

# **O impacto dos componentes da infraestrutura pública sobre o crescimento das cidades brasileiras: uma análise espacial do período de 1970 a 2010.**

Graziella Magalhães Candido de Castro – FEA-RP / USP.

Rudinei Toneto Jr. – FEA-RP / USP.

## **RESUMO**

Na literatura econômica, há um grande interesse no estudo sobre a dinâmica do crescimento das cidades e os fatores que a influenciam. O acesso à infraestrutura é um dos principais fatores que determinam o desenvolvimento econômico e é considerado um dos maiores entraves para o crescimento econômico do Brasil. Boa infraestrutura pode garantir serviços básicos, bem como externalidades positivas sobre a saúde, meio ambiente, produtividade e possibilidades de investimento. Neste sentido, o presente trabalho procura avaliar o impacto da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico das cidades brasileiras – mensurado por meio do crescimento populacional e salarial – entre os anos de 1970 a 2010. Para tanto, foi utilizada a metodologia econométrica de dados espaciais em painel. Os resultados encontrados mostraram que o acesso à energia elétrica contribui positivamente para o crescimento econômico regional, o acesso a coleta de esgoto possui efeitos positivos sobre o crescimento populacional e acesso ao abastecimento de água apresenta impactos positivos sobre o crescimento do salário per capita.

**Palavras-chave:** Crescimento Econômico Regional, Infraestrutura, Econometria Espacial.

**Classificação JEL:** O18, R11, R15, R53, R58.

## **ABSTRACT**

In economic literature, there is great interest in the study of the dynamics of the growth of cities and the factors influencing it. Access to infrastructure is one of the main factors that determine economic development and is considered one of the greatest obstacles to economic growth in Brazil. Good infrastructure can ensure basic services as well as positive externalities on health, environment, productivity and investment opportunities. In this sense, the present study evaluates the impact of public infrastructure on economic growth of Brazilian cities - measured by the population and wage growth during the period from 1970 to 2010. To this, we used the econometric analysis of panel data with spatial dependence. The results showed that access to electricity contributes positively to regional economic growth, access to sewage has positive effects on population growth and access to water supply has positive impacts on the growth of per capita income.

**Keywords:** Regional Economic Growth, Infrastructure, Spatial Econometrics.

JEL Classification: O18, R11, R15, R53, R58.

# 1 INTRODUÇÃO

Infraestrutura pode ser definida como o conjunto de instalações, equipamentos e serviços, geralmente públicos, que garantem o funcionamento das cidades. Na literatura econômica, há um grande debate a respeito dos efeitos da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico nacional e regional. De acordo com autores como Aschauer (1989) e Munnell (1990), o investimento público em infraestrutura fornece o pilar para a instalação de investimentos privados, bem como afeta positivamente o seu retorno, estimulando mais investimentos e crescimento econômico.

Ao âmbito regional, muitas pesquisas foram desenvolvidas a respeito dos impactos de seus componentes sobre o crescimento econômico. Os resultados dos estudos considerados seminais para este tema, concluíram que alguns dos componentes da infraestrutura, como energia elétrica e sistema de águas e esgoto, possuem grandes efeitos sobre o crescimento econômico, enquanto outros componentes, como prédios de hospitais, possuem efeito pequeno ou não significativo.

Esses resultados empíricos foram verificados em diversas pesquisas para distintos países, principalmente para a economia norte-americana. Para a brasileira, no entanto, os estudos desenvolvidos até o momento não encontraram evidências empíricas sistemáticas dos efeitos positivos da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico das cidades.

Neste contexto, este artigo sugere uma nova metodologia econométrica para a verificação dos efeitos da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico das cidades brasileiras. O modelo teórico desenvolvido neste trabalho é uma generalização do trabalho desenvolvido por Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995). Para a estimação do modelo teórico foi utilizada uma metodologia econométrica recente, capaz de acomodar tanto a heterogeneidade quanto a dependência espacial entre os municípios brasileiros. Este método consiste em modelos de dados em painel com dependência espacial.

Os resultados encontrados permitem afirmar que o acesso à energia elétrica possui efeitos positivos sobre o crescimento econômico regional. Com relação ao acesso ao abastecimento de água, não é possível concluir a direção dos seus efeitos sobre o crescimento populacional, entretanto sobre o crescimento do salário per capita esta apresenta impactos positivos. O acesso à coleta de esgoto contribui positivamente para o crescimento populacional, entretanto apresenta efeitos adversos sobre o crescimento do salário per capita, que podem estar associados a elevação da qualidade de vida na região.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Crescimento econômico regional

Uma vasta literatura tem-se desenvolvido a respeito do crescimento econômico urbano e regional. De forma geral, tentou-se verificar a razão pela qual algumas cidades são ricas e outras pobres; por que algumas cidades estão crescendo, enquanto outras permanecem estagnadas. Esta revisão da literatura buscou sintetizar as principais contribuições para o estudo do crescimento econômico regional ao longo do tempo e, portanto não contemplou estudos que abordaram outros fenômenos regionais a menos que estes estejam relacionados ao crescimento econômico.

Com o surgimento dos modelos neoclássicos de crescimento econômico, no final da década de 1950, cujo principal expoente foi Solow (1956), começaram a ser desenvolvidos estudos sobre o crescimento econômico regional utilizando como base esse arcabouço teórico<sup>1</sup>. Entretanto, o modelo de crescimento neoclássico, tal como foi desenvolvido inicialmente, concebia a suposição de que a economia em estudo fosse fechada e, portanto, não considerava os efeitos dos movimentos dos fatores sobre o crescimento econômico. Dessa forma, os primeiros modelos de crescimento regional alicerçados nas hipóteses neoclássicas de crescimento econômico, desenvolvidos por Borts (1960) e Borts e Stein (1964),

---

<sup>1</sup> Segundo Solow, um aumento da taxa de poupança provoca um efeito em nível sobre o produto por trabalhador, mas não um efeito de crescimento, pois no longo prazo a taxa de crescimento do produto por unidade de mão de obra dependerá apenas do progresso tecnológico exógeno.

buscaram explicar como ocorria o processo de crescimento em áreas de livre mercado, caracterizadas pelo livre comércio e movimento dos fatores sob condições de pleno emprego.

A principal hipótese adotada por Borts (1960) referia-se aos padrões de crescimento regionais, gerados pelas disparidades iniciais nas dotações de recursos. Uma síntese desse modelo pode ser encontrada em Oliveira e Rodrigues Jr. (2011, p. 206),

Seguindo os pressupostos neoclássicos e admitindo que exista conhecimento comum para preço e tecnologia, cada região convergirá para um único equilíbrio, comum a todas as regiões. Fora do estado estacionário, existirão diferenças nas taxas de remuneração dos fatores entre as regiões, se houverem diferenças na razão capital-trabalho. Dada a existência de livre movimento dos fatores de produção entre regiões, o capital se deslocará para regiões com menor relação capital-trabalho e o trabalho migrará para as regiões nas quais essa relação é maior.

Todavia, diversos autores, perceberam que havia diferenciais de longo prazo dos salários reais entre as regiões, sem nenhuma tendência de equalização. Perante esta constatação empírica, Rosen (1979) e Roback (1982) desenvolveram estudos em que buscavam explicar a razão da existência de diferenciais de salários entre as regiões. Os autores assumiram que a livre mobilidade dos fatores criaria um equilíbrio espacial estático, no qual, os níveis de utilidade seriam equalizados no espaço, sendo a migração populacional a principal responsável por conduzir ao equilíbrio espacial. Rosen (1979) desenvolveu um modelo baseado no comportamento dos consumidores para explicar como as características não comercializáveis específicas da região – “amenidades” e “desamenidades” – afetam o diferencial regional dos salários reais. De acordo com o autor, as cidades que exibiam atributos avaliados negativamente (positivamente), como crimes e poluição, deveriam oferecer altos (baixos) salários e baixos (altos) preços dos imóveis para induzir (repelir) os trabalhadores a residirem nessa região.

A ampliação desse modelo foi realizada por Roback (1982), ao incorporar o comportamento das firmas e considerar que as amenidades regionais poderiam afetar a produtividade dessas. Uma vez que os trabalhadores requerem um diferencial compensatório para viver em áreas menos agradáveis, as firmas também devem possuir alguma vantagem produtiva para que possam arcar com os salários mais altos nessas regiões, portanto, ignorar o lado das firmas faz com que o problema de combinação entre consumidores e firmas seja perdido. A principal conclusão empírica da autora foi que os diferenciais regionais nos salários podem ser amplamente explicados pelos atributos locais.

Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) desenvolveram um modelo de crescimento econômico neoclássico com o objetivo de verificar quais são as forças econômicas responsáveis por explicar o crescimento das cidades. Para tanto, os autores adaptaram o modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992) ao âmbito regional, adotando as hipóteses de Borts e Stein (1964), de Rosen (1979) e Roback (1982)<sup>2</sup>.

De acordo com Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995), “as cidades são economias completamente abertas, sem barreiras, com livre mobilidade de capital, trabalho e ideias” (GLAESER, SCHEINKMAN E SHLEIFER, 1995, p. 118), portanto, “diferenças na taxa de crescimento não podem ser justificadas pela taxa de poupança ou dotação exógena de mão de obra” (GLAESER, SCHEINKMAN E SHLEIFER, 1995, p. 119). Dessa forma, “as cidades irão diferir apenas pelo seu nível de produtividade e qualidade de vida” (GLAESER, SCHEINKMAN E SHLEIFER, 1995, p. 119). A principal hipótese assumida pelos autores consiste na consideração de que a renda elevada de determinada cidade possa ser compensada pela baixa qualidade de vida associada à mesma, como criminalidade, preços elevados, engarrafamentos, entre outros. Portanto, a livre mobilidade não conduzirá a equalização dos salários entre as regiões, mas conduzirá a um equilíbrio espacial no qual os níveis de utilidade são igualados.

Assim como Borts e Stein (1964), Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) concluem que a principal mensuração para o crescimento das cidades é a taxa de variação da mão de obra, que captura o quanto as cidades se tornam mais atrativas para os habitantes. O crescimento da renda ao nível regional é uma medida menos direta do crescimento econômico, uma vez que além de capturar o crescimento da produtividade, capta os declínios no índice de qualidade de vida.

Além da revisão da literatura a respeito dos modelos de crescimento econômico regional, faz-se necessário revisar um tema muito frequente nas discussões sobre economia regional, a infraestrutura

---

<sup>2</sup> O estudo de Barro e Sala-i-Martin buscava verificar se existiam forças automáticas que contribuíssem para a convergência da renda entre as nações e se países pobres tendiam a crescer mais rápido que países ricos.

pública. Nesse sentido, a próxima seção abordará os trabalhos que trataram dos efeitos da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico regional.

## 2.2 Crescimento econômico e infraestrutura pública

Apesar do investimento público não garantir que o crescimento econômico regional ocorrerá, os economistas regionais consideram que este é capaz de criar as fundações necessárias para as atividades econômicas e sociais regionais (DENO, 1988)

O estoque de capital público local pode afetar a atividade econômica por meio de alguns canais. O investimento em capital público pode expandir a capacidade produtiva de uma região, tanto pelo aumento dos fatores de produção como pelo aumento da produtividade dos fatores já existentes, além de influenciar as decisões de investimentos privados. Dessa forma, o capital público pode afetar o crescimento econômico diretamente, como insumo no processo de produção, e indiretamente, por meio de seus efeitos sobre a produtividade total dos fatores e sobre os investimentos privados.

Eberts (1986) investigou a relação entre a infraestrutura pública e o crescimento econômico. Os resultados encontrados pelo autor indicaram que os diferenciais de crescimento regional são influenciados pela taxa de crescimento do estoque de capital público, uma vez que o estoque de capital público gera uma contribuição positiva e significativa sobre o produto da manufatura de trinta e oito áreas metropolitanas norte-americanas, de 1958 a 1981.

Buscando verificar o efeito individual de cada componente da infraestrutura pública sobre o produto privado, Deno (1988) desagregou o capital público em estradas, sistema de esgoto e instalações de tratamento e distribuição de água. O autor verificou que os três componentes do capital público possuem efeitos positivos sobre a oferta de produtos da manufatura. O sinal e a magnitude dos coeficientes, principalmente, estradas e esgoto, sugeriram que o investimento público pode ser uma importante ferramenta de política para a promoção do crescimento regional.

Os trabalhos posteriores, principalmente os da década de 1990, possuíam grande interesse em verificar os motivos do declínio da produtividade dos Estados Unidos nos anos de 1970. Aschauer (1989) e Munnell (1990) investigaram o efeito do investimento público sobre a queda da produtividade dos Estados Unidos e concluíram que a mesma foi acelerada pelas taxas declinantes de investimentos em capital público.

Para Aschauer (1989), o “núcleo” da infraestrutura – composto por ruas, estradas, aeroportos, instalações de gás e elétricas, transporte coletivo, sistema de águas e esgoto, possui um grande poder explicativo sobre a produtividade. O coeficiente estimado por esse autor para o “núcleo” da infraestrutura foi de 0,24, fortemente significativo ao nível de 5%. Portanto, os resultados indicaram que o núcleo da infraestrutura é principal responsável pelo aumento da produtividade, enquanto outros componentes da infraestrutura, como prédios de hospitais e de escolas, são insignificantes estatisticamente. Contudo, segundo o autor, é de se esperar que existam significativas defasagens temporais entre a construção das instalações educacionais e seus subsequentes impactos sobre a produtividade.

Munnell (1990) explorou o impacto do capital público sobre o produto e sobre o crescimento do emprego ao âmbito estadual e regional. De acordo com a autora, o investimento público precede a aceleração da atividade econômica e lhe serve como base. Dessa forma, os estados que investiram mais em infraestrutura pública tenderiam a ter maior produto, mais investimento privado e maior crescimento do emprego.

As principais críticas aos estudos a respeito do impacto do capital público sobre o produto podem ser agrupadas em três grupos e referem-se a: i) existência de tendência comum entre o capital público e o produto, gerando resultados espúrios; ii) a relação de causalidade não ocorre do capital público para o produto ou para produtividade, mas sim em outra direção; iii) o grande intervalo dos coeficientes encontrados nos diversos trabalhos tornou os coeficientes suspeitos.

Diversos autores argumentaram que os dados de capital público e produto não são estacionários. Portanto é necessário à remoção dessa tendência, de forma a determinar a verdadeira relação entre o estoque de capital público e o produto. Kao e Chiang (2001) defenderam a estimação do modelo de dados em painel com efeito fixo. De acordo com esses autores, se for incluído o efeito idiossincrático específico

de cada região, em um modelo de dados em painel com efeito fixo, os parâmetros estimados serão consistentes, mesmo se a relação for não cointegrada.

A respeito da segunda crítica, segundo a qual o capital público é endógeno e, portanto a relação de causalidade ocorre da produtividade para o capital público, Fernald (1999) encontrou fortes indícios que contradizem essa crítica. Fernald (1999) investigou a relação de causalidade entre as estradas, maior componente da infraestrutura pública, e a produtividade. Os resultados do autor indicam que a relação de causalidade ocorre do capital público para a produtividade e não o contrário.

Com relação à terceira crítica, que diz respeito ao grande intervalo dos coeficientes estimados em diferentes estudos, Munnell (1992) argumentou que ao contrário de fragilizar os resultados, fornecem maior evidência do impacto positivo do estoque de capital público sobre o produto. Em todos os estudos, o coeficiente estimado do capital público foi positivo e estatisticamente significativo. Ademais, conforme Munnell (1992) não há discrepância entre os coeficientes por esfera governamental, a diferença nas estimativas surge quando a unidade de observação passa da nação para o âmbito estadual.

Se o foco geográfico for limitado, o impacto estimado do capital público torna-se menor. A explicação mais óbvia é que, por causa dos vazamentos, não se pode capturar todo o retorno do investimento em infraestrutura olhando pequenas áreas geográficas (MUNNELL, 1992, p. 193-194).

### 2.3 O caso brasileiro: Crescimento econômico regional e infraestrutura

Nesta seção faz-se uma revisão dos principais trabalhos a respeito do crescimento econômico regional brasileiro, apresentando os resultados a respeito do impacto da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico regional.

Andrade e Serra (1999) buscaram verificar a influência das características estruturais iniciais das cidades médias brasileiras sobre o crescimento econômico regional, no período de 1970 a 1990. Como variável de infraestrutura, Andrade e Serra (1990) utilizaram a razão do pessoal ocupado nas atividades de transportes, comunicação e armazenagem com relação ao pessoal ocupado urbano total. Os resultados apresentaram reversão de sinal ao longo do período analisado. Enquanto no período de 1970 a 1980 o sinal estimado da variável de infraestrutura foi negativo, denotando que as cidades menos dotadas de infraestrutura foram as que cresceram mais, para o período de 1980 a 1990, o coeficiente estimado apresentou sinal oposto, indicando que as cidades com maior infraestrutura foram as que mais cresceram.

Azzoni et al (2000) procuraram verificar se houve convergência absoluta e condicional da renda para os estados brasileiros, além de investigar se as características geográficas afetavam o crescimento das cidades, ao longo do período de 1981 a 1996. Das características geográficas estimadas por Azzoni et al (2000), a mais interessante para este artigo são as variáveis de infraestrutura: acesso à coleta de esgoto, à eletricidade e à coleta de lixo. Em ambos os modelos estimados, a única variável de infraestrutura que se mostrou significativa foi à coleta de lixo, e em todos os casos, seu coeficiente estimado foi positivo.

Chagas e Toneto Jr. (2003) investigaram a existência de convergência condicional e absoluta da renda e os determinantes do crescimento econômico regional para a economia brasileira no período de 1980 a 1991. Para verificar os efeitos da infraestrutura pública sobre o crescimento das cidades brasileira, Chagas e Toneto Jr. (2003) criaram uma *proxy* composta pela taxa de urbanização do município, percentual dos domicílios atendidos com água canalizada, percentual dos domicílios atendidos com rede de esgoto, percentual de domicílios com telefone instalado e percentual de domicílios servidos com energia elétrica. Os resultados encontrados sugeriram que a princípio a infraestrutura previamente existente desempenhou um papel negativo sobre a taxa de crescimento, mas há um ponto de mínimo, a partir do qual, ocorre uma inversão e a infraestrutura passa a desempenhar um papel positivo sobre o crescimento.

Em todos os estudos regionais sobre a economia brasileira discutidos acima, a grande maioria das variáveis de infraestrutura apresentaram coeficiente estimado negativo, indicando que a infraestrutura pública possui um efeito adverso sobre o crescimento econômico das cidades brasileiras. Esses resultados divergem fortemente dos resultados encontrados para os outros países. Diante desse contexto, este artigo busca investigar o impacto da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico regional, utilizando

uma metodologia econométrica mais avançada, econometria espacial, e uma série de dados com maior corte temporal.

### 3 MODELO

Nos modelos de crescimento econômico regional, ao contrário dos modelos ao nível nacional, as diferenças nas taxas de crescimento urbano não podem ser explicadas por diferenças nas taxas de poupança ou nas dotações exógenas de trabalho entre as regiões, já que há livre mobilidade dos fatores de produção. Portanto, segundo Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995), quando se considera o nível político-administrativo das cidades, cujas economias são separadas, abertas e nas quais é livre a mobilidade do capital e do trabalho, os principais fatores que explicam as diferentes taxas de crescimento das cidades são a taxa de produtividade e o índice de qualidade de vida nas regiões.

Para a construção deste modelo admite-se que todas as regiões produzam um único e similar produto final, utilizando para isso a mesma função de produção. Ademais, supõe-se que a oferta de trabalho total é fixa, portanto a única forma de uma região empregar mais trabalho será por meio da migração de outras regiões. O mercado é regido por concorrência perfeita e não existe custo de transporte entre as regiões, dessa forma, o preço dos produtos é regionalmente uniforme.

Como todas as regiões produzem o mesmo produto final utilizando a mesma função de produção, o produto total da cidade  $i$  no período  $t$  é uma função dos fatores de produção existentes na cidade:

$$Y_{i,t} = (A_{i,t}L_{i,t})^{1-\alpha}K_{i,t}^\alpha G_{i,t}^\beta \quad (1)$$

Em que,  $A_{i,t}$  representa o nível de produtividade da cidade  $i$  no período  $t$ ,  $L_{i,t}$  denota a quantidade de mão-de-obra disponível na cidade  $i$  no instante  $t$ ,  $K_{i,t}$  é o estoque de capital privado existente na cidade  $i$  no período  $t$ ,  $G_{i,t}$  é o estoque de capital público disponível na cidade  $i$  no instante  $t$ .

O estoque de capital público da cidade  $i$  no período  $t$ ,  $G_{i,t}$ , é fruto da acumulação dos fluxos de investimentos públicos em capital,  $I_{i,t}^k$ , excluída a depreciação do capital. Admite-se que governo investe toda a sua arrecadação tributária incidente sobre a remuneração do capital privado em capital público,  $I_{i,t}^k(T) = \tau r K_T$ , em que  $T = t - \Delta$ .

$$G_{i,t}(T) = \int_0^\infty (I_{i,t}^k(T) - \delta G_{i,t}(T)) dT \quad (2)$$

De acordo com o Teorema de Euler, juntamente com a hipótese de concorrência perfeita, a renda é destinada integralmente para remunerar os fatores de produção. Sendo assim, não é possível que todos os fatores sejam remunerados com o seu produto marginal. Portanto, considera-se que o capital público não receba nenhuma compensação, a não ser a receita auferida pelo pagamento dos impostos por parte das firmas,  $\tau_{i,t}K_{i,t}$

Sob o regime de concorrência perfeita, o único objetivo das firmas da cidade  $i$  será a maximização de seu fluxo de lucros intertemporal, o que equivale a maximizar o seu lucro presente:

$$\max_{K,L} \pi_{i,t} = [f(A_{i,t}, K_{i,t}, L_{i,t}, G_{i,t}) - w_{i,t}L_{i,t} - (r(1 - \tau_{i,t}) + \delta)K_{i,t}] \quad (3)$$

Das condições de primeira ordem da maximização de lucro das firmas, conclui-se que os fatores de produção – capital privado e trabalho – recebem como remuneração a sua produtividade marginal. Por conseguinte, o salário do migrante potencial será igual à produtividade marginal do trabalho:

$$w_{i,t} = (1 - \alpha)A_{i,t}^{1-\alpha}L_{i,t}^{-\alpha}K_{i,t}^\alpha G_{i,t}^\beta \quad (4)$$

$$r_{i,t} = \frac{(1 - \alpha)(A_{i,t}L_{i,t})^{1-\alpha}K_{i,t}^{\alpha-1}G_{i,t}^\beta - \delta}{(1 - \tau_{i,t})} \quad (5)$$

Perante a decisão do local de moradia, além da remuneração do trabalho em cada região, os indivíduos levam em consideração a qualidade de vida nessas regiões, representada pelo índice de qualidade de vida,  $V_{i,t}$ . O índice de qualidade de vida na cidade  $i$  decresce com o tamanho de sua

população, e captura, através de  $Q_{i,t}$ , um grande conjunto de fatores que afetam a qualidade de vida, como criminalidade, custo de vida, poluição, congestionamento de trânsito, entre outros. Portanto, a utilidade total do migrante potencial para a cidade  $i$  relaciona o salário recebido pelos trabalhadores nessa cidade com o seu índice de qualidade de vida:

$$V_{i,t} = Q_{i,t}(L_{i,t})^{-\sigma} \quad (6)$$

$$U_{i,t} = w_{i,t} \cdot V_{i,t} \quad (7)$$

A livre mobilidade do trabalho conduzirá ao equilíbrio espacial entre as cidades, que ocorre quando o nível de utilidade equalizar-se espacialmente entre todos os indivíduos em todas as regiões, igualando-se ao nível de utilidade da cidade média,  $U_t$ . Ao longo do tempo, os fatores responsáveis pela variação da utilidade da cidade média são a variação da produtividade, a taxa de crescimento do capital privado, da força de trabalho, do capital público e da qualidade de vida.

Assume-se que as variações na produtividade, no capital privado, no capital público e na qualidade de vida sejam influenciadas pelas características iniciais específicas de cada cidade, que são descritas pelas equações abaixo:

$$\ln\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) = \vec{a}'_{i,t}\vec{\gamma}_A + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$\ln\left(\frac{K_{i,t+1}}{K_{i,t}}\right) = \vec{k}'_{i,t}\vec{\gamma}_K + \xi_{i,t} \quad (9)$$

$$\ln\left(\frac{G_{i,t+1}}{G_{i,t}}\right) = \vec{g}'_{i,t}\vec{\gamma}_G + \varsigma_{i,t} \quad (10)$$

$$\ln\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) = \vec{q}'_{i,t}\vec{\gamma}_Q + \zeta_{i,t} \quad (11)$$

Em que  $\vec{a}_{i,t}$ ,  $\vec{k}_{i,t}$ ,  $\vec{g}_{i,t}$ ,  $\vec{q}_{i,t}$  são os vetores de variáveis características da cidade  $i$  no instante  $t$ , que influenciam, respectivamente, o crescimento do nível de produtividade, do estoque de capital privado, do estoque de capital público e da qualidade de vida na região  $i$ .

$$\ln\left(\frac{U_{t+1}}{U_t}\right) = (1 - \alpha)[\vec{a}'_{i,t}\vec{\gamma}_A + \varepsilon_{i,t}] + \alpha[\vec{k}'_{i,t}\vec{\gamma}_K + \xi_{i,t}] + \beta[\vec{g}'_{i,t}\vec{\gamma}_G + \varsigma_{i,t}] + [\vec{q}'_{i,t}\vec{\gamma}_Q + \zeta_{i,t}] - (\sigma + \alpha) \ln\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) \quad (12)$$

Enquanto nos modelos de crescimento econômico ao nível das nações, o crescimento da renda é a melhor forma de mensurar o crescimento da produtividade, ao nível das cidades, no qual é livre a mobilidade da mão-de-obra, o crescimento populacional é a maneira mais direta de capturar o quanto as cidades estão crescendo e tornando-se atrativas para a moradia e mercado de trabalho (GLAESER, SCHEINKMAN e SHLEIFER, 1995, p. 121). Dessa forma, resolvendo a equação ((12)) para a variação da mão de obra, tem-se:

$$\ln\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = \begin{bmatrix} \vec{a}_{i,t} \\ \vec{k}_{i,t} \\ \vec{g}_{i,t} \\ \vec{q}_{i,t} \end{bmatrix}' \cdot \begin{bmatrix} \vec{\mu} \\ \vec{\chi} \\ \vec{\eta} \\ \vec{\theta} \end{bmatrix} \cdot [1 \quad 1 \quad 1 \quad 1] + \varpi_{i,t} \quad (13)$$

Em que:

$$\vec{\mu} = \frac{(1-\alpha)\vec{\gamma}_A}{(\sigma+\alpha)}, \quad \vec{\chi} = \frac{\alpha\vec{\gamma}_K}{(\sigma+\alpha)}, \quad \vec{\eta} = \frac{\beta\vec{\gamma}_G}{(\sigma+\alpha)}, \quad \vec{\theta} = \frac{\vec{\gamma}_Q}{(\sigma+\alpha)} \text{ e } \varpi_{i,t} = \frac{(1-\alpha)}{(\sigma+\alpha)} \varepsilon_{i,t} + \frac{\alpha}{(\sigma+\alpha)} \xi_{i,t} + \frac{\beta\varsigma_{i,t}}{(\sigma+\alpha)} + \frac{\zeta_{i,t}}{(\sigma+\alpha)} - \frac{1}{(\sigma+\alpha)} \ln\left(\frac{U_{t+1}}{U_t}\right)$$

A equação ((13) descreve como as variáveis características de cada região afetam o crescimento da mão-de-obra por meio de seus efeitos sobre o crescimento da produtividade, do capital privado, do capital público e da qualidade de vida. Portanto, os vetores  $\vec{\mu}$ ,  $\vec{\chi}$ ,  $\vec{\eta}$  e  $\vec{\theta}$ , mensuram o efeito indireto das variáveis que afetam o crescimento da produtividade, do capital privado, do capital público e da qualidade de vida sobre o crescimento da mão de obra. O termo de erro composto e não correlacionado com as variáveis características da cidade  $i$  no período  $t$  é dado por  $\varpi_{i,t}$ .

O crescimento da renda na cidade  $i$  neste artigo será representado pela taxa de crescimento dos salários, pois acredita-se que essa seja uma variável mais adequada para renda regional<sup>3</sup>.

$$\ln\left(\frac{w_{i,t+1}}{w_{i,t}}\right) = \alpha \ln\left(\frac{K_{i,t+1}}{K_{i,t}}\right) + (1 - \alpha) \ln\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) - \alpha \ln\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) + \beta \ln\left(\frac{G_{i,t+1}}{G_{i,t}}\right) \quad (14)$$

Inserindo ((8), ((9), ((10) e ((11) em ((14), obtém-se:

$$\ln\left(\frac{w_{i,t+1}}{w_{i,t}}\right) = \begin{bmatrix} \vec{k}_{i,t} \\ \vec{a}_{i,t} \\ \vec{g}_{i,t} \\ \vec{q}_{i,t} \end{bmatrix}' \cdot \begin{bmatrix} \vec{\delta} \\ \vec{\lambda} \\ \vec{\varphi} \\ \vec{\psi} \end{bmatrix} \cdot [1 \quad 1 \quad 1 \quad 1] + v_{i,t} \quad (15)$$

Em que:

$$\vec{\delta} = \frac{(\sigma\alpha)\overline{YK}}{(\alpha+\sigma)}, \quad \vec{\lambda} = \frac{[\sigma(1-\alpha)]\overline{YA}}{(\alpha+\sigma)}, \quad \vec{\varphi} = \frac{(\sigma\beta)\overline{YG}}{(\alpha+\sigma)}, \quad \vec{\psi} = -\frac{\alpha\overline{YQ}}{(\alpha+\sigma)} \text{ e } v_{i,t} = \alpha\xi_{i,t} + (1 - \alpha)\varepsilon_{i,t} + \beta\zeta_{i,t} - \alpha\varpi_{i,t}$$

O efeito das variáveis características de cada região sobre o crescimento dos salários pode ser verificado por meio da equação ((15). Os vetores de coeficientes  $\vec{\delta}$ ,  $\vec{\lambda}$ ,  $\vec{\varphi}$  e  $\vec{\psi}$  mensuram o efeito indireto das variáveis características das cidades sobre o crescimento dos salários, por meio de seus efeitos sobre crescimento da produtividade, do capital privado, do capital público e da qualidade de vida. O termo de erro composto e não correlacionado com as variáveis características da cidade  $i$  no período  $t$  é dado por  $v_{i,t}$ .

#### 4 METODOLOGIA

Os municípios brasileiros são suscetíveis a diversas formas de interações entre si, portanto, é de se esperar que existam efeitos espaciais entre estes. Por essa razão, faz-se necessário a utilização de métodos econométricos que incorporem a influência da configuração espacial, a fim de estimar apropriadamente o impacto das variáveis independentes sobre as variáveis de interesse das regiões. Os efeitos espaciais podem ser separados em dois tipos: dependência espacial e heterogeneidade espacial.

A dependência espacial ocorre em virtude da influência simultânea e multidirecional que as regiões exercem umas sobre as outras. O segundo tipo de efeito espacial, denominado heterogeneidade espacial, ocorre em consequência da ampla evidência da ausência de estabilidade estrutural dos dados espaciais, o que significa diferentes respostas para distintas regiões, resultando em formas funcionais e parâmetros variantes no espaço.

Neste artigo optou-se pela estimação do modelo de dados espaciais em painel, uma vez que este é capaz de controlar os dois tipos de efeitos espaciais. O modelo convencional de dados em painel também é capaz de acomodar a heterogeneidade espacial por meio da inclusão de uma variável idiosincrática específica de cada região e invariante no tempo. Entretanto, o mesmo necessita de adaptação para considerar a existência da dependência espacial entre as observações. Com esse objetivo, surgiram os modelos de painel de dados espaciais, cuja principal característica é permitir a dependência espacial entre

<sup>3</sup> A utilização dos salários como *proxy* para o crescimento da renda deve-se a dificuldade da verificação da região de origem da renda do capital.



as regiões, por meio da inclusão de diversos tipos de dependência espacial no modelo. A forma geral do modelo de dados espaciais em painel é dada pela equação ((16):<sup>4</sup>

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \alpha \mathbf{i}_n + \boldsymbol{\mu} + \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}_1 \mathbf{X}_t \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\xi}_t \\ \boldsymbol{\xi}_t &= \lambda \mathbf{W}_2 \boldsymbol{\xi}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \end{aligned} \quad (16)$$

Em que  $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$  é o vetor composto pelas variáveis idiossincráticas específicas de cada região e invariante no tempo, que afetam a variável dependente, mas são de difícil observação;  $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$  é o vetor das variáveis dependentes;  $\mathbf{W}_1 \mathbf{y}_t$  denota o efeito da interação da variável dependente de uma região com a de seus vizinhos;  $\mathbf{X}_t = (\mathbf{X}'_{1t}, \dots, \mathbf{X}'_{nt})'$  é a matriz composta pelos vetores empilhados das variáveis explicativas exógenas de cada região,  $\mathbf{W}_1 \mathbf{X}_t = (\mathbf{W}_1 \mathbf{X}'_{1t}, \dots, \mathbf{W}_1 \mathbf{X}'_{nt})'$  representa as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente,  $\boldsymbol{\xi}_t = (\xi_{1t}, \dots, \xi_{nt})'$  é o vetor empilhado do termo de erro autocorrelacionado espacialmente,  $\mathbf{W}_2 \boldsymbol{\xi}_t$  representa a defasagem espacial do termo de erro,  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$  é o vetor empilhado dos termos de erro aleatórios independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância  $\sigma^2 I_n$ ,  $\rho$  é o coeficiente autorregressivo espacial e  $\lambda$  é conhecido como parâmetro de erro autorregressivo espacial. O intercepto  $\alpha$  só poderá ser estimado sob a condição de que  $\sum_i \mu_i = 0$ .

Assim como no modelo de painel de dados convencional, no de dados espaciais em painel existem duas formas de especificação da variável idiossincrática de cada região, conduzindo a duas variantes: o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios. Entretanto, quando se trabalha com toda a população de regiões, o modelo de efeitos aleatórios não é apropriado (Beenstock, Felsenstein, 2006 apud Almeida, 2012). Portanto, neste artigo será abordado apenas o modelo de efeitos fixos, uma vez que a base de dados utilizada é composta por toda população de regiões.

O modelo de efeito fixo considera que a variável idiossincrática de cada região é não observável, invariante no tempo e potencialmente correlacionada com as variáveis explicativas, nesse caso,  $E(\mu_i / \mathbf{x}_{it})$  pode ser qualquer função de  $\mathbf{x}_{it}$ . Essa formulação permite que as diferenças não observáveis entre as unidades de interesse sejam capturadas pelos diferentes termos constantes.

A literatura de econometria espacial sugere dois métodos para estimação dos modelos com interação espacial: a estimação por Máxima Verossimilhança e a estimação por Variáveis Instrumentais (IV) ou Método Generalizado dos Momentos (GMM). Apesar do método de estimação por Variáveis Instrumentais ou Método Generalizado dos Momentos ser consolidado para modelos cross-sections, para o caso de dados espaciais em painel, os estudos são ainda escassos, portanto, os modelos deste artigo serão estimados por Máxima Verossimilhança.

Os modelos de efeito fixo com diferentes formas de dependência espacial serão apresentados abaixo.

i. Modelo de efeito fixo com defasagem espacial (SAR)

O modelo de efeito fixo com defasagem espacial da variável dependente assume a seguinte forma:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \rho \mathbf{W} \mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\xi}_t \quad (17)$$

Em razão da endogeneidade da variável dependente autocorrelacionada espacialmente, o modelo não poderá ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários. Uma das formas de superar esse problema é por meio da estimação pelo método da Máxima Verossimilhança. O procedimento de estimação por Máxima Verossimilhança do modelo de efeitos fixos com defasagem espacial da variável dependente foi desenvolvido por Elhorst (2003 e 2010). A função log-verossimilhança assumindo que os efeitos espaciais são fixos e que há autocorrelação espacial da variável dependente assume a seguinte forma:

<sup>4</sup> Na equação ((16), os dados estão empilhados por unidade em corte transversal.

$$\begin{aligned}
\log L(\boldsymbol{\mu}, \rho, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2) &= \frac{-NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W}| \\
&\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left( y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} - \mu_i \right)^2
\end{aligned} \tag{18}$$

O estimador do efeito espacial não observável,  $\hat{\mu}_i$ , pode ser encontrado a partir da maximização da função log-verossimilhança com respeito à  $\mu_i$ :

$$\hat{\mu}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} \right), i = 1, \dots, N \tag{19}$$

Substituindo a solução de  $\mu_i$  na função log-verossimilhança obtém-se a função de log-verossimilhança concentrada com respeito à  $\boldsymbol{\beta}, \rho$  e  $\sigma^2$ :

$$\log L = \frac{-NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W}| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left( y_{it}^* - \rho \left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \right]^* - \mathbf{x}_{it}^* \boldsymbol{\beta} \right)^2 \tag{20}$$

Em que as variáveis com asterisco representam o desvio das variáveis originais de suas médias temporais (“demeaned”):

$$\begin{aligned}
y_{it}^* &= y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \\
\mathbf{x}_{it}^* &= \mathbf{x}_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \\
\left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \right]^* &= \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}
\end{aligned}$$

A abordagem descrita acima equivale ao procedimento de eliminação do efeito espacial fixo antes da estimação por meio da utilização do operador de desvio da média no tempo  $(Q = I_{NT} - \frac{1}{T} i_T i_T' \otimes I_N)$ . Esse procedimento possui a vantagem de evitar o problema do parâmetro incidental, e somente poderá ser utilizado se a matriz  $\mathbf{Q}$  puder ser substituída por sua inversa generalizada<sup>5</sup>. A estimação desse modelo também é realizada por Máxima Verossimilhança em virtude da endogeneidade remanescente da variável dependente defasada espacialmente.

Lee e Yu (2010) provaram que a abordagem desenvolvida por Elhorst (2003 e 2010) fornecerá estimativa inconsistente do parâmetro de variância se N for grande e T pequeno. Por isso, propuseram o seguinte procedimento de correção do viés da variância obtida pela estimação desenvolvida acima.

<sup>5</sup>  $Q^+$  é chamada de inversa generalizada (Moore-Penrose) de Q se ela satisfizer as seguintes condições:

1.  $Q \times Q^+ \times Q = Q$
2.  $Q^+ \times Q \times Q^+ = Q^+$
3.  $(Q^+ Q)' = Q^+ Q$
4.  $(Q Q^+)' = Q Q^+$

$$\hat{\sigma}_{CV}^2 = \frac{T}{T-1} \hat{\sigma}^2 \quad (21)$$

ii. Modelo de efeito fixo com erro autorregressivo espacial (SEM)

O modelo tradicional de efeitos fixos estendido para incorporar a autocorrelação espacial do termo de erro pode ser especificado como:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + X_t \beta + \xi_t \\ \xi_t &= \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (22)$$

A função de log-verossimilhança desse modelo é dada por:

$$\begin{aligned} \log L(\beta, \lambda, \sigma^2) &= \frac{-NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log|I_N - \lambda W| \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left\{ y_{it}^* - \lambda \left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \right]^* - \left( x_{it}^* - \lambda \left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt} \right]^* \right) \beta \right\} \end{aligned} \quad (23)$$

Dado  $\lambda$ , o estimador de máxima verossimilhança de  $\beta$  e  $\sigma^2$  pode ser resolvido por meio das condições de primeira ordem:

$$\hat{\beta} = \left( [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]' [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*] \right)^{-1} [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]' [Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^*] \quad (24)$$

$$\widehat{\sigma^2} = \frac{\epsilon(\lambda)' \epsilon(\lambda)}{NT} \quad (25)$$

Em que  $\epsilon(\lambda) = Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^* - [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]\beta$ .

A função log-verossimilhança concentrada em  $\lambda$  é descrita pela equação ((26), dado  $\beta$  e  $\sigma^2$ ). A condição de primeira ordem com relação a  $\lambda$  fornece o estimador desse parâmetro.

$$\log L(\lambda) = \frac{-NT}{2} \log[\epsilon(\lambda)' \epsilon(\lambda)] + T \log|I_N - \lambda W| \quad (26)$$

Para estimar ambos os parâmetros pode-se utilizar um procedimento iterativo, no qual o conjunto de parâmetros  $\beta$  e  $\sigma^2$  e o parâmetro  $\lambda$  são estimados alternativamente até a convergência ocorrer.

## 5 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste artigo foi extraída dos Censos Demográficos realizados a cada dez anos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os microdados amostrais de domicílios permitiram calcular os índices de acesso à infraestrutura, cujo valor é dado pelo percentual de domicílios com acesso aos serviços básicos. Essas variáveis foram utilizadas como *proxies* para a infraestrutura instalada nos municípios brasileiros. Para o cálculo da variável depende do modelo foram utilizados os rendimentos das pessoas que possuem vínculo empregatício com ou sem carteira assinada em sua ocupação principal, extraída dos microdados da amostra de pessoas.

Diversos estudos ressaltam a importância do capital humano para o crescimento econômico regional. Portanto, optou-se por utilizar uma variável educacional para controlar os efeitos dos diferentes níveis de educação sobre o crescimento econômico regional. A variável educacional de controle utilizada neste artigo foi o percentual de pessoas com ensino médio completo, superior completo e incompleto, especialização, mestrado e doutorado, doravante denominada de variável “educação”.

Durante os anos de 1970 a 2010, foi perceptível o grande processo de emancipação dos distritos, elevando-se à categoria de municípios. A Tabela 1 mostra a quantidade de municípios por região geográfica ao longo do tempo. O forte processo de emancipação dos distritos ao longo do tempo, desmembrando-se de um ou mais municípios, gera uma complexa dificuldade aos estudos com dados longitudinais ao nível municipal. Em geral, existem algumas formas amplamente utilizadas na literatura para lidar com esse problema: i) considerar apenas os municípios existentes no período inicial, desconsiderando-se os municípios que se originaram a partir destes; ii) acompanhar apenas os municípios que não sofreram perda territorial ao longo do tempo do estudo; iii) agregar os municípios por área mínima de comparação (AMC), de forma que as áreas sejam as mesmas ao longo do tempo; iv) aplicar os Polígonos de Voronoi, que determinam as AMCs com base nas áreas de influência que cada município gerador tem sobre os novos municípios, sem a limitação das divisões políticas.

A metodologia de Áreas Mínimas de Comparação foi adotada neste artigo para contornar o problema das emancipações. A opção pela utilização de AMCs deve-se a esta ser a forma mais utilizada na literatura, tornando os resultados deste estudo mais comparáveis.

**Tabela 1 - Distribuição dos municípios brasileiros e AMCs por região geográfica**

<b>Ano / Região</b>	<b>1970</b>	<b>1980</b>	<b>1991</b>	<b>2000</b>	<b>2010</b>	<b>AMC 1970 -2010</b>
<b>Brasil</b>	3.952	3.991	4.491	5.507	5.565	3.652
<b>Região Norte</b>	195	203	298	449	449	143
<b>Região Nordeste</b>	1.376	1.375	1.509	1.787	1.794	1.298
<b>Região Sudeste</b>	1.410	1.410	1.432	1.666	1.668	1.401
<b>Região Sul</b>	717	719	873	1.159	1.188	588
<b>Região Centro-Oeste</b>	254	284	379	446	466	222

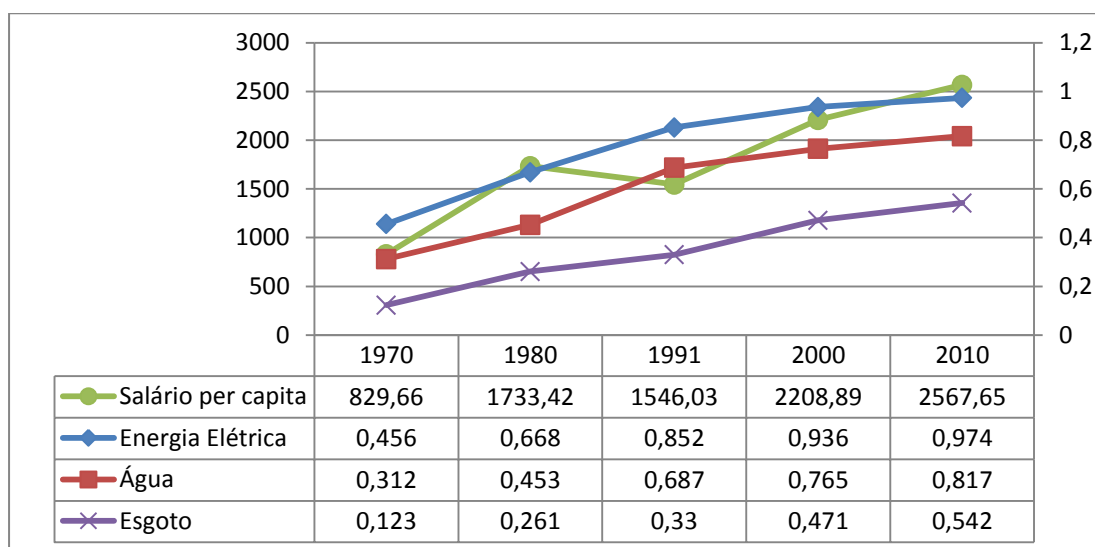
Fonte: IBGE.

Nota: Os municípios que pertenciam ao estado de Goiás, em 1970 e 1980, e passaram a pertencer a Tocantins a partir de 1988, estão contabilizados nessa tabela como pertencendo a Região Norte em todos os períodos.

A análise dos dados permite verificar que a evolução dos componentes de infraestrutura ao longo do período em estudo foi heterogênea. Mesmo os índices de abastecimento de água e coleta de esgoto que possuíam patamares muito baixos em 1970, apresentaram trajetórias de expansão distintas. Enquanto, o índice de abastecimento de água apresentou taxas de crescimento crescentes até o ano de 1991, a partir do qual passou a crescer a taxas muito inferiores e declinantes, o índice de coleta de esgoto apresentou forte crescimento apenas no ano de 1980, passando a crescer a velocidades inferiores desde então.

Desde o início do período analisado, o acesso à energia elétrica sempre foi o componente de infraestrutura com maior cobertura. Entretanto, este índice cresceu a taxas decrescentes durante todo o período analisado. O motivo para esse crescimento lento deve-se ao fato de que 85% dos domicílios brasileiros já possuíam acesso à energia elétrica em 1991.

No entanto, como pode ser observado pela figura 1, a partir de 1980 a evolução do acesso médio ao abastecimento de água foi similar à trajetória assumida pela variável de acesso de energia elétrica desde 1970. Parece, portanto, que o acesso à energia elétrica abre caminho para o aumento do acesso ao abastecimento de água pela rede geral de distribuição.



**Figura 1 – Evolução do acesso à infraestrutura**

Fonte: Elaboração Própria

Outra característica relevante a respeito da evolução dos componentes da infraestrutura é o da hierarquia do atendimento. A partir da análise dos dados, foi possível perceber que municípios ou domicílios mais ricos acessam os componentes de infraestrutura com mais rapidez que municípios ou domicílios mais pobres. As estatísticas descritivas comprovam essa teoria, uma vez que as cidades apresentam experiências de crescimento do acesso à infraestrutura distintas e seguidas, num primeiro momento, pelo aumento das disparidades entre os municípios (vide APÊNDICE).

## 6 TESTES DE DIAGNÓSTICO

### 6.1 Teste de Autocorrelação espacial

O teste I de Moran verifica se as observações são espacialmente aleatórias, isto é, investiga se os valores de uma variável em uma região não dependem dos valores desta variável nas regiões vizinhas. Para isso, calcula-se o coeficiente de correlação espacial, buscando verificar se os dados estão ordenados de acordo com alguma sequência espacial.

Para todas as variáveis estudadas neste artigo, pode-se rejeitar, ao nível de significância de 5%, a hipótese de que os dados apresentam aleatoriedade espacial, uma vez que todos os  $I_s$  Calculados foram superiores aos  $I_s$  Esperados, cujo valor é  $-0,00027$ . Segundo o teste I de Moran, há uma indicação de autocorrelação positiva das variáveis, isto significa que altos (baixos) valores da variável de interesse são circundados por altos (baixos) valores das variáveis de interesse de seus vizinhos.

### 6.2 Testes de Especificação

#### 6.2.1 Teste de modelos de dados em painel

Os primeiros testes de especificação realizados foram testes de especificação de modelos de dados em painel. O teste F pode ser usado para verificar se o efeito fixo de cada município é estatisticamente igual a zero e, portanto, foi utilizado com o objetivo de verificar se o modelo POOLED descreve melhor os dados que o de efeitos fixos. Os resultados permitem rejeitar, a 1% de significância, a hipótese nula de que os efeitos idiossincráticos de cada região são nulos. Portanto, o teste F indica que o modelo de efeitos fixos deve ser utilizado, quando comparado com o POOLED.

#### 6.2.2 Testes de Especificação da dependência espacial

Como os dados não são aleatórios espacialmente torna-se necessário verificar qual o tipo de interação espacial que os dados apresentam.

### 6.2.2.1 Teste Multiplicador de Lagrange (LM)

O Teste LM pode ser utilizado para verificar se os modelos de defasagem espacial da variável dependente (SAR) ou de erro espacial (SEM) são mais apropriados para descrever os dados do que um modelo sem interação espacial. Entretanto, o Teste LM não apresenta muito poder, conduzindo a rejeição da hipótese nula com muita frequência. Para contornar o problema foi desenvolvido o Teste LM robusto, que incorpora um fator de correção para levar em conta a má especificação do modelo (FLORAX et al., 2003 apud ALMEIDA, 2012).

Os resultados permitem rejeitar, a 1% de significância, a hipótese de que um modelo sem dependência espacial é mais apropriado que um modelo SAR ou SEM. O teste LM robusto permite rejeitar, a 5% de significância, as hipóteses de ausência de dependência espacial da variável dependente e do termo de erro. Os resultados dos testes apontam que o modelo de dependência espacial do termo de erro é o mais apropriado que o modelo de defasagem espacial da variável dependente quando a variável dependente é o crescimento do salário per capita. No entanto, quando a variável dependente do modelo é a taxa de crescimento populacional, o modelo mais apropriado, de acordo com o teste LM robusto, é o modelo de dependência espacial da variável dependente.

**Tabela 2 - Teste de Especificação da dependência espacial**

Variável Dependente Modelo	Crescimento do Salário Per Capita	Crescimento Populacional
	EFEITO FIXO	EFEITO FIXO
<b>LM no spatial lag</b>	441,28 (0,000)	1350,17 (0,000)
<b>LM no spatial error</b>	21553,05 (0,000)	1348,22 (0,000)
<b>robust LM no spatial lag</b>	53,24 (0,013)	5,10 (0,024)
<b>robust LM no spatial error</b>	21111,76 (0,000)	3,15 (0,076)

Fonte: Elaboração Própria.

### 6.2.3 Fatores de Inflação da Variância

A presença de multicolineariedade entre as variáveis pode conduzir a estimativas imprecisas em virtude da grande variância e desvio-padrão, a razão t tende a ser estatisticamente insignificante e reversões de sinais podem ocorrer.

A análise preliminar da correlação entre as variáveis indica uma forte correlação entre o acesso ao abastecimento de água e à energia elétrica, superior a 0,8. Um teste bastante sugerido na literatura para verificar se há o problema da multicolineariedade entre as variáveis é o teste de Fatores de Inflação da Variância (VIF). O VIF é uma medida do grau em cada variável independente é explicada pelas demais variáveis explicativas. Hair Jr. et al. (2005) sugerem que os VIFs não devem exceder 4 ou 5. Os resultados do teste VIF sugerem que a variável água e energia elétrica são fortemente colineares.

**Tabela 3 – Teste de Fatores de Inflação da Variância**

Variável	VIF	1/VIF
Água	6,43	0,1554
Esgoto	2,02	0,4952
Energia Elétrica	5,37	0,1862
Taxa de urbanização	3,46	0,2889
Educação	3,37	0,2966
População Inicial	1,20	0,8321
Salário Per Capita Inicial	1,02	0,9826

Fonte: Elaboração Própria.

Muitos são os métodos sugeridos para resolver o problema da multicolinearidade. Neste artigo, optou-se pelo método da exclusão de uma ou mais variáveis independentes altamente correlacionadas com a variável colinear. Uma vez que as variáveis água e energia elétrica são fortemente correlacionadas, estas foram estimadas separadamente.

## 7 RESULTADOS

Nesta seção, serão apresentados e discutidos os resultados obtidos considerando o crescimento populacional e o crescimento do salário per capita como variável para mensuração do crescimento econômico regional.

### 7.1 Crescimento Populacional

De acordo com os testes realizados na seção anterior, verificou-se que o modelo que melhor descreve os dados é o modelo SAR, que incorpora a dependência espacial da variável dependente. Além disso, o Teste de Fatores de Inflação de Variância detectou que as variáveis Água e Energia Elétrica são multicolineares. Portanto, essas variáveis não foram estimadas conjuntamente.

Como pode ser observado pela tabela 4, não é possível concluir nada a respeito do efeito do acesso ao abastecimento de água sobre a taxa de crescimento populacional, uma vez que há reversão do sinal dos efeitos direto, indireto e total ao longo dos modelos.

O impacto do acesso à energia elétrica sobre a taxa de crescimento populacional só é significativo no modelo (4), no qual nenhuma variável de controle foi inserida. Os resultados indicam que um aumento no acesso à energia elétrica contribui positivamente para o crescimento populacional da própria região - efeito médio direto estimado igual a 0,1-, e das regiões vizinhas - efeito médio indireto estimado igual a 0,02.

Todas as outras variáveis se mantiveram estáveis ao longo dos modelos. Em especial, pode-se concluir que a ampliação da cobertura da rede de coleta de esgoto possui efeitos positivos sobre o crescimento populacional no intervalo de 0,04 a 0,008. Grande parte do efeito positivo dá-se dentro da própria região, uma vez que o efeito médio direto encontra-se no intervalo de 0,03 a 0,07, enquanto o efeito médio indireto é de 0,01.

Os resultados mostram também que as variáveis de controle urbanização e educação possuem impactos positivos sobre o crescimento populacional das regiões. Além disso, pode-se concluir que quanto maior a região menor será o crescimento populacional da própria região e das regiões vizinhas.

**Tabela 4 - Resultados do impacto da infraestrutura sobre o crescimento populacional**

Variável /Modelo	Modelo SAR					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Água	0,12*** (21,189)	-0,0013 (-0,157)	-0,02*** (-2,764)			
Esgoto	0,06*** (7,9999)	0,03*** (4,2406)	0,0116 (1,4605)	0,07*** (9,2092)	0,03*** (4,3043)	0,0102 (1,2837)
Energia Elétrica				0,1*** (22,879)	-0,0005 (-0,08)	-0,0109 (-1,58)
Taxa de Urbanização		0,26*** (19,86)	0,24*** (18,29)		0,26*** (17,95)	0,23*** (16,04)
Educação			0,26*** (6,6058)			0,24*** (6,2116)
Ln da População Inicial	-0,39*** (-85,94)	-0,39*** (-91,79)	-0,39*** (-87,24)	-0,38*** (-91,12)	-0,39*** (-93,49)	-0,39*** (-92,37)

(Continua)

<b>Modelo SAR</b>						
<b>Variável /Modelo</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>
<b>Ln da População Inicial</b>	-0,39*** (-85,94)	-0,39*** (-91,79)	-0,39*** (-87,24)	-0,38*** (-91,12)	-0,39*** (-93,49)	-0,39*** (-92,37)
<b>W*dep.var.</b>	0,19*** (17,20)	0,19*** (26,59)	0,19*** (17,45)	0,19*** (26,51)	0,19*** (26,58)	0,19*** (26,51)
<b>Água</b>	<b>Efeito Direto</b>	0,12*** (20,66)	-0,0015 (-0,177)	-0,03*** (-2,88)		
	<b>Efeito Indireto</b>	0,03*** (11,70)	-0,0003 (-0,181)	-0,01*** (-2,811)		
	<b>Efeito Total</b>	0,14*** (19,84)	-0,0018 (-0,178)	-0,03*** (-2,877)		
<b>Esgoto</b>	<b>Efeito Direto</b>	0,06*** (8,0922)	0,03*** (4,1022)	0,012 (1,5212)	0,07*** (9,5147)	0,03*** (4,368)
	<b>Efeito Indireto</b>	0,01*** (7,3008)	0,01*** (4,0006)	0,0027 (1,5124)	0,01*** (8,6707)	0,01*** (4,2224)
	<b>Efeito Total</b>	0,07*** (8,1124)	0,04*** (4,0941)	0,0146 (1,5214)	0,08*** (9,4741)	0,04*** (4,3545)
<b>Energia Elétrica</b>	<b>Efeito Direto</b>			0,1*** (24,33)	-0,0005 (-0,07)	-0,0107 (-1,55)
	<b>Efeito Indireto</b>			0,02*** (16,56)	-0,0001 (-0,07)	-0,0024 (-1,55)
	<b>Efeito Total</b>			0,12*** (24,04)	-0,0006 (-0,07)	-0,0131 (-1,55)
<b>Taxa de Urbanização</b>	<b>Efeito Direto</b>		0,26*** (19,99)	0,24*** (18,07)	0,26*** (18,05)	0,24*** (15,44)
	<b>Efeito Indireto</b>		0,06*** (14,13)	0,05*** (11,54)	0,06*** (13,47)	0,05*** (12,62)
	<b>Efeito Total</b>		0,32*** (19,4)	0,29*** (17,68)	0,31*** (17,72)	0,29*** (15,33)
<b>Educação</b>	<b>Efeito Direto</b>			0,27*** (6,6601)		0,24*** (6,0471)
	<b>Efeito Indireto</b>			0,06*** (6,0041)		0,05*** (5,7766)
	<b>Efeito Total</b>			0,32*** (6,6227)		0,29*** (6,0301)
<b>Ln da População Inicial</b>	<b>Efeito Direto</b>	-0,39*** (-85,29)	-0,39*** (-90,32)	-0,4*** (-87,63)	-0,38*** (-91,33)	-0,39*** (-93,41)
	<b>Efeito Indireto</b>	-0,09*** (-14,75)	-0,09*** (-20,30)	-0,09*** (-15,26)	-0,09*** (-20,25)	-0,09*** (-19,68)
	<b>Efeito Total</b>	-0,48*** (-63,50)	-0,48*** (-64,85)	-0,48*** (-67,81)	-0,47*** (-66,09)	-0,48*** (-64,97)

(Continua)



<b>Modelo SAR</b>						
<b>Variável /Modelo</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>
$\sigma^2$	0,0125	0,012	0,012	0,0124	0,012	0,012
$R^2$	0,7547	0,7633	0,7642	0,7563	0,7633	0,7641
<b>LogL</b>	13079,7	13338,2	13367,2	13126,4	13338,2	13363,9

(Conclusão)

Fonte: Elaboração Própria.

## 7.2 Crescimento do Salário Real Per Capita

Quando a variável utilizada para mensurar o crescimento econômico regional é o crescimento do salário per capita, o modelo SEM foi o que apresentou a melhor adequação aos dados. Os resultados estimados segundo esse método apresentaram grande estabilidade ao longo dos modelos estimados.

Uma das principais conclusões a respeito dos resultados estimados refere-se a variável água, que apresenta impactos positivos sobre o crescimento do salário per capita regional, ao contrário do resultado ambíguo estimado no modelo anterior.

Entretanto, o acesso à coleta de esgoto mostrou-se, na maioria dos modelos, não significativo. Apenas quando a variável educação é inserida no modelo, a variável de acesso à coleta de esgoto torna-se significativa e negativa. Portanto, de acordo com os resultados uma ampliação da cobertura da rede de esgoto possui efeitos adversos sobre o crescimento do salário per capita. No entanto, deve-se ressaltar que a utilização da variação salário possui a desvantagem de captar variações na qualidade de vida regional. Neste sentido, há a possibilidade do efeito positivo em termos de qualidade de vida ser tão alto, que as firmas localizadas em regiões que apresentam ampliação da cobertura de coleta, e conseqüentemente, aumento na qualidade de vida, ofertem salários menores para os empregados residirem nessa localidade mais agradável para moradia.

Os resultados evidenciam também o forte efeito significativo e positivo do acesso à energia elétrica sobre o crescimento salarial, no intervalo de 0,65 a 0,68.

Pode se concluir também, por meio dos resultados apresentados na tabela 5, que há convergência condicional da renda, uma vez que a variável de salário per capita inicial apresenta sinal negativo. Ademais, os resultados mostram que a taxa de urbanização e nível educacional contribuem positivamente para o crescimento do salário per capita regional.

**Tabela 5 - Resultados do impacto da infraestrutura sobre o crescimento do salário per capita**

<b>Variável /Modelo</b>	<b>SEM</b>					
	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>
<b>Água</b>	0,3112*** (13,0662)	0,2155*** (7,7695)	0,206*** (7,3556)			
<b>Esgoto</b>	-0,0174 (-0,9843)	-0,0183 (-1,031)	-0,0339* (-1,8385)	0,0115 (0,7294)	0,0031 (0,1908)	-0,0345** (-2,0096)
<b>Energia Elétrica</b>				0,6821*** (28,366)	0,6576*** (25,5165)	0,6709*** (26,0074)
<b>Taxa de Urbanização</b>		0,1736*** (6,6717)	0,1581*** (6,0033)		0,0622*** (2,6414)	0,0193 (0,7889)
<b>Educação</b>			0,3813*** (2,9862)			0,7848*** (6,2646)
<b>Ln do Salário Per Capita Inicial</b>	-0,26*** (-45,53)	-0,278*** (-48,91)	-0,279*** (-48,01)	-0,342*** (-54,22)	-0,348*** (-51,93)	-0,357*** (-52,59)
<b>W*erro</b>	0,2268*** (15,6329)	0,2478 (0)	0,2398 (0)	0,2148*** (15,4359)	0,2248*** (15,5455)	0,2159*** (15,1199)

(Continua)

Variável /Modelo	SEM					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\sigma^2$	0,1194	0,1187	0,1187	0,1131	0,1129	0,1126
$R^2$	0,6461	0,6456	0,6467	0,666	0,6656	0,6679
LogL	-3441,57	-3412,9	-3407,6	-3037,04	-3032,28	-3005,88

(Conclusão)

Fonte: Elaboração Própria.

## 8 CONCLUSÃO

Grande parte da literatura econômica considera a infraestrutura pública como benéfica para o crescimento econômico regional. Muitos estudos realizados para outras economias, principalmente a norte-americana, encontram fortes indícios dos efeitos positivos da infraestrutura sobre o desenvolvimento de regiões e cidades. Entretanto, para o caso brasileiro, os estudos realizados até então, não apresentavam efeitos positivos sistemáticos da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico das cidades brasileiras. Neste contexto, este artigo propôs a utilização de uma nova metodologia para estimar os efeitos dos componentes da infraestrutura sobre o crescimento econômico das cidades brasileiras. A vantagem dessa nova metodologia está no reconhecimento dos efeitos espaciais entre as regiões.

Os resultados encontrados sugerem que há um forte efeito do acesso à energia sobre o crescimento econômico das regiões brasileiras. Este resultado está de acordo com o esperado, uma vez que esse componente da infraestrutura é pré-condição para a atividade produtiva.

Os efeitos das variáveis de acesso à coleta de esgoto e ao abastecimento de água são mais contraditórios. Com relação a variável de acesso ao abastecimento de água não é possível extrair conclusão a respeito de seus efeitos sobre o crescimento populacional, uma vez que os resultados não são estáveis ao longo dos modelos e apresenta reversão do sinal estimado. No entanto, seus efeitos sobre o crescimento dos salários são significativos, a 1%, estáveis e positivos.

Com relação a variável de acesso a coleta de esgoto há reversão de sinal quando é alterada a variável dependente utilizada como forma de mensuração do crescimento econômico regional. De acordo com o modelo desenvolvido na seção 3, o crescimento populacional é a mensuração mais direta para o crescimento das cidades, uma vez que captura o quanto as cidades estão se tornando atrativas para os habitantes e para o mercado de trabalho. Já o crescimento da renda, apesar de ser uma mensuração da variação da produtividade, possui a desvantagem de capturar também os declínios de qualidade de vida. Nesse sentido, pode-se afirmar apenas, que de acordo com os resultados encontrados, o aumento da cobertura da coleta de esgoto possui impactos positivos sobre o crescimento populacional e impactos negativos sobre o crescimento do salário per capita. Entretanto, há indícios de que a redução salarial em decorrência da maior cobertura da coleta de esgoto esteja associada a elevação na qualidade de vida regional e não a seus impactos sobre o crescimento econômico.

## 9 REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICO

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. 1ª edição. Campinas: Editora Alínea, 2012.

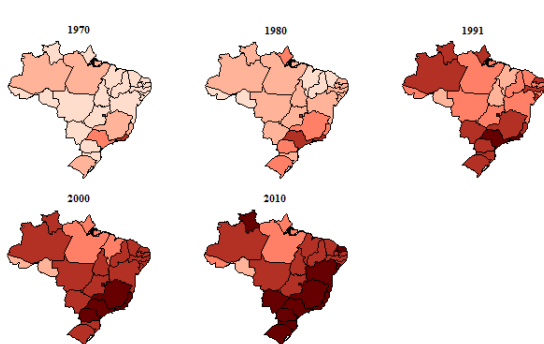
ANDRADE, T. A.; SERRA, R. V. Crescimento Econômico nas Cidades Brasileiras. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 9, n. 1, 1999.

ASCHAUER, D. Is Public Expenditure Productive. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 23, p. 177-200, 1989.

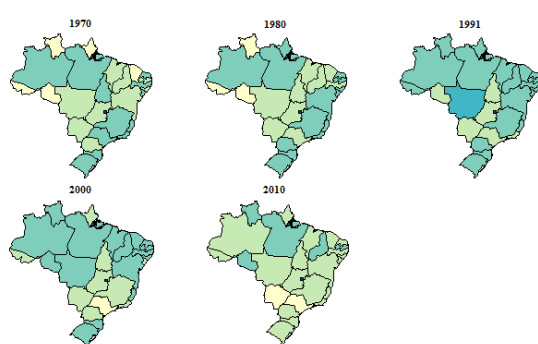
AZZONI, C. R. et al. Geografia e Convergência de Renda entre os Estados Brasileiros. In: HENRIQUES, R. (org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BORTS, G. H. The Equalization of Returns and Regional Growth. **The American Economic Review**, v. 50, n. 3, p. 319 – 347, jun. 1960.
- BORTS, G.; STEIN, J. L. **Economic growth in a free market**. New York: Columbia University Press, 1964.
- Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991, 2000 E 2010. Instituto Brasileiro de Economia e Estatística.
- CHAGAS, A.; TONETO JÚNIOR, R. Fatores Determinantes do Crescimento Local – Evidências a partir de Dados dos Municípios Brasileiros para o Período 1980-1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 2, 2003.
- DENO, K.T. The Effect of Public Capital on U. S. Manufacturing Activity: 1970 to 1978. **Southern Economic Journal**, Chattanooga, v.55, n. 2, p. 400-411, out. 1988.
- EBERTS, R. B. Estimating the Contribution of Urban Public Infrastructure to Regional Growth. **Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper**, n. 8610, 1986.
- ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 244-268, jul. 2003.
- ELHORST, J. P. Spatial Panel Data Models. In: FISCHER, M. M.; GETIS, A. (eds.). **Handbook of applied spatial analysis: Software Tools, Methods and Applications**. Heidelberg: Springer, 2010a.
- FERNALD, J. G. Roads to Prosperity? Assessing the Link between Public Capital and Productivity. **The American Economic Review**, v. 89, n. 3, p. 619-638, jun. 1999.
- GLAESER, E.; SCHEINKMAN, J.; SHLEIFER, A. Economic Growth in a Cross-Section of Cities. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 36, p. 117-143, mai. 1995.
- HAIR JR., J. F. et al. **Análise Multivariada de Dados**. 5ª edição. Porto Alegre: Bookman, 2005.
- KAO, C.; CHIANG, M. H. On the Estimation and Inference of Cointegration Regression in Panel Data. In: BALTAGI, B. H.; FOMBY, T. B.; HILL, R. C. (ed.). **Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels**, Advances in Econometrics, v. 15. *Emerald Group Publishing Limited, 2001. p. 179-222.*
- Lee, L.F., and J. Yu. 2010. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. **Journal of Econometrics**, v. 154, n. 2, p. 165-185, 2010.
- MUNNELL, A. How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance? **New England Economic Review**, p. 69 -103, 1990.
- \_\_\_\_\_. Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth. **Journal of Economic Perspectives**, v. 6, n. 4, p. 189-198, 1992.
- OLIVEIRA, C. W. A.; RODRIGUES JR.; W. Crescimento Econômico, Convergência de Renda e Elementos Espaciais. In: CRUZ, B. O.; FURTADO; B. A.; MONASTERIO; W. R.; RODRIGUES JR. W (org.). **Economia Regional e Urbana: Teoria e Métodos com Ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea, 2011. p. 183 – 220.
- ROBACK, J. Wages, Rents, and the Quality of Life. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 90, n. 6, p. 1257-1278, 1982.
- ROSEN, S. Wages-based Indexes of Urban Quality of Life. In: MIESZKOWSKI, P.; STRASZHEIM, M. (ed.). **Current Issues in Urban Economics**, Baltimore: John Hopkins University Press, 1979.
- SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.

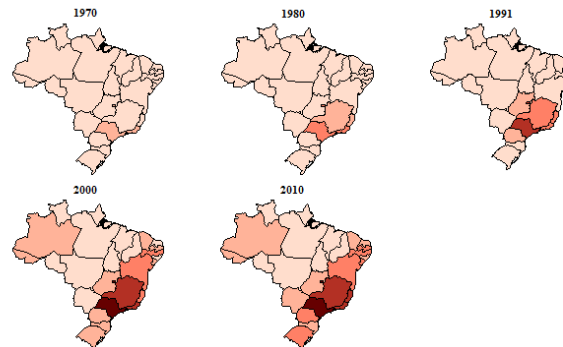
## APÊNDICE:



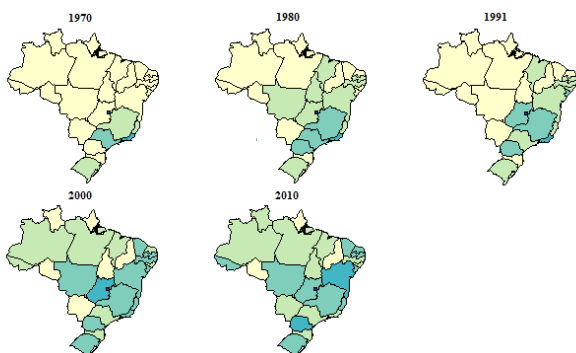
Mapa 1: Percentual de domicílios com acesso ao abastecimento de água pela rede geral por Unidade da Federação.



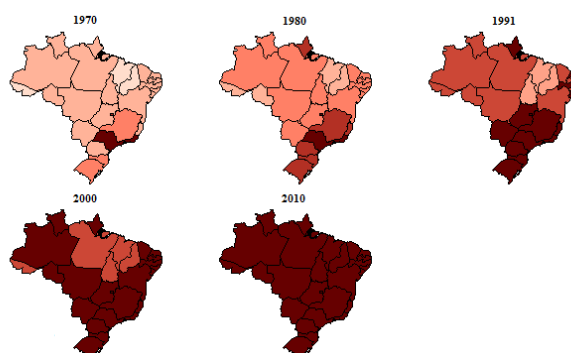
Mapa 2: Desvio- Padrão do percentual de domicílios ao nível municipal com acesso ao abastecimento de água pela rede geral por Unidade da Federação



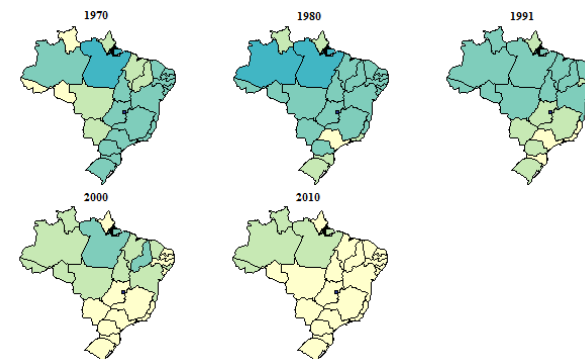
Mapa 3: Percentual de domicílios com acesso à coleta de esgoto pela rede geral por Unidade da Federação



Mapa 4: Desvio- Padrão do percentual de domicílios ao nível municipal com acesso à coleta de esgoto pela rede geral por Unidade da Federação



Mapa 5: Percentual de domicílios com acesso à energia elétrica fornecida pela companhia distribuidora por Unidade da Federação



Mapa 6: Desvio- Padrão do percentual de domicílios ao nível municipal com acesso à energia elétrica fornecida pela companhia distribuidora por Unidade da Federação

