

1830

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**AVALIANDO O CRESCIMENTO ECONÔMICO
NO BRASIL EM MÚLTIPLAS ESCALAS
ESPACIAIS COM A UTILIZAÇÃO DE
MODELOS DE PAINEL ESPACIAL (1970-2000)**

**Guilherme Mendes Resende
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho
Patrícia Alessandra Morita Sakowski**

AVALIANDO O CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL EM MÚLTIPLAS ESCALAS ESPACIAIS COM A UTILIZAÇÃO DE MODELOS DE PAINEL ESPACIAL (1970-2000)

Guilherme Mendes Resende*

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho**

Patrícia Alessandra Morita Sakowski***

* Técnico de Planejamento e Pesquisa e Coordenador de Estudos Regionais da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa e Chefe da Assessoria Técnica da Presidência do Ipea.

*** Técnica de Planejamento e Pesquisa e Assessora Técnica da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro interino Marcelo Côrtes Neri



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: C23; O18; R11.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 ASPECTOS ESPACIAIS DOS DETERMINANTES DO CRESCIMENTO ECONÔMICO: POTENCIAIS RAZÕES TEÓRICAS PARA RESULTADOS DIFERENTES ENTRE OS MODELOS ESTIMADOS EM DIFERENTES ESCALAS ESPACIAIS	9
3 MODELOS DE DADOS ESPACIAIS EM PAINEL	13
4 DADOS	17
5 RESULTADOS EMPÍRICOS	21
6 DISCUSSÃO	31
7 CONCLUSÕES	35
REFERÊNCIAS	36
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR	41
APÊNDICE	42

SINOPSE

O objetivo deste estudo consiste em avaliar os resultados de estimações de crescimento econômico regional em múltiplas escalas espaciais, utilizando modelos de painel espacial. As escalas espaciais examinadas são áreas mínimas comparáveis, microrregiões, mesorregiões e estados no período entre 1970 e 2000. Modelos alternativos de painel espacial com efeitos fixos foram estimados sistematicamente nestas escalas espaciais para demonstrar que os coeficientes estimados variam de acordo com a escala utilizada. Os resultados mostram que as conclusões obtidas a partir de regressões de crescimento dependem da escolha da escala espacial. Primeiramente, a hipótese de convergência de clube não pode ser rejeitada, sugerindo haver diferenças nos processos de convergência entre o norte e o sul do Brasil. Além disso, quanto mais agregada for a escala espacial utilizada, maior será o coeficiente positivo da média de anos de escolaridade. O efeito de custos de transporte é positivo e estatisticamente significativo para o crescimento econômico apenas no nível do estado. Os coeficientes da densidade populacional mostram que áreas mais densamente povoadas são prejudiciais para o crescimento econômico, sugerindo efeitos de congestionamento no nível de áreas mínimas comparáveis (AMCs), microrregiões e mesorregiões, mas a magnitude destes coeficientes varia de acordo com a escala geográfica. Finalmente, os coeficientes de transbordamento espacial também variam conforme a escala espacial sob análise. Em geral, estes coeficientes são estatisticamente significantes nos níveis de AMC, microrregião e mesorregião; mas, no nível estadual, deixam de ser estatisticamente significantes, sugerindo que transbordamentos espaciais são limitados no espaço.

Palavras-chave: externalidades espaciais; crescimento econômico; escalas espaciais; painel espacial; Brasil.

ABSTRACT

The goal of this paper is to evaluate the results of regional economic growth estimates at multiple spatial scales using spatial panel data models. The spatial scales examined are minimum comparable areas, micro-regions, meso-regions and states over the period between 1970 and 2000. Alternative spatial panel data models with fixed effects were systematically estimated across those spatial scales to demonstrate that the estimated coefficients change with the scale level. The results show that the conclusions obtained from growth regressions are dependent on the choice of spatial scale. First, club convergence hypothesis cannot be rejected suggesting there are differences in the convergence

processes between the north and south in Brazil. Moreover, the positive average-years-of-schooling coefficient gets larger as more aggregate spatial scales are used. Transportation costs effect is positive and statistically significant to economic growth only at the state level. Population density coefficients show that higher populated areas are harmful to economic growth demonstrating somehow that congestion effects are operating at the MCA, micro-regional and meso-regional spatial scales, but their magnitudes vary across the geographic scales. Finally, the values of spatial spillovers coefficients also vary according to the spatial scale under analysis. In general, such coefficients are statistically significant at the MCA, micro-regional and meso-regional levels; but, at state level those coefficients are no longer statistically significant suggesting that spatial spillovers are bounded in space.

Keywords: spatial externalities; economic growth; spatial scales; spatial panel; Brazil.

1 INTRODUÇÃO

Durante as duas últimas décadas, uma crescente difusão de técnicas de econometria espacial tem sido observada entre economistas e pesquisadores em diversas áreas (Anselin, 1988; LeSage, 1999; Conley, 1999). A vasta pesquisa empírica que utiliza econometria espacial acerca das interdependências entre as unidades espaciais e seus efeitos sobre o crescimento econômico regional, os fluxos comerciais, os transbordamentos de conhecimento, a migração, os preços da habitação, as interações de impostos, entre outros, é bem conhecida.¹ No entanto, esta literatura não dispõe ainda de uma melhor compreensão do motivo de os modelos estimados em diferentes escalas geográficas produzirem resultados diferentes sobre os determinantes do crescimento econômico.

Vale observar que Resende (2011) investiga os determinantes do crescimento regional da economia brasileira em uma variedade de escalas geográficas, utilizando uma base de dados *cross-section* para a década de 1990. Além disso, Resende (2013) avança na literatura de crescimento estimando modelos de dados em painel em diversas escalas espaciais. Mas é importante ressaltar que o referido estudo apenas utiliza modelos de dados em painel não espacial. Investigações deste tipo remetem à questão do problema de unidade de área modificável (MAUP)² e também lança nova luz sobre um problema central na literatura relacionada ao crescimento econômico regional. A escolha da escala espacial para análise é uma questão problemática na pesquisa aplicada (Behrens e Thisse, 2007). Neste sentido, o trabalho busca investigar em que medida as ambiguidades da escala espacial podem prejudicar, ou informar, o entendimento dos determinantes de crescimento regional e o processo de convergência de renda *per capita*.³

Com exceção de Resende (2011; 2013),⁴ os estudos até agora têm apenas investigado os determinantes do crescimento econômico em uma única escala espacial para

1. Mais detalhes em López-Bazo, Artís e Vayá (2004), Gamboa (2010), Fischer, Scherngell e Reismann (2009), LeSage e Pace (2008), Jeanty, Partridge e Irwin (2010), Gérard, Jayet e Paty (2010) e Brueckner (1998).

2. MAUP está associado às incertezas sobre a escolha do número de zonas (ou sistemas de zoneamento) e suas implicações para a análise espacial (Openshaw e Taylor, 1981).

3. Vale notar a existência de uma crescente literatura empírica sobre os efeitos do MAUP em diversas áreas da economia urbana e regional, como em Yamamoto (2008), Briant, Combes e Lafourcade (2010), Fingleton (2011) e Menon (2012).

4. Vale ainda salientar que Ávila e Monasterio (2008) analisam os efeitos do MAUP sobre o processo de convergência de renda *per capita* no Rio Grande do Sul usando duas escalas geográficas (os municípios e o Conselho Regional de Desenvolvimento – Coredes).

inferir a consistência de modelos de crescimento espaciais com a realidade.⁵ Por exemplo, Elhorst, Piras e Arbia (2010) empregam técnicas econométricas espaciais com dados em painel, mas eles só examinam o processo de crescimento econômico em uma única escala espacial. Assim, o objetivo deste trabalho é avaliar os resultados das estimativas de crescimento econômico regional em múltiplas escalas geográficas, utilizando modelos alternativos de dados em painel recentemente propostos na literatura de econometria espacial.

As escalas espaciais analisadas são áreas mínimas comparáveis (AMCs), referidas como municípios, microrregiões, mesorregiões e estados, que muitas vezes são empregadas na literatura empírica sobre o Brasil e cobrem o período entre 1970 e 2000. Este é o primeiro estudo de crescimento econômico regional que explora tanto a dimensão temporal quanto as diferentes dimensões de escala espaciais utilizando modelos espaciais de dados em painel. Estudos anteriores só investigaram tempo e espaço em uma única escala espacial. A ideia deste trabalho é sistematicamente repetir um modelo espacial de dados em painel – originalmente desenvolvido para examinar este fenômeno em uma única escala geográfica – em múltiplas escalas. Inicialmente, esta abordagem leva à investigação do problema de medida que pode causar uma variabilidade nas estimativas dos determinantes do crescimento econômico regional devido à utilização de diferentes escalas espaciais, provavelmente relacionado ao MAUP. No entanto, é importante ter em mente que tais variações podem estar relacionadas a questões teóricas estruturais subjacentes ao processo de crescimento econômico em diferentes escalas, e, assim, o presente estudo fornece alguns argumentos teóricos para esta variabilidade dos resultados empíricos encontrados em diferentes escalas geográficas.⁶

O trabalho está organizado da seguinte forma: a seção seguinte fornece uma discussão sobre os possíveis motivos teóricos para os diferentes resultados encontrados em modelos de crescimento econômico estimados em diferentes escalas geográficas; a seção 3 descreve os modelos de painel espacial utilizados na análise empírica; na seção 4, a base de dados e as escalas espaciais são descritas; a seção 5 apresenta os resultados, e sua respectiva discussão segue na seção 6; a última seção discute as conclusões do estudo.

5. Mais detalhes em Rey e Montouri (1999), Fingleton (1999), López-Bazo, Artís e Vayá (2004), Ertur e Koch (2007), Elhorst, Piras e Arbia, (2010), Fischer (2011).

6. Em Resende (2011), há uma discussão inicial sobre essa questão. Aqui, são fornecidos argumentos teóricos para tais diferenças entre as escalas geográficas (seção 2).

2 ASPECTOS ESPACIAIS DOS DETERMINANTES DO CRESCIMENTO ECONÔMICO: POTENCIAIS RAZÕES TEÓRICAS PARA RESULTADOS DIFERENTES ENTRE OS MODELOS ESTIMADOS EM DIFERENTES ESCALAS ESPACIAIS

No *mainstream* da economia, as teorias de crescimento econômico fornecem vários fatores responsáveis por determinar o desempenho econômico regional. O debate dos fatores determinantes do crescimento econômico de longo prazo veio com o modelo de crescimento de Solow (1956) e tem sido “aumentado” por muitos outros pela inclusão do capital educacional (Mankiw, Romer e Weil, 1992), pela migração (Barro e Sala-i-Martin, 2003) e pelas externalidades do crescimento (López-Bazo, Artís e Vayá, 2004; Ertur e Koch, 2007), para citar alguns. Além disso, os chamados modelos de crescimento endógeno, desenvolvidos inicialmente por Romer (1986) e Lucas (1988), procuram explicar por que as diferenças de renda *per capita* surgem e persistem ao longo do tempo. Aqui são mostradas algumas razões teóricas para explicar como as variáveis explicativas utilizadas nas especificações econométricas, discutidas na próxima seção, podem impactar o crescimento econômico em diferentes escalas espaciais.

- 1) Capital físico (e as hipóteses de convergência). Informações sobre capital físico estão muitas vezes indisponíveis em níveis subnacionais e, portanto, esta variável é excluída do conjunto de variáveis explicativas de regressões de crescimento regional. A indisponibilidade de *proxies* de capital físico no nível regional não se restringe ao Brasil, como observado por Lesage e Fischer (2008) em um estudo para a Europa. Este fato é problemático porque faz com que o problema de variável omitida afete as estimativas. Modelos de dados em painel lidam parcialmente com este problema ao incluir efeitos fixos que controlam variáveis omitidas constantes no tempo (Islam, 1995). Apesar de tal omissão, a estrutura neoclássica do crescimento⁷ fornece uma justificativa simples para a hipótese de convergência. A propriedade de convergência vem da lei de retornos decrescentes para a acumulação de capital – ou seja, o capital tende a acumular mais lentamente (mais rapidamente) nas regiões onde é relativamente abundante (escasso). Usualmente, o nível inicial de renda é introduzido nas regressões para controlar os retornos decrescentes de acumulação de capital (Ottaviano e Pinelli, 2006). É importante explicar por que as magnitudes do coeficiente de convergência podem ser diferentes, dependendo da escala espacial. Nas estimativas, as magnitudes dos coeficientes da renda inicial *per capita*

7. Ver Solow (1956).

devem ser maiores em escalas espaciais mais desagregadas, porque, por exemplo, os municípios se assemelham à noção de uma economia aberta com perfeita mobilidade de capitais. O modelo neoclássico de Barro, Mankiw e Sala-I-Martin (1995) de economia aberta com perfeita mobilidade de capitais prevê a possibilidade de que as economias vão saltar instantaneamente para o estado estacionário de renda *per capita*, o que pode ser entendido como uma maior taxa de convergência. A hipótese de uma economia mais aberta não é difícil de justificar no contexto municipal no Brasil, considerando-se que a intensidade dos fluxos de comércio, capital e pessoas através das fronteiras municipais é maior do que através das fronteiras estaduais. Os estados podem, assim, ser vistos como economias mais fechadas do que municípios.

- 2) Capital humano. Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (2003) mostram que a existência de transbordamentos positivos ou complementaridades estratégicas cria um “multiplicador social”, em que o coeficiente agregado de capital humano – por exemplo, anos de escolaridade – será maior do que o coeficiente individual. No contexto do presente estudo, podem-se considerar municípios como sendo o nível micro (individual) de análise. Por esta razão, é possível argumentar que, em nível agregado (por exemplo, no nível microrregional, mesorregional ou estadual), o coeficiente do capital humano pode estar “inflado” por externalidades positivas. Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (2003) apontam que os coeficientes podem aumentar com o nível de agregação, devido à existência de um multiplicador social, o que também corrobora a ideia de que há transbordamentos – *spillovers* – de capital humano, como é sugerido por uma vasta literatura (por exemplo, Lucas, 1988; e Rauch, 1993).
- 3) Densidade populacional. Novos modelos de geografia econômica (Baldwin e Forslid, 2000) mostram o impacto positivo das externalidades de aglomeração sobre as taxas de crescimento econômico. A densidade populacional pode ser uma “*proxy*” para efeitos de aglomeração dentro de uma região. A magnitude destes efeitos de aglomeração pode depender da escala espacial de análise, uma vez que, por exemplo, a densidade populacional provavelmente parece ser superior em uma escala mais desagregada (tais como municípios) do que a densidade populacional em escala espacial dentro de regiões maiores (como um estado). Assim, o efeito centrípeto das aglomerações pode estar operando em escalas mais desagregadas, ou, em outras palavras, os efeitos de aglomeração relacionados às forças centrípetas podem ser muito mais relevantes no nível local (municipal) do que no nível estadual.
- 4) Custos de transporte. Os modelos teóricos (Ottaviano e Puga, 1998; Lafourcade e Thisse, 2008) têm mostrado que, com custos de transporte decrescentes, as desigualdades regionais irão aumentar e, em seguida, diminuir. Outros modelos integram

um modelo de crescimento endógeno com o modelo de centro-periferia, demonstrando que uma diminuição nos custos de transporte podem ter efeitos não lineares no crescimento (Baldwin *et al.*, 2003). Para o caso brasileiro, Da Mata *et al.* (2007) sugerem que os custos de transporte são inversamente relacionados com as taxas de crescimento econômico. O impacto da infraestrutura de transporte sobre o crescimento econômico pode variar conforme a escala geográfica sob análise. Por exemplo, se este impacto é analisado em nível estadual, o foco será na conectividade entre estas regiões agregadas. Por sua vez, em nível municipal, esta análise pode examinar o impacto das reduções de custos de transporte dentro das fronteiras dos estados.

- 5) Crescimento da população. Barro e Sala-i-Martin (2003) apontam que o crescimento populacional representa o comportamento da fecundidade, mortalidade e migração. Os impactos do crescimento populacional sobre o crescimento econômico podem apresentar resultados diferentes em diferentes escalas geográficas, porque o padrão de migração – que é um componente de crescimento populacional – pode variar entre níveis geográficos diferentes (por exemplo, a migração inter *versus* intrarregional). Por exemplo, as diferenças nos tamanhos das áreas indicam que os deslocamentos diurnos entre os municípios podem ser mais significativos quando comparados com os estados. Além disso, se fosse possível analisar apenas os efeitos da migração, seria preciso ter em mente que, ao contrário de pessoas recém-nascidas, os migrantes vêm com capital humano acumulado. Por esta razão, os resultados dependem de os imigrantes terem mais ou menos capital humano – ou seja, se eles são qualificados ou não – do que os moradores da região receptora (Barro e Sala-i-Martin, 2003).
- 6) Externalidades espaciais. As especificações dos modelos espaciais de crescimento econômico discutidas na próxima seção procuram captar os efeitos das externalidades espaciais. É importante notar que a dimensão e a força dos efeitos de transbordamento espacial podem depender do nível de agregação das unidades espaciais. A autocorrelação espacial pode ser maior no nível municipal que no nível estadual, porque, por exemplo, os estados são mais autocontidos do que os municípios. Em outras palavras, os estados são entidades econômicas muito mais fechadas do que municípios. Como observado por Oates (1999), é possível aumentar o tamanho das unidades geográficas para tratar tais transbordamentos, internalizando, assim, os benefícios e os custos. Corrado e Fingleton (2012) notam que os modelos hierárquicos (também conhecidos como modelos multiníveis) podem ser usados na economia espacial para estudar uma hierarquia de efeitos de cidades, regiões contendo cidades, e países contendo regiões. Assim, não reconhecer estes efeitos provenientes de diferentes níveis hierárquicos pode levar a conclusões equivocadas. Aqui, a abordagem adotada é a de replicar sistematicamente determinada especificação para examinar a extensão das externalidades espaciais em várias escalas

espaciais. Lall e Shalizi (2003) enumeram algumas razões teóricas que demonstram a importância dos efeitos de localização e externalidades espaciais no exame dos determinantes do crescimento econômico, tais como: *i*) economias de aglomeração;⁸ externalidades; *ii*) difusão de conhecimento marshalliana e *pooling* de mercado de trabalho;⁹ *iii*) normas informais e instituições¹⁰ comuns; e *iv*) a adoção de políticas.¹¹ Embora muito destes argumentos teóricos sobre externalidades espaciais sejam sobre seus efeitos positivos, é possível apontar algumas razões pelas quais os efeitos das externalidades espaciais negativas podem ser observados. Por exemplo, no que diz respeito ao argumento de adoção de políticas discutido aqui, poderia também ser imitação de política negativa, em que os governos não necessariamente maximizam o crescimento, mas maximizam o *rent-seeking*, e esse comportamento pode ser imitado pelos governos em regiões vizinhas (Lall e Shalizi, 2003). Além disso, Lall e Shalizi (2003) sugerem que as melhorias nas variáveis estruturais (por exemplo, a qualidade da estrutura econômica, a qualidade da força de trabalho e a infraestrutura) são susceptíveis a aumentar o desempenho de crescimento na região. Entretanto, se o crescimento em uma determinada localidade é maior do que a de seus vizinhos, é possível que a localidade atraia capitais móveis e mão de obra qualificada de regiões vizinhas; assim, tem-se um efeito negativo sobre o desempenho de crescimento em regiões vizinhas. Os modelos espaciais discutidos a seguir são uma forma de modelar estas externalidades espaciais por meio de defasagens espaciais das variáveis dependentes e/ou explicativas e/ou especificações com correções para distúrbios espacialmente correlacionados.

8. "Drawing on the central argument of the 'new economic geography' literature, growth in any region is influenced by its ability to access large markets (Krugman, 1995; Venables, 1998). These economies are not a function of the size of a specific industry but of the overall size of the agglomeration. Thus, competitive enterprises accessing larger markets can enhance productivity. In addition to market size, agglomeration benefits potentially include access to specialized services (banking and finance), interindustry linkages, physical and economic infrastructure, and a larger medium for information exchange. Limiting the scope of the analysis to administrative units without considering the economic agglomeration (to which the region may belong) and the effects of market access are likely to limit the scope of the analysis" (Lall and Shalizi, 2003, p. 664).

9. "For technological externalities, innovations in one region are adopted in neighboring regions through diffusion, thereby creating convergence in production processes and linkages in development outcomes. In Marshall's (1920) terminology, diffusion is spatially localized and does not extend to all locations. The second source of Marshallian agglomeration is labor market pooling, where production units in one region can gain access to a shared pool of labor in the larger regional economy" (Lall e Shalizi, 2003, p. 664).

10. "Neighboring regions are quite likely to share common informal norms and institutional structures making them react similarly to exogenous shocks (North, 1990)" (Lall e Shalizi, 2003, p. 665).

11. "Growth rates could be correlated across space due to 'copy cat policy adoption' (Easterly and Levine, 1998). They suggest that policies leading to high growth may provide a model of the efficacy of public intervention to governments in neighboring regions" (Lall e Shalizi, 2003, p. 665).

3 MODELOS DE DADOS ESPACIAIS EM PAINEL

Para estudar o impacto das variáveis explicativas sobre o crescimento econômico em diferentes escalas geográficas, foram utilizados modelos de painel espacial. Estes modelos buscam levar em consideração correlações espaciais, permitindo, ao mesmo tempo, a existência de efeitos idiossincráticos (fixos ou aleatórios) para as unidades regionais de observação. Com efeito, a presença de resíduos espacialmente autocorrelacionados nos resíduos de regressões de crescimento não espaciais motiva a estimação dos modelos de Solow espacialmente aumentados – como apresentado em Rey e Montouri (1999), López-Bazo, Artís e Vayá (2004) e Ertur e Koch (2007), por exemplo – para lidar com tal autocorrelação espacial.

No entanto, vale a pena notar que há explicações alternativas para a existência de autocorrelação espacial nos resíduos das equações de crescimento. Primeiro, a dependência espacial como “inconveniente” (ou *nuisance*) é uma possível justificativa. Como explicado por Magrini (2004), ela pode ser resultado de problemas de mensuração, como uma incompatibilidade entre o padrão espacial do processo em estudo e os limites das unidades geográficas em observação. Também é provável que regiões geograficamente próximas experimentem choques aleatórios que afetem ambas simultaneamente. Outra explicação é relacionada à existência de determinantes não observados que sejam correlacionados entre as regiões (Fingleton e López-Bazo, 2006). Possíveis determinantes não observados do crescimento econômico não considerados nestes modelos incluem fatores culturais, institucionais e tecnológicos, que podem ser correlacionados entre as unidades espaciais.

Além disso, Fingleton e López-Bazo (2006) notam que neste caso de dependência substantiva (*substantive dependence*) – defasagem espacial da variável dependente e/ou defasagem das variáveis explicativas – as externalidades entre as regiões são oriundas da difusão do conhecimento e das externalidades pecuniárias. López-Bazo, Artís e Vayá (2004) discutem com algum detalhe os argumentos substantivos (baseados em teorias) para a dependência espacial entre regiões. Estes autores construíram um modelo de crescimento espacialmente aumentado com base em Mankiw, Romer e Weil (1992), demonstrando que o crescimento de uma dada região é impulsionado pelo crescimento econômico e pela produtividade inicial em outras regiões, o que é explicado por transbordamentos regionais da difusão de tecnologia destas regiões, causadas por investimentos em capital físico e humano. No entanto, López-Bazo, Artís e Vayá (2004)

reconhecem que também é plausível que estas externalidades entre as economias sejam causadas por externalidades pecuniárias e não por transbordamentos de conhecimento – tais como aquelas criadas por um mercado especializado de trabalho ou produção, ou por encadeamentos para frente e para trás oriundos do comércio de bens intermediários – que estão relacionados com retornos crescentes no nível da empresa, como observado por autores da chamada nova geografia econômica (Fujita, Krugman e Venables, 1999).

É essencial levar em consideração essas autocorrelações espaciais nas regressões de crescimento para a obtenção de inferências confiáveis. Enquanto nota, Baltagi e Pirotte (2010) examinam estimadores padrão de dados em painel sob dependência espacial, utilizando experimentos de Monte Carlo, e mostram que quando os coeficientes espaciais são altos, teste(s) de hipótese baseado(s) em estimadores padrão de dados em painel que ignoram a dependência espacial pode(m) levar a inferência enganosa. Além disso, Arbia e Petrarca (2011) apresentam um quadro geral para investigar os efeitos do MAUP em modelos econométricos espaciais, mostrando como a presença de efeitos espaciais afeta os resultados clássicos. Arbia e Petrarca (2011) concentram-se na perda de eficiência dos estimadores dos parâmetros advinda da agregação.

Recentemente, novos avanços nos modelos de painel espacial têm surgido na literatura de econometria espacial, propondo modelos “espaço-temporais” para a investigação da convergência e crescimento das regiões (Elhorst, Piras e Arbia, 2010), mercados regionais (Keller e Shiue, 2007), e economia do trabalho (Foote, 2007), entre outros temas. Anselin, Le Gallo e Jayet (2008) fornecem uma lista de modelos de painel espacial alternativos. Da mesma forma, Elhorst (2012) examina modelos de painel espacial dinâmico que incluem uma ou mais das seguintes variáveis e/ou termos de erro: variável dependente desfasada no tempo, variável dependente desfasada no espaço, variável dependente desfasada no espaço e no tempo, variáveis independentes desfasadas no tempo, variáveis independentes desfasadas no espaço, autocorrelação serial do erro, autocorrelação espacial do erro, efeitos fixos no espaço ou fixos no tempo.

Lee e Yu (2010) examinam alguns dos desenvolvimentos recentes nos modelos de painel espacial, para ambos os casos estático e dinâmico, que consideram efeitos fixos, defasagens espaciais e especificações de distúrbios espaciais.¹² Especificamente,

12. Para outras pesquisas, ver também Elhorst (2010a, 2012).

estes modelos dinâmicos de dados em painel podem ser aplicados para investigar o crescimento econômico e os processos de convergência de regiões que utilizam taxas de crescimento de renda *per capita versus* níveis defasados das variáveis explicativas. Para estudar a robustez dos resultados, foram aqui consideradas várias especificações para a estrutura de dependência espacial do modelo. Modelos de efeitos fixos e aleatórios foram estimados, considerando defasagens espaciais para as variáveis dependentes e explicativas, e considerando diferentes dependências espaciais para o erro.

A especificação geral do modelo é dada por

$$y = \lambda(I_T \otimes W)y + X\beta + u \quad (1)$$

onde y é o vetor com a variável dependente, X é a matriz com as variáveis explicativas (que incluem o log do nível da variável dependente no período inicial), β é o vetor de coeficientes, e W é a matriz de pesos construída de acordo com as relações de vizinhança entre as unidades de observação. O coeficiente λ corresponde ao parâmetro autorregressivo, e dá uma medida da dependência espacial da variável de resposta nas diferentes unidades geográficas. Assume-se que λ é menor do que 1 em valor absoluto.

Como normalmente é usado em modelos econométricos espaciais, a matriz W utilizada neste trabalho é padronizada, de modo que todas as linhas somam um (Anselin, 1988). O termo I_t corresponde à matriz identidade, com dimensão T (número de períodos de tempo), e o símbolo \otimes corresponde ao produto de Kronecker. A representação da matriz assume que os dados estão ordenados de tal modo que o primeiro bloco de observações corresponde ao primeiro período de tempo, o segundo bloco corresponde ao segundo período de tempo, e assim por diante.

O termo de erro u pode ter diferentes representações, variando de acordo com a presença de variabilidade idiossincrática entre unidades regionais, e variando de acordo com a estrutura de dependência espacial. A discussão aqui considera apenas modelos com efeitos fixos ou aleatórios, pois modelos sem estes efeitos podem facilmente ser obtidos a partir dos apresentados adiante. Além disso, os diversos testes de especificação realizados em nossos dados empíricos rejeitaram a hipótese de não existência de termos idiossincráticos.

Assumindo que existem efeitos idiossincráticos, representados pelos termos do vetor μ de N dimensões (onde N é o número de unidades de observação), a primeira especificação considerada para o termo u é dada por

$$u = (i_T \otimes I_N)\mu + \epsilon, \quad (2)$$

onde i_T é um vetor $T \times 1$ com elementos iguais a um, I_N é uma matriz identidade de dimensão N , e ϵ é um vetor com dimensão $TN \times 1$, com os termos de erro. Também é possível assumir dependência espacial para ϵ de acordo com

$$\epsilon = \rho(I_T \otimes W)\epsilon + \nu \quad (3)$$

onde ρ é um coeficiente autorregressivo para os termos de erro (assume-se que ρ é menor que um em valor absoluto) e ν é um vetor aleatório, com todos os termos independentes e normalmente distribuídos com média zero e variância σ_ν^2 . A representação em (2) será referida como representação de Baltagi (2008) e Baltagi, Song e Koh (2003).

Outra maneira de incluir a dependência espacial juntamente com os termos idiossincráticos no termo u na equação (1) é especificando defasagens espaciais diretamente para o termo u , de acordo com

$$u = \rho(I_T \otimes W)u + \epsilon \quad (4)$$

sendo $\epsilon = (i_T \otimes I_N)\mu + \nu$. Essa representação foi considerada em Kapoor, Kelejian e Prucha (2007). Devido à estrutura em (4), a correlação espacial se aplica a ambos os efeitos individuais em μ e aos termos de erro remanescentes em ϵ . Este segundo modelo será referido como representação de Kapoor. A estimação de modelos, incluindo tanto o termo de defasagem espacial $(I_T \otimes W)y$ como dependência espacial para os componentes de erro com a representação Kapoor, só é possível utilizando modelos de efeitos aleatórios. Para efeitos fixos, só se pode usar a representação de Baltagi.

Finalmente, é importante observar que Gibbons e Overman (2012) criticam esses modelos espaciais, argumentando que distinguir qual desses modelos espaciais gera os dados que o investigador tem à mão é muito difícil na pesquisa aplicada. Por exemplo, é difícil distinguir o modelo implícito na equação (1) do modelo representado na equação (5):

$$y = X\beta + \delta_x(I_T \otimes W)X + u \quad (5)$$

A equação (5) descreve o modelo espacial conhecido como modelo de variáveis explicativas espacialmente defasadas (*spatially lagged X regression model*, *SLX*, ou modelo espacial *cross-regressivo*), que assume que interações entre as características exógenas de observações na vizinhança (WX) afetam Y diretamente. Gibbons e Overman (2012) apontam que pesquisadores interessados em transbordamentos espaciais devem incorporar uma especificação de forma reduzida, como na equação (5), que pode melhor identificar a causalidade na maioria dos casos.¹³ A equação (5) pode incorporar uma defasagem espacial da variável dependente, conhecida como modelo espacial de Durbin ou *spatial Durbin model* (SDM), ou uma dependência espacial para os termos de erro, conhecida como modelo de erro espacial de Durbin ou *spatial Durbin error model* (SDEM). O exercício empírico realizado neste texto compara modelos alternativos de crescimento em painel espacial em diferentes escalas geográficas. O objetivo desta abordagem é entender melhor os determinantes do crescimento econômico brasileiro e seus respectivos transbordamentos espaciais – porque as conclusões de políticas diferem muito dependendo do modelo adotado –, bem como mostrar que a escala geográfica de análise é uma dimensão importante para se investigar – porque os determinantes do crescimento variam dependendo da escala espacial utilizada. Todas as estimativas apresentadas neste trabalho foram realizadas utilizando o pacote *splm* em *R* (Millo e Piras, 2012).





4 DADOS

Para avaliar os resultados das estimativas de crescimento econômico regionais em múltiplas escalas espaciais utilizando modelos de painel espacial, adotou-se a mesma base de dados utilizada em Resende (2013). A figura 1 apresenta as quatro estratificações geográficas presentes na base de dados – 27 estados, 134 mesorregiões, 522 microrregiões e 3.657¹⁴ áreas mínimas comparáveis (AMCs) – e mostra estatísticas referentes à sua extensão territorial (em quilômetros quadrados). Os dados são obtidos a partir do nível da AMC, que é a unidade espacial mais desagregada no presente trabalho, e, em seguida, agrupados de modo a formar as outras escalas espaciais.

13. Partridge *et al.* (2012, p. 170) ainda explicam que “Gibbons and Overman argue that their preferred starting point is natural experiments that use geographical, institutional, or historic factors to identify causality. While natural experimental approaches raise their own problems of only assessing ‘cute’ experiments or searching for valid instruments, Gibbons and Overman argue that identification is more transparent and less prone to the errors we described above”.

14. O número total de AMCs é de 3.659, mas este trabalho utiliza 3.657. Fernando de Noronha (em Pernambuco) e Ilhabela (no estado de São Paulo) foram excluídos porque são ilhas e não se ajustam às matrizes de peso espaciais utilizadas nas análises. Estas exclusões não alteram os resultados do trabalho.

FIGURA 1
Escala espacial no Brasil para análise do período entre 1970 e 2000

Estados (n = 27)	Mesorregiões (n = 134)	Microrregiões (n = 522)	AMCs ¹ (n = 3,657)
			
Área média = 312.994 km ²	Área média = 63.066 km ²	Área média = 16.189 km ²	Área média = 2.311 km ²
Área mínima = 5.771 km ²	Área mínima = 2.937 km ²	Área mínima = 190 km ²	Área mínima = 8 km ²
Área máxima 1.558.987 km ²	Área máxima 650.338 km ²	Área máxima 439.498 km ²	Área máxima 367.284 km ²
Área desvio padrão = 372.070 km ²	Área desvio padrão = 103.804 km ²	Área desvio padrão = 42.083 km ²	Área desvio padrão = 14.157 km ²

Fonte: IBGE (2011b).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Áreas mínimas comparáveis (AMCs).

As AMCs foram definidas por Reis *et al.* (2005) como conjuntos de municípios cujas fronteiras permaneceram constantes de 1970 a 2000, de modo a resolver o problema de comparabilidade gerado pelo aumento do número de municípios, de 3.951 em 1970 para 5.507 em 2000. O Brasil é dividido em 27¹⁵ estados, que são as principais unidades político-administrativas do país. Os municípios (AMCs, no caso deste trabalho) representam o menor nível administrativo, que lida com a implementação de políticas e gestão local. As microrregiões e mesorregiões são regiões homogêneas definidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) como um conjunto de municípios contíguos dentro de um mesmo estado. As microrregiões foram agrupadas de acordo com características naturais e de produção, e as mesorregiões são áreas maiores do que as microrregiões definidas de acordo com as seguintes dimensões: aspectos sociais, ambiente natural, e rede de comunicação como um elemento de articulação espacial. Segundo o IBGE (2011b), a divisão do Brasil em micro e mesorregiões é relevante para a “[e]laboração de políticas públicas; subsidiar o sistema de decisões quanto à localização de atividades econômicas, sociais e tributárias; subsidiar o planejamento, estudos e identificação das estruturas espaciais de regiões metropolitanas e outras formas de aglomerações urbanas e rurais”.

15. Mais precisamente, há 26 estados e um Distrito Federal.

Os dados foram coletados a partir do Ipeadata, que organiza as informações do censo populacional (IBGE) de 1970, 1980, 1991 e 2000. Com base nestes quatro pontos de dados, a variável dependente foi calculada como a taxa de crescimento anual média da renda *per capita*¹⁶ para cada período de tempo: 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000. A renda *per capita* é calculada em reais (R\$) de 2000.

A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas para a variável dependente para cada um dos três períodos de tempo nas diferentes escalas espaciais. Para cada década, a média da taxa de crescimento anual da renda *per capita* aumenta em valor absoluto conforme aumenta o nível de desagregação. No primeiro período (1970-1980), enquanto no nível estadual a média da taxa de crescimento da renda *per capita* foi de 8,81%, no nível de AMC esta média foi de 9,36%. Da mesma forma, no período entre 1980 e 1991, a queda na renda *per capita* foi mais intensa no nível da AMC (-1,71%) do que no nível estadual (-0,72%). O mesmo padrão ocorre entre 1991 e 2000, quando a média de crescimento da renda *per capita* atingiu 6,83% no nível de AMC contra 6,10% no nível estadual.

TABELA 1

Estatísticas descritivas da variável taxa de crescimento da renda *per capita*

Escalas espaciais	Estados (n = 27)	Mesorregiões (n = 134)	Microrregiões (n = 522)	AMCs ¹ (n = 2,657)
Taxa de crescimento anual média da renda <i>per capita</i>				
1970-1980				
Média	0,0881	0,0918	0,0915	0,0936
Mínima	0,0474	0,0474	0,0140	-0,0938
Máxima	0,1088	0,1329	0,1437	0,3709
Desvio padrão	0,0152	0,0157	0,0191	0,0296
1980-1991				
Média	-0,0072	-0,0134	-0,0154	-0,0171
Mínima	-0,0266	-0,0756	-0,0786	-0,1297
Máxima	0,0143	0,0163	0,0329	0,2190
Desvio padrão	0,0100	0,0125	0,0139	0,0232

(Continua)

16. Utiliza-se a taxa de crescimento anual média da renda *per capita* num período de dez anos, porque os dados em AMC só estão disponíveis a partir dos censos populacionais brasileiros realizados a cada dez anos. Além disso, dada a presença dos efeitos dos ciclos de negócios, a escolha da média de crescimento em dez anos parece uma abordagem razoável para evitar essas influências (Caselli, Esquivel e Lefort, 1996). Por exemplo, os choques dos preços do petróleo de 1973 e 1979 afetaram a economia brasileira. Em 1994, o Brasil lançou o Plano Real, programa de estabilização que pôs fim a um longo período de altas taxas de inflação que havia começado na década de 1970.

(Continuação)

Escalas espaciais	Estados (n = 27)	Mesorregiões (n = 134)	Microrregiões (n = 522)	AMCs ¹ (n = 2,657)
Taxa de crescimento anual média da renda <i>per capita</i>				
1991-2000				
Média	0,0610	0,0641	0,0658	0,0683
Mínima	0,0118	0,0118	-0,0007	-0,1934
Máxima	0,0766	0,0994	0,1558	0,1991
Desvio padrão	0,0148	0,0135	0,0160	0,0252
Número médio de regiões vizinhas utilizando a matriz de contiguidade <i>queen</i>				
Queen (matriz W)	3,8	5,1	5,6	5,9

Fonte: IBGE (2011a).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Áreas mínimas comparáveis (AMCs).

A figura A.1 (no apêndice A) mapeia a renda *per capita* em 1970, 1980, 1991 e 2000 nas AMCs, microrregiões, mesorregiões e estados. Os mapas em diferentes escalas geográficas ao longo do tempo são uma forma interessante de visualizar a dinâmica da renda *per capita* apresentada na tabela 1. Além do padrão claro de concentração espacial da renda *per capita* no espaço no Brasil, é possível observar a queda da renda *per capita* entre 1980 e 1991. Este período é conhecido como a “década perdida” brasileira, por ter sido uma época de crises da dívida, hiperinflação e altas taxas de desemprego (Baer, 2003).

As variáveis explicativas são dadas em termos de valores no início dos períodos, isto é, valores em 1970, 1980 e 1991. Os dados socioeconômicos são log da renda *per capita*, log da média de anos de escolaridade, log da densidade populacional e crescimento da população.¹⁷ O log dos custos de transporte entre a AMC e a cidade de São Paulo também provém do Ipeadata. Os custos de transporte até São Paulo são calculados por meio de um procedimento de programação linear como o custo mínimo (dadas as condições da via e do veículo) para viajar entre a sede principal de uma AMC e São Paulo. Estes dados de custos de transporte estão disponíveis para os anos de 1968, 1980 e 1995. Os valores para os anos de 1970 e 1991 foram estimados por interpolação. Estatísticas descritivas destas variáveis são apresentadas no apêndice A (tabela A.1). Por fim, as especificações econométricas incluem *dummies* temporais para as décadas de 1980 e 1990 – a *dummy* temporal para a década de 1970 foi excluída das regressões para evitar multicolinearidade perfeita.

17. O crescimento populacional (n) é ajustado para depreciação (d) e crescimento tecnológico (g), sob a hipótese usual de que $d + g$ é igual a 0,05 – por exemplo, Mankiw, Romer e Weil – HC (1992). Não é utilizado o log natural desta variável devido à presença de valores negativos.

A matriz espacial de pesos (W) utilizada é a matriz de contiguidade padronizada de primeira ordem (também chamada de matriz de contiguidade *queen*), em que o elemento w_{ij} na matriz é 1 se as áreas i e j possuem fronteiras ou vértices comuns, e zero, caso contrário. O número médio de regiões, utilizando a matriz de contiguidade *queen* é apresentado na parte inferior da tabela 1. Além disso, foram utilizadas as matrizes de peso dos k -vizinhos mais próximos (em que cada região possui o mesmo número de vizinhos) ($k = 5$ e $k = 10$) para testes de robustez, e os principais resultados qualitativos permanecem os mesmos.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção, são apresentados os resultados dos modelos estimados em diferentes escalas geográficas brasileiras. Inicialmente, apresentam-se os resultados para o modelo estimado no nível menos agregado, que corresponde às AMCs. As subseções seguintes apresentam os resultados para as estimações em níveis mais agregados: microrregiões, mesorregiões e estados. Discussões e comparações dos resultados das diferentes escalas geográficas são conduzidas na seção 6.

5.1 Resultados no nível da AMC

Inicialmente, foram empregados diferentes testes de multiplicador de Lagrange para dados em painel de modo a testar para a presença de correlação espacial nas observações e para a presença de efeitos idiossincráticos (efeitos individuais e regionais). Estes testes são discutidos em Baltagi, Song e Koh (2003) e Millo e Piras (2012). Um resumo dos resultados dos testes é apresentado na tabela 2. Os testes para a presença de efeitos individuais regionais são baseados em modelos de efeitos aleatórios, de modo que a hipótese nula contém o pressuposto de que $\sigma_{\mu}^2 = 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, há evidência contra a utilização de um “estimador de regressão de dados empilhados” (*pooled regression estimator*) ou alguma variação dele que leve em consideração a dependência espacial.

TABELA 2
Testes do multiplicador de Lagrange para a presença de efeitos regionais individuais e para a presença de correlação espacial no nível da AMC

Teste #	Hipótese testada	P-valor
1	Hipótese nula de $\lambda = 0$ e $\sigma_{\mu}^2 = 0$, sob a alternativa de que pelo menos um destes componentes não é zero	< 0,0000
2	Hipótese nula de $\sigma_{\mu}^2 = 0$, assumindo $\lambda = 0$, sob a alternativa unilateral de que $\sigma_{\mu}^2 > 0$	-
3	Versão padronizada do teste (2) acima	-
4	Hipótese nula de $\lambda = 0$, assumindo que $\sigma_{\mu}^2 = 0$, sob a alternativa bilateral de que $\lambda \neq 0$	< 0,0000
5	Versão padronizada do teste (4) acima	0,9992
6	Hipótese nula de $\sigma_{\mu}^2 = 0$, assumindo a possível existência de dependência espacial (λ pode ser diferente de 0), sob a alternativa unilateral de que $\sigma_{\mu}^2 > 0$	< 0,0000
7	Hipótese nula de $\lambda = 0$, assumindo a possível existência de efeitos aleatórios (σ_{μ}^2 pode ser diferente de 0), sob a alternativa bilateral de que $\lambda \neq 0$	< 0,0000

Elaboração dos autores.

Os resultados na tabela 2 indicam a presença tanto de efeitos individuais regionais como de correlação espacial no modelo de regressão em painel. Nos testes (2) e (3), as estatísticas de teste apresentaram valores negativos, o que pode advir do fato de estes testes assumirem a ausência de correlação espacial. Do mesmo modo, o teste (5) teve um p-valor muito próximo a um, apesar de a versão não padronizada ter resultado em p-valor próximo a zero. Em todos os casos, os testes (2), (3), (4) e (5) sofrem de falta de robustez, pois assumem a ausência seja de correlação espacial seja de efeitos individuais. Os testes (6) e (7) são mais robustos e ambos indicam a presença dos dois efeitos (correlação espacial e efeitos idiossincráticos).

Com base nesses resultados, procedeu-se à estimação dos parâmetros. Estimou-se tanto modelos de efeitos fixos como de efeitos aleatórios para verificar a robustez das conclusões. As tabelas 3 e 4 mostram os resultados dos modelos estimados no nível da AMC. A tabela 3 apresenta os resultados dos modelos de efeitos fixos, enquanto a tabela 4 apresenta os resultados dos modelos de efeitos aleatórios. Para os efeitos aleatórios, também foram estimados modelos com a representação de Kapoor, não apresentados, mas os resultados foram similares àqueles da representação de Baltagi.

TABELA 3
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos no nível da AMC

Variável	Especificações da dependência espacial			
	Sem dependência espacial (1)	Defasagem espacial (2)	Representação de Baltagi (3)	Defasagem espacial e dependência espacial do erro (4)
Log renda <i>per capita</i>	-0,105100***	-0,104850***	-0,106238***	-0,106348***
Log crescimento populacional (n+g+d)	0,024271	0,027144	0,030318*	0,029922
Log educação	0,000949*	0,000908*	0,001230***	0,001387**
Log custo de transporte a São Paulo	0,005549	0,004522	0,006898**	0,008469**
Log densidade populacional	-0,008891***	-0,008674***	-0,007647***	-0,007279***
Variável <i>dummy</i> para a década 1980	-0,009935***	-0,005518***	-0,008591***	-0,014813***
Variável <i>dummy</i> para a década 1991	0,056904***	0,057344***	0,057767***	0,056787***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,045498***	-	-0,061589**
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,183343***	0,270577++
R-quadrado	0,926923	0,927062	0,926889	+++

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%. (+ +) Significa que não houve erro padrão ou *p*-valor relatado, e (+ + +), significa que os resíduos não somam zero e o R-quadrado não foi calculado. O modelo (1), sem dependência espacial, foi estimado utilizando o estimador *within*. Os modelos de defasagem espacial (2) e representação de Baltagi (3) foram estimados por máxima verossimilhança. O modelo (4), incluindo tanto a defasagem espacial quanto dependência espacial do erro, foi estimado usando GMM.

De acordo com os resultados na tabela 3, nota-se que os coeficientes para dependência espacial (λ e ρ) são estatisticamente significantes em todas as especificações com efeitos fixos. As estimativas de ρ parecem mais altas que as estimativas de λ . Quando ambos os parâmetros espaciais são incluídos (modelo 4), o parâmetro de autocorrelação λ fica com sinal negativo. Quando se inclui dependência espacial para os termos de erro (modelos 3 e 4), os custos de transporte para São Paulo tornam-se estatisticamente significantes. Além disso, a análise dos modelos 2, 3 e 4 mostra que taxas mais altas de crescimento econômico no nível da AMC estão positivamente relacionadas a educação e negativamente associadas a renda *per capita* (convergência condicional) e densidade populacional. É importante apontar a significância estatística das *dummies* temporais para as décadas de 1980 e 1990. Notadamente, valores altos de R-quadrados podem ser observados em todas as estimações. Por exemplo, o R-quadrado na coluna 1 (modelo não espacial no nível da AMC) é de 0,9269. Contudo, se as *dummies* temporais são excluídas da regressão, o R-quadrado cai para 0,5720 (não apresentado na tabela 3). Isto significa que a dinâmica temporal tem poder explanatório relevante no caso brasileiro. Tal fato é observado para todas as técnicas de estimação e escalas geográficas.

TABELA 4
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos aleatórios no nível da AMC

Variável	Especificações da dependência espacial			
	Sem dependência espacial (5)	Defasagem espacial (6)	Representação de Baltagi (7)	Defasagem espacial e representação de Baltagi (8)
Intercepto	0,722365***	0,281552***	0,296934***	0,327859***
Log renda <i>per capita</i>	-0,095229***	-0,028705***	-0,029159***	-0,027410***
Log crescimento populacional (n+g+d)	0,067672***	-0,010857	-0,008534	0,001988
Log educação	0,003236***	0,008781***	0,008672***	0,007427***
Log custo de transporte a São Paulo	-0,037963***	-0,012662***	-0,012807***	-0,011622***
Log densidade populacional	-0,000784	-0,000583**	-0,000562**	-0,000441*
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	-0,037403***	-0,077489***	-0,092234***	-0,148397***
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,024934***	-0,014743***	-0,017862***	-0,030344***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,137026***	-	-0,502051***
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,153120***	0,555498***
R-quadrado	0,912423	0,774965	0,804480	0,411778

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%. Os modelos (5), (6), (7) e (8) foram estimados por máxima verossimilhança. Para os modelos (7) e (8), utilizando a representação de Baltagi para a dependência espacial dos componentes de erro, foram estimados modelos equivalentes com a representação de Kapoor e os resultados foram bastante similares.

Da tabela 4, nota-se que os resultados para os modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios são bastante semelhantes. Os modelos de efeitos aleatórios assumem que os efeitos regionais individuais não são correlacionados com os termos de erro, enquanto nos modelos de efeitos fixos esta correlação não precisa ser nula. Para testar se o pressuposto de correlação zero é válido e se, portanto, os resultados dos modelos de efeitos aleatórios são confiáveis, é possível recorrer ao teste de Hausman espacial, discutido em Mutl e Pfaffermayr (2011). Os resultados para o teste de Hausman espacial, considerando um modelo subjacente tanto com defasagem espacial ($\lambda \neq 0$) como com dependência espacial do erro espacial ($\rho \neq 0$), rejeitaram a hipótese nula de que os modelos com efeitos fixos e efeitos aleatórios são equivalentes, com um p-valor menor que 1,0 e -10. Portanto, há evidência a favor de considerar os resultados do modelo de efeitos fixos. Com efeito, Durlauf, Johnson e Temple (2005) notam que a maioria dos estudos de painéis de dados de crescimento empregam estimadores com efeitos fixos (*within group*) em vez de um estimador com efeitos aleatórios.¹⁸ Na seção de discussão, analisam-se e comparam-se os termos dos efeitos fixos nas quatro escalas geográficas sob investigação.

18. Durlauf, Johnson e Temple (2005) explicam que os estimadores padrão de efeitos aleatórios exigem que os efeitos individuais sejam distribuídos de forma independente das variáveis explicativas, e esta exigência é claramente violada por construção por um painel dinâmico, dada a dependência entre o logaritmo da variável dependente no período inicial e os efeitos individuais.

Para se entender melhor as variáveis que afetam o crescimento do município, apresentam-se na tabela 5 os resultados da estimação de um modelo de efeitos fixos, no qual adicionam-se defasagens espaciais das variáveis explicativas (WX) para a lista de variáveis do lado direito. Estima-se o modelo com e sem defasagem espacial. Note-se que o modelo com defasagem espacial (10) é conhecido como SDM. LeSage e Fischer (2008) preferem a especificação SDM, argumentando que a conjunção de circunstâncias plausíveis que podem surgir na modelagem aplicada de regressões de crescimento espacial torna esta especificação uma escolha natural sobre alternativas concorrentes. No entanto, Gibbons e Overman (2012) favorecem o modelo (9). Por motivos de identificação, o modelo contendo ambos (defasagem espacial e dependência espacial do erro espacial) não pôde ser estimado por máxima verossimilhança.¹⁹ Também ocorreu instabilidade numérica quando utilizado o método de momentos generalizado (GMM) para o modelo com ambos os componentes espaciais, porque os instrumentos contêm defasagens espaciais de variáveis independentes, e estas defasagens já estão incluídas nas variáveis do lado direito. Portanto, as especificações da tabela 5 ou contêm um componente espacial no termo de erro ou incluem uma defasagem espacial para a variável dependente.

Note-se que os três modelos estimados na tabela 5 apresentam resultados semelhantes. Maior crescimento econômico dentro de uma AMC é negativamente relacionado à renda *per capita* (convergência condicional) e positivamente associado com o aumento da população e da educação. Além disso, como argumenta Sardadvar (2012), os resultados mostram como níveis de educação mais altos são benéficos para o crescimento econômico, se encontrados dentro da AMC, mas desvantajosos se encontrados em regiões vizinhas ($W^* \log$ educação).²⁰ Os resultados também mostram que o crescimento econômico dentro de uma AMC é positivamente influenciado pelo nível de renda *per capita* dos seus vizinhos ($W^* \log$ da renda *per capita*). Ademais, outros coeficientes de dependência espacial (λ e ρ) apresentam sinais positivos e são estatisticamente significantes.

19. A superparametrização, em termos de componentes espaciais, causou instabilidade numérica no processo de otimização.

20. Sardadvar (2012) desenvolve um modelo de crescimento espacial neoclássico explicando esses resultados.

TABELA 5
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos e defasagens espaciais para as variáveis explicativas no nível da AMC

Variável	Especificações da dependência espacial		
	Modelo espacial cross-regressivo (SLX) (9)	SDM (10)	Representação de Baltagi (SDEM) (11)
Log renda <i>per capita</i>	-0,11501***	-0,11496***	-0,11510***
Log crescimento populacional (n+g+d)	0,04718*	0,04873**	0,04855**
Log educação	0,00133**	0,00130***	0,00147***
Log custo de transporte a São Paulo	0,00489	0,00451	0,00427
Log densidade populacional	-0,00181	-0,00166	-0,00161
W*log renda <i>per capita</i>	0,03485***	0,03608***	0,03392***
W*crescimento populacional (n+g+d)	-0,06679	-0,05918*	-0,05469
W*log educação	-0,00205*	-0,00231**	-0,00186*
W*log custo de transporte a São Paulo	0,01466*	0,01354**	0,01563**
W*log densidade populacional	-0,01222***	-0,01167***	-0,01072***
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	-0,02666***	-0,02011***	-0,02587***
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,04759***	0,04789***	0,04779***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,07444***	-
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,15792***

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%.

5.2 Resultados no nível microrregional

No total, o país é dividido em 522 microrregiões. Os resultados para a estimação de efeitos fixos são apresentados, sem e com defasagens espaciais das variáveis explicativas, nas tabelas 6 e 7, respectivamente. Na tabela 6, somente o coeficiente da renda *per capita* é estatisticamente significante em todas as especificações, indicando processo de convergência condicional no nível microrregional. Além disso, em todas as especificações de dependência espacial, os coeficientes de dependência espacial (λ e ρ) são positivos e estatisticamente significantes.

Na tabela 7, a renda *per capita* é negativamente relacionada com o crescimento, enquanto sua defasagem espacial é positivamente associada ao crescimento, como sugerem os modelos espaciais teóricos de crescimento (por exemplo, López-Bazo, Artís e Vayá, 2004; Ertur e Koch, 2007; Sardadvar, 2012). O sinal positivo da defasagem espacial da renda *per capita* indica que uma microrregião localizada em uma vizinhança relativamente rica tende a ter um crescimento maior de renda *per capita* (tudo mais constante). No modelo de defasagem espacial (10), o crescimento da população promove o crescimento econômico dentro de uma microrregião, mas o crescimento econômico dentro de uma microrregião é negativamente influenciado pelo crescimento

populacional dos seus vizinhos (W^* crescimento da população). Analogamente aos resultados no nível da AMC, as especificações de dependência espacial apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para a dependência espacial (λ e ρ), embora os valores observados no nível microrregional sejam mais altos.

TABELA 6
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos no nível microrregional

Variável	Especificações da dependência espacial			
	Sem dependência espacial (1)	Defasagem espacial (2)	Representação de Baltagi (3)	Defasagem espacial e dependência espacial do erro (4)
Log renda <i>per capita</i>	-0,08506***	-0,075369***	-0,096067***	-0,095525***
Log crescimento populacional (n+g+d)	-0,05162	-0,027045	0,061710*	0,060210
Log educação	0,00389	0,002299	0,002028	0,002161
Log custo de transporte a São Paulo	0,01059*	0,000243	0,000279	0,001400
Log densidade populacional	-0,01324***	-0,010268***	-0,000796	-0,000936
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	-0,02467***	0,005377	-0,019650***	-0,025571**
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,04379***	0,042499***	0,045226***	0,043831***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,395592***	-	-0,054056
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,664554***	0,657960++
R-quadrado	0,96162	0,96773	0,95976	+++

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%. (++) Significa que não houve erro padrão ou *p*-valor relatado, e (++++) significa que os resíduos não somam zero e o R-quadrado não foi calculado. O modelo (1), sem dependência espacial, foi estimado utilizando o estimador *within*. Os modelos de defasagem espacial (2) e representação de Baltagi (3) foram estimados por máxima verossimilhança. O modelo (4), incluindo tanto a defasagem espacial quanto dependência espacial do erro, foi estimado usando GMM.

TABELA 7
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos e defasagens espaciais para as variáveis explicativas no nível da microrregião

Variável	Especificações da dependência espacial		
	Modelo espacial cross-regressivo (SLX) (9)	SDM (10)	Representação de Baltagi (SDEM) (11)
Log renda <i>per capita</i>	-0,09654***	-0,09822***	-0,09565***
Log crescimento populacional (n+g+d)	0,06554	0,08678**	0,06248*
Log educação	0,00229	0,00141	0,00181
Log custo de transporte a São Paulo	-0,00410	-0,00563	-0,00389
Log densidade populacional	0,00133	0,00269	-0,00024
W^* log renda <i>per capita</i>	0,02468***	0,07053***	0,01525**
W^* crescimento populacional (n+g+d)	-0,33368***	-0,17670**	-0,14330
W^* log educação	-0,00003	-0,00045	0,00495
W^* log custo de transporte a São Paulo	0,02379	0,01459	0,02098*
W^* log densidade populacional	-0,03024***	-0,01412***	-0,01478**
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	-0,03042***	-0,01076***	-0,02777***
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,04410***	0,01798***	0,04157***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,61882***	-
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,62415***

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%.

5.3 Resultados no nível mesorregional

Agora são apresentados os resultados utilizando as 134 mesorregiões brasileiras. As tabelas 8 e 9 mostram os resultados para as estimativas de efeitos fixos, sem e com defasagens espaciais para as variáveis explicativas, respectivamente. Na tabela 8, o coeficiente da renda *per capita* é estatisticamente significativo em todas as especificações e indica processo de convergência condicional no nível mesorregional. Além disso, o crescimento econômico é positivamente relacionado com o nível de educação em todas as especificações na tabela 8. Nos modelos (2) e (3), os coeficientes de dependência espacial (λ e ρ) são positivos e estatisticamente significantes. No entanto, quando ambos os componentes espaciais são incluídos na especificação (4), a significância estatística desaparece.

Na tabela 9, os modelos espaciais (10) e (11) mostram que há convergência condicional e que um maior nível educacional é benéfico para o crescimento dentro das mesorregiões. Os coeficientes das defasagens espaciais de densidade populacional são estatisticamente significantes em todas as especificações e mostram que o crescimento econômico dentro de uma mesorregião é negativamente influenciado pela densidade populacional de seus vizinhos ($W * \log$ da densidade populacional). Além disso, as especificações de dependência espacial apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para a dependência espacial (λ e ρ), embora sua magnitude seja menor do que nas estimativas em nível microrregional.

TABELA 8
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos no nível mesorregional

Variável	Especificações da dependência espacial			
	Sem dependência espacial (1)	Defasagem espacial (2)	Representação de Baltagi (3)	Defasagem espacial e dependência espacial do erro (4)
Log renda <i>per capita</i>	-0,07795***	-0,07343***	-0,08412***	-0,08137***
Log crescimento populacional ((n+g+d)	-0,14754	-0,13980*	-0,03165	-0,07946
Log educação	0,01237*	0,01010*	0,01561**	0,01362*
Log custo de transporte a São Paulo	0,01202	0,00554	0,00936	0,00713
Log densidade populacional	-0,01829***	-0,01522***	-0,00599	-0,01009*
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	-0,03101***	-0,00045	-0,02966***	-0,01001
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,03469***	0,03824***	0,03072***	0,03631***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,34579***	-	0,20342
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,50436***	0,30934
R-quadrado	0,97035	0,97368	0,96929	+++

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significativo ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significativo ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significativo ao nível de 5%. (+ +) significa que não houve erro padrão ou p-valor relatado, e (+ + +) significa que os resíduos não somam zero e o R-quadrado não foi calculado. O modelo (1), sem dependência espacial, foi estimado utilizando o estimador *within*. Os modelos de defasagem espacial (2) e representação de Baltagi (3) foram estimados por máxima verossimilhança. O modelo (4), incluindo tanto a defasagem espacial quanto dependência espacial do erro, foi estimado usando GMM.

TABELA 9
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos e defasagens espaciais para as variáveis explicativas no nível mesorregional

Variável	Especificações da dependência espacial		
	Modelo espacial <i>cross-regressivo</i> (SLX) (9)	SDM (10)	Representação de Baltagi (SDEM) (11)
Log renda <i>per capita</i>	-0,08803***	-0,08841***	-0,08685***
Log crescimento populacional (n+g+d)	-0,01846	0,01085	-0,03268
Log educação	0,01214	0,01341*	0,01237*
Log custo de transporte a São Paulo	-0,00010	0,00261	0,00326
Log densidade populacional	-0,00203	0,00062	-0,00364
W*log renda <i>per capita</i>	0,01515	0,04256***	0,00507
W*crescimento populacional (n+g+d)	-0,44103*	-0,28020	-0,34559*
W*log educação	-0,00477	-0,00829	-0,00187
W*log custo de transporte a São Paulo	0,01893	0,00910	0,01534
W*log densidade populacional	-0,04230***	-0,02823***	-0,03636***
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	-0,02632**	-0,01022	-0,01992*
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,04734***	0,03099***	0,05006***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,43106***	-
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,42779***

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%.

5.4 Resultados no nível estadual

As tabelas 10 e 11 trazem os resultados da estimação dos modelos com e sem defasagens espaciais das variáveis explicativas. Da tabela 10 nota-se que as estimativas de crescimento no nível estadual com especificações de dependência espacial mostram fraca evidência de transbordamentos espaciais. De fato, Resende (2013) demonstra que os diagnósticos para autocorrelação espacial nos termos de erro usando estatísticas de Moran I em modelos em painel não espaciais (semelhantes ao da coluna 1 na tabela 10) não são estatisticamente significantes no nível estadual no Brasil. Por essa razão, o coeficiente de dependência espacial (λ) não é estatisticamente significante nas colunas (2) e (4), e a estimativa para ρ é estatisticamente significante apenas ao nível de 5% na coluna (3). Este achado indica que, em nível estadual, o uso de econometria espacial pode não ser necessário, porque a autocorrelação espacial não aparece nos resíduos. Nesse sentido, o modelo (1) é o mais apropriado para investigar os determinantes do crescimento econômico no nível estadual.

No modelo (1), apenas os coeficientes da renda *per capita* e do custo de transporte são estatisticamente significantes. O primeiro sugere convergência condicional no nível estadual e o segundo indica que a redução nos custos de transporte pode ter impacto negativo no crescimento econômico. Enquanto nota, como argumentado por Resende (2013), estes resultados devem ser interpretados com cautela, pois estas estimativas controlam para efeitos fixos, sendo que os custos de transporte já possuem um componente que claramente é fixo (ou seja, a distância entre cada unidade espacial e unidade espacial representada por São Paulo). Portanto, os coeficientes do custo de transporte podem apenas estar captando a parte variável dos custos de transporte (por exemplo, as condições ou qualidade das vias), mostrando que melhorias nas condições da via estão positivamente relacionadas com o crescimento econômico em nível estadual. A tabela 11 também mostra efeitos negligenciáveis dos componentes de dependência espacial (λ e ρ) nas colunas (10) e (11). A seção seguinte apresenta uma discussão dos resultados aqui descritos, comparando os resultados obtidos nas quatro escalas geográficas.

TABELA 10
Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos no nível do estado

Variável	Especificações da dependência espacial			
	Sem dependência espacial (1)	Defasagem espacial (2)	Representação de Baltagi (3)	Defasagem espacial e dependência espacial do erro (4)
Log renda <i>per capita</i>	-0,09311***	-0,09205***	-0,09505***	-0,09280***
Log crescimento populacional (n+g+d)	-0,19468	-0,19199	-0,11385	-0,15366
Log educação	0,02419	0,023889*	0,03543**	0,02848*
Log custo de transporte a São Paulo	0,04676**	0,043943***	0,04254**	0,04101*
Log densidade populacional	-0,01412	-0,01334*	-0,00530	-0,00911
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	-0,00511	0,00054	-0,01167	0,00140
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,05578**	0,05557***	0,04163**	0,05005**
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,07659	-	0,11809
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,27317*	0,12471
R-quadrado	0,97806	0,97818	0,97723	+++

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%. (+ +) significa que não houve erro padrão ou *p*-valor relatado, e (+ + +) significa que os resíduos não somam zero e o R-quadrado não foi calculado. O modelo (1), sem dependência espacial, foi estimado utilizando o estimador *within*. Os modelos de defasagem espacial (2) e representação de Baltagi (3) foram estimados por máxima verossimilhança. O modelo (4), incluindo tanto a defasagem espacial quanto dependência espacial do erro, foi estimado usando GMM.

TABELA 11

Resultados da estimação dos modelos de painel espacial com efeitos fixos e defasagens espaciais para as variáveis explicativas no nível do estado

Variável	Especificações da dependência espacial		
	Modelo espacial <i>cross-regressivo</i> (SLX) (9)	SDM (10)	Representação de Baltagi (SDEM) (11)
Log renda <i>per capita</i>	-0,10120***	-0,10147***	-0,10008***
Log crescimento populacional (n+g+d)	-0,22026	-0,17916	-0,21387
Log educação	0,05089**	0,05269***	0,04753***
Log custo de transporte a São Paulo	0,03582	0,03592	0,03699
Log densidade populacional	-0,00655	-0,00272	-0,00553
W*log renda <i>per capita</i>	0,03042	0,03870	0,02213
W*crescimento populacional (n+g+d)	-0,57569	-0,55927	-0,68470
W*log educação	-0,07804*	-0,07703**	-0,06810**
W*log custo de transporte a São Paulo	0,04382	0,03231	0,04093
W*log densidade populacional	-0,04415	-0,04387*	-0,05021**
Variável <i>dummy</i> para o ano 1980	0,01660	0,01967	0,02060
Variável <i>dummy</i> para o ano 1991	0,11129**	0,09985***	0,11220***
Defasagem espacial para a var. dep. (λ)	-	0,16543	-
Defasagem espacial para componentes de erro (ρ)	-	-	0,17986

Obs.: para o nível de significância das estimativas na tabela, (***) significa estatisticamente significante ao nível de 0,1%, (**) significa estatisticamente significante ao nível de 1% e (*) significa estatisticamente significante ao nível de 5%.

6 DISCUSSÃO

Esta seção discute os resultados das regressões de crescimento econômico estimadas em quatro escalas geográficas (MCAS, microrregiões, mesorregiões e estados) com modelos alternativos de painel espacial controlando para efeitos fixos. Modelos de painel não espacial com efeitos fixos também foram estimados para fins comparativos.

Na seção anterior, nota-se que os coeficientes do log da renda *per capita* inicial são negativos e estatisticamente significantes em todas as estimações e escalas geográficas. Esta correlação negativa entre a taxa de crescimento da renda *per capita* e a renda *per capita* inicial pode sugerir β -convergência condicional; contudo é necessário levar em conta a interpretação dos efeitos fixos neste resultado. Resende (2013) mostra taxa de convergência mais rápida no modelo com efeitos fixos em comparação com a abordagem de dados empilhados MQO (*pooled OLS*).

Observa-se que, quando modelos de dados em painel com efeitos fixos são adotados nas análises de crescimento econômico, cria-se uma ponte entre a economia do desenvolvimento e o empirismo neoclássico de crescimento, porque esta estrutura permite diferenças na função de produção com foco em todos os efeitos fixos tangíveis e intangíveis (por exemplo, características institucionais) que podem entrar em seu respectivo efeito individual (Islam, 1995). Islam (1995) argumenta que diferenças persistentes nos níveis de tecnologia e, por exemplo, instituições são um fator importante na compreensão do crescimento econômico das regiões, porque quando estas variáveis são incluídas nas regressões na forma de efeitos fixos, o processo de convergência ocorre em uma taxa mais rápida.²¹ Assim, melhorias nestes fatores não observados (por exemplo, nos níveis de tecnologia e instituições) podem produzir efeitos positivos sobre o nível de renda da região a longo prazo, incluindo uma maior taxa de crescimento de transição.

Neste estudo, quando analisada a distribuição espacial dos termos de efeito fixo nas quatro escalas geográficas (Figura A.2, apêndice A),²² observou-se uma aglomeração de valores elevados no Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil na escala da AMC, por exemplo. Este fato sugere que os efeitos fixos realmente estão capturando maiores níveis de, por exemplo, tecnologia e instituições nestas regiões, que são as áreas mais desenvolvidas no Brasil, gerando taxas maiores de crescimento no período analisado. No entanto, esta distribuição espacial dos efeitos fixos mostra alguma variação entre as escalas espaciais. Quando se observa o efeito fixo nas AMCs dentro de cada estado, claramente encontra-se esta variabilidade. Por exemplo, pode-se concluir que o estado de São Paulo apresenta um efeito fixo maior – o que pode ser interpretado como boas instituições – que gera taxas de crescimento mais elevadas. No entanto, é necessário ter em mente que, neste mesmo estado, há AMCs (municípios) que apresentam valores para efeitos fixos

21. Islam (1995, p. 1.147) explica a taxa de convergência mais rápida no modelo de efeitos fixos em comparação ao modelo de MQO com dados empilhados, argumentando que na última abordagem (ou no âmbito de uma regressão de corte transversal, isto é, *cross-section*), a variável tecnologia $A(0)$, sendo não observável ou não mensurável, é deixada de fora da equação (ou incorporada ao termo de erro): "[t]his actually creates an omitted variable problem. Since this omitted variable is correlated with the included explanatory variables, it causes the estimates of the coefficients of these variables to be biased. The direction of bias can be assessed from the standard formula for omitted variable bias. The partial correlation between $A(0)$ and the initial value of y (income per capita) is likely to be positive, and the expected sign of the $A(0)$ term in the full regression, (...), is also positive. Thus, the estimated coefficient of $y_{i,t-1}$, is biased upward. (...) This explains why we get lower convergence rates from single cross-section regressions and pooled regressions that ignore correlated individual country effects".

22. Esses efeitos fixos provêm do modelo espacial de Durbin (SDM). A distribuição espacial dos efeitos fixos utilizando outros modelos espaciais é muito semelhante, razão pela qual eles não são apresentados.

tão baixos como AMCs na região Norte (onde se observa a concentração de valores baixos de efeitos fixos). Nesse sentido, a análise deste fenômeno em uma variedade de escalas geográficas proporciona melhor compreensão destes efeitos fixos.

Além disso, é importante notar que a evidência de convergência condicional usando a abordagem de efeitos fixos leva à conclusão de que a hipótese de convergência de clube²³ não pode ser descartada. De fato, há evidências crescentes de que a hipótese de convergência de clube é a correta para o caso brasileiro (Andrade *et al.*, 2004; Laurini, Andrade e Valls, 2005; Coelho e Figueiredo, 2007; Resende, 2011). De nota, Islam (1995) aponta que, em vez de usar o método de dados em painel, outra maneira de controlar as diferenças de tecnologia e instituições é classificar as regiões (ou países) em clubes semelhantes. A análise de clubes de convergência permite diferenças na função de produção agregada entre grupos de regiões. A classificação de regiões em grupos semelhantes (ou clubes) tem sido a abordagem adotada em alguns estudos recentes (Coelho e Figueiredo, 2007; Cravo, 2010; Resende, 2011; Cravo e Resende, 2012). Nesse sentido, os achados com efeitos fixos aqui descritos são consistentes com a hipótese de clubes de convergência para o caso brasileiro. Além disso, a variabilidade dos coeficientes de β -convergência condicional devida à escala geográfica de análise parece pequena utilizando modelos de efeitos fixos. Os coeficientes variam de -0,07343 (tabela 8, coluna 2) no nível mesorregional a -0,11510 (tabela 5, coluna 11) no nível da AMC. Vale a pena notar que as taxas mais elevadas de convergência no nível da AMC sugerem que os municípios são economias mais abertas (Barro, Mankiw e Sala-I-Martin, 1995) do que as regiões mais agregadas, como mesorregiões. Por esta razão, AMCs apresentam taxas mais rápidas de convergência para seu estado estacionário de renda *per capita*.

Agora, destaca-se a análise da variabilidade dos outros coeficientes estimados nas diferentes escalas geográficas. Na maioria dos casos, os coeficientes de crescimento da população foram estatisticamente insignificantes ao nível de 5%. Provavelmente, isto ocorre devido a um equilíbrio entre efeitos compensatórios da fecundidade, mortalidade

23. Ertur, Le Gallo e Baumont (2006, p. 8) destacam que "the concept of club convergence is based on endogenous growth models that are characterized by the possibility of multiple, locally stable, steady state equilibria as in Azariadis and Drazen (1990). Which of these different equilibria an economy will be reaching depends on the range to which its initial conditions belong. In other words, economies converge to one another if their initial conditions are in the 'basin of attraction' of the same steady state equilibrium. When convergence clubs exist, one convergence equation should be estimated per club, corresponding to different regimes".

e migração. O coeficiente de anos de escolaridade média infla conforme se utilizam dados mais agregados. Por exemplo, usando o modelo de defasagem espacial, o coeficiente de anos de escolaridade é 0,000908 no nível da AMC, 0,002299 no nível microrregional, 0,01010 no nível mesorregional e 0,023889 no nível estadual. Isto poderia sugerir a força das interações espaciais entre os indivíduos e as regiões, fenômeno cunhado como efeito “mutlicador social” por Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (2003).

A análise dos resultados dos modelos espaciais revela que os efeitos dos custos de transporte são estatisticamente significantes para o crescimento econômico apenas no nível estadual. Como explicado anteriormente, na abordagem de efeitos fixos, os coeficientes de custo de transporte podem estar captando apenas a parte variável dos custos de transporte (por exemplo, as condições ou qualidade da via). Nesse sentido, pode-se concluir que melhorias nas condições das vias estão positivamente relacionadas com o crescimento econômico no nível estadual.

Em algumas especificações dos modelos em painel espacial, os coeficientes de densidade populacional são negativos e estatisticamente significantes nos níveis da AMC (tabela 3), microrregional (tabela 6) e mesorregional (tabela 8). Estes resultados são contrários ao argumento de que efeitos de aglomeração são benéficos para o crescimento econômico, uma vez que os sinais negativos dos coeficientes de densidade populacional indicam que áreas densamente povoadas são prejudiciais ao crescimento econômico, demonstrando que efeitos de congestionamentos poderiam explicar este efeito negativo para o período analisado (1970-2000). Além disso, é importante destacar que as magnitudes e níveis de significância estatística também variam entre as escalas geográficas. Por exemplo, no nível estadual, a densidade populacional não parece ser um fator importante para o crescimento.

Finalmente, a evidência coletada pelos coeficientes de transbordamentos espaciais mostra que sua magnitude varia de acordo com a escala espacial em análise. Na especificação com defasagem espacial, a defasagem espacial da variável dependente (λ) apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significantes no nível da AMC (0,045498), da microrregião (0,395592) e da mesorregião (0,34579). No entanto, no nível do estado, este coeficiente deixa de ser estatisticamente significativo, sugerindo que transbordamentos espaciais são limitados no espaço, como já constatado em Resende (2011). Além disso, conforme discutido anteriormente, os mecanismos que poderiam explicar as interações espaciais entre as regiões podem estar relacionados com argumentos substantivos ou *nuisance*. Os resultados

sugerem que ambos os mecanismos podem ser a origem das relações espaciais observadas neste exercício empírico. Alguns autores, como LeSage e Fischer (2008), preferem a especificação do SDM sobre alternativas concorrentes. Este modelo pode ser sustentado por um modelo teórico de crescimento espacial, tal como os desenvolvidos por López-Bazo, Artís e Vayá (2004), Ertur e Koch (2007) e Sardadvar (2012). Modelos espaciais de crescimento de Solow, por exemplo, demonstram que transbordamentos regionais da difusão de tecnologia entre as regiões são causados pela dimensão espacial dos investimentos em capital físico e humano (López-Bazo, Artís e Vayá, 2004). No entanto, é importante notar que a correta identificação do modelo empírico espacial mais adequado ainda é uma questão desafiadora a ser tratada pela literatura econométrica espacial.²⁴

7 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi avaliar os resultados das estimativas de crescimento econômico regionais em múltiplas escalas espaciais utilizando modelos de painel espacial. As escalas espaciais analisadas foram AMCs, microrregiões, mesorregiões e estados, no período entre 1970 e 2000. Modelos alternativos de painel espacial com efeitos fixos foram sistematicamente estimados através destas escalas geográficas para demonstrar que os coeficientes estimados mudam com o nível geográfico utilizado.

Os resultados mostram que as conclusões obtidas a partir de regressões de crescimento são dependentes da escolha do nível geográfico analisado. Primeiramente, é importante salientar que os efeitos fixos utilizados nos modelos espaciais permitem diferenças na função de produção agregada com foco em todos os efeitos fixos tangíveis e intangíveis em que se baseia grande parte da discussão da economia do desenvolvimento (Islam, 1995). Pode-se concluir que as melhorias em fatores fixos não observados (por exemplo, os níveis de tecnologia e instituições) produzem efeitos positivos sobre as taxas de crescimento nos quatro níveis espaciais. A distribuição espacial destes termos de efeitos fixos é concentrada no espaço, visto que os termos de efeitos fixos com maior magnitude se concentram nas regiões Sul e Sudeste. Desta forma, a hipótese de convergência clube não pode ser rejeitada, sugerindo que existem diferenças nos processos de convergência entre o Norte e o Sul do Brasil. No entanto, a distribuição espacial dos

24. Ver, por exemplo, Partridge *et al.* (2012) e Gibbons e Overman (2012).

efeitos fixos mostra alguma variação entre escalas espaciais. Vale a pena notar que taxas mais elevadas de convergência no nível de AMCs foram encontradas, sugerindo que os municípios são economias mais abertas do que as regiões mais agregadas.

Este trabalho também mostrou que determinantes do crescimento econômico estimados em diferentes escalas geográficas mudam com o nível geográfico estimado. Na maioria dos casos, usando-se a especificação de defasagem espacial, os coeficientes de crescimento populacional são estatisticamente insignificantes, ao nível de 5%, exceto no nível mesorregional. O coeficiente positivo da “média de anos de escolaridade” torna-se maior quanto mais agregada é a escala espacial utilizada. Além disso, o efeito dos custos de transporte é positivo e estatisticamente significativo para o crescimento econômico em nível estadual, mostrando que a melhoria das condições das estradas está positivamente relacionada com o crescimento econômico apenas em nível estadual. Coeficientes de densidade populacional mostram que áreas de maior densidade populacional são prejudiciais em termo de crescimento econômico, visto que de alguma forma demonstram que os efeitos de congestionamento estão operando nos níveis de AMC e nos níveis microrregional e mesorregional, mas suas magnitudes variam entre as escalas geográficas.

Finalmente, os valores dos coeficientes que mensuram os transbordamentos (*spillovers*) espaciais também variam de acordo com a escala espacial em análise. Em geral, estes coeficientes são estatisticamente significantes no nível de AMC, e nos níveis microrregional e mesorregional; mas, no nível do estado, estes coeficientes já não são estatisticamente significantes, sugerindo que transbordamentos espaciais são limitados no espaço.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, E. *et al.* Convergence clubs among Brazilian municipalities. **Economics letters**, v. 83, p. 179-184, 2004.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Kluwer Academic Publisher, 1988.
- ANSELIN, L.; GALLO, J.; JAYET, H. Spatial panel econometrics. *In*: MÁTYÁS L.; SEVESTRE, P. (Eds.). **The econometrics of panel data, fundamentals and recent developments in theory and practice**. Dordrecht: Kluwer, 2008. p. 627-662.

ARBIA, G.; PETRARCA, F. Effects of MAUP on spatial econometric models. **Letters in spatial and resource sciences**, 4: 173–185, 2011.

ÁVILA, R. P.; MONASTÉRIO, L. M. MAUP e a análise espacial: um estudo de caso para o Rio Grande do Sul. **Análise econômica**, Rio Grande do Sul, n. 26, p. 239-265, 2008.

BAER, W. **A economia brasileira**. São Paulo: Nobel Editora, 2003.

BALDWIN, R.; FORSLID, R. The core-periphery model and endogenous growth: stabilizing and destabilizing integration. **Economica**, 67: 307-324, 2000.

BALDWIN, R. *et al.* **Economic Geography and Public Policy**. Princeton University Press: Princeton, N.J. 2003.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 4th ed. New York: John Wiley & Sons, 2008.

BALTAGI, B. H.; PIROTTE, A. Panel data inference under spatial dependence. **Economic modelling**, v. 27, n. 6, p. 1.368-1.381, 2010.

BALTAGI B. H.; SONG S. H.; KOH, W. Testing panel data regression models with spatial error correlation. **Journal of econometrics**, n. 117, p. 123-150, 2003.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**. 2nd ed. Cambridge: MIT, 2003.

BARRO, R.; MANKIW, G.; SALA-I-MARTIN, X. Capital mobility in neoclassical models of growth. **American economic review**, 85 (1): 103-115, 1995.

BEHRENS, K.; THISSE, J. F. Regional economics: a new economic geography perspective. **Regional science and urban economics**, v. 37, p. 457-465, 2007.

BRIANT, A.; COMBES, P. P.; LAFOURCADE, M. Dots to boxes: do the size and shape of spatial units jeopardize economic geography estimations? **Journal of urban economics**, v. 67, p. 287-302, 2010.

BRUECKNER, J. K. Testing for strategic interaction among local governments: The case of growth controls. **Journal of urban economics**, v. 44, p. 438-467, 1998.

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.

COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios Brasileiros. **Revista brasileira de economia**, v. 61, p. 331-352, 2007.

CONLEY, T. GMM estimation with cross-sectional dependence. **Journal of econometrics**, 92 (1): 1-45, 1999.

CORRADO, L.; FINGLETON, B. Where is the Economics in Spatial Econometrics? **Journal of regional science**, 52 (2): 210-239, 2012.

CRAVO, T. A. SMEs and economic growth in the Brazilian micro-regions. **Papers in regional science**, v. 89, p. 711-734, 2010.

CRAVO, T.; RESENDE, G. M. Economic growth in Brazil: a spatial filtering approach. **The annals of regional science**, 2012.

DA MATA, D. *et al.* Determinants of city growth in Brazil. **Journal of urban economics**, 62: 252-272, 2007.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R. W. Growth econometrics. *In*: AGHION, P.; DURLAUF, S. (Eds.). **Handbook of economic growth**. Cambridge: Elsevier, 2005.

ELHORST, J. P. Spatial panel data models. *In*: FISCHER, M.; GETIS, A. (Eds.). **Handbook of applied spatial analysis**. Berlin; Heidelberg; New York, Springer 2010a. p. 377-407.

_____. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. **Journal of geographical system**, v. 14, p. 5-28, 2012.

ELHORST J. P.; PIRAS G.; ARBIA G. Growth and convergence in a multi-regional model with space-time dynamics. **Geographical analysis**, v. 42, n. 3, p. 338-355, 2010.

ERTUR C.; KOCH, W. Growth, Technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. **Journal of applied econometrics**, v. 22, p. 1.033-1.062, 2007.

ERTUR, C.; LE GALLO, J.; BAUMONT, C. The European regional convergence process, 1980-1995: do spatial regimes and spatial dependence matter? **International regional science review**, 29: 3-34, 2006.

FINGLETON, B. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union. **International regional science review**, v. 22, p. 3-34, 1999.

_____. The empirical performance of the NEG with reference to small areas. **Journal of economic geography**, v. 11, p. 267-279, 2011.

FINGLETON, B.; LÓPEZ-BAZO, E. Empirical growth models with spatial effects. **Papers in regional science**, v. 85, p. 177-198, 2006.

FISCHER, M. A spatial Mankiw–Romer–Weil model: theory and evidence. **Annals of regional science**, v. 47, n. 2, p. 419-436, 2011.

FISCHER, M.; SCHERNGELL, T.; REISMANN, M. Knowledge spillovers and total factor productivity: evidence using a spatial panel data model. **Geographical analysis**, v. 41, n. 2, p. 204-220, 2009.

FOOTE, C. L. **Space and time in macroeconomic panel data**: young workers and state-level unemployment revisited. Federal Reserve Bank of Boston. 2007. (Working Paper, n. 7-10).

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**. Cambridge, Mass.: MIT, 1999.

GAMBOA, O. R. E. The (un)lucky neighbour: differences in export performance across Mexico's states. **Papers in regional science**, v. 89, n. 4, p. 777-799, 2010.

GÉRARD, M.; JAYET, H.; PATY, S. Tax interactions among Belgian municipalities: do interregional differences matter? **Regional science and urban economics**, v. 40, p. 336-342, 2010.

GIBBONS, S.; OVERMAN, H. Mostly pointless spatial econometrics? **Journal of regional science**, v. 52, p. 172-191, 2012.

GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B. I.; SCHEINKMAN, J. A. The social multiplier. **Journal of the European economic association**, v. 1, n. 2-3, p. 345-353, 2003.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Downloads do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. 2011a. Disponível em: <<http://downloads.ibge.gov.br>>. Acesso em: 10 jan. 2011.

_____. **Divisão regional**. 2011b. Disponível em: <http://www.ibge.com.br/home/geociencias/geografia/default_div_int.shtm?c=1>. Acesso em: 10 jan. 2011.

IPEADATA. **Dados macroeconômicos e regionais**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **Quarterly journal of economics**, v. 110, n. 4, p. 1.127-1.170, 1995.

JEANTY, P.; PARTRIDGE, M.; IRWIN, E. Estimation of a spatial simultaneous equation model of population migration and housing price dynamics. **Regional science and urban economics**, v. 40, p. 343-352, 2010.

KAPOOR, M.; KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Panel data model with spatially correlated error components. **Journal of econometrics**, v. 140, n. 1, p. 97-130, 2007.

KELLER, W.; SHIUE, C. H. The origin of spatial interaction. **Journal of econometrics**, 140: 304-332, 2007.

LAFOURCADE, M.; THISSE, J. **New economic geography: a guide to transport analysis**. PSE Working Papers 2008-02, PSE, Ecole normale supérieure, 2008.

LALL, S.V.; SHALIZI, Z. Location and growth in the Brazilian Northeast. **Journal of regional science**, v. 43, p. 663-681, 2003.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; VALLS, P. Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis. **Applied economics**, v. 37, n. 18, p. 2.099-2.118, 2005.

LEE, L.; YU, J. Some recent developments in spatial panel data models. **Regional science and urban economics**, v. 40, p. 255-271, 2010.

LESAGE, J. P. **Spatial econometrics**. 1999. Disponível em: <<http://www.rri.wvu.edu/WebBook/LeSage/spatial/spatial.html>>.

LESAGE, J. P.; FISCHER, M. M. **Spatial growth regressions**: model specification, estimation and interpretation. *Spatial economic analysis*, v. 3, n. 3, p. 275, 2008.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. Spatial econometric modeling of origin-destination flows. **Journal of regional science**, v. 48, p. 941-967, 2008.

LÓPEZ-BAZO, E.; ARTÍS, M.; VAYÁ, E. Regional externalities and growth: evidence from European regions. **Journal of regional science**, v. 44, p. 43-73, 2004.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of monetary economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

MAGRINI, S. Regional (di)convergence. *In*: HENDERSON, J. V.; THISSE, J. F. (Eds.). **Handbook of regional and urban economics**. 1. ed. 2004. v. 4, ch. 62, p. 2.741-2.796.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly journal of economics**, v. 107, p. 407-37, 1992.

MENON, C. The bright side of MAUP: defining new measures of industrial agglomeration. **Papers in regional science**, v. 91, n. 1, p. 3-28, 2012.

MILLO, G.; PIRAS, G. SPLM: Spatial panel data models in r. **Journal of statistical software**, v. 47, n. 1, p. 1-38, 2012.

MUTL, J.; PFAERMAYR, M. The Hausman test in a cliff and ord panel model. **Econometrics journal**, v. 14, p. 48-76, 2011.

OATES, W. E. An essay on fiscal federalism. **Journal of economic literature**. v. 37, p. 1.120-1.149, 1999.

OTTAVIANO, G.; PUGA, D. Agglomeration in the global economy: a survey of the new economic geography. **World economy**. v. 21, p. 707-731, 1998.

OTTAVIANO, G.; PINELLI, D. Market potential and productivity: evidence from Finnish regions. **Regional science and urban economics**. v. 36, p. 636-657, 2006.

OPENSHAW, S.; TAYLOR, P. J. The modifiable areal unit problem. *In*: WRIGLEY, N.; BENNETT, R. (Ed.). **Quantitative geography, a British view**. London: Routledge and Kegan, 1981.

PARTRIDGE, M. D. *et al.* Introduction: whither spatial econometrics? **Journal of regional science**, v. 52, n. 2, p. 167-171, 2012.

RAUCH, J. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities. **Journal of urban economics**. v. 34, n. 3, p. 380-400, 1993.

REIS E. J. *et al.* **O PIB dos municípios brasileiros: metodologia e estimativas, 1970-96.** Brasília: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1.064).

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.

_____. Spatial dimensions of economic growth in Brazil. **ISRN Economics**, v. 2013, p. 1-19, 2013.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. U.S. regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional studies**, v. 33, p. 143-156, 1999.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of political economy**, v. 94, n. 5, p. 1.002-1.037, 1986.

SARDADVAR, S. Growth and disparities in Europe: insights from a spatial growth model. **Papers in regional science**, v. 91, n. 2, p. 257-274, 2012.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly journal of economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.

YAMAMOTO, D. Scales of regional income disparities in the USA, 1955-2003. **Journal of economic geography**, v. 8, p. 79-103, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. **Quarterly journal of economics**, v. 109, p. 465-490, 1994.

BLOOM, D.; CANNING, D.; SEVILLA, J. The effect of health on economic growth: a production function approach. **World development**, v. 32, n. 1, p. 1-13, 2004.

ELHORST, J. P. Dynamic panels with endogenous interaction effects when T is small. **Regional science and urban economics**, v. 40, p. 272-282, 2010b.

FERREIRA, A. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. **Applied economics**, v. 32, p. 479-489, 2000.

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal of economic surveys**, v. 17, p. 309-362, 2003.

MCDONALD, S.; ROBERTS, J. Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow model: A panel data investigation. **Economics letters**, v. 74, p. 271-276, 2002.

MCMILLEN, D. P. Issues in spatial data analysis. **Journal of regional science**, v. 50, n. 1, p. 119-141, 2010.

APÊNDICE

APÊNDICE A

TABELA A.1
Estatísticas descritivas das variáveis

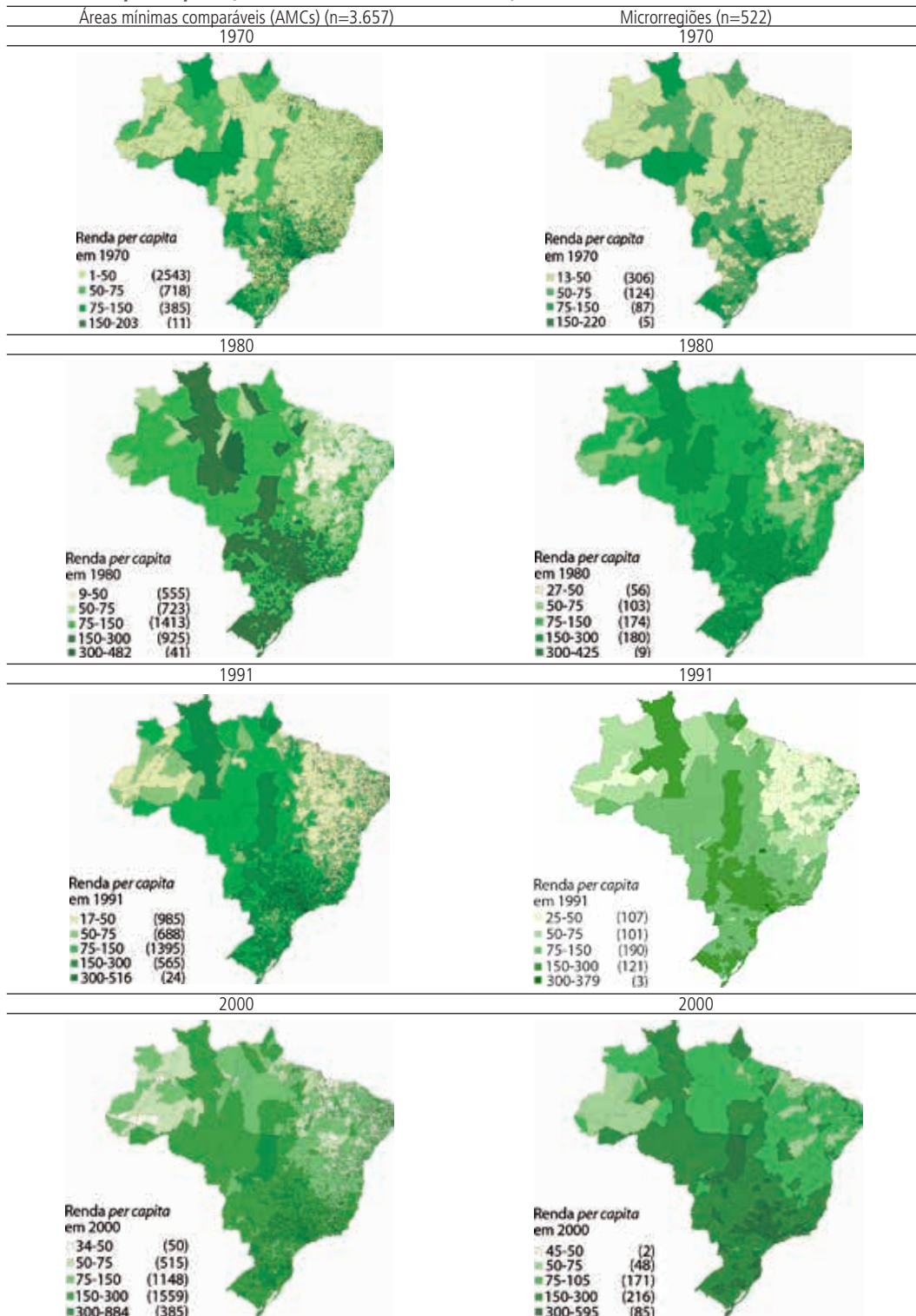
Variáveis	Escalas espaciais	Número de observações	1970-1980				1980-1991				1991-2000			
			Média	Desvio padrão	Mínima	Máxima	Média	Desvio padrão	Mínima	Máxima	Média	Desvio padrão	Mínima	Máxima
	AMCs ¹	3.657	0,0936	0,0296	-0,0938	0,3709	-0,0171	0,0232	-0,1297	0,2190	0,0683	0,0252	-0,1934	0,1991
Taxa de crescimento anual média da renda <i>per capita</i>	Microrregiões	522	0,0915	0,0191	0,0140	0,1437	-0,0154	0,0139	-0,0786	0,0329	0,0658	0,0160	-0,0007	0,1558
	Mesorregiões	134	0,0918	0,0157	0,0474	0,1329	-0,0134	0,0125	-0,0756	0,0163	0,0641	0,0135	0,0118	0,0994
	Estados	27	0,0881	0,0152	0,0474	0,1088	-0,0072	0,0100	-0,0266	0,0143	0,0610	0,0148	0,0118	0,0766
ln (renda <i>per capita</i>)	AMCs ¹	3.657	3,6352	0,5470	0,2718	5,4339	4,5713	0,5883	2,2081	6,1779	4,3834	0,5929	2,8495	6,2442
	Microrregiões	522	3,7752	0,5474	2,5869	5,3925	4,6906	0,5831	3,3085	6,0514	4,5208	0,5824	3,2191	5,9361
	Mesorregiões	134	3,9213	0,5198	2,9627	5,3059	4,8396	0,5394	3,7680	5,9564	4,6918	0,5436	3,7525	5,8522
	Estados	27	4,0589	0,4694	3,2472	5,0440	4,9395	0,4587	4,0932	5,8605	4,8607	0,4365	4,0990	5,8522
ln (anos de escolaridade)	AMCs ¹	3.657	0,1037	1,0204	-46,0517	1,7228	0,5768	0,5863	-2,3026	1,9741	1,0604	0,4404	-0,9163	2,1748
	Microrregiões	522	0,2598	0,6186	-1,3856	1,5137	0,7112	0,5538	-0,8010	1,8083	1,1596	0,4336	-0,1731	2,0015
	Mesorregiões	134	0,4089	0,5659	-0,7391	1,4351	0,8612	0,5018	-0,2137	1,8083	1,2849	0,3910	0,4229	2,0015
	Estados	27	0,5577	0,4207	-0,1039	1,4351	1,0161	0,3474	0,4857	1,8083	1,4194	0,2473	1,0192	2,0015
(n + g + d), Crescimento populacional ²	AMCs ¹	3.657	0,0588	0,0270	-0,1197	0,3220	0,0605	0,0188	-0,0045	0,3084	0,0588	0,0161	-0,0164	0,2162
	Microrregiões	522	0,0681	0,0250	-0,0221	0,3220	0,0662	0,0193	0,0241	0,3084	0,0624	0,0122	0,0189	0,1173
	Mesorregiões	134	0,0743	0,0231	0,0238	0,1986	0,0704	0,0168	0,0382	0,1455	0,0656	0,0112	0,0375	0,1058
	Estados	27	0,0851	0,0281	0,0596	0,1986	0,0775	0,0191	0,0593	0,1420	0,0707	0,0107	0,0581	0,1055
ln (densidade populacional)	AMCs ¹	3.657	3,1207	1,2350	-3,9118	9,0931	3,2086	1,2619	-3,1645	9,3699	3,3244	1,2939	-2,4070	9,4510
	Microrregiões	522	2,8620	1,5324	-3,9118	8,0370	3,0432	1,4799	-3,1584	8,4206	3,2217	1,4391	-1,7551	8,5627
	Mesorregiões	134	2,6716	1,7363	-2,2713	6,8523	2,9145	1,6534	-2,0703	7,2837	3,1393	1,5847	-1,6134	7,4888
	Estados	27	2,2483	1,9078	-1,7278	5,3361	2,5998	1,7710	-1,0676	5,5635	2,9022	1,6299	-0,0560	5,6895
ln (custos de transporte a São Paulo)	AMCs ¹	3.657	7,4927	0,8118	3,0662	9,6175	7,1168	0,8686	2,3026	9,5129	7,0159	0,8657	2,3026	9,3276
	Microrregiões	522	7,6217	0,8696	3,8157	9,6053	7,2534	0,9409	3,8992	9,5005	7,1359	0,9244	3,7987	9,3134
	Mesorregiões	134	7,7099	0,8401	5,1427	9,5446	7,3438	0,9389	4,7374	9,4325	7,2140	0,9143	4,6706	9,2272
	Estados	27	8,0163	0,7670	6,1295	9,2782	7,6797	0,8808	5,4841	9,1287	7,5316	0,8359	5,3315	8,7342

Fonte: IBGE (2011a).
Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Áreas mínimas comparáveis (AMCs).

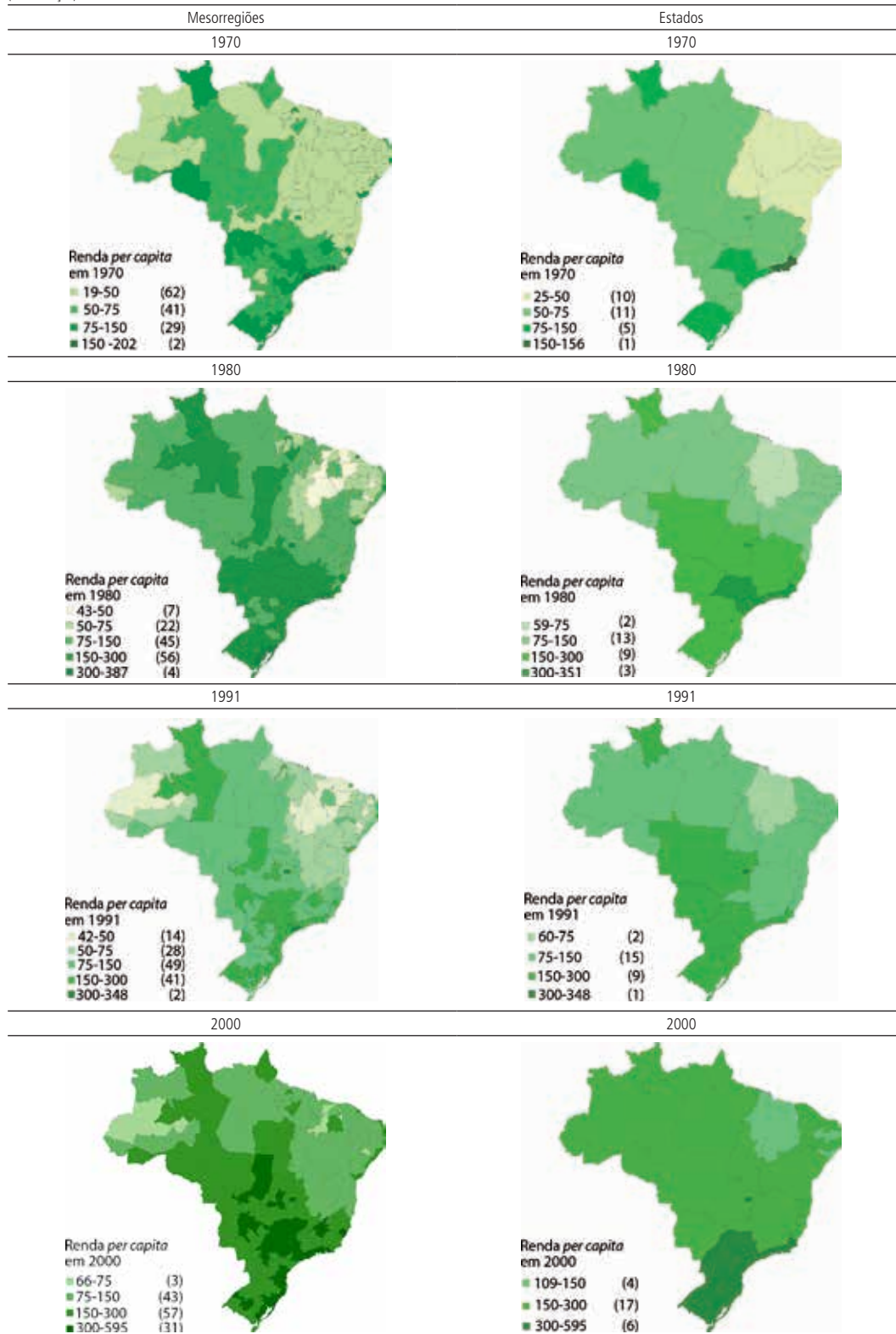
² O crescimento da população (*n*) é ajustado para depreciação (*d*) e crescimento tecnológico (*g*), sob a hipótese usual de que *d* + *g* é igual a 0,05.

FIGURA A.1
Renda *per capita* (em 1970, 1980, 1991 e 2000)



(Continua)

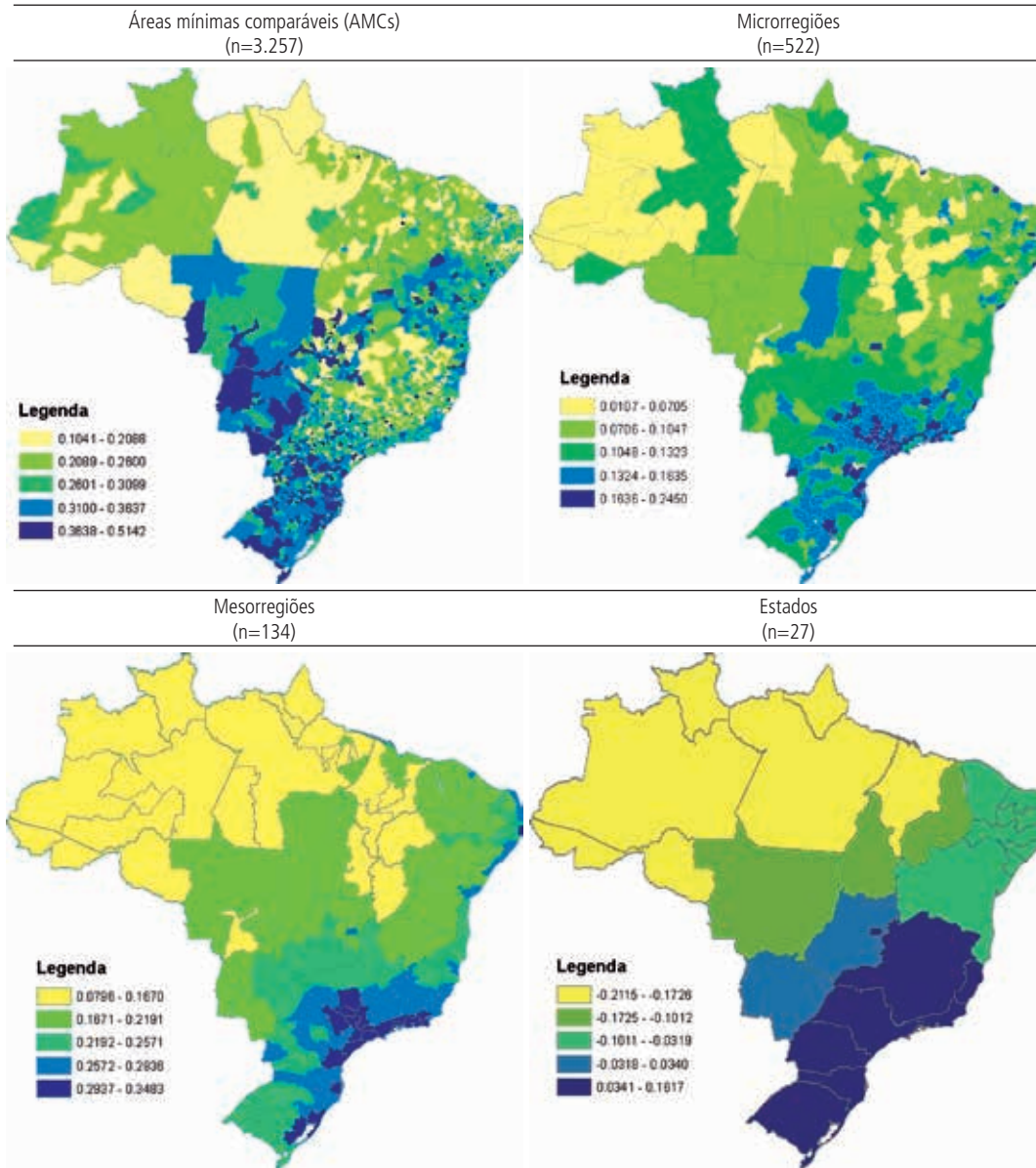
(Continuação)



Fonte: Ipeadata; IBGE (2011b).
 Elaboração dos autores.
 Obs.: renda per capita deflacionada para reais (R\$) de 2000.

FIGURA A.2

Distribuição espacial dos efeitos fixos estimados em quatro escalas espaciais



Obs.: no mapa, os intervalos foram definidos com base em quebras naturais (Jenks *natural breaks*). Os efeitos fixos individuais estimados vêm dos modelos espaciais de Durbin (SDM).

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Andressa Vieira Bueno

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laeticia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Luciana Dias

Marcelo Araújo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração

Aline Rodrigues Lima

Bernar José Vieira

Daniella Silva Nogueira

Daniilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Daniel Alves de Sousa Júnior (estagiário)

Diego André Souza Santos (estagiário)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

