001*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)
VAIND	0,02*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,001*** (0,00)	0,001** (0,00)	0,004*** (0,00)	-0,004** (0,00)
VAAGR	0,01*** (0,00)	0,003*** (0,00)	0 (0,00)	0,001*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)
Observações	5896	5896	5896	902	902	902
Arranjo				1º int	1º int	1º int

Fonte: elaboração própria.

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

Por outro lado, não há evidências de efeito transbordamento para o rendimento formal nem para o índice de Theil nas colunas 2 e 3 da Tabela 7. A ausência de transbordamento para o rendimento formal pode estar relacionada com a dinâmica do mercado de trabalho. Um aumento de salário numa região, influenciada por uma melhora na qualidade dos postos de trabalho ou da educação dos trabalhadores, pode não melhorar o contexto de mercado de sua vizinhança, pelo fato de que o mercado de trabalho do próprio município é o fator predominante para o nível de renda. Além disso, uma melhora desses fatores em um município vizinho pode atrair trabalhadores mais especializados para o mesmo, prejudicando a economia de uma cidade com pouco dinamismo produtivo. Melhorar as condições internas de trabalho pode ser uma estratégia melhor nesse caso.

Considerando a coluna 3 da Tabela 7, o índice de Theil de um município parece não afetar o de seus vizinhos. Isso é um aspecto positivo, indicando novamente que características internas do mercado de trabalho são mais importantes para definir os níveis de desigualdade de um município, e não as condições de distribuição de renda da região. Assim, diminui-se a chance de concentração de cidades com elevados índices de desigualdade de renda.

Segmentando a amostra por arranjos populacionais, seguindo a mesma estrutura dos dados em painel tradicionais da seção anterior, os resultados se alteram significativamente. O parâmetro  $WY$  das colunas 4-6 da Tabela 7 é positivo e significativo a pelo menos 5% de significância para todas as variáveis dependentes. Isso significa que, para os municípios que fazem parte de uma integração de arranjos populacionais, existem efeitos transbordamento para o PIB, rendimento e desigualdade de renda formal.

Enquanto os efeitos de transbordamento positivo para o PIB e renda são desejáveis, para o índice de Theil isso significa um problema da economia dessas regiões. O resultado implica que um aumento da desigualdade de renda formal de um município promove um aumento na desigualdade de renda de sua vizinhança. Como os municípios dessa amostra são mais integrados, ou seja, possuem uma relação econômica mais próxima entre si do que o restante do estado, tal estimativa pode indicar que há uma maior dependência espacial diante das oscilações dessas variáveis. Assim, os municípios estão mais suscetíveis a serem influenciados pela economia de seus vizinhos.

Avaliando a natureza desse segmento da amostra, observa-se que são consideradas as principais capitais regionais do estado, como São Paulo, Campinas, Presidente Prudente, São José dos Campos, e os municípios ao seu redor, normalmente menores, mais pobres e com menos oportunidades de trabalho e estudo. A estimativa positiva do efeito transbordamento para o PIB e rendimento mostra que essa relação pode

ser positiva considerando um aumento da renda, mas negativa com distribuição da mesma. Realizando uma ligação entre esse contexto com a teoria de "cidade-região" discutida por Etherington e Jones (2009), os municípios precisariam ser capazes de absorver e reproduzir os aspectos necessários para o desenvolvimento econômico e melhor distribuição de renda, como a formação de trabalhadores habilitados, a criação de melhores postos de trabalho e a inovação, fatores que provavelmente são mais tangíveis nos centros urbanos.

Resta verificar como são as estimativas considerando os municípios com menor integração intermunicipal. A Tabela 8 apresenta os resultados das outras duas segmentações amostrais propostas.

O efeito transbordamento do índice de Theil perde a significância para ambas as amostras da Tabela 8, corroborando a implicação de que com menor integração econômica há menor relação das mudanças das variáveis entre os municípios. Ainda assim, há efeitos de transbordamento positivo para o PIB e rendimento na amostra com arranjos populacionais isolados.

Por outro lado, ao considerar apenas municípios que não fazem parte de arranjos populacionais na coluna 4 da Tabela 8, o sinal de WY se altera e passa a ser negativo. Isso indica que o crescimento econômico de um município acarreta uma queda do PIB da sua vizinhança. Tal resultado é extremamente importante para o estudo, pois implica que uma relação de maior integração entre municípios pode ser benéfica para a economia daquela região, enquanto a ausência de uma aglomeração de cidades ou de rotas alternativas para a procura de emprego e educação tende a ter impactos negativos na renda como um todo. Promover essa aproximação entre municípios pode ser uma política pública com implicações interessantes para a economia de regiões mais atrasadas.

Um detalhe a ser feito é que não foram estimadas as variáveis explicativas defasadas espacialmente, denominadas pela literatura de "WX". Logo, apenas modelos de dependência espacial de alcance global foram realizados, sendo que a inclusão de modelos com alcance local é um projeto a ser desenvolvido futuramente neste trabalho. A omissão de WX pode estar provocando um viés de especificação, por normalmente serem variáveis importantes (LESAGE; PACE, 2011). As estimativas incluindo WX estão nos Apêndices 7 e 8, mas, como o interesse do trabalho está no efeito transbordamento e como ele se altera considerando WX, escolheu-se realizar apenas os modelos SDM. As estimativas de WY se alteram significativamente, indicando que WX pode ser importante para o modelo.

TABELA 8 – Regressão de dados em painel espacial - Continuação

Variável	$\tilde{PIB}$ 1	$\tilde{REN}$ 2	Theil 3	$\tilde{PIB}$ 4	$\tilde{REN}$ 5	Theil 6
WY	0,11*** (0,04)	0,08** (0,04)	0,11 (0,05)	-0,05** (0,02)	0,01 (0,30)	0,07 (0,04)
Werro	0,00 (0,13)	0,11 (0,02)	0,02 (0,01)	0,13 (0,06)	0,10 (0,02)	-0,02 (0,00)
GTPIB	-0,01*** (0,00)	0,00* (0,00)	0,00 (0,00)	-0,02*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)
GCapital	-0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GBensPublicos	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00** (0,00)
GBemEstarSocial	-0,01** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)	0,0 (0,00)
GCapitalHumano	-0,01** (0,00)	0,01 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)	0,00* (0,00)	0,00 (0,00)
GInfraestrutura	0,00 (0,00)	0,00** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)
GPesqDesen	0,35 (0,23)	0,25*** (0,09)	0,06 (0,04)	0,04 (0,07)	0,04 (0,04)	-0,01 (0,02)
IDEN	-0,06*** (0,02)	-0,00 (0,01)	-0,01*** (0,00)	-0,07*** (0,01)	-0,01* (0,01)	-0,01*** (0,00)
IPROKF	0,14*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,01*** (0,00)	0,13*** (0,01)	0,01** (0,00)	-0,01*** (0,00)
PROKH	-0,00* (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,002*** (0,00)
IPOP	0,06*** (0,01)	0,01** (0,01)	0,03*** (0,00)	-0,00 (0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,00)
URB	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)
ENV	0,00** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)
VAIND	0,02*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,001*** (0,00)	0,02*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00* (0,00)
VAAGR	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0 (0,00)	-0,00*** (0,00)
Observações	1496	1496	1496	3498	3498	3498
Arranjo	Outros	Outros	Outros	Nenhum	Nenhum	Nenhum

Fonte: elaboração própria.

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

### 4.3 MODELOS DE CONVERGÊNCIA

A análise feita até agora indica que as disparidades regionais dos municípios paulistas diminuíram durante o período. Resta realizar um teste mais formal para avaliar essa questão, sendo a metodologia de dados em painel dinâmico a mais adequada para o caso, pois permite a estimação da variável dependente defasada.

Para isso, realiza-se os modelos empregando os estimadores *within*, empilhado, *diff-GMM* e *system-GMM*. Entretanto, apresenta-se apenas os resultados dos dois últimos citados, lembrando que a especificação escolhida precisa ser aquela que não rejeitou os testes de sobreidentificação de Sargan/Hansen e autocorrelação de segunda ordem de Arellano/Bond. Informar ambas as estimações tem o objetivo de elaborar um intervalo para o parâmetro de convergência, comum em artigos parecidos (LEE et al., 1998).

A Tabela 9 apresenta as estimativas de painel dinâmico, sendo o *diff-GMM* o mais adequado por passar nos testes necessários. Os desvios padrão são robustos a heterocedasticidade (ROODMAN, 2009; CROISSANT; MILLO, 2008). Além disso, optou-se pelo estimador *two – step*, por apresentar melhores resultados. As *dummies* temporais também são incluídas, mas não reportadas por questão de espaço. Vale realçar que esse modelo engloba o período de 2002 a 2017 e utiliza as variáveis PIB per capita e rendimento médio formal originais, sem a transformação utilizada nas estimativas anteriormente informadas.

As variáveis que não foram significativas para nenhum modelo utilizando *diff-GMM* da Tabela 9 foram excluídos da apresentação por questões de espaço e praticidade. Os valores dos coeficientes empregando as metodologias de painel empilhado e de efeitos fixos (*within*) são indicados em cada modelo correspondente.

Observando as estimativas dos painéis dinâmicos, o coeficiente do PIB per capita é menor do que um, indicando um processo de convergência (LEE et al., 1998; BADINGER; MÜLLER; TONDL, 2004; CHEN; ZHENG, 2008). O diagnóstico das estimativas de dados em painel dinâmico tende a se alterar significativamente dependendo da especificação das defasagens temporais e da quantidade de instrumentos, mas essa interpretação continuou igual mesmo após diversas versões alternativas, com alterações somente na magnitude do parâmetro de convergência.

As estimativas para a defasagem do PIB per capita na Tabela 9 indicam que os municípios paulistas estão passando por um lento processo de convergência. Um coeficiente de 0,90 e 0,79 empregando *diff* e *system-GMM* são consideravelmente próximos de 1, enquanto até mesmo o limite inferior definido pelo coeficiente do *within* de 0,72 já pode ser considerado uma estimativa elevada.

O trabalho de Badinger, Müller e Tondl (2004), que segue uma estrutura pare-

TABELA 9 – Regressão de dados em painel dinâmico

Estimador	diff-GMM			system-GMM		
	PIBpc 1	RENeF 2	Theil 3	PIBpc 4	RENeF 5	Theil 6
PIBpc(t-1)	0,90*** (0,23)			0,79*** (0,05)		
RENeF(t-1)		0,002 (0,08)			0,72*** (0,07)	
THEIL(t-1)			0,26*** (0,06)			0,50*** (0,05)
GBensPublicos(t-1)	0,00 (0,00)	-0,004* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GBensPublicos(t-2)	0,002* (0,00)	-0,003** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GBemEstarSocial(t-2)	0,002** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GCapitalHumano(t-1)	0,003* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GCapitalHumano(t-2)	0,002* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GInfraestrutura(t-2)	0,00 (0,00)	-0,003* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
PROKH(t-2)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,001** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,001*** (0,00)
IDEN(t-1)	2,34 (4,57)	-12,87** (6,17)	6,7 (5,21)	0,3 (0,21)	0,04 (0,10)	0,02 (0,08)
VAIND(t-1)	0,00 (0,00)	-0,01** (0,00)	0,003* (0,00)	-0,003* (0,00)	0,002** (0,00)	0,00 (0,00)
VAIND(t-2)	0,00 (0,00)	-0,002* (0,00)	0,001* (0,00)	0,003** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
VAAGR(t-1)	-0,01** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
VAAGR(t-2)	0,002** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Empilhado	0,97	0,88	0,79	0,97	0,88	0,79
Within	0,72	0,50	0,39	0,72	0,50	0,39
Instrumentos	7	7	7	22	22	22
Sargan/Hansen	10	4	10	38**	49***	68***
AR (2)	1	1	1	0	3***	3***

Fonte: elaboração própria.

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



cida da Tabela 9, informa coeficientes do estimador de convergência utilizando *diff-GMM* de 0,35 e 0,42 para regiões da União Européia durante 1985-1999. Os autores afirmam que seus resultados apresentaram um processo de convergência mais rápido do que Caselli, Esquivel e Lefort (1996), por exemplo.

Avaliando as outras variáveis dependentes, o rendimento formal não é apresenta valor de convergência significativa com o *diff-GMM*, enquanto a estimativa utilizando o *system-GMM* é próxima ao valor calculado empregando o PIB per capita. Tal metodologia pode não ser adequada para essa variável. O índice de Theil, por outro lado, apresenta valores estatisticamente significantes e próximos de 0, indicando que os municípios inicialmente mais desiguais tiveram uma tendência de elevação de seus níveis de desigualdade mais rapidamente do que as observações com melhor distribuição de renda. Essa resultado pode estar sendo equivocado, tendo em vista que não foi encontrado um trabalho empregando essas metodologias para o índice de Theil. Logo, não é possível afirmar que está ocorrendo um processo de convergência nesses casos.

Como já informado, as estimativas da Tabela 9 tem periodicidade anual e contemplam informações de 2002 até 2017, um total de 16 anos. Entretanto, segundo Islam (1995), modelos de convergência com dados anuais não são o ideal por causa dos choques aleatórios de curto prazo, sendo preferível o cálculo de taxas de crescimento quinquenais, por exemplo. O coeficiente da convergência não seria a defasagem dessa variável, mas sim o valor inicial do nível de renda para aquele período de cinco anos. Um processo de convergência seria evidenciado por uma estimativa negativa desta variável. Com a intenção de realizar um teste de robustez, procede-se com a estratégia descrita acima com um modelo alternativo, que é mais alinhado com a literatura de crescimento econômico recente. Com essa abordagem, 621 municípios fazem parte da amostra. Os resultados estão informados na Tabela 10.

Considera-se as taxas de crescimento quinquenal do PIB e rendimento formal para os períodos de 2003-2007, 2008-2012 e 2013-2017 como variável dependente, sendo definidas como  $\overline{PIB}$  e  $\overline{REN}$ . A proposta é estimar o parâmetro de convergência: o PIB per capita e o rendimento médio formal para 2003, 2008 e 2013, por serem os anos iniciais. Assim, os 16 períodos de amostra diminuem para apenas três, o que impacta significativamente a variabilidade e qualidade de informação da amostra, além de invalidar o uso correto das estimativas de painel dinâmico pela baixa quantidade de períodos. Desta forma, os estimadores tradicionais de dados em painel empregados são o *within*, empilhado e de primeira diferença, sendo que os desvios padrão foram clusterizados de acordo com a Região Geográfica Imediata.

O restante das variáveis incluídas na Tabela 10 também são do ano inicial de cada período, da mesma forma que o parâmetro de convergência. As *dummies* para

TABELA 10 – Regressão de dados em painel para convergência

Estimador	Within		Empilhado		Primeira diferença	
	$\overline{PIB}$	$\overline{REN}$	$\overline{PIB}$	$\overline{REN}$	$\overline{PIB}$	$\overline{REN}$
Variável	1	2	3	4	5	6
PIBpc	-0,57*** (0,07)		-0,09*** (0,02)		-0,61*** (0,11)	
RENeF		-0,43*** (0,10)		-0,18*** (0,02)		-0,43*** (0,09)
GPIB	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GCapital	0,00 (0,00)	0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,001*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,003*** (0,00)
GBensPublicos	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GBemEstarSocial	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GCapitalHumano	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,004** (0,00)	-0,002** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GInfraestrutura	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GPesqDesen	-0,14 (0,14)	-0,02 (0,04)	-0,05 (0,13)	0,01 (0,03)	-0,20 (0,16)	0,01 (0,06)
IDEN	0,85* (0,50)	0,76* (0,40)	-0,01* (0,01)	0,00 (0,00)	1,17 (0,75)	0,72* (0,38)
IPROKF	0,04 (0,02)	0,00 (0,01)	0,03*** (0,01)	0,00 (0,00)	0,05* (0,03)	0,01 (0,01)
PROKH	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
IPOP	-0,80 (0,50)	-0,74* (0,40)	0,01 (0,01)	0,00 (0,00)	-1,01 (0,76)	-0,64* (0,38)
URB	0,01** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,001*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)
ENV	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,001** (0,00)	-0,0003** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
VAIND	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
VAAGR	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,002** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Constante			1,49*** (0,26)	1,67*** (0,20)	-0,02 (0,05)	-0,01 (0,02)
Observações	1863	1863	1863	1863	1242	1242
$R^2$	0,22	0,33	0,07	0,24	0,19	0,15
$R^2$ ajustado	-0,18	-0,01	0,06	0,24	0,18	0,14
Wald	279***	656***	154***	761***	91***	77***

Fonte: elaboração própria.

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

cada ano não foram incluídas nessas estimativas. Os estimadores *within* e empilhado são os escolhidos pois, de acordo com os testes de especificação realizados para esse modelo alternativo, são preferíveis aos métodos envolvendo efeitos aleatórios. As estimativas em primeira diferença são incluídas para substituir os modelos dinâmicos, pois exclui os efeitos individuais e invariantes no tempo ao realizar a subtração do valor presente pelo passado, mesma premissa do *diff-GMM* - embora os resultados tenham ficado parecidos com o *within*, optou-se por manter a apresentação para comparar os coeficientes de convergência.

O parâmetro negativo para os coeficientes do nível de renda inicial ( $PIB_{pc}$  e  $REN_{ef}$ ) na Tabela 10 é indício de um processo de convergência para o produto interno bruto e rendimento formal. A relação negativa entre a taxa de crescimento econômico de curto prazo com o nível de renda inicial é uma indicação de convergência segundo o trabalho de Solow (1956). O valor do coeficiente com o estimador empilhado se aproxima das estimativas de Azzoni (2001) e Elhorst, Piras e Arbia (2010) e Resende (2011). Por outro lado, os valores para o *within* e primeira diferença estão maiores do que no trabalho de Díaz Dapena et al. (2017), indicando um processo mais lento. Essas implicações corroboram os resultados estimados anteriormente na Tabela 9 e ainda indicam um processo de convergência no rendimento formal, algo que estava incerto.

De um modo geral, o trabalho consegue captar que há um processo de redução das disparidades de renda nos municípios paulistas, considerando tanto o PIB quanto a renda formal. Entretanto, tal movimento está ocorrendo de maneira lenta, se comparando com as estimativas da literatura nacional e internacional.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho teve o objetivo de verificar qual o papel da composição do gasto público no crescimento e nas disparidades regionais dos municípios paulistas. As metodologias de dados em painel estático, dinâmico e espacial foram empregadas para verificar a relação de um conjunto de variáveis explicativas no PIB per capita, rendimento médio do setor formal e índice de Theil.

Os resultados dos dados em painel com efeitos fixos indicam que a composição do gasto público funcional não tem impacto no crescimento econômico e na distribuição de renda dos municípios paulistas. Apenas os gastos com capital se mostraram robustos em influenciar positivamente o crescimento da renda. As vantagens comparativas do estado de São Paulo podem relacionadas com a maior eficiência desses gastos.

Considerando todos os municípios, há efeitos positivos de transbordamento espacial para o PIB per capita, o que não é possível afirmar para o rendimento formal e índice de Theil. Segmentando os dados da regressão, a amostra englobando os municípios que não fazem parte de algum arranjo populacional apresenta estimativas negativas para o transbordamento do PIB per capita, levantando a hipótese que a falta de integração intermunicipal pode reverter o efeito dessa variável.

As estimações de painel dinâmico implicam que o território paulista está passando por um lento processo de convergência do PIB. Lento, porque os valores dos coeficientes estimados de convergência estão em níveis bem maiores do que os encontrados na literatura. Essa implicação se mostra consideravelmente robusta utilizando duas especificações de modelo e diversos estimadores econométricos.

A principal limitação do trabalho é a impossibilidade de dividir os gastos que são de competência do município, estado e governo federal. As bases de dados disponíveis dividem as despesas por função, mas não esclarecem qual ente federativo foi o responsável pela execução de tais despesas. Além disso, diversos municípios não apresentam informações completas para todos os anos e precisaram ser excluídos das estimativas, o que impede uma análise mais confiável do território.

Uma sugestão para pesquisas futuras seria considerar não unidades federativas, mas arranjos populacionais ou centros urbanos como área de pesquisa. Além disso, a utilização da metodologia de dados em painel espacial dinâmico traria uma maior sofisticação para as estimativas, possibilitando o cálculo da convergência de renda e transbordamento espacial ao mesmo tempo. Devido ao problema de falta de dados completos para finanças municipais, uma redução no período pode acarretar em um menor nível de cidades excluídas da amostra, entretanto, é importante uma ponderação

sobre a quantidade de anos analisados, para que isso não limite as estimações.

## REFERÊNCIAS

- 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>.
- AHN, S. C.; SCHMIDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 5–27, 1995.
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.
- AMARAL FILHO, J. A endogeneização no desenvolvimento econômico regional e local. **Planejamento e políticas públicas**, n. 23, p. 291–307, 2001.
- 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. Spatial econometrics. In: BALTAGI, B. H. (Ed.). **A Companion to Theoretical Econometrics**. [S.l.]: Blackwell Publishing Ltd, 2003. cap. 14, p. 310–330.
- ANSELIN, L. et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, v. 26, n. 1, p. 77–104, 1996.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29–51, 1995. Disponível em: <https://www.cemfi.es/%7B~%7Darellano/arellano-bover-1995.pdf>.
- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, p. 177–200, 1989.
- ASSOUAD, L.; CHANCEL, L.; MORGAN, M. Extreme Inequality: Evidence from Brazil, India, the Middle East, and South Africa. **AEA Papers and Proceedings**, v. 108, p. 119–123, 2018.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **Annals of Regional Science**, v. 35, n. 1, p. 133–152, 2001.

- BADINGER, H.; MÜLLER, W. G.; TONDL, G. Regional convergence in the European Union 1985-1999: A spatial dynamic panel analysis. **Regional Studies**, v. 38, n. 3, p. 241–253, 2004.
- BAENINGER, R. Interiorização da migração em São Paulo : novas territorialidades e novos desafios teóricos . **Anais - XIV encontro nacional de estudos populacionais.**, p. 1–14, 2004.
- BALTAGI, B. H.; HEUN SONG, S. et al. Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 140, n. 1, p. 5–51, 2007.
- BALTAGI, B. H.; SONG, S. H.; KOH, W. Testing panel data regression models with spatial error correlation. **Journal of Econometrics**, v. 117, n. 1, p. 123–150, 2003.
- BARRO, R. J. Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 103–125, 1990.
- BARROS, F. A. F. de. Os desequilíbrios regionais da produção técnico-científica. **São Paulo em Perspectiva**, v. 14, n. 3, p. 12–19, 2000.
- BEHRENS, K. How endogenous asymmetries in interregional market access trigger regional divergence. **Regional Science and Urban Economics**, v. 35, n. 5, p. 471–492, 2005.
- BHATTACHARYA, N.; MAHALANOBIS, B. Regional Disparities in Household Consumption in India. **Journal of the American Statistical Association**, v. 62, n. 317, p. 143–161, 1967.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.
- BRASIL. Constituição da República Federativa do Brasil. Brasília, DF, Senado, 1988.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. **The Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 239, 1980.
- CAMERON, C.; MILLER, D. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference (Robust Covariance for OLS). **Journal of Human Resources**, 2015.
- 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.
- CASELLI, F.; ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 3, p. 363–389, 1996.

- CHAGAS, A. L. S. **Três ensaios sobre o setor produtor de cana-de-açúcar no Brasil**. 2009. Tese – Universidade de São Paulo.
- CHEIN, F.; LEMOST, M. B.; ASSUNÇÃO, J. J. Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 301–330, 2007.
- CHEN, M.; ZHENG, Y. China's regional disparity and its policy responses. **China and World Economy**, v. 16, n. 4, p. 16–32, 2008.
- CHOW, G. C. Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. **Econometrica**, v. 28, n. 3, p. 591–605, 1960. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1910133>.
- COLOMBIER, C. Does the composition of public expenditure affect economic growth? Evidence from the Swiss case. **Applied Economics Letters**, v. 18, n. 16, p. 1583–1589, 2011.
- CORREIA, F. M.; NEDUZIAK, L. C. R. Impacto dos gastos em investimento na dívida dos estados brasileiros: uma análise threshold. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 2, p. 193–209, 2017.
- COSTA, C. C. D. M. et al. Disparidades Inter-Regionais e Características dos Municípios do Estado de Minas Gerais. **Desenvolvimento em Questão**, v. 10, n. 20, p. 52, 2012.
- CROISSANT, Y.; MILLO, G. Panel data econometrics in R: The plm package. **Journal of Statistical Software**, v. 27, n. 2, p. 1–43, 2008.
- DÉMURGER, S. Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China? **Journal of Comparative Economics**, v. 29, n. 1, p. 95–117, 2001.
- DESMET, K.; GREIF, A.; PARENTE, S. L. Spatial competition, innovation and institutions: the Industrial Revolution and the Great Divergence. **Journal of Economic Growth**, v. 25, n. 1, p. 1–49, 2020.
- DESMET, K.; ROSSI-HANSBERG, E. Spatial development. **American Economic Review**, v. 104, n. 4, p. 1211–1243, 2014.
- DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. F. The composition of public expenditure and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 37, n. 2, p. 313–344, 1996.
- DÍAZ DAPENA, A. et al. Convergence in Brazil: new evidence using a multilevel approach. **Applied Economics**, Routledge, v. 49, n. 50, p. 5050–5062, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1299101>.
- 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.



- DIVINO, J. A.; SILVA JUNIOR, R. L. S. Composição dos Gastos Públicos e Crescimento Econômico dos Municípios Brasileiros. **Revista EconomiA**, v. 13, p. 507–528, 2012.
- DOMAR, E. Capital Expansion , Rate of Growth , and Employment. **Econometrica**, v. 14, n. 2, p. 137–147, 1946.
- DUBIEL, S. A.; RAIHER, A. P. Desenvolvimento econômico dos municípios do Paraná : evolução e determinantes. **Informe Gepec**, v. 17, n. 2, p. 6–22, 2013.
- EINIÖ, E. R&D Subsidies and Company Performance: Evidence from Geographic Variation in Government Funding Based on the ERDF Population-Density Rule. **Review of Economics and Statistics**, v. 96, n. 4, p. 710–728, 2014.
- ELHORST, J. P. **Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels**. [S.l.]: Springer, 2014.
- ELHORST, J. P.; PIRAS, G.; ARBIA, G. Growth and convergence in a multiregional model with space-time dynamics. **Geographical Analysis**, v. 42, n. 3, p. 338–355, 2010.
- 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.
- ETHERINGTON, D.; JONES, M. City-regions: New geographies of uneven development and inequality. **Regional Studies**, v. 43, n. 2, p. 247–265, 2009.
- FAN, S.; KANBUR, R.; ZHANG, X. China's regional disparities: Experience and policy. **Review of Development Finance**, v. 1, n. 1, p. 47–56, 2011. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rdf.2010.10.001>.
- GEARY, R. C. The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. **The Incorporated Statistician**, v. 5, n. 3, 1954.
- GEMMELL, N.; KNELLER, R.; SANZ, I. Does the Composition of Government Expenditure Matter for Long-Run GDP Levels? **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 78, n. 4, p. 522–547, 2016.
- GEPPERT, K.; STEPHAN, A. Regional disparities in the European Union: Convergence and agglomeration. **Papers in Regional Science**, v. 87, n. 2, p. 193–217, 2008.
- GHOSH, S.; GREGORIOU, A. The composition of government spending and growth: Is current or capital spending better? **Oxford Economic Papers**, v. 60, n. 3, p. 484–516, 2008.
- GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A. C. **Finanças públicas**. 4ª. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

- GIANNAKIS, E.; BRUGGEMAN, A. Regional disparities in economic resilience in the European Union across the urban–rural divide. **Regional Studies**, Taylor & Francis, v. 0, n. 0, p. 1–14, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1698720>.
- GLOMM, G.; KAGANOVICH, M. Social security, public education and the growth-inequality relationship. **European Economic Review**, v. 52, n. 6, p. 1009–1034, 2008.
- GORDON, R. H. An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 98, n. 4, p. 567, 1983.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. Boston: Pearson Education Limited, 2014. P. 1241.
- GRISORIO, M. J.; PROTA, F. The Impact of Fiscal Decentralization on the Composition of Public Expenditure: Panel Data Evidence from Italy. **Regional Studies**, Taylor & Francis, v. 49, n. 12, p. 1941–1956, 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2013.859665>.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. [S.l.]: AMGH Editora Ltda, 2011.
- GUPTA, S. et al. Fiscal policy, expenditure composition, and growth in low-income countries. **Journal of International Money and Finance**, v. 24, n. 3, p. 441–463, 2005.
- HAILEMARIAM, A.; DZHUMASHEV, R. Fiscal equalization and composition of subnational government spending: implications for regional convergence. **Regional Studies**, Taylor & Francis, v. 53, n. 4, p. 587–601, 2019.
- HANSEN, L. P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029–1054, 1982.
- HANSEN, N. M. Development Pole Theory in a Regional Context. **Kyklos**, v. 20, n. 4, p. 709–727, 1967.
- HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, 1978.
- HAUSMAN, J. A.; TAYLOR, W. E. Panel Data and Unobservable Individual Effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1377–1398, 1981.
- IKEMOTO, Y.; LIMSKUL, K. Income Inequality and Regional Disparity in Thailand, 1962-81. **The Developing Economies**, v. 25, n. 3, p. 249–269, 1987.
- ISLAM, N. Growth Empirics : A Panel Data Approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127–1170, 1995.

- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics Letters**, v. 6, n. 3, p. 255–259, 1980.
- 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.
- 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>.
- KUKENOVA, M.; MONTEIRO, J.-A. Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation. **IRENE Institute of Economic Research**, 2009.
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1–28, 1955.
- LAGO, I.; LAGO-PEÑAS, S.; MARTINEZ-VAZQUEZ, J. Decentralization after the Great Recession: fine-tuning or paradigm change? **Regional Studies**, Taylor & Francis, p. 1–4, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1711878>.
- LEE, M. et al. Growth convergence: some panel data evidence. **Applied Economics**, v. 30, n. 7, p. 907–912, 1998.
- 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](http://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.
- MÁTYÁS, L.; SEVESTRE, P. (Ed.). **The Econometrics of Panel Data**. Third Edit. [S.l.]: Springer, 2008. P. 966.

- MCKEE, D. L.; LEAHY, W. H. Urbanization, Dualism and Disparities in Regional Economic Development. **Land Economics**, v. 46, n. 1, p. 82, 1970.
- MILLO, G.; PIRAS, G. Splm: Spatial panel data models in R. **Journal of Statistical Software**, v. 47, n. 1, 2012.
- MORAN, P. A. P. The Interpretation of Statistical Maps. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 10, n. 2, p. 243–251, 1948.
- MUDAKI, J.; MASAVIRU, W. Does The Composition of Public Expenditure matter to Economic Growth for Kenya? **Journal of Economics and Sustainable Development**, v. 3, n. 3, p. 60–70, 2012. Disponível em: [www.iiste.org](http://www.iiste.org).
- MUSGRAVE, R. A. The Voluntary Exchange Theory of Public Economy. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 53, n. 2, p. 213–237, 1939.
- MUTL, J.; PFAFFERMAYR, M. The Hausman test in a Cliff and Ord panel model. **Econometrics Journal**, v. 14, n. 1, p. 48–76, 2011.
- NIJKAMP, P.; POOT, J. Spatial perspectives on new theories of economic growth. **Annals of Regional Science**, v. 32, n. 1, p. 7–37, 1998.
- OATES, W. E. An essay on fiscal federalism. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 3, p. 13–47, 1999.
- \_\_\_\_\_. Toward a second-generation theory of fiscal federalism. **International Tax and Public Finance**, v. 12, n. 4, p. 349–373, 2005.
- OLIVEIRA, A. S. A. de; HASEGAWA, M. M.; THOMAZ, R. A. Gastos Públicos e crescimento econômico: uma análise para os municípios paranaenses. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 12, n. 4, p. 397–416, 2018. arXiv: [arXiv:1011.1669v3](https://arxiv.org/abs/1011.1669v3).
- OU, B.; ZHAO, X.; WANG, M. Power of Moran's I Test for Spatial Dependence in Panel Data Models with Time Varying Spatial Weights Matrices. **Journal of Systems Science and Information**, v. 3, n. 5, p. 463–471, 2017.
- PAVARINA, P. R. d. J. P. **Desenvolvimento, crescimento econômico e o capital social do Estado de São Paulo**. 2003. Tese de doutorado (Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo.
- PERDIGÃO, B. V. S. **COMPOSIÇÃO DO GASTO PÚBLICO E CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS MINEIROS**. 2009. Monografia – Fundação João Pinheiro.
- PERES, U. D.; SANTOS, F. P. dos. Public expenditure and social inequality: The Brazilian federal government budget between 1995 and 2016. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 35, n. 103, 2020.

PEROVIC, L. M.; GOLEM, S.; KOSOR, M. M. The impact of education expenditures on growth in the EU28 – A spatial econometric perspective. **Acta Oeconomica**, v. 68, n. 2, p. 271–294, 2018.

PERROUX, F. Economic Space : Theory and Applications. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 64, n. 1, p. 89–104, 1950.

RAVALLION, M.; JALAN, J. Growth divergence due to spatial externalities. **Economics Letters**, v. 53, n. 2, p. 227–232, 1996.

REN, T. et al. Moran's I test of spatial panel data model - Based on bootstrap method. **Economic Modelling**, Elsevier B.V., v. 41, p. 9–14, 2014. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2014.04.022>.

RESENDE, G. M. Multiple dimensions of regional economic growth: The Brazilian case, 1991-2000. **Papers in Regional Science**, v. 90, n. 3, p. 629–662, 2011.

RESENDE, G. M. et al. Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models. **Annals of Regional Science**, Springer Berlin Heidelberg, v. 56, n. 1, p. 1–31, 2016.

RICCI, F. A economia cafeeira e as bases do desenvolvimento no Vale do Paraíba paulista. **Revista de Historia Econômica e Economia Regional Aplicada**, v. 1, n. 1, p. 1–14, 2006. Disponível em: <http://www.ufjf.br/heera/files/2009/11/artigo02.pdf>.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 25, n. 2, p. 1–17, 2013. Disponível em: <https://core.ac.uk/download/pdf/6357221.pdf>.

\_\_\_\_\_. Composição do gasto público e crescimento econômico: Uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos Estados Brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 4, p. 463–485, 2007.

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

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86–136, 2009.

SAMUELSON, P. A. The Pure Theory of Public Expenditure. **The Review of Economics and Statistics**, v. 36, n. 4, p. 387–389, 1954.

SARGAN, J. D. The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. **Econometrica**, v. 26, n. 3, p. 393–415, 1958.

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

SEMMLER, W. et al. Fiscal Policy, Public Expenditure Composition and Growth. Theory and Empirics. **Aestimatio: The IEB International Journal of Finance**, n. 2, p. 48–89, 2011.

SILVA, G. J. C. da; JAYME JR., F. G.; MARTINS, R. S. Gasto público com infraestrutura de transporte e crescimento: uma análise para os estados brasileiros (1986-2003). **Revista Economia & Tecnologia**, v. 5, n. 1, p. 53–66, 2009.

SILVA, G. J. C. da; MARTINS, H. E. d. P.; NEDER, H. D. Investimentos em infraestrutura de transportes e desigualdades regionais no Brasil: Uma análise dos impactos do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). **Revista de Economia Política**, v. 36, n. 4, p. 840–863, 2016.

SILVA, J.; PEROBELLI, F.; JUNIOR, I. Distribuição Espacial da Atividade Econômica e Desigualdades Regionais: Evidências Para os Municípios de Minas Gerais – Brasil. **Revista portuguesa de estudos regionais**, n. 55, p. 143–174, 2020.

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.

SILVA, M. S. Teoria do federalismo fiscal: notas sobre as contribuições de Oates, Musgrave, Shah e Ter-Minassian. **Nova Economia**, v. 15, n. 1, p. 117–137, 2005.

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.

SILVEIRA-NETO, R.; AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: The Brazilian case. **Papers in Regional Science**, v. 85, n. 4, p. 599–613, 2006.

SILVEIRA-NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Social policy as regional policy: Market and nonmarket factors determining regional inequality. **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 3, p. 433–450, 2012.

SIVIERO, E. P. **Relação entre Demografia e Crescimento Econômico nos Municípios Paranaenses no período 2000-2010 Monografia**. 2017. Monografia – Universidade Federal do Paraná. arXiv: arXiv:1011.1669v3.

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.

SONAGLIO, C. M. et al. Evidências de desindustrialização no Brasil: Uma análise com dados em painel. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 347–372, 2010.

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<sup>o</sup> Encontro Nacional de Economia. Foz do Iguaçu: [s.n.], 2011. P. 36.

TANNINEN, H. Income inequality, government expenditures and growth. **Applied Economics**, v. 31, n. 9, p. 1109–1117, 1999.

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.

TIEBOUT, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures. **Journal of Political Economy**, v. 64, n. 5, p. 416–424, 1956.

TOCHETTO, R. C. O papel da política fiscal na diminuição da desigualdade na América Latina no século XXI. **Revista MERCOSUR de Políticas Sociais**, v. 3, p. 85–100, 2019.

TYSZLER, M. **Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial**. 2006. Tese (Doutorado) – Dissertação (Mestrado em Administração Pública e Governo) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.

URZÚA, C. M. On the correct use of omnibus tests for normality. **Economics Letters**, v. 53, n. 3, p. 247–251, 1996.

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.

YILMAZ, G. Composition of public investment and economic growth: Evidence from Turkish provinces, 1975-2001. **Public Sector Economics**, v. 42, n. 2, p. 187–213, 2018.

## APÊNDICE 1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS - 2002

TABELA 11 – Estatísticas descritivas - 2002

Estatísticas	N	Média	Erro padrão	Mínimo	Máximo
PIBpc	645	26535,85	22729,75	6964,82	384040,50
YREN	645	1865,07	672,72	571,64	9799,58
THEIL	645	0,28	0,09	0,06	1,05
POP	645	58769,63	427864,90	802	10613691
DEN	645	273,39	1100,03	3,89	11868,91
ENV	645	43,97	14,82	13,18	120,49
URB	645	80,91	15,11	22,05	100,00
PKF	645	1,20	7,77	0,00	191,36
PROKH	645	31,93	9,64	5,14	70,77
VAAGR	645	23,74	17,02	0,00	68,28
VAIND	645	19,79	14,47	3,45	83,14
GTPIB	633	4,42	2,59	0,79	15,05
GCorrente	633	84,54	6,09	60,19	100,00
GCapital	633	15,46	6,09	0,00	39,82
GBensPublicos	633	19,76	6,09	2,29	46,73
GBemEstarSocial	633	21,01	6,86	0,00	56,85
GCapitalHumano	633	47,33	7,52	20,87	67,61
GInfraestrutura	633	7,60	5,19	0,00	26,18
GPesqDesen	633	0,01	0,09	0,00	2,08

Fonte: elaboração própria.



## APÊNDICE 2 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS - 2017

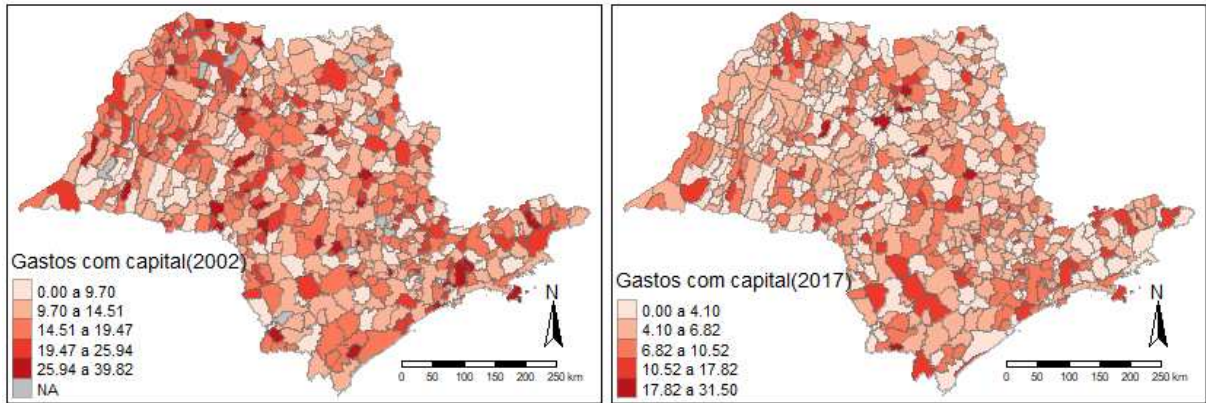
TABELA 12 – Estatísticas descritivas - 2017

Estatísticas	N	Média	Erro padrão	Mínimo	Máximo
PIBpc	645	38603,45	33081,04	10001,84	410257,20
YREN	645	2634,24	581,08	1584,07	6659,34
THEIL	645	0,19	0,08	0,07	0,57
POP	645	67712,45	472906,80	810	11696088
DEN	645	323,42	1267,85	3,79	13346,25
ENV	645	85,89	28,92	35,82	225,26
URB	645	86,24	13,60	25,82	100,00
PKF	645	1,54	9,35	0,06	233,79
PROKH	645	65,81	10,38	24,41	90,17
VAAGR	645	17,25	14,77	0,00	68,68
VAIND	645	19,27	14,39	2,83	73,50
GTPIB	645	12,42	6,81	1,18	39,28
Gcorrente	645	93,95	3,74	68,50	100,00
Gcapital	645	6,05	3,74	0,00	31,50
GBensPublicos	645	17,30	5,12	0,00	38,40
GBemEstarSocial	645	17,58	6,56	3,08	100,00
GCapitalHumano	645	56,46	7,02	0,00	73,72
GInfraestrutura	645	4,81	3,81	0,00	21,77
GPesqDesen	645	0,01	0,14	0,00	3,00

Fonte: elaboração própria.

**APÊNDICE 3 - PARTICIPAÇÃO DOS GASTOS COM CAPITAL - 2002/2017**

FIGURA 4 – Participação dos gastos com capital - 2002/2017



Fonte: elaboração própria.

## APÊNDICE 4 - TESTES DE ESPECIFICAÇÃO

TABELA 13 – Testes de especificação

Modelo	$\widehat{PIB}$ 1	$\widehat{REN}$ 2	THEIL 3
Teste F	73*	90*	19*
Efeito	Fixo	Fixo	Fixo
Teste de Hausman	607*	932*	56*
Efeito	Fixo	Fixo	Fixo
Teste de Breusch-Pagan	19269*	20990*	11221*
Efeito	Aleatório	Aleatório	Aleatório

Fonte: elaboração própria.

Nota: \* 1% de significância.

## APÊNDICE 5 - TESTES PARA DIAGNÓSTICO DE REGRESSÃO

TABELA 14 – Testes para diagnóstico de regressão

Modelo	$\widehat{PIB}$	$\widehat{REN}$	THEIL
	1	2	3
Wooldridge (autocorrelação)	3222*	685*	88*
Jarque-Bera (normalidade)	32502*	68630*	221888*
Breusch-Pagan (heterocedasticidade)	526*	163*	113*

Fonte: elaboração própria.

Nota: \* 1% de significância.

## APÊNDICE 6 - TESTES DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL

TABELA 15 – Testes de dependência espacial

Testes	LM erro	LM erro robusto	LM lag	LM lag robusto
<i>Matriz de distância geográfica euclidiana (3 vizinhos mais próximos)</i>				
Modelo 1	8***	15***	3*	10***
Modelo 2	16***	13***	11***	7***
Modelo 3	3*	7***	5**	9***
<i>Matriz de contiguidade (3 vizinhos mais próximos)</i>				
Modelo 1	7***	17***	2*	12***
Modelo 2	17***	18***	10***	11***
Modelo 3	4**	6***	5**	8***

Fonte: elaboração própria.

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

## APÊNDICE 7 - REGRESSÃO DE DADOS EM PAINEL ESPACIAL SDM

TABELA 16 – Regressão de dados em painel espacial SDM

Variável	$\widehat{PIB}$	$\widehat{REN}$	THEIL	$\widehat{PIB}$	$\widehat{REN}$	THEIL
	1	2	3	4	5	6
WY	0,05* (0,02)	0,00 (0,02)	0,03 (0,02)	0,10*** (0,03)	0,04 (0,02)	0,27*** (0,05)
GTPIB	-0,02*** (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	-0,10*** (0,01)
GCapital	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)
GBensPublicos	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00* (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01 (0,01)
GBemEstarSocial	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01 (0,01)
GCapitalHumano	-0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01* (0,01)
GInfraestrutura	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,002 (0,01)
GPesqDesen	0,13* (0,07)	0,06* (0,03)	0,01 (0,01)	0,02 (0,03)	0,08 (0,05)	0,24 (0,15)
IDEN	0,01 (0,01)	0,03*** (0,00)	-0,00** (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,01** (0,01)	-0,03 (0,02)
IPKF	0,18*** (0,01)	0,04*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,11*** (0,01)	0,37*** (0,02)
PROKH	0,00*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
IPOP	0,01** (0,01)	0,03*** (0,00)	0,03*** (0,00)	0,02*** (0,00)	0,06*** (0,01)	0,00 (0,02)
URB	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	0,0 (0,00)	0,0 (0,00)	0,0 (0,00)
ENV	0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	0,0 (0,00)	0,0 (0,00)	0,01*** (0,00)
VAIND	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,0 (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)
VAAGR	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01** (0,00)
wGTPIB	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01**	0,00

	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)
wGcapital	0,01***	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01**
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)
wGBensPublicos	-0,01***	-0,004***	-0,001***	0,00	0,00	-0,01
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)
wGBemEstarSocial	-0,01***	-0,00***	-0,00***	0,00	0,00	-0,01*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)
wGCapitalHumano	-0,01***	-0,00***	-0,00**	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)
wGInfraestrutura	-0,01**	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)
wGPesqDesen	-0,22*	-0,07	-0,03	-0,04	-0,01	-0,22
	(0,13)	(0,06)	(0,03)	(0,13)	(0,23)	(0,71)
wIDEN	-0,03***	0,01**	0,01***	-0,02*	-0,02	-0,16***
	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,05)
wIPKF	-0,02**	0,00	0,00	-0,01	-0,04***	-0,11***
	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,03)
wPROKH	-0,00***	-0,00***	-0,00***	0,00	0,00**	0,01**
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wIPOP	0,04***	-0,01	0,00	0,01*	-0,01	0,07*
	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,04)
wURB	0,00	-0,00***	0,00**	0,00	0,00	0,01***
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wENV	-0,00***	-0,00**	-0,00*	0,00	-0,00***	-0,01***
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wVAIND	-0,00***	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wVAAGR	-0,00***	-0,00***	0,00	0,00	0,00	-0,01
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Observações	5896	5896	5896	902	902	902
Arranjo				1º int	1º int	1º int

Fonte: elaboração própria.

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

**APÊNDICE 8 - REGRESSÃO DE DADOS EM PAINEL ESPACIAL SDM -  
CONTINUAÇÃO**

TABELA 17 – Regressão de dados em painel espacial SDM  
- Continuação

Variável	$\widehat{PIB}$ 1	$\widehat{REN}$ 2	THEIL 3	$\widehat{PIB}$ 4	$\widehat{REN}$ 5	THEIL 6
WY	0,11 (0,03)	-0,07** (0,03)	0,11** (0,04)	-0,02 (0,01)	0,05* (0,03)	0,07* (0,04)
GTPIB	-0,01*** (0,00)	0,002* (0,00)	0,00 (0,00)	-0,02*** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)
GCapital	-0,004* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00* (0,00)
GBensPublicos	-0,01* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00* (0,00)
GBemEstarSocial	-0,01** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)
GCapitalHumano	-0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
GInfraestrutura	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)
GPesqDesen	0,42* (0,22)	0,25*** (0,09)	0,05 (0,04)	0,06 (0,07)	0,03 (0,04)	-0,01 (0,02)
IDEN	-0,05*** (0,02)	0,01 (0,01)	-0,01* (0,00)	-0,07*** (0,01)	-0,01* (0,01)	-0,01*** (0,00)
IPKF	0,13*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,01** (0,00)	0,13*** (0,01)	0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
PROKH	-0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,002*** (0,00)
IPOP	0,06*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,03*** (0,00)	-0,01 (0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,00)
URB	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)
ENV	0,002** (0,00)	-0,00* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)
VAIND	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,02*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,0003** (0,00)
VAAGR	0,01***	0,004***	0,00*	0,01***	0,00	-0,00***



	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wGTPIB	0,00	0,00	0,00	0,01**	0,00	0,00
	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wGCapital	0,01*	0,002*	0,00	0,00***	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wGBensPublicos	-0,02***	-0,01***	0,00	0,00	-0,003*	0,00
	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wGBemEstarSocial	-0,03***	-0,01***	-0,002*	-0,01*	-0,003*	0,00
	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wGCapitalHumano	-0,02***	-0,01***	0,00	-0,004*	0,00	0,00
	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wGInfraestrutura	-0,02**	-0,005**	0,00	0,00	0,00	0,002**
	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wGPesqDesen	-0,30	0,03	-0,06	0,06	0,04	0,00
	(0,30)	(0,12)	(0,06)	(0,11)	(0,07)	(0,03)
wIDEN	0,02	0,03***	0,02***	-0,02**	0,03***	0,01***
	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)
wIPKF	-0,08***	-0,01	-0,01***	-0,01	0,01*	0,00
	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)
wPROKH	-0,01***	-0,00***	-0,00***	0,00	-0,00***	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wIPOP	-0,01	-0,01	-0,01*	0,02**	-0,03***	-0,01**
	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)
wURB	0,00	-0,00***	-0,00**	0,00	-0,00**	0,00***
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wENV	-0,01***	-0,00***	-0,00***	0,00	0,00**	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wVAIND	0,00	-0,00*	0,00**	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
wVAAGR	-0,01**	-0,00***	-0,00**	-0,00*	0,00	0,00*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Observações	1496	1496	1496	3498	3498	3498
Arranjo	Outros	Outros	Outros	Nenhum	Nenhum	Nenhum

Fonte: elaboração própria.

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