

## AMPLIANDO O ACESSO À EDUCAÇÃO INFANTIL NO BRASIL: QUAL É O PAPEL DO GASTO PÚBLICO MUNICIPAL?

*Expanding access to childhood education in Brazil: what is the role of municipal public spending?*

**Isadora Salvalaggio Baggio**

Arquiteta. Mestrado em andamento em Engenharia de Transportes e Gestão Territorial (UFSC). isadora\_baggio@hotmail.com

**Pedro Henrique Batista de Barros**

Economista. Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (FEA/USP). batistahpedro@gmail.com

**Adirson Maciel de Freitas Júnior**

Economista. Doutorando em Economia Aplicada (Esalq/USP). adirson52@gmail.com

---

**Resumo:** Este trabalho tem como objetivo principal estimar como os gastos públicos municipais auxiliam na ampliação do acesso à educação infantil no Brasil, isto é, à creche e à pré-escola, considerando o período de 2000 a 2010. De modo complementar, investigou-se a distribuição espacial desse acesso, confirmando a existência de desigualdades regionais significativas na oferta de vagas entre os municípios do país. Em seguida, confirmou-se, após a consideração de efeitos indiretos induzidos por interações e spillovers espaciais, que o aumento de 1% nos gastos municipais em educação é capaz de ampliar o acesso à educação infantil em apenas 0,08%. Desse modo, tendo em vista que, em 2010, apenas 17,7% das crianças de 0 a 5 anos frequentavam essa etapa de ensino, a sua universalização exigiria um montante de recursos financeiros até dez vezes maior, considerando os atuais valores. Esse fato reforça a necessidade de adoção de políticas públicas que visem à maior eficiência dos valores despendidos, especialmente num contexto de restrição fiscal.

**Palavras-chave:** Educação Infantil; Creche; Pré-Escola; Gasto Público Municipal; Econometria Espacial.

**Abstract:** This paper aims to estimate how municipal public spending helps to expand access to early childhood education in Brazil, that is, child care and pre-school, considering the period from 2000 to 2010. In addition, we investigated the spatial distribution of early childhood education access, confirming the existence of significant regional inequalities in the offer of vacancies between the country's municipalities. Then, we confirmed, after considering indirect effects induced by interactions and spatial spillovers, that 1% increase in municipal spending on education is capable of expanding access to early childhood education by only 0.08%. Thus, considering that in 2010 only 17.7% of children from 0 to 5 years old attended this stage of education, its universalization would require an amount of financial resources up to ten times greater considering the current values. This fact reinforces the need to adopt public policies that aim to improve efficiency of the amounts spent, especially in a context of fiscal restrictions.

**Keywords:** Early Childhood Education; Child Care; Pre-School; Municipal Public Expenditure; Spatial Econometrics.

## 1 INTRODUÇÃO

Os primeiros anos de vida de uma criança são essenciais para a formação de suas habilidades cognitivas e sociais. Segundo Heckman (2005), o desenvolvimento infantil inicial (desenvolvimento da primeira infância) pode ser entendido por meio de três idéias. A primeira é a importância da vida familiar nos primeiros anos da criança, ou seja, o investimento dos pais em seus filhos desempenha um papel crucial no desenvolvimento de habilidades cognitivas e não cognitivas. A segunda diz respeito às habilidades dos indivíduos de conviverem em sociedade que, por meio de intervenções na primeira infância, há a melhoria de tais capacidades, como a concentração e a motivação, auxiliando no sucesso em diversos aspectos da vida. Por fim, a terceira se refere às sinergias de formação de capacidade, ou seja, habilidades cognitivas e não cognitivas que corroboram para a evolução de capacidades subseqüentes, num efeito em cadeia (FUJIMOTO, 2017).

De modo geral, a educação infantil é estabelecida para um intervalo de idade entre zero e cinco anos, constituindo-se a primeira etapa da educação básica. Assim sendo, a creche, que atende crianças de zero a três anos, e a pré-escola, que atende crianças de quatro a cinco anos, são os vetores institucionais utilizados pela sociedade nessa primeira etapa da educação. No Brasil, de acordo com a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (1996), em seu artigo 29, a creche e a pré-escola buscam o desenvolvimento completo da criança num âmbito físico, psicológico, intelectual e social, atuando como complemento à atuação das famílias e da comunidade.

A literatura, em síntese, destaca a importância do desenvolvimento de atividades educacionais no início da infância (*Early Childhood Development – ECD*), devido sua capacidade de impactar de maneira considerável as capacidades cognitivas e socioemocionais das crianças. Ademais, o desenvolvimento em idades iniciais pode ser duradouro, impactar níveis futuros de desempenho escolar, criminalidade, salário e emprego, e gerar ganhos permanentes, tanto de um ponto de vista individual quanto de um ponto de vista social (CURI; MENEZES-FILHO, 2006). Além disso, segundo Cunha e Heckman (2009), a aprendizagem é mais fácil na primeira infância do que nas demais etapas, pois, conforme o indivíduo envelhece, aumenta-se, de forma exponencial, a dificuldade de aprendizagem. Ainda, a nutrição e os estímulos cognitivos na pré-infância são essenciais para o desenvolvimento de habilidades futuras, essenciais à vida moderna, como: atenção, esforço e disciplina (CURI; MENEZES-FILHO, 2006).

O investimento em capital humano na primeira infância se mostra de suma importância, especialmente por trazer um retorno maior do que aquela realizada em etapas posteriores de ensino, pois o indivíduo terá mais tempo para usufruir de seus benefícios, além de aprender com mais facilidade (BECKER, 1993). Ademais, segundo Gertler e Fernald (2004), o ingresso da criança na escola nos primeiros anos de vida resulta em um melhor desempenho em testes de proficiência e habilidades como: atenção, esforço, disciplina e participação em sala de aula. Em suma, a pré-escola e a creche, ao desenvolver os aspectos físicos, emocionais, sociais e intelectuais, são fundamentais para o desempenho educacional futuro das crianças.

O Brasil, apesar de ter aumentado os gastos com educação, especialmente a partir da Constituição de 1988, e, como reflexo, ter conseguido ampliar o seu acesso para camadas da população antes excluídas do sistema educacional, ainda apresenta deficiências a serem superadas. Por exemplo, o gasto municipal com educação aumentou de, aproximadamente, R\$42 bilhões, em 2000,<sup>1</sup> para cerca de R\$80 bilhões, em 2010, ou seja, quase dobrou, em uma década. Apesar disso, a existência de ineficiências, corrupção e má alocação de recursos fazem com que o gasto em educação seja pouco efetivo, não se traduzindo em acesso na mesma proporção do crescimento da despesa (FERRAZ, FINAN; MONTEIRO, 2012; MONETIRO, 2015). Para piorar, segundo Amaral e Menezes-Filho (2008), o aumento das despesas com educação se traduziu em pouco, ou quase nenhum, ganho em qualidade escolar, estando o país estagnado em indicadores de desempenho educacional.

1 Em valores atualizados para 2010.

Neste contexto, este artigo tem como objetivo principal a realização de uma investigação empírica sobre o impacto do aumento das despesas municipais em Educação Infantil na oferta relativa de vagas para as crianças de 0 a 5 anos no país. A principal finalidade será identificar como os gastos públicos municipais nessa etapa de ensino se traduzem em acesso efetivo, o que será devidamente confrontado com teorias e evidências vigentes sobre o assunto. Em vista da escassez de trabalhos empíricos em nível municipal para todo o país, a partir de uma perspectiva espacial,<sup>2</sup> os resultados encontrados poderão funcionar como instrumentos úteis ao planejamento da educação infantil pelas entidades municipais, em vista de implementação de políticas públicas hábeis à promoção da democratização da educação para crianças no país.

Para atingir os objetivos propostos, será caracterizada a distribuição espacial do acesso à educação infantil nos municípios brasileiros no período de 2000 a 2010, assim como investigar sua evolução no período, utilizando-se da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Além disso, serão empregadas técnicas estatísticas da Econometria Espacial que permitirão estimar qual é a efetividade do gasto público municipal em educação infantil no Brasil, ao mesmo tempo que se consideram possíveis processos espaciais adjacentes, a saber, a existência de dependência e heterogeneidade espacial. O uso de técnicas de análise espacial se justifica pelo fato de o país apresentar disparidades regionais significativas em suas características socioeconômicas, culturais, políticas etc., que podem se traduzir em acesso diferenciado à educação infantil entre os municípios do país.

Este artigo contém mais quatro seções, além desta. A segunda aborda o referencial teórico sobre a importância da educação infantil. Na terceira seção, buscou-se apresentar a metodologia e a base de dados utilizada no estudo. Os resultados encontrados e sua análise são apresentados na quarta seção. Por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

A educação infantil inicial se configura especialmente na forma de creches, com finalidade de se tornar um abrigo assistencial destinado a fornecer à população infantil o primeiro contato com a socialização e desenvolver suas capacidades motoras e audiovisuais. Essa visão, entretanto, é relativamente recente, tendo em vista que, até o século XIX, em consequência da escassez de conhecimento acerca da psicologia infantil, a criança era considerada de pouca importância, sendo vista como um adulto de pequeno porte, que já estaria apto a executar as mesmas tarefas (ARIÈS, 1981; RODRIGUES, 2017). É nesse sentido que, ao longo do século XIX, a instituição escola, da qual creches e jardins de infância fazem parte, foi constituída por meio de ideias médico-higienistas, jurídico-policiais e religiosas, não abrangendo diretamente o desenvolvimento das habilidades das crianças (FARIA, 1999).

Recentemente, podemos destacar dois importantes vetores de demanda social por creche, que surgiram especialmente por conta do processo de urbanização e do aumento da figura feminina no mercado de trabalho extradomiciliar. De modo geral, a urbanização, ocasionada pela industrialização, proporcionou à mulher, que, antes, destinava seus esforços quase que exclusivamente aos cuidados familiares e domésticos, ter também oportunidades de contribuir economicamente na família (OLIVEIRA, 2004). Vale destacar que, entretanto, a participação feminina no mercado de trabalho ocasionou uma redução no tempo destinado às atividades domésticas, incluindo os cuidados e a educação das crianças. É nesse contexto que as creches e as pré-escolas se tornaram demandas sociais crescentes, por auxiliarem no desenvolvimento e no cuidado dos filhos de mães trabalhadoras (PACHECO; DUPRET, 2014).

Foi no final do século XIX e no início do século XX que, no Brasil, ocorreu o surgimento de creches, casas de infância, escolas, maternais e jardins de infância, os quais tinham como fina-

2 Não se identificaram trabalhos na literatura que englobassem todos os municípios brasileiros em uma investigação empírica espacial.

lidade básica contribuir na formação de seres capacitados, higiênicos e saudáveis. Entretanto, a expansão das instituições de educação infantil no país foi lenta, com a maioria se concentrando em vilas operárias, sendo mantida, em boa parte, por entidades filantrópicas (PACHECO; DUPRET, 2014; RODRIGUES, 2017).

Com a Constituição Federal de 1988, por outro lado, no seu artigo 227, o Estado passa a ter a responsabilidade de assegurar prioridade absoluta à criança, ao jovem e ao adolescente, no que tange aos seus direitos à educação, além do direito à vida, à cultura, à liberdade, ao respeito, à profissionalização, à saúde e à convivência familiar e comunitária. Em seguida, o Estatuto da Criança e do Adolescente, o ECA (1990) caracteriza a criança e o adolescente como um ser em desenvolvimento e, por esta situação peculiar, busca garantir seus direitos e sua proteção integral. Em 1996, a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional provocou alterações importantes nesse âmbito: inseriu a educação infantil na educação básica, fazendo com que aumentassem sua importância e sua prioridade perante o Estado, nos processos de desenvolvimento, aprendizagem e socialização. Assim, a criança passa a ser compreendida como uma pessoa inserida em um estágio que exige mais compreensão, atenção e investimentos por parte das entidades públicas, em particular, e da sociedade, de modo geral (SILVA, 2010).

Sabendo que os primeiros anos de uma criança são primordiais para o seu desenvolvimento futuro, Curi e Menezes-Filho (2006) afirmam que a “pré-escola visa o desenvolvimento físico, emocional, social e intelectual da criança, objetivando sua autonomia, autocontrole e confiança para se expressar e se comunicar”. Assim, a intervenção nos anos iniciais precedentes à vida da criança tende, se efetuada de maneira correta, a ajudar no desenvolvimento de habilidades cognitivas e não cognitivas (HECKMAN, 2005). Por isso, intervenções iniciais em crianças ajudam a promover aumento da escolaridade, crescimento de produtividade e força de vontade na sala de aula, além de diminuição da criminalidade e da gravidez na adolescência, ou seja, traz benefícios que perpassam toda a vida do indivíduo.

De fato, para alguns pesquisadores, um baixo nível de desenvolvimento cognitivo nos primeiros anos de uma criança pode ocasionar menores níveis de produtividade futura, resultando em recebimento de salários menores durante sua vida produtiva. Dito de outra maneira, o desenvolvimento cognitivo em fases iniciais da vida está altamente correlacionado ao sucesso econômico futuro e, potencialmente, a outras dimensões sociais (ROBERTSON; SYMONS, 2003; CARNEIRO; HECKMAN, 2003).

Segundo a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios Contínua (Pnad) de 2017, existe uma correlação entre a oferta de vagas em creches no Brasil e a renda familiar. De modo específico, crianças da faixa etária de 0 a 3 anos representam, aproximadamente, 20% da população com menor renda domiciliar brasileira, sendo que 33,9% dessas não desfrutam do acesso à educação infantil, devido às inexistências de vagas ou à ausência de unidades no perímetro residencial. Por outro lado, apenas 6,9% das crianças da mesma faixa etária inseridas no estrato dos 20% mais ricos sofrem com esses problemas. Assim, o não acesso da criança carente à educação infantil implica uma interferência no desenvolvimento das habilidades cognitivas e não cognitivas, o que contribui para a perpetuação da pobreza e da desigualdade social através das gerações (CURI; MENEZES-FILHO, 2006). De fato, Menezes-Filho (2001) ressalta que diferenças na educação dos trabalhadores brasileiros explicam, aproximadamente, metade do aumento da desigualdade social do país, entre 1960 e 1970. Nesse contexto, Menezes-Filho e Oliveira (2014) ressaltam que o acesso e a melhoria na qualidade educacional podem induzir à redução nas disparidades de rendimentos e sociais.

Um ponto que merece destaque, de acordo com Correia et al (2014), é que, na vida de crianças provenientes de famílias com menores recursos financeiros, o acesso à educação infantil garante um aumento de oportunidades de aprendizagem e estímulos superiores, em comparação aos oferecidos no próprio ambiente familiar. Assim, a creche e a pré-escola se tornam um fator de proteção que ajuda na obtenção de melhores resultados socioeconômicos na vida futura de uma

criança carente. Têm por efeito a diminuição dos impactos negativos impostos pelo meio familiar, ocasionados, por exemplo, pela baixa escolaridade materna e a baixa renda. Ainda, agravando o problema, essas condições familiares estão correlacionadas com um baixo estímulo infantil por parte da família (DEARING; TAYLOR, 2007).

Nessa lógica, são as crianças com condições sociais adversas que têm a probabilidade de apresentar maiores benefícios de creches e pré-escolas (CHRISTIAN et al., 1998). Segundo Dearing e Taylor (2007), crianças com condições sociais precárias estão inseridas em um ambiente no qual o acesso a livros e brinquedos, o contato dos pais para a estimulação verbal e a sensibilidade do afeto são potencialmente deficitários e problemáticos. Em contrapartida, a dinâmica de creches e pré-escolas é baseada em atividades elaboradas e estruturadas, específicas para a aprendizagem. Assim, o acesso de uma criança a algum centro de educação infantil compensa, em parte, o déficit do ambiente familiar (DOWSETT et al., 2008).

Entretanto, de modo geral, segundo Correa et al. (2014), não há consenso sobre os efeitos da creche no desenvolvimento infantil, pois este depende de fatores como a qualidade da escola, a quantidade de tempo em que a criança permanece no local e diversas variáveis do ambiente familiar. Apesar disso, os autores afirmam que há diversas evidências de que o ingresso de crianças em centros de educação infantil se traduz em um aumento no desempenho cognitivo, implicando melhores resultados em disciplinas como matemática e linguagens. Por outro lado, no que se refere ao campo sócio emocional, há trabalhos que mostram que o cuidado da criança por uma pessoa de fora do círculo familiar pode estar associado a problemas comportamentais, como agressividade, hostilidade e desobediência. De acordo com Watamura et al. (2011), os problemas mencionados se manifestam na ausência de certos aspectos de qualidade do ambiente escolar. Desta forma, Melhuish (2004) e Vandell (2004) afirmam que a qualidade de uma creche impacta de forma significativa o desenvolvimento cognitivo da criança; também possibilita a minimização dos problemas socioeconômicos. Em suma, apesar de o acesso à educação infantil ser essencial, a sua qualidade presta um papel central no desenvolvimento pleno das capacidades e das habilidades das crianças.

No que se refere ao desenvolvimento linguístico de uma criança, verifica-se que está altamente correlacionado com a quantidade e a receptividade de suas interações com os adultos (MELHUIHSH et al., 1990b; MELHUIHSH, 2001). Whitebook et al. (1989), em um estudo para os Estados Unidos, mostraram que crianças oriundas de creches com qualidades inferiores obtiveram um menor desenvolvimento linguístico e social. Por outro lado, o mesmo estudo observou que as creches de má qualidade tendiam a ser frequentadas justamente por famílias de baixa renda. Além disso, segundo Oberklaid (2013), a escolha das creches está relacionada às disponibilidades das condições familiares, a fatores que envolvem o tempo disponível para procurar uma creche, questões financeiras e proximidade entre as creches disponíveis e a residência familiar. Esses fatores prejudicam crianças oriundas de famílias com baixa renda, muitas vezes residentes de áreas periféricas. Melhuish (2001) ressalta alguns aspectos que distinguem a qualidade da pré-escola:

- interação adulto-criança compreensiva, afetuosa e disponível;
- equipe com boa formação, comprometida com o trabalho com crianças;
- instalações seguras, higiênicas e acessíveis aos pais;
- proporções adulto-criança e tamanho dos grupos que permita à equipe interagir de forma apropriada com as crianças;
- supervisão que assegure coerência;
- equipe treinada para garantir continuidade, estabilidade e melhoria da qualidade;
- currículo apropriado para o desenvolvimento, com conteúdo educacional;
- envolvimento dos pais, em especial o compromisso que resulte na melhoria do ambiente de aprendizagem doméstico, em coerência com as atividades desenvolvidas na pré-escola.

A educação pré-escolar, como já mencionado, propicia diversos benefícios para as crianças, como melhora no desempenho educacional, qualificações, salário e emprego, quando adultos. Um exemplo que mostra a importância das pré-escolas e das creches é o PISA –*Programme for International Student Assessment* –, que consiste em um estudo do rendimento escolar realizado em 65 países. Em seu relatório de 2009, o exame identificou que estudantes de 15 anos, que haviam frequentado creches ou pré-escolas, estavam à frente, em um ano, em comparação àqueles que não tiveram acesso à educação infantil. OPIISA ainda constatou que a frequência de criança em creches e pré-escolas de qualidade estaria associada significativamente à habilidade de leitura aos 15 anos (GOODMAN; SIANESI, 2005).

No que se refere ao financiamento dessa etapa de ensino no Brasil, de acordo com Monteiro (2015), o país aumentou consideravelmente os gastos em educação, a partir da década de 1990. Além dos fatores já mencionados nos parágrafos anteriores, a autora ressalta a importância dos *royalties* da produção de petróleo nesse aumento de gastos educacionais. Por exemplo, ela estimou que, a cada real de aumento no valor total da produção de petróleo, se associa uma receita de *royalties* de R\$ 0,02, valor que é totalmente revertido em despesa municipal, sendo R\$0,003 em despesa com educação. Entretanto, segundo Ferraz et al. (2012), existem evidências de corrupção e má alocação de recursos para a educação no Brasil, fato que pode resultar em aumento de receita (e despesas), sem que isso se traduza em ampliação no acesso à educação e/ou na sua qualidade. De fato, Amaral e Menezes-Filho (2008) encontraram evidências de que o aumento de gastos educacionais no país não resultou em melhoras no desempenho e qualidade escolar.

Dito isso, o presente trabalho pretende analisar, em termos estatísticos, o acesso à educação infantil no Brasil, em especial, à creche e à pré-escola. Essa análise será feita considerando o período entre 2000 e 2010 e buscará caracterizar o acesso à educação infantil nos municípios brasileiros, assim como seu comportamento no período.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Base de Dados e Modelo Econométrico

No artigo, foram utilizados dados coletados nos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), nos anos de 2000 e de 2010, a partir da plataforma SIDRA (Sistema de Recuperação Automática). A variável de interesse é a proporção de crianças de 0 a 5 anos de idade que frequentavam a creche ou a pré-escola, considerando todos os 5565 municípios brasileiros. As demais variáveis utilizadas na análise econométrica estão dispostas no Quadro 1, sendo todas referentes ao ano de 2000, com exceção da Educação\_Infantil e Des\_Edu\_Infantil, que se referem ao incremento, como proporção da população infantil do município, entre o período de 2000 e 2010. Vale destacar que a elaboração dos mapas, das estatísticas espaciais e da modelagem econométrica espacial, que serão detalhadas na próxima subseção, ocorreu por meio dos softwares GEODA e GEODASPACE.

**Quadro 1** – Variáveis utilizadas e suas respectivas fontes

Variáveis		Fonte
Acesso_Educação	Aumento proporcional no acesso de crianças de 0 a 5 anos à educação infantil	IBGE
Despesa_Educação_Infantil	Aumento na despesa municipal com educação infantil	FINBRA
Renda_Percapita	Renda <i>per capita</i>	ATLAS
Densidade_Habitacional	Densidade habitacional (Hab/Km <sup>2</sup> )	IBGE
População_Urbana	% População urbana	ATLAS
Gini	Índice de Gini	ATLAS

Variáveis		Fonte
Desemprego	% da população que está desempregada	IBGE
Mulher_Chefe_Família	% de mulheres que são chefes de família	ATLAS
Taxa_Fecundidade	Taxa de fecundidade	ATLAS
Criança_Pobreza	% de crianças vulneráveis à pobreza	ATLAS
Proporção_Criança	Proporção de crianças de 0 a 5 anos na população total	IBGE
Gravidez	Percentual de mulheres com gravidez na adolescência	ALTAS

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere à estimação do modelo econométrico, assume-se que há uma relação log-log entre as variáveis do Quadro 1, especialmente quando se considera a relação entre aumento dos gastos em educação infantil e seu efetivo acesso. Logo, podemos representar a relação da seguinte forma:

$$\log(\text{Acesso\_Educ}_m) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{Despesa\_Educ}_m) + \beta_2 \log(X_m) + \beta_3 D.\text{Sul} + \beta_4 D.\text{CentroOeste} + \beta_5 D.\text{Norte} + \beta_6 D.\text{Nordeste} + \varepsilon_m \quad (1)$$

em que:  $\text{Acesso\_Educ}_m$  é o aumento na proporção de crianças de 0 a 5 anos que frequentaram instituições de ensino infantil, entre 2000 e 2010;  $\text{Desp}_m$  refere-se ao aumento na despesa municipal com educação infantil, entre 2000 e 2010;  $X_m$  é um vetor de variáveis explicativas estruturais para o ano de 2000, relacionadas às condições sociais e econômicas dos  $m$  municípios brasileiros. Por fim,  $D.\text{CentroOeste}$ ,  $D.\text{Norte}$ ,  $D.\text{Nordeste}$  e  $D.\text{Sul}$  referem-se às variáveis binárias, *dummies*, que buscam captar características estruturais próprias das grandes regiões brasileiras listadas.

Vale mencionar que a escolha da região Sudeste como referência está ligada ao fato de essa localidade ser aquela com maior população e riqueza do país, o que permitirá, portanto, comparar seus indicadores de acesso à educação com as demais regiões, a partir de fatores estruturais incluídos em (1). Dito de outra maneira, as variáveis dicotômicas incluídas no modelo irão captar a diferença das grandes regiões brasileiras em relação ao Sudeste. Por isso, será possível inferir como suas características estruturais se diferenciam entre si. Além disso, a sua exclusão também tem como objetivo evitar a armadilha da variável dicotômica, que invalida a inferência, devido multicolinearidade perfeita. A correlação entre as variáveis encontra-se no Apêndice A, sendo possível verificar nenhum valor que possa comprometer as inferências estatísticas a serem realizadas. Por fim, a equação (1) será estimada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e de diversos modelos espaciais (SAR, SEM, SLX, SDM e SDEM) propostos pela Econometria Espacial, os quais serão detalhados na subseção 3.2 (ALMEIDA, 2012).

### 3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é usada como um método para investigar distribuições espaciais e seus padrões (*clusters*), a fim de observar a existência ou não de múltiplos regimes espaciais, formas de instabilidade espacial e *outliers*. Assim sendo, a AEDE se baseia em aspectos espaciais, por meio de dados georeferenciados. Nesse contexto, a autocorrelação espacial é uma estatística recorrente para captar concentrações e correlações espaciais entre unidades geográficas vizinhas. De modo geral, a autocorrelação espacial é uma ferramenta de suma importância para AEDE. Em particular, o índice de Moran Global, chamado de I de Moran, utilizado no presente trabalho, mede a autocorrelação espacial a partir do produto dos desvios em relação à média, indicando, assim, o grau de associação espacial presente no conjunto de dados. O I de Moran é representado como

$$I_t = \left( \frac{n}{S_0} \right) \left( \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t=1, \dots, n \quad (2)$$

em que  $n$  é o número de regiões;  $S_0$  é um valor igual à soma de todos os elementos de  $W$ ;  $z$  é o valor da variável de interesse padronizada;  $Wz$  corresponde aos valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, segundo uma matriz de ponderação  $W$ .

O índice de Moran Local, por sua vez, é usado para quantificar o grau de associação espacial local a que cada unidade espacial do conjunto amostral está submetida, em função de um modelo de vizinhança preestabelecido. Segundo Anselin (1995), há uma proporcionalidade entre os indicadores espaciais globais e locais, pois os Indicadores Locais de Associações Espaciais (LISA) permitem decomposição dos indicadores globais em individuais, que, por sua vez, identificam porções territoriais de não estacionaridade e aglomerados (*clusters*). Desse modo, o LISA serve para inferir sobre as áreas de influência de determinadas variáveis, dentro de um conjunto de localizações, de padrões espaciais locais onde há uma tendência a se encontrar valores similares para essas amostras.

Abaixo, a representação do LISA se dá por

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (3)$$

em que  $z_i$  representa a variável de interesse da região  $i$  padronizada;  $w_{ij}$  é o elemento da matriz de ponderação espacial ( $W$ ), e  $z_j$  é o valor da variável de interesse na região  $j$  padronizada. Assim, o I de Moran local permite identificar pontos onde determinadas características são predominantes, por meio da detecção de agrupamentos significativos (*clusters* espaciais) com valores próximos. Os *clusters* espaciais apresentam quatro tipos de associação: Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto. Cada configuração se refere à característica de associação espacial entre as unidades geográficas vizinhas que compõem o agrupamento.

### 3.3 Econometria Espacial

O componente espacial é incorporado no modelo econométrico essencialmente, por meio de variáveis defasadas espacialmente. Dentre as defasagens utilizadas, tem-se, por exemplo, a defasagem da variável dependente ( $Wy$ ), da variável explicativa ( $WX$ ) e do termo de erro ( $W\xi$  ou  $W\varepsilon$ ). São essas variáveis que, ao serem incluídas no modelo, controlam a dependência espacial presente nos dados e, em até certo grau, a heterogeneidade espacial. Além disso, vale mencionar que a inclusão de componentes espaciais permite o controle não somente de *spillovers* e heterogeneidades espaciais, mas também de características não observáveis que são correlacionadas espacialmente, fato que minimiza possíveis vieses induzidos por omissão de variáveis relevantes.

De modo geral, é possível propor um modelo espacial geral, e, ao se impor restrições aos parâmetros, podem-se obter as especificações propostas pela econometria espacial, a saber, os modelos SAR, SEM, SLX, SDM e SDEM.<sup>3</sup> O presente artigo se propõe a estimar essas especificações espaciais, com o método clássico de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), visando escolher os resultados que melhor se adequam ao objeto em estudo e testar a robustez das evidências encontradas. O modelo espacial geral é representado como

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\tau + \xi \quad (4)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon$$

3 Para maiores informações, consultar Almeida (2012).



em que  $X$  é a matriz de variáveis explicativas;  $\beta$  é o vetor  $k \times 1$  de coeficientes da regressão;  $\varepsilon$  é o termo de erro com média zero e variância constante. Os demais termos serão analisados nos próximos parágrafos.

O modelo de defasagem espacial ou *Spatial Autoregressive Model* (SAR) é obtido ao se impor as seguintes restrições ao modelo (12):  $\rho \neq 0$ ,  $\tau = 0$  e  $\lambda = 0$ . Dessa forma, o modelo SAR busca captar efeitos de autocorrelação espacial da variável dependente entre unidades espaciais vizinhas. Por isso, inclui-se como variável explicativa no modelo econométrico a variável dependente defasada espacialmente ( $\rho W y$ ), a qual pode ser interpretada como o valor médio da variável dependente das unidades espaciais vizinhas. No caso do presente trabalho, o modelo SAR buscará identificar se o acesso à educação infantil de um dado município é influenciado pelo valor dessa variável em seus vizinhos, determinados segundo uma matriz de peso espacial. Se  $\rho > 0$  e significativo, há indícios de presença de autocorrelação espacial positiva, ou seja, o acesso à educação infantil está espacialmente correlacionado, enquanto um  $\rho < 0$  e significativo indica a presença de autocorrelação espacial negativa. Cabe ressaltar que o modelo acima sofrerá com o problema de endogeneidade da variável defasada; por isso, deve ser estimado por meio de variáveis instrumentais, sendo que os instrumentos utilizados são as variáveis explicativas defasadas ( $WX$ ).

O modelo de erro autorregressivo espacial ou *Spatial Error Model* (SEM), por sua vez, emerge se  $\rho = 0$ ,  $\tau = 0$  e  $\lambda \neq 0$ , isto é, quando a dependência espacial se manifesta no termo de erro. Esse modelo é adequado quando ocorre um choque em alguma característica não observada presente no termo de erro de uma região que se espalha pelas regiões vizinhas, afetando-as. Quanto mais próximo de um for o parâmetro  $\lambda$ , maior é o efeito desse choque na vizinhança. A estimação por MQO não é adequada, pois o viés no termo de erro torna as estimativas dos parâmetros do modelo ineficientes. Por isso, segundo Kelejian e Prucha (1999), deve-se estimar o modelo SEM por máxima verossimilhança (MV) ou pelo método generalizado dos momentos (MGM), dependendo da distribuição do termo de erro.

O modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX) ocorre quando  $\rho = 0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda = 0$  e busca captar o transbordamento espacial das variáveis independentes dos vizinhos, utilizando a matriz de pesos espaciais  $W$  como operador de defasagem espacial. Essa defasagem das variáveis explicativas é exógena, pois as variáveis são determinadas fora do modelo. Por esse motivo, o modelo não apresentará problema de endogeneidade, sendo, portanto, possível estimar por Mínimos Quadrados Ordinários. O modelo de Durbin Espacial ou *Spatial Durbin Model* (SDM) e o modelo de Durbin Espacial do Erro ou *Spatial Durbin Error Model* (SDEM) são, na verdade, uma combinação dos modelos anteriores. O SDM é obtido se  $\rho \neq 0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda = 0$ , isto é, quando há a presença de autocorrelação espacial na variável dependente e nas variáveis explicativas. Assim como no modelo SAR, o termo  $\rho W y$  deve ser estimado com variáveis instrumentais para evitar o problema de endogeneidade. O SDEM, por sua vez, ocorre se  $\rho = 0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ , quando a dependência espacial se manifesta nas variáveis explicativas e no termo de erro. Esse modelo deve ser estimado seguindo o mesmo procedimento, proposto por Kelejian e Prucha (1999), do modelo SEM.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 mostra o percentual de crianças entre 0 e 5 anos atendidas por creche e pré-escola nos estados brasileiros, entre 2000 e 2010, assim como suas respectivas taxas de crescimento no período. O cálculo dessa porcentagem foi feito por meio de dados coletados no Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA. Os dados se referem ao número de vagas em creches por estado e o número de crianças de 0 a 5 anos que tinham idade para frequentar a educação infantil. Desta forma, a porcentagem é obtida através da divisão entre o número de crianças atendidas pela população total de crianças na faixa etária correspondente nos estados.

**Tabela 1** – Percentual de crianças entre 0 a 5 anos atendidas pela educação infantil nos estados brasileiros, nos anos de 2000 e 2010, e a taxa de crescimento no período

Estado	Educação 2000	Educação 2010	Taxa Crescimento
Santa Catarina	15,80%	37,77%	139,05%
São Paulo	10,19%	28,98%	184,35%
Espírito Santo	12,37%	28,52%	130,52%
Paraná	10,64%	26,43%	148,33%
Rio Grande do Norte	14,73%	25,75%	74,76%
Rio Grande do Sul	11,60%	24,97%	115,33%
Ceará	12,87%	23,06%	79,18%
Mato Grosso do Sul	7,39%	22,77%	208,25%
Rio de Janeiro	9,96%	22,48%	125,85%
Mato Grosso	5,14%	17,91%	248,73%
Minas Gerais	7,19%	17,86%	148,40%
Piauí	12,23%	17,71%	44,77%
Distrito Federal	8,86%	16,92%	91,06%
Tocantins	4,22%	15,73%	273,21%
Roraima	9,83%	15,21%	54,73%
Bahia	5,60%	13,98%	149,54%
Maranhão	4,93%	13,62%	176,37%
Goiás	4,42%	13,16%	197,37%
Pernambuco	6,07%	12,94%	113,35%
Paraíba	5,70%	12,94%	126,81%
Sergipe	6,54%	11,77%	80,05%
Alagoas	4,62%	11,51%	149,26%
Pará	6,18%	10,75%	73,79%
Rondônia	3,78%	10,40%	174,91%
Acre	2,21%	9,49%	330,07%
Amazonas	3,27%	8,45%	158,67%
Amapá	3,39%	7,08%	108,98%
Média	7,77%	17,71%	144,66%

Fonte: Elaborado pelos autores com dados do IBGE.

*quantile*, os quais estão dispostos na Figura 1. O primeiro mapa, da esquerda para direita, refere-se ao percentual de crianças entre 0 e 5 anos atendidas por ensino infantil nos municípios, no ano 2000, enquanto o segundo é essa mesma variável para o ano de 2010. Por fim, as cores claras indicam baixo acesso à educação infantil, enquanto os mais escuros indicam maior acessibilidade relativa. É visível que, no período de 10 anos considerados, ocorreu um avanço significativo no acesso à educação infantil no Brasil, apesar dos ainda baixos indicadores de acesso. Por exemplo, o número de municípios que forneciam acesso à educação infantil de até 15% para as crianças decaiu de 4.809 para 2737, uma redução de, aproximadamente, 57%. Por outro lado, considerando

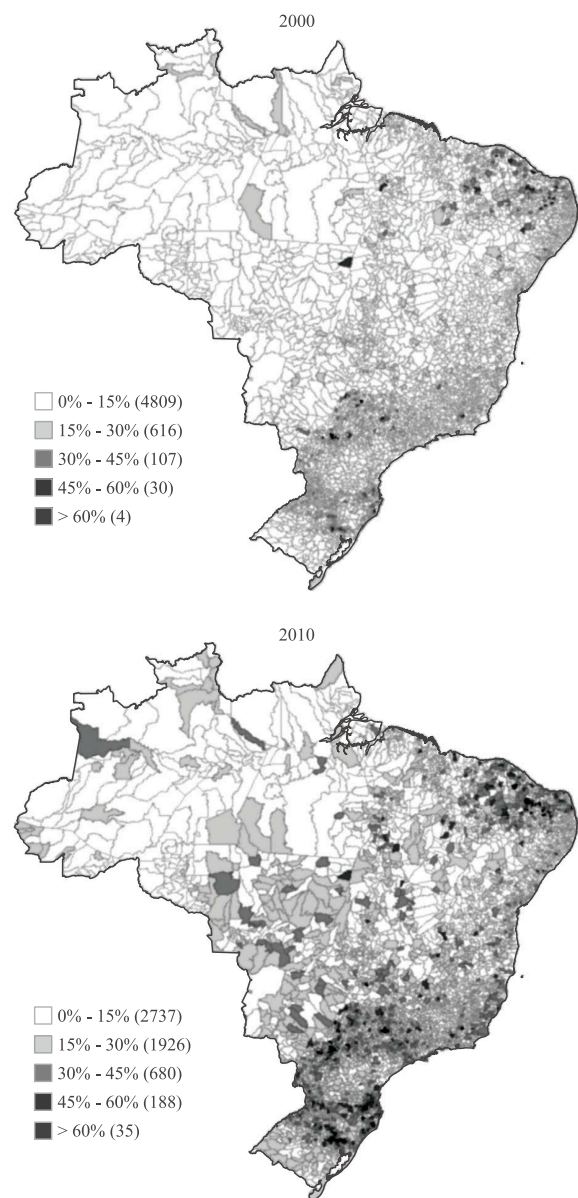
Já a taxa de crescimento, situada na última coluna da Tabela 1, representa a proporcionalidade do aumento de vagas em creches, ou seja, o crescimento de número de vagas de 2010 em relação a 2000. Observa-se que Santa Catarina é, proporcionalmente, o estado com maior número de crianças em creches. Entretanto, apesar de a infraestrutura de ensino infantil ser relativamente melhor no estado, é capaz de atender apenas 37,77% das crianças em idade de 0 a 5 anos, o que evidencia a precariedade de oferta desse serviço tão essencial para o desenvolvimento econômico e humano do país.

Apesar disso, outro fator importante que merece ser destacado é que as maiores taxas de crescimento se situam nos estados com menores índices de desenvolvimento humano (IDH) e renda *per capita*. Uma hipótese para esse fenômeno, sustentada por Kappel e Carvalho (1998), é o fato de que essas áreas geográficas estão sendo, há algum tempo, alvo de programas socioeducativos infantis e de transferência de renda, o que pode ter estimulado o aumento no acesso à educação infantil. Além disso, para Ribeiro e Cacciamali (2012), programas como o Bolsa Família proporcionam às famílias uma assistência monetária capaz de aumentar a frequência escolar das crianças. Ainda, para os autores, a transferência monetária para as famílias, tendo em vista a condição social imposta, contribuiria para o aumento do nível escolar das crianças, que, quando adultas, consequentemente teriam maiores rendimentos econômicos. De qualquer forma, análises empíricas rigorosas e focalizadas ainda precisam ser empregadas para melhor investigar essa hipótese.

Para melhor observar a evolução do aumento do acesso à educação infantil entre os municípios brasileiros, ao longo do período de análise, foram construídos dois mapas de

a faixa de 15% a 45%, que, em 2000, era composta por 723 municípios, o número apresentou um aumento para 2606 municípios, em 2010, um crescimento de 360%. Por fim, os municípios que proporcionavam acima de 45% de acesso à educação infantil às suas crianças cresceram de 34 para 223 municípios, um aumento de 655%.

**Figura 1** – Acesso à educação infantil nos municípios brasileiros



Fonte: Elaborado pelos autores, a partir do SIDRA/IBGE (2019).

disso, observa-se um aumento na magnitude dos coeficientes no decorrer dos anos, sinalizando uma intensificação da concentração espacial e de transbordamento espacial para a vizinhança.

**Tabela 2** – I de Moran para a educação infantil nos municípios brasileiros em 2000 e 2010

	Matriz de Convenção			
	Três viz.	Cinco viz.	Sete viz.	Dez viz.
Educação Infantil 2000	0,3373*	0,3258*	0,3085*	0,2945*
Educação Infantil 2010	0,3757*	0,3625*	0,3529*	0,3367*

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: Pseudo-Significância empírica baseada em 99999 permutações aleatórias. \* Nível de significância de 1%.

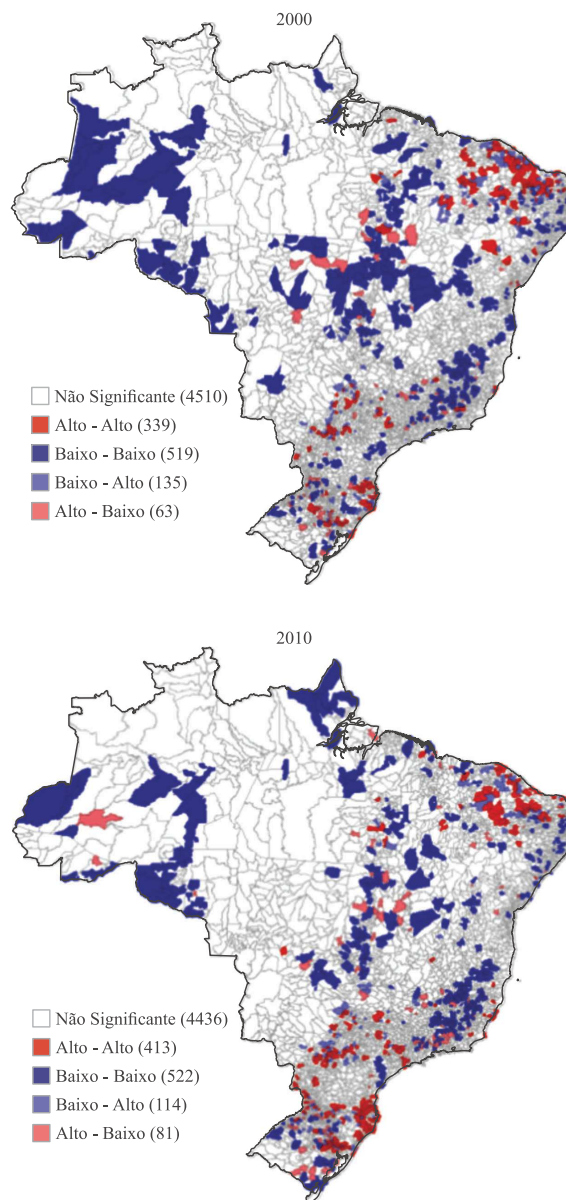
Entretanto, mesmo diante do aumento do acesso à educação infantil no país, entre o período considerado, os municípios brasileiros se encontram consideravelmente distantes da universalização da educação para as crianças de 0 a 5 anos. Portanto, apesar de a Constituição de 1988 e a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional de 1996 terem estabelecido a educação infantil como primeira base para a educação e dever do Estado, o resultado ainda está aquém do ideal, especialmente em vista da importância da educação nessa fase de desenvolvimento. De acordo com Rodrigues (2017), a insuficiência de educação e estímulos às crianças de 0 a 5 anos pode comprometer seu desenvolvimento cognitivo, impactando o desempenho escolar futuro e a inserção social e produtiva na fase adulta.

Ao comparar a distribuição do acesso à educação infantil entre os municípios brasileiros no período inicial *versus* o final (Figura 1), constata-se um alargamento na participação de alguns municípios que, *a priori*, forneciam um acesso reduzido de vagas às suas crianças. Ademais, esses municípios tenderam a se localizar próximos de regiões com acesso relativamente mais amplo. Portanto, é evidente um processo de concentração espacial do acesso à educação infantil no Brasil, o qual, inclusive, se intensificou no decorrer dos anos. A estatística I de Moran da Tabela 2 ratifica essa inferência, apresentando coeficientes positivos e estatisticamente significativos – independentes da matriz de convenção aplicada. Dessa forma, municípios com maior fornecimento de vagas na educação infantil tenderam a estar rodeados por municípios também com altos valores (e vice-versa). Além

Esse fenômeno espacial de concentração do acesso à educação infantil nos municípios brasileiros é exposto na Figura 2. Ao utilizar os indicadores locais de associação espacial (Mapas Lisa), identificou-se a existência de *clusters* espaciais no acesso à educação infantil ao longo do território brasileiro. Pode-se notar, em 2000, um grande *cluster* com configuração espacial Alto-Alto (AA) na região Nordeste do país, indicando que essa localidade concentrava espacialmente o maior número relativo de unidades educacionais voltadas para atendimento de crianças de 0 a 5 anos. Em 2010, porém, verifica-se uma diminuição desse grande *cluster*. Observa-se também que, nos estados de Santa Catarina (região litorânea), Rio Grande do Sul (região metropolitana de Porto Alegre), Paraná (região norte) e São Paulo (distribuída ao longo estado), há a presença de *clusters* do tipo AA, no ano 2000. Além disso, verifica-se que essas mesmas localidades mencionadas tiveram uma consolidação, quando considerado o ano de 2010. Esse fato pode ser explicado, teoricamente, pela presença de *spillovers* espaciais das políticas públicas neste período, ou seja, municípios com melhores políticas de incentivo à educação infantil tendem a influenciar municípios vizinhos a tomarem atitudes no mesmo sentido.

Já no que se refere aos *clusters* com configuração espacial Baixo-Baixo (BB), algumas localidades se destacam. A região Norte (Amazônia, Rondônia e Pará) e a Sudeste (Minas Gerais), por exemplo, mantiveram, em algumas partes desses estados, a mesma configuração espacial BB, entre os períodos considerados. Tal fato evidencia uma certa inércia intertemporal dos agentes públicos locais, ao não conseguirem fornecer acesso adequado à educação às crianças de 0 a 5 anos, nos municípios localizados nesses *clusters* espaciais BB, apesar dos esforços legislativos e políticos das últimas décadas. Tendo em vista as evidências sobre o impacto da falta de educação infantil, esses estados com baixa oferta podem estar comprometendo os seus respectivos desenvolvimentos econômico e social futuros.

**Figura 2** – Mapas LISA para o acesso à educação infantil nos municípios brasileiros



Fonte: Elaborado pelos autores, a partir do SIDRA (2019).  
Nota: \* Nível de significância de 5%.

Os modelos econométricos estimados, por sua vez, encontram-se na Tabela 3. Para definir o melhor modelo espacial, o qual servirá para análise dos resultados, considerou-se aquele que melhor captou a autocorrelação espacial contida nos resíduos, considerando os modelos: defasagem espacial (SAR), erro espacial (SEM), Durbin espacial (SDM) e regressivo cruzado espacial (SLX), além dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Tal tarefa foi realizada através de análise do I de Moran dos resíduos e da ausência de autocorrelação espacial nos resíduos resultantes do modelo espacial. Tal tarefa resultou na esco-

lha do modelo Durbin espacial (SDM), destacado em negrito na Tabela 3, tendo em vista que foi o único a expurgar a dependência espacial dos resíduos,<sup>4</sup> baseando-se nos procedimentos realizados por Raiher e Candido (2018) e Barros et al. (2019). Em outras palavras, a abordagem, ao incorporar *spillovers* espaciais, possibilitou uma melhor adequação da modelagem econométrica. Vale ressaltar que a definição da melhor matriz de defasagem se baseou na matriz com o maior coeficiente I de Moran para os resíduos de MQO (Apêndice B), optando-se pela matriz três vizinhos.

**Tabela 3** – Modelos estimados

Variáveis	MQO	SAR	SEM	SLX	SDM	SDEM
Despesa_Educação_Infantil	0.0529**	0.0319**	0.0393**	0.0397**	0.0298**	0.0360**
Renda_Percapita	0.3940	-0.1125	0.1277	-0.2984	-0.3959*	-0.3105
Densidade_Habitacional	-0.0268	0.0074	0.0068	0.0966*	0.1051*	0.0916*
População_Urbana	0.4131**	0.3006*	0.3430**	0.3072*	0.2613*	0.3021*
Gini	-1.0985**	-0.0502	-0.6884	-0.2720	-0.0408	-0.1720
Desemprego	0.1412*	0.0974	0.1264	0.1322	0.1256*	0.1243
Mulher_Chefe_Família	-0.0115	0.2493	0.1797	0.3023	0.3534*	0.3403
Taxa_Fecundidade	-0.2777	-0.3787	-0.5051	-0.5299	-0.5954**	-0.5856
Criança_Pobreza	-0.0246	0.0645	0.0277	0.0516	0.0828*	0.0551
Proporção_Criança	-0.1912	-0.2016	-0.2423	-0.4393**	-0.4046**	-0.3943**
Gravidez	-0.0583	-0.0807	-0.0797	-0.0715	-0.0856*	-0.0779
Centro-Oeste	0.1147*	0.1233*	0.1457	0.1268*	0.0745	0.1264
Nordeste	0.3071**	0.0850	0.1649	0.5437**	0.2310**	0.4626**
Norte	0.0283	0.1267	-0.0329	0.1323	0.0711	0.0883
Sul	0.3725**	0.1403**	0.3842**	0.3513**	0.1534**	0.3458**
Constante	-4.7542**	-1.9249	-4.2935**	-3.9553**	-1.8360**	-3.6133**
$\rho$	-	0.8014**	-	-	0.6232**	-
$\lambda$	-	-	0.3857**	-	-	0.3363**
W_Despesa_Educação_Infantil				0.0418**	0.0143	0.0344**
W_Renda_Percapita				0.6443**	0.4850*	0.5279*
W_Densidade_Habitacional				-0.1634**	-0.1351*	-0.1548**
W_População_Urbana				0.5485**	0.2642	0.6373**
W_Gini				-0.9023	-0.2142	-0.7327
W_Desemprego				0.0037	-0.0979	-0.0731
W_Mulher_Chefe_Família				-0.8249**	-0.5216*	-0.7399*
W_Taxa_Fecundidade				0.2680	0.3937	0.0679
W_Criança_Pobreza				-0.2676**	-0.1253*	-0.2245**
W_Proporção_Criança				0.3543*	0.3778*	0.3644
W_Gravidez				0.1330	0.0643	0.0800
Jarque-Bera	746.282**	-	-	-	-	-
Koenker-Bassett	569.180**	-	-	-	-	-
Moran's I	0.112**	-0.042*	0.124**	0.103**	-0.026	0.106**

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: \*\* Nível de significância de 1%. \* Nível de significância de 5%.

4 Vale destacar que o Teste Robusto de Multiplicador de Lagrange aplicado aos resíduos do modelo MQO também indicou a incorporação da defasagem da variável dependente como a mais indicada, reforçando a escolha da especificação SDM. Multiplicador de Lagrange para defasagem apresentou um valor de 57.008 contra 11.537 para o termo de erro.

Ademais, devido ao fato de o teste Jarque-Bera ter apresentado um valor de 746.28, rejeitou-se a hipótese nula de normalidade nos resíduos com um nível de significância a 1%. No que tange à variância dos resíduos, o teste Koenker-Bassett, com valor de 569.18, também rejeitou a hipótese de homocedasticidade ao nível de 1% de significância, indicando a presença de variância não constante nos resíduos, fato que pode invalidar as inferências estatísticas. Sendo assim, os modelos espaciais, devido à não normalidade nos resíduos, foram estimados com o Método Generalizado dos Momentos de Kelejian e Prucha (1999). Além disso, será empregado o erro robusto de White (1980), nos modelos OLS, SAR, SLX e SDM, e o erro robusto de Kelejian e Prucha (2010) para os modelos SEM e SDEM, ambos visando controlar a presença de heterocedasticidade.

Dentre os resultados, verifica-se que Despesa Municipal com educação infantil se mostrou estatisticamente significativa em todos os modelos estimados, fato que reforça a importância dessa variável para o aumento do acesso nessa etapa de ensino às crianças do país. Além disso, os coeficientes se mantiveram próximos, demonstrando a robustez dos resultados encontrados. Portanto, o aumento da despesa municipal com educação infantil é capaz de ocasionar a ampliação no seu acesso. Tendo em vista que os modelos estimados são do tipo log-log, é possível realizar a interpretação de seus coeficientes como elasticidades. Sendo assim, o aumento de 1% na despesa com educação infantil nos municípios brasileiros é capaz de aumentar em, aproximadamente, 0,03% o acesso a essa etapa de ensino.

Entretanto, a variável que visa captar *spillovers* espaciais do incremento dos gastos municipais em educação infantil não se mostrou significativa, indicando que os efeitos se concentram majoritariamente na localidade onde foram realizados. Em outras palavras, esse resultado indica que o aumento no gasto municipal no sistema de ensino não transborda positivamente para os municípios vizinhos. Desse modo, a elevação das despesas em educação em uma localidade não cria incentivos aos gestores políticos das regiões vizinhas a “imitarem” o mesmo comportamento, o que reflete uma certa independência na tomada de decisões acerca dos gastos com educação entre os municípios. De modo anedótico, esse fato pode ser reflexo de um relativo engessamento dos orçamentos públicos municipais no curto prazo, que devem cumprir os ciclos orçamentários definidos pela Constituição Federal. De modo específico, as despesas municipais devem refletir as determinações e os planos dispostos nos Planos Plurianuais (PPA), na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e na Lei Orçamentária Anual (LOA). Portanto, mesmo que um gestor público seja influenciado pela atitude dos municípios vizinhos e queira aumentar as despesas municipais com determinada rubrica, só poderia fazê-lo dentro dos ciclos orçamentário e político, que costumam ser rígidos no curto prazo, fato que possivelmente seja refletido nas evidências aqui encontradas.

Por outro lado, os *spillovers* espaciais da variável dependente exercem efeitos positivos nas regiões circundantes. Portanto, o aumento da proporção das crianças de 0 a 5 anos atendidas pelo sistema de ensino proporciona uma influência benéfica aos municípios vizinhos. Tal fato pode estar relacionado à existência de pressões políticas, características estruturais comuns ou, até mesmo, variáveis não observáveis importantes que estejam correlacionadas espacialmente e que, ao ocorrerem em determinada região, apresentam tendência semelhante em localidades próximas. Portanto, ao ocorrer um aumento na demanda social e política por ampliação da educação infantil que incorra em elevação da proporção do acesso em determinado município, esse efeito pode também transbordar para localidades vizinhas, devido à presença de similaridades institucionais, geográficas e estruturais.

É importante mencionar que, diante da presença de transbordamentos espaciais significativos, os coeficientes estimados possuem efeitos indiretos importantes que devem ser considerados. Segundo Lesage e Pace (2009), o efeito total de uma variável pode ser estimado considerando-se a seguinte equação: . Desse modo, o efeito total do aumento da despesa municipal em educação se torna 0,0791, ou seja, um aumento de 1% nos gastos com essa rubrica implica num crescimento em, aproximadamente, 0,08% no acesso à educação infantil. Dito de outra forma, se os gastos públicos municipais aumentassem em 100%, em linha com o que foi verificado entre o período de

2000 a 2010, pode-se esperar um crescimento no acesso à educação infantil de cerca de 8%, valor muito próximo do apresentado no período, de cerca de 10% (Tabela 1). Isso reflete, em certa medida, que a ampliação do acesso a essa etapa de ensino esteve condicionada no período considerado, em grande parte, ao aumento de recursos financeiros e ao pouco ganho de eficiência dos recursos já disponíveis, o que corrobora evidências encontradas pela literatura (AMARAL; MENIEZES-FILHO, 2008; FERRAZ et al., 2012; MONETIRO, 2015).

Dentre as variáveis de controle, vale ressaltar a população do município que vive em área urbana, assim como a densidade demográfica, que se mostraram estatisticamente significantes, evidenciando a relevância da urbanização para o aumento da proporção de crianças na creche e na pré-escola. Tal fato está de acordo com Paschoal e Machado (2009) e Oliveira (2004), que afirmam que o processo de urbanização e o aumento da importância relativa das cidades foi um significativo vetor de indução do surgimento e ampliação da educação infantil no mundo e, particularmente, no Brasil. Destaca-se também a variável proporção de crianças de 0 a 5 anos na população total, que apresentou significância estatística e sinal negativo, tanto para a influência direta no município quanto para influências em outros municípios, ou seja, para os transbordamentos espaciais para as regiões vizinhas ( $W\_Proporção\_Criança$ ). Isso indica que quanto maior a proporção de crianças na população, menor é o número relativo de vagas. Tal característica também é captada indiretamente pela variável taxa de fecundidade do município, que se mostrou significativa e com impacto negativo no acesso à educação infantil. Ademais, a proporção de gravidez na adolescência está correlacionada a um menor aumento no acesso a creche e pré-escola nos municípios brasileiros.

Esses fatos evidenciam que os municípios brasileiros que apresentam maior necessidade de educação infantil, por terem uma maior proporção de crianças na população, taxa de fecundidade e gravidez na adolescência, são justamente aqueles que apresentaram a menor capacidade de oferecer esse serviço essencial ao desenvolvimento infantil. De modo geral, essa incapacidade, de acordo com Melhuish (2008), pode afetar negativamente as taxas de produtividade, renda, violência e outros indicativos de desenvolvimento socioeconômico e de qualidade de vida.

Por outro lado, a proporção de mulheres chefes de família e crianças na pobreza e a taxa de desemprego no município se mostraram significativas e com impacto positivo no aumento do acesso à educação infantil. Tais variáveis estão relacionadas com vetores de demanda social por creche e pré-escola, e suas significâncias estatísticas indicam que estão se traduzindo em aumento efetivo no acesso a essas etapas de ensino. De acordo com Pacheco e Dupret (2014), as creches e as pré-escolas se tornam demandas sociais crescentes, em especial, por serem um lugar para o desenvolvimento e o cuidado dos filhos de mães trabalhadoras. Nesse sentido, as evidências apontam que os municípios brasileiros responderam positivamente a essa demanda social. Entretanto, em vista do ainda baixo acesso à educação infantil no Brasil, o efeito positivo identificado deve ser interpretado apenas em termos relativos. Além disso, a proporção de mulheres chefes de família e crianças na pobreza apresentam efeitos negativos de transbordamento, influenciando negativamente o acesso à educação infantil em municípios vizinhos. Em suma, apesar da influência positiva no respectivo município, existe um *spillover* negativo para as regiões próximas, fato que pode anular seu efeito benéfico, quando se considera uma região mais ampla.

Por fim, vale ressaltar a significância estatística das variáveis dicotômicas para as grandes regiões Nordeste e Sul, ambas com sinal positivo, indicando que essas localidades apresentaram um aumento relativo no acesso à educação infantil maior, comparativamente ao Sudeste do país. Esse fato corrobora as evidências encontradas nas Figuras 1 e 2. Vale ressaltar, entretanto, que, conforme Monteiro (2015), a região Sudeste, especialmente Rio de Janeiro, Espírito Santo e São Paulo, foi a que obteve as maiores receitas advindas dos *royalties* do petróleo, a partir de 1997. Dessa forma, pode-se inferir que, apesar da presença de receitas municipais extraordinárias, esses estados não apresentaram ampliação ao acesso à educação infantil maiores do que outras regiões do País.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou, preliminarmente, realizar uma análise exploratória sobre o acesso à educação infantil nos municípios brasileiros, com o intuito de identificar padrões na evolução espacial e temporal no sistema educacional do país, utilizando os números de vagas em creches e pré-escolas para a população de 0 a 5 anos, referentes aos anos de 2000 e 2010. Em seguida, realizou-se uma investigação empírica com finalidade de verificar o impacto do aumento das despesas municipais em educação infantil, no mesmo período, na oferta relativa de vagas para as crianças de 0 a 5 anos no país.

A primeira conclusão do estudo a se destacar se refere à rejeição da hipótese de aleatoriedade espacial na distribuição do acesso à educação infantil nos municípios brasileiros. Os municípios com elevada disponibilidade de vagas são vizinhos de outros com valores também alto (e vice-versa). Portanto, conclui-se que a localização espacial pode ser uma variável relevante para explicar o acesso à educação infantil no país, fato potencialmente resultante da presença de inércia e transbordamentos espaciais. A segunda evidência encontrada na análise exploratória foi que os estados do Ceará, do Paraná, do Rio Grande do Sul, de São Paulo e Santa Catarina se mostraram regiões que forneciam, relativamente, acesso à educação infantil mais elevado. Além disso, no período considerado, observou-se uma ampliação do acesso nessas localidades. Por outro lado, a região Norte do país foi aquela que apresentou a maior dificuldade em aumentar o acesso à essa etapa da educação, cenário que levanta preocupações, em vista dos potenciais danos ao desenvolvimento futuro da região.

No que se refere às estimações econométricas, utilizaram-se diversos modelos visando à verificação da robustez dos resultados, sendo eles: MQO, SAR, SEM, SLX, SDM e SDEM. O modelo que melhor captou a relação estudada foi o modelo de Durbin Espacial (SDM), único a expurgar a dependência espacial dos resíduos. A relação básica encontrada foi que o aumento dos gastos públicos municipais em educação infantil foi capaz de ampliar o acesso nessa etapa de ensino entre os municípios brasileiros. Outra evidência importante encontrada é a significância estatística para os *spillovers* espaciais do acesso, que transborda positivamente para os municípios vizinhos. Esse fenômeno pode estar intimamente correlacionado à existência de características sociais e econômicas estruturais comuns entre as regiões. Por exemplo, o aumento do acesso num determinado município pode potencializar demandas sociais e políticas semelhantes que estão presentes em regiões vizinhas. Após consideradas as interações espaciais existentes, verificou-se que um aumento de 1% no gasto público municipal com educação se traduz num crescimento de 0,08% no acesso a creche e pré-escola.

Vale destacar que as evidências apontam que os municípios brasileiros que apresentam maior necessidade de educação infantil, por possuírem maior proporção de crianças na população, taxa de fecundidade e gravidez na adolescência, são justamente aqueles que apresentam menor capacidade de oferecer esse serviço. Esse fato pode resultar em impactos negativos nas taxas de produtividade, renda, violência e outros indicativos de desenvolvimento socioeconômico e de qualidade de vida, quando as crianças não atendidas passarem à fase adulta. Por outro lado, variáveis relacionadas à população do município que vive em área urbana e à densidade demográfica foram positivamente significativas, tornando evidente a correlação da urbanização com o aumento da proporção de crianças na creche e na pré-escola.

Por fim, pode-se destacar que a grande maioria das regiões brasileiros se encontra consideravelmente distante da universalização da educação infantil. Diante da importância dessa etapa de ensino, sua insuficiência educacional torna evidente a necessidade de aumento de esforços direcionados, especialmente de aumento do gasto público municipal e da eficiência dos recursos aplicados. Caso contrário, o desenvolvimento humano, social e econômico do país pode ser comprometido no longo prazo. Em suma, os resultados aqui encontrados podem auxiliar no planeja-



mento educacional municipal, especialmente no que se refere à promoção da democratização da educação infantil no País.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 498 p. 2012.
- AMARAL, L. F. L. E; MENEZES-FILHO. A relação entre gastos educacionais e desempenho escolar. In **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia**. ANPEC–Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2008.
- ARIÈS, P. **História social da criança e da família**. 2ed. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1986.
- BARROS, P. H. B; FREITAS JUNIOR, A. M; RAIHER, A. P; STEGE, A. L. Distribuição das Patentes Municipais do Sul do Brasil: uma análise espacial, com ênfase nos efeitos locais. **Revista Brasileira de Inovação**, v.18, n.1, p. 9-36, janeiro/junho, 2019.
- BECKER, G. S. **Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education** .3 ed. Chicago: University of Chicago Press, 1993.
- CARNEIRO, P. and J. HECKMAN. **Empirical Estimates of Rates of Return to Schooling**. Hanushek and F. Welch, 2003.
- CHRISTIAN K; MORRISON F. J.; BRYANT F. B. **Predicting kindergarten academic skills: Interactions among child care, maternal education, and family literacy environments**. Early Childhood Research Quarterly, Elsevier, 1998.
- CONSTITUIÇÃO (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília: Senado Federal: Centro Gráfico, 292 p, 1988.
- CORREA, E.; COMIM, F.; TAI, S. H. T. Impactos da Creche na Primeira Infância: efeitos dependendo das características da família e do grau de exposição ao centro de cuidado. **Anais da Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia – ANPEC**, 2014.
- CUNHA, F.; HECKMAN, J. J: **Human Capital Formation in Childhood and Adolescence**, CESifo DICE Report, ISSN 1613-6373, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, 2009.
- CURI, A; MENEZES-FILHO, N. Os efeitos da pré-escola sobre os salários, a escolaridade e a proficiência escolar. **Anais da Associação Nacional de Pós Graduação em Economia - ANPEC**, 2006.
- DEARING E. AND TAYLOR B. A. Home Improvements: Within-family Associations Between Income and the Quality of Children’s Home Environments. **Journal of Applied Developmental Psychology**, Elsevier, 2007.
- DOWSETT C. J; HUSTON A. C; IMES A. E; GENNETIAN L. Structural and process features in three types of child care for children from high and low income families. **Early Childhood Research Quarterly**, jan 1; 23(1): 69–93, 2008.
- ECA (1990). **Estatuto da Criança e do Adolescente**, Câmara dos Deputados, Lei no 8.069, de 13 de julho de 1990. DOU de 16/07/1990 – ECA. Brasília, DF.
- FARIA, A. L. G. **Educação pré-escolar e cultura**. Campinas: Editora da Unicamp; São Paulo: Cortez, 1999.

- FERRAZ, C; FINAN, F; MOREIRA, Corrupting learning: Evidence from missing federal education funds in Brazil. **Journal of Public Economics**, 96(9-10), 712–726, 2012.
- FOGUEL, M. N; VELOSO, F. A. Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. **The Journal of Economic Inequality**, 12(2), 191–220, 2013.
- FUJIMOTO, G. **Cenário Mundial das Políticas de Primeira Infância**. Avanços no Marco Legal da Primeira Infância. p. 24-59. Brasília, 2016.
- GERTLER, P. and FERNALD, L. **The Medium Term Impact of Oportunidades on Child Development in Rural Areas**. University of California and World Bank, Berkeley CA and Washington, DC, 2004.
- GOODMAN, A.; SIANESI, B. Early education and children's outcomes: how long do the impacts last? **Fiscal Studies**, v. 26, n. 4, p. 513-548, 2005.
- HECKMAN, JAMES J. **Investing in Disadvantaged Young Children is an Economically Efficient Policy**. CESifo DICE Report, 6(2):3-8, 2006.
- HECKMAN, JAMES J. **Lessons from the Technology of skill formation**. Working Paper 11142, NBER, 2005.
- KAPPEL, D. B; CARVALHO, J. C. B. A educação fundamental: o censo domiciliar de 1996 como parâmetro para o Plano Nacional de Educação 1998-2007. In: **Anais REUNIÃO ANUAL DA ANPEd**, 21. 1998, Caxambu. Anais...Rio de Janeiro: ANPEd. p. 143, 1998.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A. Generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 509-533, 1999.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A. Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. **Journal of Econometrics**, vol. 157, issue 1, 53-67, 2010.
- LEI DE DIRETRIZES E BASES DA EDUCAÇÃO NACIONAL (1996). **Senado Federal. Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional: nº 9394/96**. Brasília: 1996.
- MELHUIISH, E. C. **A literature review of the impact of early year's provision upon young children, with emphasis given to children from disadvantaged backgrounds**. London: National Audit Office, 2004.
- MELHUIISH, E. C. **British research on infant and pre-school day care and education**. In: PETROGIANNIS, K; MELHUIISH, E. C. (Ed.). **International perspectives on pre-school research**. Athens: Kastaniotis, 2001.
- MELHUIISH, E. C. Type of childcare at 18 months – II: relations with cognitive and language development. **Journal of Child Psychology and Psychiatry**, v. 31, n. 6, p. 861-870, Sept. 1990b.
- MELHUIISH, E. C; PHAN, M. B; SAMMONS, P; BLATCHORD, I; TAGGART, B. Effects of the home learning environment and preschool center experience upon literacy and numeracy development in early primary school. **Journal of Social Issues**, 64, 95–114, 2008.
- MENEZES-FILHO, N. A. **Educação e Desigualdade**. In: Lisboa e Menezes-Filho (Eds.) **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contracapa Livraria, p. 13-45, 2001.

- MENEZES-FILHO, N. A.; OLIVEIRA, A. P. **A Contribuição da educação para a queda na desigualdade de renda per capita no Brasil**. Policy Paper n 9. Instituto de Ensino e Pesquisa – INSPER, 30 p, 2014.
- MONTEIRO, J. Gasto Público em Educação e Desempenho Escolar. **Revista Brasileira de Economia**, 69(4), 467–488, 2015.
- OBERKLAID, F; BAIRD, G; BLAIR, M; MELHUISH, E; HALL, D. **Children’s health and development: approaches to early identification and intervention**. Arch Dis Child, 98(12):1008-11, 2013.
- OLIVEIRA, Z. **Educação infantil: fundamentos e métodos**. 7 ed. São Paulo, 2004
- PACHECO, A. L. P. B; DUPRET, L. Day nursery: development or survival? **Psicologia USP**, 15(3), 103-116, 2004.
- PASCHOAL, J. D.; MACHADO, M. C. A história da educação infantil no Brasil: avanços, retrocessos e desafios dessa modalidade educacional. **Revista HISTEDBR**, n. 33, p.78-95, Campinas, 2009.
- RIBEIRO, R. CACCIAMALI, M. C. Impactos do Programa Bolsa-Família Sobre os Indicadores Educacionais, **Revista EconomiA**, v.13, n.2, p.415–446, mai/ago, 2012.
- ROBERTSON, D., SYMONS, J. Do peer groups matter? Peer group versus schooling effects on academic attainment. **Economica**, Vol. 70, No. 277 (Feb., 2003), pp. 31-53, 2003.
- RODRIGUES, M.F. A importância da Educação Infantil para o pleno desenvolvimento da criança. **Revista Mosaico**. Jul./Dez.; 08 (2): 30-38, 2017.
- SILVA, M. E. **A importância da Educação Infantil para o Desenvolvimento e a Aprendizagem da Criança**. Universidade Estadual de Londrina, 2010.
- VANDELL, D. L. Early childcare: the known and the unknown. **Merrill-Palmer Quarterly**, v. 50, n. 3, p. 387-414, July 2004.
- WATAMURA, S.E; PHILLIPS, D. A; MORRISEY, T. W; MCCARTNEY, K. B. K. Double jeopardy: poorer social-emotional outcomes for children in the NICHD SECCYD experiencing home and child-care environments that confer risk. **Child Development**. 82(1):48–65, 2011.
- WHITE, H. Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for heteroskedasticity. **Econometrica**, volume 48 n.4 pp. 817-38, 1980.
- WHITEBOOK, M.; HOWES, C.; PHILLIPS, D. **Who cares: Childcare teachers and the quality of care in America: final report of the national child care staffing study**. Oakland, CA: Child Care Employee Project, 1989.

## APÊNDICE

### APÊNDICE A – CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

	Dens_ Hab	Renda_ Perc	Pop_ Urb	Gini	Gravidez	Tx_ Fecund	M_ Ch_ Fam	Desemp	Prop_ Cri	Cria_ Pob	Des_ Edu_ Inf
Densidade_ Habitacional	1,0000										
Renda_Percapita	0,2757	1,0000									
População_Urbana	0,3459	0,4931	1,0000								
Gini	-0,2062	-0,3758	-0,2110	1,0000							
Gravidez	-0,1512	-0,3006	0,0399	0,3007	1,0000						
Taxa_Fecundidade	-0,4164	-0,5766	-0,1762	0,4470	0,4943	1,0000					
Mulher_Chefe_ Familia	0,2886	-0,0779	0,3917	0,1665	0,1876	0,1184	1,0000				
Desemprego	0,0967	-0,3317	0,3149	0,3134	0,3040	0,3150	0,4497	1,0000			
Proporção_Criança	-0,2030	-0,6355	-0,1497	0,5281	0,5253	0,7391	0,1668	0,3975	1,0000		
Criança_Pobreza	-0,1155	-0,6286	-0,1702	0,3875	0,2561	0,3810	0,2298	0,3653	0,4616	1,0000	
Despesa_ Educação_Infantil	0,1742	0,4525	0,2137	-0,2727	-0,1941	-0,3078	-0,0695	-0,2063	-0,3166	-0,3437	1,0000

Fonte: Resultado da pesquisa.

**APÊNDICE B – I DE MORAN PARA OS RESÍDUOS – DECISÃO DA MATRIZ DE CONVENÇÃO**

	<b>Rainha</b>	<b>Torre</b>	<b>3 vizinhos</b>	<b>5 vizinhos</b>	<b>7 vizinhos</b>	<b>10 vizinhos</b>
I de Moran	0.104*	0.107*	0.112*	0.103*	0.105*	0.093*

Fonte: Resultado da pesquisa. Nota: \* Significativo a um nível de significância de 5%.