

# IGUALDADE DE OPORTUNIDADES: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A PARTIR DO CENSO 2010

Diego Ferreira<sup>α</sup>  
Victor Rodrigues de Oliveira<sup>β</sup>  
Flávio de Oliveira Gonçalves<sup>η</sup>

**Resumo:** A partir da concepção de que fatores de circunstância e esforço são responsáveis por determinar o resultado obtido pelos indivíduos, analisar como se distribui o acesso às oportunidades humanas básicas não é um exercício trivial. Este trabalho busca analisar se o acesso aos serviços básicos é distribuído de forma justa e igualitária nos municípios brasileiros através do Índice de Oportunidade Humana. Além disso, busca-se verificar a possível existência de associações espaciais entre estes municípios a partir dos índices de Moran. Com base nos dados preliminares do Censo 2010, os resultados do IOH demonstraram que as cidades com pior nível de acesso encontram-se nas regiões Norte e Nordeste, enquanto as regiões Sul e Sudeste apresentaram os melhores resultados. Também se verificou que, em caráter global, os municípios brasileiros, no que tange ao IOH, apresentam associação espacial positiva e direta, fato corroborado pelo diagrama de espalhamento de Moran. Ressalta-se a evidência de polarização do tipo Norte-Sul, visto que os resultados de associação espacial local demonstraram a predominância de *clusters* do tipo “baixo-baixo” nas regiões Norte e Nordeste e do tipo “alto-alto” nos estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, com destaque para o último.

**Palavras-chave:** Índice de Oportunidade Humana, índice de Moran, Censo 2010.  
**Classificação JEL:** C43, D63, R10.

**Abstract:** Since the acknowledgement that circumstances and effort are responsible for the outcome obtained by individuals, analysis about the distribution of access to basic human opportunities are not a trivial exercise. This paper aims to analyze if the access to basic services is distributed equally and fairly in all Brazilian cities, using the Human Opportunity Index. Moreover, it verifies the possibility of spatial association among these cities, using Moran indexes. With preliminary data from 2010 Brazilian Census, the results showed that the cities with the worst HOI are those in North and Northeast regions, while South and Southeast regions showed the best results. Also, it was verified that, in general, cities in Brazil have positive and direct spatial association, a fact that is reaffirmed by Moran scatterplot. Evidences of North-South type of polarization emerge by the results for local spatial association, which demonstrated predominance of “low-low” clusters in North and Northeast regions and “high-high” clusters in the states of São Paulo and Rio Grande do Sul, with highlight to the last one.

**Key words:** Human Opportunity Index, Moran index, 2010 Census.  
**JEL classification:** C43, D63, R10.

**Área ANPEC:** Área 9 – Economia Regional e Urbana.

---

<sup>α</sup> Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE), da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: df.ferreira@gmail.com.

<sup>β</sup> Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE), da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: victor5491@gmail.com.

<sup>η</sup> Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR).

# IGUALDADE DE OPORTUNIDADES: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A PARTIR DO CENSO 2010

## 1 Introdução

A pesquisa sobre as desigualdades sociais existentes entre os indivíduos tem produzido uma grande quantidade de estudos, empíricos e teóricos. Sob o ponto de vista da plena distribuição de recursos entre os membros de uma sociedade, a existência de desigualdade constituiria um obstáculo à justiça social. No entanto, a partir do trabalho seminal de John Rawls (1971), desenvolveu-se a percepção de que apenas as diferenças de resultado provenientes de fatores fora da jurisdição dos indivíduos seriam socialmente injustas e, portanto, deveriam ser neutralizadas.

Apoiado na perspectiva *rawlsiana*, John Roemer (1998) propõe dois elementos principais que determinariam o resultado auferido pelos indivíduos: (i) o *esforço* exercido por estes e (ii) as *circunstâncias* em que estão inseridos, ou seja, seus atributos inatos, como gênero, raça e *background* familiar. Logo, tais circunstâncias seriam responsáveis por determinar as oportunidades a que os indivíduos possuiriam acesso.

Em linhas gerais, a abordagem baseada nas oportunidades aponta que uma sociedade justa não é aquela em que a igualdade de resultado é necessariamente observada, mas sim aquela em há plena igualdade de acesso aos bens e serviços básicos necessários para o desenvolvimento de cada indivíduo.

No Brasil, apesar da ausência de um consenso acerca da formulação de políticas públicas para a redução das desigualdades de resultado existentes, principalmente em relação à renda, Figueiredo e Silva (2012) ressaltaram que a desigualdade de oportunidades brasileira apresenta significativo impacto sobre a desigualdade total verificada. Além disso, os estudos de Barros *et al.* (2009) e de Dill e Gonçalves (2011), através do Índice de Oportunidade Humana (IOH), demonstraram que a distribuição do acesso às oportunidades tanto no país quanto em suas unidades federativas ainda está aquém do ótimo social.

Entretanto, conforme aponta Bourguignon *et al.* (2007), mensurar a desigualdade de oportunidade de uma sociedade, apesar de seu caráter não trivial, não pode ser considerado um exercício de simples execução, haja vista os problemas referentes a existência de dados, bem como métodos capazes de expurgar os efeitos das variáveis de esforço.

Na busca de ampliar o debate acerca da desigualdade de oportunidades brasileira, o presente trabalho baseia-se na abordagem empírica proposta por Barros *et al.* (2009) com o objetivo de mensurar como se distribui o acesso às oportunidades humanas básicas entre os municípios brasileiros, através da construção do Índice de Oportunidade Humana para estes. Além disso, baseado nos resultados obtidos pelos índices de Moran, verifica-se a possível existência de associações espaciais entre estes municípios, evidenciando a formação de *clusters* e *outliers* espaciais. Desta forma, as contribuições deste trabalho estão na construção de uma base de dados brasileira em nível municipal para a desigualdade de oportunidades, bem como apresentar evidências de padrões de associação espacial para esta. Para tal, foram utilizados os microdados preliminares do Censo 2010, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O trabalho é organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção dois são apresentados os debates da justiça distributiva e da igualdade de oportunidades, tanto em caráter teórico quanto empírico. Na seção três define-se o Índice de Oportunidade Humana, sua forma de mensuração, a base de dados utilizada e os principais resultados para os municípios brasileiros. A seção quatro apresenta a construção dos índices de Moran e, com os resultados destes, busca verificar padrões de

associação espacial global e local entre os municípios brasileiros, no que tange a desigualdade de oportunidades. Para finalizar, são apresentadas as considerações finais do trabalho, na seção cinco.

## 2 Justiça Distributiva e Igualdade de Oportunidades

### 2.1 Aspectos Teóricos

John Rawls (1971), em *A Theory of Justice*, ao buscar uma concepção de justiça como equidade enfatiza a ideia desta última como um subconjunto da estrutura básica constituinte da sociedade. Ao propor a substituição do referencial utilitarista pela noção de bens primários<sup>1</sup>, o autor procura demonstrar que o ponto de partida para a análise da justiça deve ser a necessidade dos indivíduos vis-à-vis suas preferências. Como destacado pelo autor, o indivíduo possui uma “inviolabilidade fundada na justiça” que nem mesmo o bem-estar da sociedade pode subjugar. Desta forma, ao afirmar que estes bens são pautados por componentes responsáveis por constituir as condições necessárias para o pleno desenvolvimento individual, Rawls pondera que a presença de desigualdade de resultado entre os indivíduos seria socialmente injusta se proveniente de diferenças no grau de acesso a tais bens.

A partir da concepção de um contrato social estabelecido entre os indivíduos, no qual estes não detêm o conhecimento acerca de sua posição na sociedade, nem mesmo seus atributos, o autor ressalta que, dado um conjunto de aptidões, as chances de atingir determinado objetivo é resultado deste acordo, bem como dos bens primários. Todavia, a construção teórica de Rawls não traz explicitamente o conceito de *oportunidade per se*.

De acordo com esta abordagem, uma sociedade somente seria considerada justa se: (i) apresentasse igualdade na atribuição de deveres e direitos básicos, assegurando, assim, liberdade a todos (*princípio da igual liberdade*); e (ii) as desigualdades econômicas e sociais resultarem em benefícios para os membros menos favorecidos (*princípio da diferença*). Destaca-se, contudo, que tais princípios apresentam relação lexicográfica entre si, sendo o primeiro estritamente preferível ao segundo.

Sen (1985), por sua vez, afirma que a limitação da visão *rawlsiana* está no fato de esta assumir que o benefício gerado por um dado conjunto de bens primários é igual a todos, visto que não há referência à diversidade presente no que tange às características individuais. Além disso, Amartya Sen, através da Abordagem das Capacitações, sugere que a liberdade representa um objetivo final para o desenvolvimento, enquanto John Rawls a compreende como um meio para atingir um fim. Portanto, ambos convergem ao exporem que a liberdade possui caráter importante para os indivíduos, contudo são atribuídos papéis díspares a esta pelos autores.

Como em Rawls (1971), a oportunidade também não está explícita no arcabouço teórico estruturado por Sen (1985). Desta forma, poderia ser compreendida como um aspecto implícito no conceito de liberdade, que, por sua vez, constitui parte central das *funcionalidades* dos indivíduos. Assim, a ausência de acesso às oportunidades refletiria em entraves ao pleno gozo das liberdades.

O trabalho de Dworkin (1981) define o conceito de responsabilidade pessoal (*personal responsibility*), ao afirmar que o resultado final obtido pelos indivíduos também é produto das ações tomadas por estes. Logo, a justiça requer apenas a compensação de diferenças de resultado provenientes de condições iniciais.

---

<sup>1</sup> Bens primários podem ser definidos como: (i) liberdades básicas; (ii) liberdade de locomoção e escolha de ocupação; (iii) posições e responsabilidades públicas; (iv) renda e riqueza; e (v) auto-respeito.

Pode-se depreender a partir de Dworkin (1981) que as fundamentações de Rawls e Sen tratam da ideia exposta anteriormente de forma secundária. Todavia, ao final da década de 1980, Arneson (1989) e Cohen (1989) ressaltam que as escolhas não necessariamente estariam sob jurisdição dos indivíduos, em contraste às proposições supracitadas. Por conseguinte, a tomada de decisão estaria correlacionada às condições em que os indivíduos estão inseridos.

A compreensão do conceito de oportunidade sob uma abordagem estritamente econômica emerge com os trabalhos desenvolvidos por John Roemer<sup>2</sup>. Dentre suas contribuições, Roemer (1998) delineou dois aspectos fundamentais: (i) as *circunstâncias*, que estariam relacionadas aos atributos natos de um indivíduo (e.g. gênero, raça, sexo, grupo social, *background* familiar); e (ii) o *esforço*, ou seja, aquele comportamento autônomo responsável por influenciar o resultado final auferido. Assim, o esforço seria um fator de *responsabilidade*, enquanto as circunstâncias seriam fatores de *não-responsabilidade*.

Conforme exposto em Figueiredo e Silva (2012), seja  $C$  o conjunto de variáveis de circunstância e  $E$  o conjunto de variáveis de esforço, pode-se representar a relação entre tais elementos e o rendimento individual  $Y$  ao denotar:

$$Y_i = f(C_i, E_i[C_i, v_i], u_i) \quad (1)$$

sendo  $u_i$  e  $v_i$  vetores que captam os possíveis componentes aleatórios, bem como os não-observáveis. Portanto, tem-se que as circunstâncias impactam o resultado final tanto via efeito *direto*, quanto *indireto*.

Tendo isso em vista, a oportunidade seria gerada através do conjunto de circunstâncias presente aos indivíduos, em que estas são responsáveis por determinar o acesso a determinados bens ou serviços. Consequentemente, Barros *et al.* (2009) afirma que a igualdade de oportunidades somente seria constatada ao observar que a distribuição de resultados entre indivíduos díspares é estocasticamente independente de qualquer circunstância. De tal maneira, infere-se que as desigualdades de resultado provenientes das circunstâncias seriam socialmente injustas e deveriam ser neutralizadas.

## 2.2 Trabalhos Empíricos

Na busca de aliar os conceitos teóricos à prática empírica, a literatura discute formas de mensurar a desigualdade de oportunidades, bem como sua influência sobre os resultados dos indivíduos. Contudo, conforme apontam Bourguignon *et al.* (2005), o número de estudos sobre o tema ainda é escasso devido a dois fatores principais: *i.*) a dificuldade conceitual ao diferenciar as circunstâncias dos esforços; e *ii.*) a limitada disponibilidade de variáveis para representar satisfatoriamente as circunstâncias. Além disso, ainda não há um consenso acerca de qual seria a forma exata de mensuração da desigualdade de oportunidades.

Behrman *et al.* (2000) analisaram a desigualdade de oportunidades referentes à escolaridade nos países da América Latina, focando-se na relação entre as características dos pais e os investimentos efetuados na escolaridade de seus filhos. Os resultados demonstraram que filhos de pais com maior renda e grau de escolaridade apresentam significativos incrementos nos resultados obtidos quando adultos. Ou seja, o

---

2 A abordagem desenvolvida por John Roemer é tida como *ex post*, pois foca na desigualdade de resultado entre indivíduos que exercem o mesmo nível de esforço. A abordagem *ex ante* baseia-se na diferença entre as expectativas de resultado dos indivíduos com circunstâncias idênticas, ou seja, foca na desigualdade entre grupos sociais definidos pelo menos conjunto de circunstâncias. Ver Checchi e Peragine (2005) e Fleurbaey e Peragine (2009) para maiores detalhes.

estudo foca-se em resultados futuros *potenciais*, não representando a participação das oportunidades sobre a desigualdade de resultado vigente.

Lefranc *et al.* (2008), ao estudarem nove países desenvolvidos, utilizaram o método de dominância estocástica para analisar as distribuições acumuladas dos resultados dos indivíduos, sendo que estas estão condicionadas a duas variáveis de circunstância – educação e ocupação dos pais. Os resultados demonstraram a existência de significativa desigualdade de oportunidades na Itália, EUA e França.

Checchi e Peragine (2009), através de um estudo não-paramétrico, demonstraram que aproximadamente 30% da desigualdade de resultado observada na Itália, entre 1993 e 2000, é fruto da desigualdade de oportunidades. Além disso, foi constatado que a região Sul do país apresenta o dobro deste tipo de desigualdade em relação à região Centro-Norte.

O estudo de Barros *et al.* (2009) desenvolve o Índice de Oportunidade Humana (IOH), responsável por mensurar o quão igualitário é uma dada distribuição. O índice é construído através do enfoque em variáveis de circunstância, pois os autores afirmam que o esforço é um elemento que não pode ser diretamente observável. Dentre 19 países selecionados da América Latina, tem-se que Chile, Argentina e Costa Rica possuem a melhor distribuição de oportunidades, enquanto Nicarágua, Guatemala e Honduras apresentam os piores indicadores.

Com relação aos estudos sobre a desigualdade de oportunidades no Brasil, destaca-se o trabalho de Bourguignon *et al.* (2007), que propõe uma abordagem paramétrica para explicar os rendimentos, utilizando variáveis de circunstância e esforço. Em suas estimações, demonstraram que as circunstâncias, consideradas exógenas, apresentam efeitos indiretos sobre os resultados individuais, via impactos sobre o esforço.

Figueiredo e Ziegelmann (2010) utilizaram um modelo de regressão logística não-paramétrica local para mensurar a desigualdade de oportunidades brasileira. A abordagem de mobilidade intergeracional foi utilizada como principal fator para construção do conjunto de oportunidades. Os autores concluem que indivíduos, cujos pais pertencem a estratos de renda inferiores, devem despende maior esforço para atingir um dado nível de renda.

No debate recente, Figueiredo e Silva (2012) mensuram a desigualdade de oportunidades brasileira através da geração de contrafactuais desenvolvidos com base em uma estrutura de estimação quantílica, sendo a questão de endogeneidade tratada, conforme a abordagem exposta por Bourguignon *et al.* (2007). Os resultados demonstram que há impacto significativo da desigualdade de oportunidades sobre a desigualdade total, podendo variar de 29% a 35%.

### 3 Índice de Oportunidade Humana

Tendo em vista a importância das oportunidades para a determinação do resultado auferido pelos indivíduos, Barros *et al.* (2009) desenvolveram o *Índice de Oportunidade Humana* (IOH) – uma medida sintética que evidencia o quão distante do acesso pleno e igualitário a determinado bem ou serviço básico se encontra uma sociedade. Tal abordagem, ao se focar na utilização apenas de variáveis de não-responsabilidade, possui o intuito de demonstrar, portanto, como as características individuais influenciam a probabilidade de acesso às oportunidades básicas<sup>3</sup>.

Para sua formulação, os autores propõem a utilização somente de indivíduos na faixa etária entre zero e dezesseis anos. Tal corte etário é justificado por dois motivos principais: (i) crianças são inaptas a realizar escolhas sobre o esforço, expurgando assim

---

3 Neste sentido, o Índice de Oportunidade Humana não pode ser considerado uma medida direta de desigualdade de oportunidades (Vega *et al.*, 2010).

o efeito desta variável; e (ii) há evidências de que políticas públicas focalizadas no início do ciclo de vida são menos custosas e mais custo-efetivas. Desta forma, obtêm-se apenas os efeitos do componente de circunstância.

Neste sentido, a probabilidade de uma criança  $i$  ter acesso ( $A=1$ ) a determinado bem ou serviço, condicionado ao seu vetor de variáveis de circunstâncias ( $x$ ), pode ser representada por:

$$P(A = 1 | x_{1i} \dots x_{mi}) \quad (2)$$

em que  $i = 1, \dots, n$  e  $\{x_k | k = 1, \dots, m\}$ .

Através do modelo de regressão logística é possível estabelecer uma relação entre o conjunto de circunstâncias e o acesso. Visto que este é condicionado às características individuais e ao ambiente, estimam-se os parâmetros da seguinte regressão<sup>4</sup>:

$$p_i = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k x_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k x_{ki})} \quad (3)$$

sendo  $p_i$  a probabilidade individual.

Com base no resultado individual da amostra de tamanho  $N$ , pode-se obter a taxa de cobertura (TC) do serviço em análise, ou seja, a proporção da população que tem acesso a este. Para isto, toma-se a média aritmética das probabilidades condicionais individuais, de forma que:

$$TC = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n p_i \quad (4)$$

sendo que a taxa de cobertura situa-se no intervalo entre zero e um, onde mais próximo de zero reflete menor cobertura ao prover determinado bem.

Ressalta-se que, embora a taxa de cobertura seja um indicador relevante para expor a disponibilidade de oportunidades básicas de modo geral, é necessário analisar como o acesso a estas se distribui entre os grupos definidos pelas circunstâncias. Isso posto, Barros *et al.* (2009) propõem a utilização do índice de dissimilaridade (ID), cujo intuito é mensurar a fração de todas as oportunidades que precisam ser realocadas para que a igualdade de oportunidade seja preservada, de forma que:

$$ID = \frac{1}{2TC} \sum_{i=1}^n \frac{1}{N} |p_i - TC| \quad (5)$$

O valor do índice de dissimilaridade varia de zero a um, em que quanto mais próximo de um, mais desigual e injusta é a distribuição do acesso a determinada oportunidade<sup>5</sup>. Neste sentido,  $1 - ID$  representa a proporção alocada igualmente entre os indivíduos.

A combinação entre a taxa de cobertura e o índice de dissimilaridade, portanto, resulta no Índice de Oportunidade Humana (IOH), que este pode ser denotado por:

4 A especificação das variáveis de circunstância utilizadas para a estimação da Equação (3) segue a forma proposta por Vega *et al.* (2010) e está apresentada no Quadro A, no Anexo.

5 Para maiores detalhes acerca da formulação do índice de dissimilaridade através dos resultados da regressão logística, ver Barros, Vega e Chanduvi. (2008).

$$IOH = TC * (1 - ID) \quad (6)$$

cuja taxa de cobertura (TC) é o fator de ponderação da proporção alocada de acordo com o princípio de igualdade de oportunidade (1 - ID). Ao constatar que o acesso das crianças a determinada oportunidade é independente do vetor de variáveis de não-responsabilidade, ID torna-se zero e o IOH reflete tão-somente TC.

Além disso, a estrutura do IOH permite inferir que este é Pareto-consistente, visto que dado o nível ID, a ampliação na cobertura das oportunidades (elevação em TC) expande o valor do índice, bem como a melhoria na alocação das oportunidades existente entre os grupos (redução em ID) também o faz.

Assim, de acordo com a estrutura apresentada para a mensuração do IOH, Barros *et al.* (2009) propõe a utilização do acesso à água canalizada, energia elétrica, saneamento básico e educação para a composição do conjunto de oportunidades. As características relativas à habitação são utilizadas como parâmetros da qualidade de vida dos indivíduos, enquanto a probabilidade de estar na série correta em idade adequada representa o acesso à educação básica. As oportunidades foram especificadas de forma binária, recebendo valor um se o indivíduo tem acesso ao bem ou serviço e zero se não tem.

As variáveis de circunstância a serem utilizadas como regressores do conjunto de oportunidades são: gênero e raça, cujo propósito é visualizar possíveis efeitos de discriminação direta; gênero da pessoa de referência do domicílio, para captar possíveis efeitos indiretos de discriminação; renda mensal domiciliar *per capita*, para captar os efeitos provenientes de recursos a que o indivíduo possui acesso; condição da pessoa de referência como alfabetizado, ou seja, uma *proxy* para origem familiar<sup>6</sup>; área de residência, para analisar disparidades entre o meio urbano e rural; e número de pessoas que vivem no domicílio (Vega *et al.*, 2010)<sup>7</sup>.

Os microdados que alimentam a regressão logística foram obtidos no Censo 2010, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Apesar dos dados serem referentes aos resultados da amostra, foram aplicados seus respectivos pesos amostrais, possibilitando expandir as análises a toda população brasileira.

A seleção dos indivíduos foi realizada de acordo com a faixa etária proposta, sendo que também foram excluídos os indivíduos com valores nulos nas variáveis de interesse do presente estudo. Logo, a amostra resultou em 5.700.608 indivíduos.

### 3.1 Resultados para a regressão logística

A partir da regressão logística foram obtidos os coeficientes estimados e as *odds ratios* para o conjunto de oportunidades proposto. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

A primeira característica a ser ressaltada é o fato de domicílios situados em áreas urbanas apresentarem maior probabilidade de acesso aos serviços básicos abrangidos no presente trabalho. De forma análoga, há evidências de correlação positiva entre a existência de líderes de família alfabetizados nos domicílios e maior acesso a tais serviços básicos.

O gênero do indivíduo, além de apresentar efeitos diversos sobre as oportunidades, não é estatisticamente significativo para o acesso a saneamento e água

6 Apesar dos anos de escolaridade dos pais representar um importante fator de circunstância, conforme demonstra o estudo de Bourguignon *et al.* (2007), a insuficiência de dados no Censo 2010 fez com que, no presente trabalho, fosse considerada apenas a alfabetização da pessoa de referência.

7 Devido à insuficiência de dados no Censo 2010, visto que este ainda não foi plenamente divulgado pelo IBGE, não foi possível utilizar a presença de ambos os pais como variável de circunstância para a construção do IOH.

canalizada. Todavia, a variável foi mantida para padronizar as análises. Isso posto, os resultados demonstraram que mulheres apresentam maiores chances de acesso a escola, energia elétrica e água canalizada. O único resultado adverso encontra-se no acesso a saneamento, porém sua relevância é baixa. O gênero da pessoa de referência do domicílio, entretanto, revela correlações positivas com a probabilidade de acesso a escola e água canalizada, porém negativas com o acesso a saneamento e energia elétrica.

Com relação à raça, esta é estatisticamente significativa para todas as oportunidades. Pelos resultados, pode-se observar que os indivíduos considerados brancos apresentam maior probabilidade de acesso aos serviços básicos do que os considerados não-brancos, com exceção do acesso aos serviços de energia elétrica.

Já o número de pessoas residindo no domicílio, também estatisticamente significativo para todas as oportunidades, revela que quanto maior o número de indivíduos, menor a probabilidade de acesso a escola, energia elétrica e água canalizada. Contudo, no que se refere ao acesso a saneamento, há evidências de correlação positiva.

Analisando a renda domiciliar *per capita* mensal, pode-se depreender que indivíduos com maior renda possuem maior probabilidade de acesso aos serviços básicos, visto a existência de correlações positivas estatisticamente significativas entre esta variável de circunstância e as oportunidades.

Tabela 1 – Coeficientes e *odds ratios* estimados pelas regressões logísticas, por tipo de oportunidade

Variável	Escola		Saneamento		Energia		Água	
	Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>						
constante	-2,3557* (0,0021)	---	-9,2409* (0,0107)	---	-2,0575* (0,0243)	---	-2,8345* (0,0076)	---
gênero	-0,1266* (0,0021)	0,8811	0,0025 (0,0020)	1,0025	-0,0238* (0,0056)	0,9764	-0,0024 (0,0026)	0,9976
raça	0,0048** (0,0022)	1,0048	0,3417* (0,0021)	1,4073	-0,5547* (0,0069)	1,7414	0,4828* (0,0028)	1,6206
urbano	0,1192* (0,0027)	1,1266	3,0184* (0,0046)	20,4588	2,2863* (0,0078)	9,8386	1,7012* (0,0026)	5,4806
gênero_ref	0,0054** (0,0022)	1,0054	-0,1077* (0,0021)	0,8979	-0,1508* (0,0064)	0,8600	0,1042* (0,0027)	1,1098
alfabet_ref	0,2359* (0,0033)	1,2661	0,4985* (0,0033)	1,6462	0,3371* (0,0059)	1,4008	0,6648* (0,0029)	1,9442
lnrenda	0,0884* (0,0008)	1,0924	0,5426* (0,0009)	1,7205	0,5049* (0,0025)	1,6568	0,3613* (0,0009)	1,4352
num_pes	-0,0342* (0,0004)	0,9663	0,0398* (0,0004)	1,0406	-0,0703* (0,0010)	0,9320	-0,1674* (0,0004)	0,8458
Pseudo Log Likelihood	-2818438,9		-2826848,5		-518334,33		-2011499,3	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0071		0,2706		0,2375		0,2309	

(\*) valores significativos a 1%. (\*\*) valores significativos a 5%. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborado pelos autores.

### 3.2 Resultados para o Índice de Oportunidade Humana

Conforme exposto anteriormente, o Índice de Oportunidade Humana (IOH) demonstra a situação em que se encontram as possibilidades de acesso a determinado bem ou serviço. Logo, o IOH permite visualizar o quão distante uma sociedade está de oferecer pleno e igualitário acesso às oportunidades básicas. Ressalta-se que as quatro oportunidades abordadas no presente trabalho foram agregadas em um único indicador através de média simples.

De acordo com a Tabela 2, os 10 municípios brasileiros que apresentam os piores valores do IOH situam-se na região Norte e Nordeste (com exceção de São João das Missões, em Minas Gerais). Além disso, destaca-se a concentração no estado do Maranhão. Tais resultados são corroborados pelo estudo de Dill e Gonçalves (2011), que ao analisarem o IOH para os estados brasileiros, afirmam que estas regiões apresentam os piores valores para o índice no país.

Dentre suas características comuns, estes municípios baseiam-se, de forma geral, em pequenas atividades agrícolas voltadas ao mercado interno ou à agroindústria. Assim, constituem-se como regiões predominantemente rurais, que apresentam significativos gargalos no que tange à plena oferta de serviços básicos.

Tabela 2 – Municípios brasileiros com os menores IOH

<b>Ranking*</b>	<b>Cidade</b>	<b>Estado</b>	<b>Região</b>	<b>IOH</b>
1	Fernando Falcão	Maranhão	Nordeste	33,5883
2	Melgaço	Pará	Norte	33,7063
3	Uiramutã	Roraima	Norte	33,7540
4	Marajá do Sena	Maranhão	Nordeste	34,1163
5	Manari	Pernambuco	Nordeste	34,3898
6	Morros	Maranhão	Nordeste	34,3941
7	Santana do Maranhão	Maranhão	Nordeste	34,7344
8	Santo Amaro do Maranhão	Maranhão	Nordeste	35,1072
9	São João das Missões	Minas Gerais	Sudeste	35,1489
10	Buriti	Maranhão	Nordeste	35,1964

\*Ranking por ordem crescente do IOH.

Fonte: Elaborado pelos autores.

No entanto, em relação aos 10 municípios brasileiros com maiores IOH, os resultados expostos na Tabela 3 apontam que estes se situam integralmente no estado do Rio Grande do Sul. Com exceção de Lajeado, considerado polo da indústria alimentícia no estado, os demais municípios situam-se na mesorregião metropolitana de Porto Alegre. Portanto, são locais com significativo grau de urbanização e fortemente influenciados pelo setor industrial.

Todavia, apesar dos maiores IOH nacionais situarem-se na região Sul, estes ainda se encontram aquém do pleno acesso, revelando que políticas públicas de universalização, em geral, ainda são relativamente necessárias.

Tabela 3 – Municípios brasileiros com os maiores IOH

<b>Ranking*</b>	<b>Cidade</b>	<b>Estado</b>	<b>Região</b>	<b>IOH</b>
1	Dois Irmãos	R. G. do Sul	Sul	79,2200
2	Cachoeirinha	R. G. do Sul	Sul	78,6431
3	Sapucaia do Sul	R. G. do Sul	Sul	78,6220
4	Lajeado	R. G. do Sul	Sul	78,5877
5	Xangri-lá	R. G. do Sul	Sul	78,5569
6	Canoas	R. G. do Sul	Sul	78,5208
7	Estância Velha	R. G. do Sul	Sul	78,4346
8	São Leopoldo	R. G. do Sul	Sul	78,3441
9	Capão da Canoa	R. G. do Sul	Sul	78,3230
10	Esteio	R. G. do Sul	Sul	78,3033

\*Ranking por ordem decrescente do IOH.

Fonte: Elaborado pelos autores.

No que tange as capitais brasileiras, os resultados do IOH apontam melhor distribuição do acesso as oportunidades em Porto Alegre, Curitiba e Florianópolis. Assim, as três capitais da região Sul apresentam os melhores indicadores dentre as demais capitais. Os resultados estão expostos na Tabela 4.

Tabela 4 – Índice de Oportunidade Humana (IOH) para as capitais brasileiras

<b>Ranking*</b>	<b>Município</b>	<b>Região</b>	<b>IOH</b>
1	Porto Alegre	Sul	77,8191
2	Curitiba	Sul	68,8737
3	Florianópolis	Sul	67,7923
4	Goiânia	Centro-Oeste	66,9170
5	Vitória	Sudeste	66,6797
6	Belo Horizonte	Sudeste	66,3524
7	São Paulo	Sudeste	66,2042
8	Rio de Janeiro	Sudeste	65,8640
9	Brasília	Centro-Oeste	65,3478
10	Palmas	Norte	64,4883
11	Campo Grande	Centro-Oeste	64,2775
12	Cuiabá	Centro-Oeste	63,9621
13	João Pessoa	Nordeste	63,7718
14	Natal	Nordeste	63,6016
15	Fortaleza	Nordeste	63,3116
16	Aracajú	Nordeste	63,2795
17	Salvador	Nordeste	63,1592
18	Recife	Nordeste	63,1372
19	Manaus	Norte	63,0907
20	Belém	Norte	62,7601
21	Boa Vista	Norte	62,3462
22	Maceió	Nordeste	62,2294
23	Porto Velho	Norte	62,1870
24	São Luís	Nordeste	61,2983
25	Teresina	Nordeste	60,7880
26	Rio Branco	Norte	60,6985
27	Macapá	Norte	60,6377

\*Ranking por ordem decrescente do IOH.

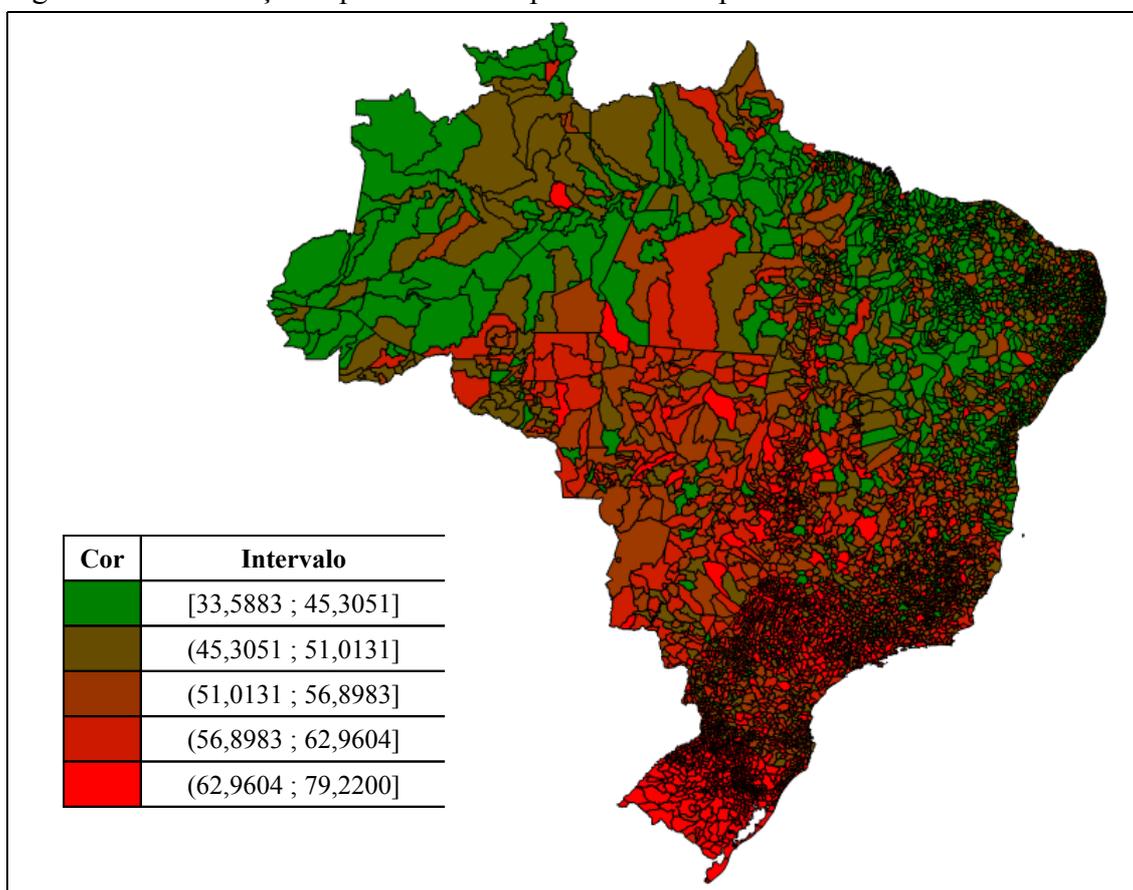
Fonte: Elaborado pelos autores.

Pode-se perceber que, com exceção de Goiânia, Brasília e Palmas, os dez melhores indicadores encontram-se nas regiões Sul e Sudeste. Em constraste, os piores indicadores encontram-se nas capitais das regiões Norte e Nordeste, com destaque para Teresina, Rio Branco e Macapá.

Apesar disso, todas as capitais brasileiras apresentaram IOH acima da média municipal do país, que está em cerca de 54. Desta forma, percebe-se indícios de que localidades de maior densidade demográfica possuem maior universalização do acesso aos serviços básicos.

A Figura 1, ao demonstrar como o IOH se distribui espacialmente entre os municípios brasileiros, permite visualizar que a região Norte e Nordeste apresentam os menores índices. A média do IOH para os municípios de ambas as regiões é cerca de 47, visto que a média nacional situa-se em torno de 54. Por conseguinte, são regiões cujo acesso universal aos serviços básicos disponíveis não é assegurado, situando-se aquém do nível considerado socialmente justo.

Figura 1 – Distribuição espacial do IOH para os municípios brasileiros



Fonte: Elaborado pelos autores.

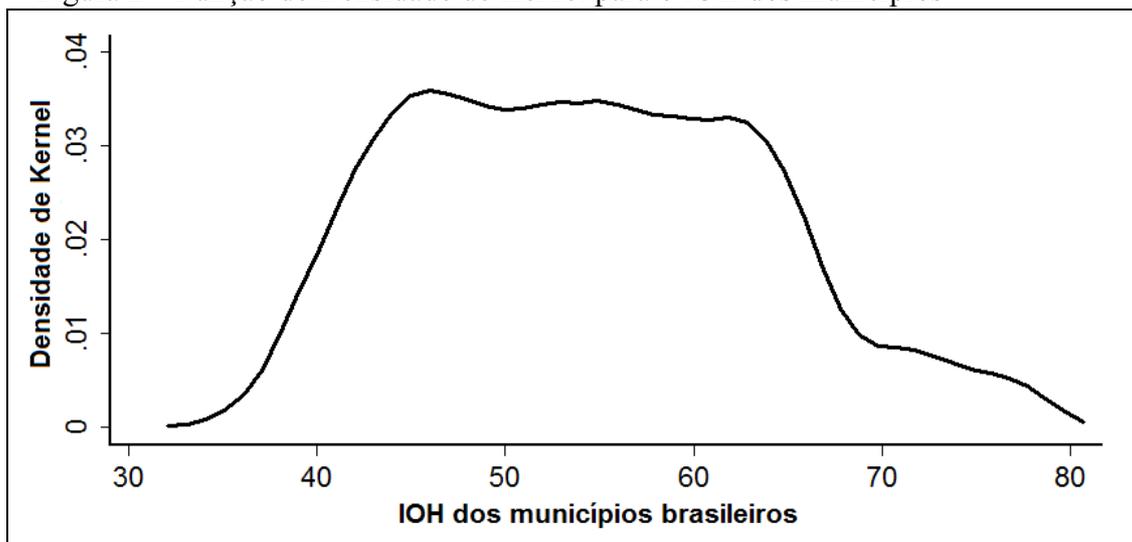
Entretanto, as regiões Sudeste e Sul apresentam IOH médio de 60, ou seja, seis pontos percentuais acima da média nacional. Os melhores resultados encontram-se nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, sendo que o último, conforme exposto anteriormente, abriga os dez maiores índices do país.

A região Centro-Oeste apresenta IOH municipal médio de 56,7, apenas 2,7 pontos percentuais acima da média geral do índice. Tal característica reflete o acesso relativamente baixo no que tange aos serviços básicos ofertados, principalmente no estado do Mato Grosso do Sul, no sul do estado do Mato Grosso e no nordeste do estado de Minas Gerais.

Para avaliar o padrão de dinâmica intra-distribuição (e.g. evidência de polaridade ou multi-modalidade), parte-se para a análise da densidade de Kernel<sup>8</sup>, estimador probabilístico não-paramétrico introduzido por Rosenblatt (1956). Em termos teóricos, esta se constitui como uma generalização do histograma, utilizando uma função alternativa de pesos.

Conforme exposto pela Figura 2, a função de densidade de Kernel sugere o IOH dos municípios brasileiros se distribuem de forma unimodal. Portanto, em geral, percebe-se uma maior moda em um nível médio de IOH municipal, concentrado no intervalo de 45 a 65.

Figura 2 – Função de Densidade de Kernel para o IOH dos municípios



Fonte: Elaborado pelos autores.

#### 4 Associação Espacial do Índice de Oportunidade Humana

Para quantificar a associação espacial a que os municípios brasileiros estão sujeitos, optou-se pelo *Índice Global de Moran* ( $I$ ) (MORAN, 1950) como operador estatístico capaz de demonstrar a possível autocorrelação espacial global entre o IOH dos municípios. Isso posto, inicialmente busca-se apresentar uma medida da associação espacial para o conjunto de dados, de forma a caracterizar os municípios brasileiros como um todo.

Segundo Anselin (1995), índice global de Moran pode ser escrito como:

$$I = \frac{n}{W} \left( \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} y_i y_j}{\sum_i y_i^2} \right) \quad (8)$$

8 A função de densidade de Kernel é dada por:  $f(x_0) = \frac{1}{N h} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right)$ , onde o parâmetro  $h$  é o parâmetro de alisamento ou suavidade, chamado de amplitude. O  $K$  corresponde ao tipo de função de Kernel utilizada, sendo que o presente trabalho baseia-se na função de Epanechnikov. Tendo em vista que quanto maior a amplitude, maior é a suavidade da curva, porém, também é maior a perda de informação, o parâmetro  $h$  foi definido de acordo com:  $h = \frac{0,9 m}{n^{1/5}}$  com  $m = \min\left(\sqrt{\text{Var}(x)}, \frac{\text{IQR}(x)}{1,349}\right)$ , em que  $\text{Var}(x)$  é a variância dos dados em análise e  $\text{IQR}(x)$  é sua amplitude interquartil. O valor de  $h$  no presente trabalho foi estabelecido em 1,5055.

em que  $n$  é o número de observações;  $w_{ij}$  são os elementos da matriz de vizinhança;  $W$  é a soma dos ponderadores da matriz;  $y_i$  e  $y_j$  são valores da variável em questão, medida em desvio em torno da média; e os índices  $i$  e  $j$  referem-se a diferentes localidades.

Anselin (1995) aponta que o índice global de Moran busca medir a autocorrelação espacial global dos dados. Desta forma, o valor único da estatística presta-se a um teste cuja hipótese nula é de independência espacial; neste caso, seu valor seria zero. Valores negativos (entre 0 e -1) indicam correlação inversa, enquanto positivos (entre 0 e +1), correlação direta.

Todavia, dada a possível existência de *regimes de associação espacial*, parte-se para análises de abrangência local, concentrando-se na identificação de aglomeração local através do *Índice Local de Moran* ( $I_i$ ). Busca-se, assim, verificar a existência de *clusters* ou *outliers* espaciais significativos, que demonstrem valores similares para o IOH. Tal indicador, segundo Anselin (1995), pode ser calculado através de:

$$I_i(d) = \frac{(z_i - z)}{s^2} \sum_j w_{ij}(d)(z_j - z) \quad (9)$$

sendo  $w_{ij}$  o ponderador na matriz de vizinhança  $W$  para o par  $i$  e  $j$ ;  $d$  é a medida de distância estabelecida pelo modelo de vizinhança;  $z_i$  e  $z_j$  são valores encontrados na posição  $i$  e suas vizinhas  $j$ s;  $z$  é a média amostral global; e  $s^2$  é a variância amostral global.

Caso apresente valores significativamente altos, o índice local de Moran, por se tratar do produto dos desvios em relação à média, indicaria altas probabilidades de que haja locais de associação espacial tanto de polígonos com altos valores associados, bem como com baixos valores associados.

Ressalta-se que para a construção dos indicadores foi considerada uma matriz de pesos espaciais de contigüidade do tipo *queen*, que leva em consideração as fronteiras e vértices para definição de vizinhos. Sua escolha se deve a seu caráter menos restritivo em comparação com a matriz do tipo *rook*, que considera apenas fronteiras comuns entre as áreas.

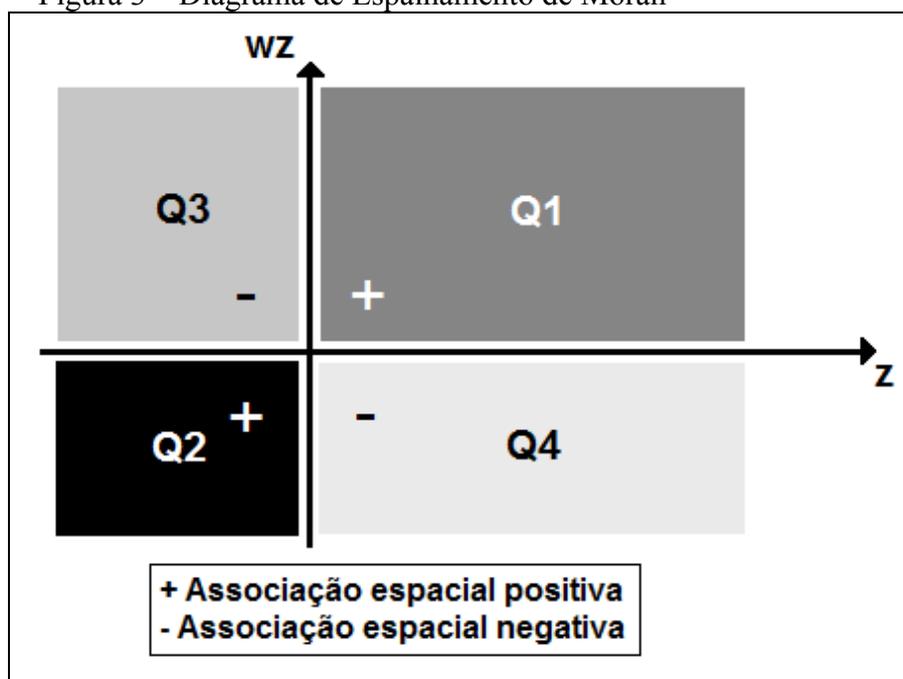
Para melhor visualização da dependência espacial local, pode-se também utilizar o *diagrama de espalhamento de Moran*, construído com base nos valores normalizados dos atributos em estudo. Comparam-se os valores normalizados de uma área com a média de seus vizinhos, construindo um gráfico bidimensional de  $z$  (valores normalizados) por  $wz$  (média dos vizinhos). O diagrama é representado pela Figura 3.

O diagrama de espalhamento de Moran é, portanto, dividido em quatro quadrantes, que podem ser interpretados como:

- Q1 (valores positivos, médias positivas | “alto-alto”) e Q2 (valores negativos, médias negativas | “baixo-baixo”): evidências de associação espacial positiva, demonstrando que uma dada área possui vizinhos com valores semelhantes;
- Q3 (valores positivos, médias negativas | “alto-baixo”) e Q4 (valores negativos, médias positivas | “baixo-alto”): evidências de associação espacial negativa, demonstrando que uma dada área possui vizinhos com valores distintos.

Caso a medida local de Moran seja estatisticamente significativa, podem-se identificar como clusters espaciais as regiões com regime espacial “alto-alto” ou “baixo-baixo”, sendo os efeitos do cluster extensíveis aos demais vizinhos. No entanto, os regimes espaciais “baixo-alto” e “alto-baixo” referem-se à *outliers*, cujos efeitos espaciais restringem-se apenas a própria localidade.

Figura 3 – Diagrama de Espalhamento de Moran



Fonte: Elaborado pelos autores.

#### 4.1 Resultados para Associação Espacial

Conforme exposto anteriormente, o Índice Global de Moran permite analisar a possível autocorrelação espacial global entre regiões para determinado conjunto de dados. Assim, o resultado global para os municípios brasileiros, com relação ao Índice de Oportunidade Humana, pode ser observado na Tabela 5.

De forma geral, os municípios brasileiros, no que tange ao IOH, apresentam associação espacial global estatisticamente significativa, visto que a hipótese nula de independência espacial é rejeitada ao nível de significância de 1%<sup>9</sup>.

O valor positivo para o índice global de Moran revela uma associação direta entre os municípios brasileiros, sendo que, de forma geral, a distribuição do acesso aos serviços básicos de uma determinada localidade apresenta significativa dependência em relação à situação de seus vizinhos.

Tabela 5 – Índice Global de Moran ( $I$ ) para o IOH dos municípios brasileiros

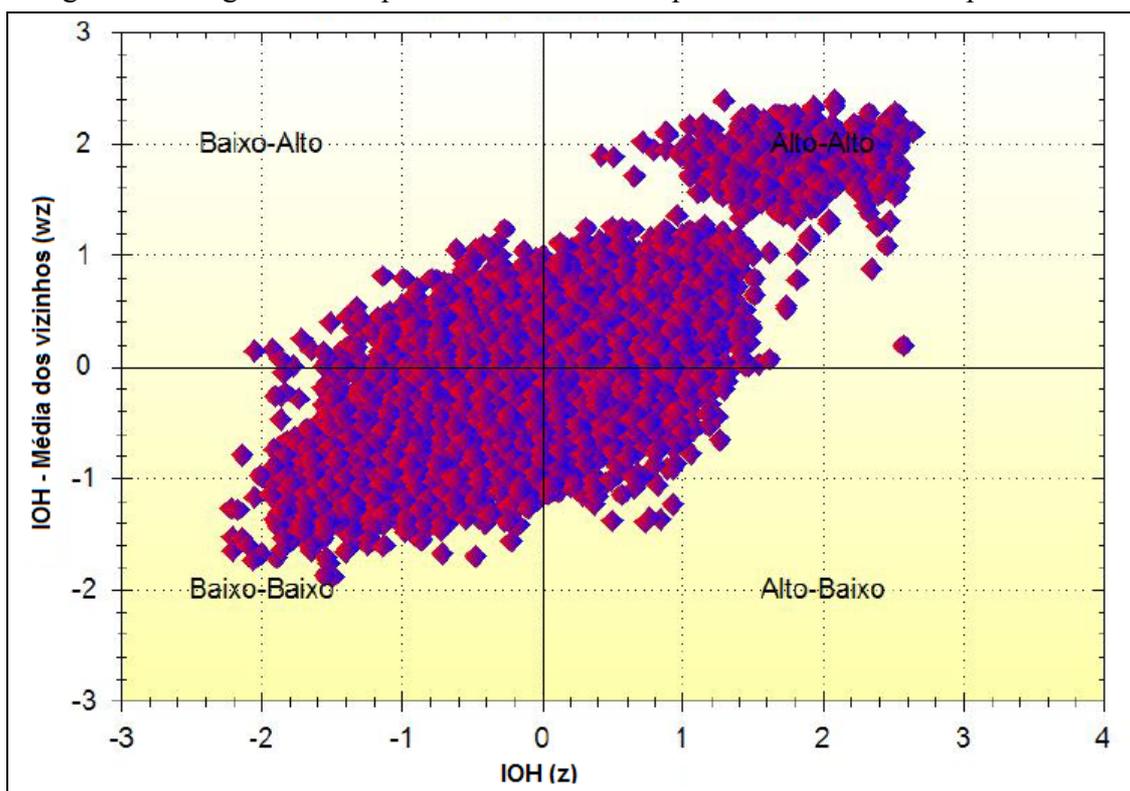
$I$	$p$ -Valor
+ 0,677249	0,000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Visto que o índice global de Moran equivale ao coeficiente de regressão linear que indica a inclinação da reta de regressão ( $\alpha$ ) de  $wz$  em  $z$ , o diagrama de espalhamento de Moran para o IOH dos municípios brasileiros corrobora o resultado apresentado na Tabela 5, reafirmando seu valor estatisticamente significativo. Como mostrado na Figura 4, a maior parte dos municípios está localizado nos quadrantes AA e BB, que apresentam associação espacial positiva. Os pontos localizados nos quadrantes BA e AB podem ser vistos como localidades em que não há o mesmo processo de dependência espacial das demais observações.

9 O nível do p-valor foi determinado através da utilização de 1000 simulações de Monte-Carlo para o índice. Além disso, a análise realizada baseou-se na vizinhança do tipo *queen* normalizada e em 5.564 polígonos.

Figura 4 – Diagrama de Espalhamento de Moran para o IOH dos municípios



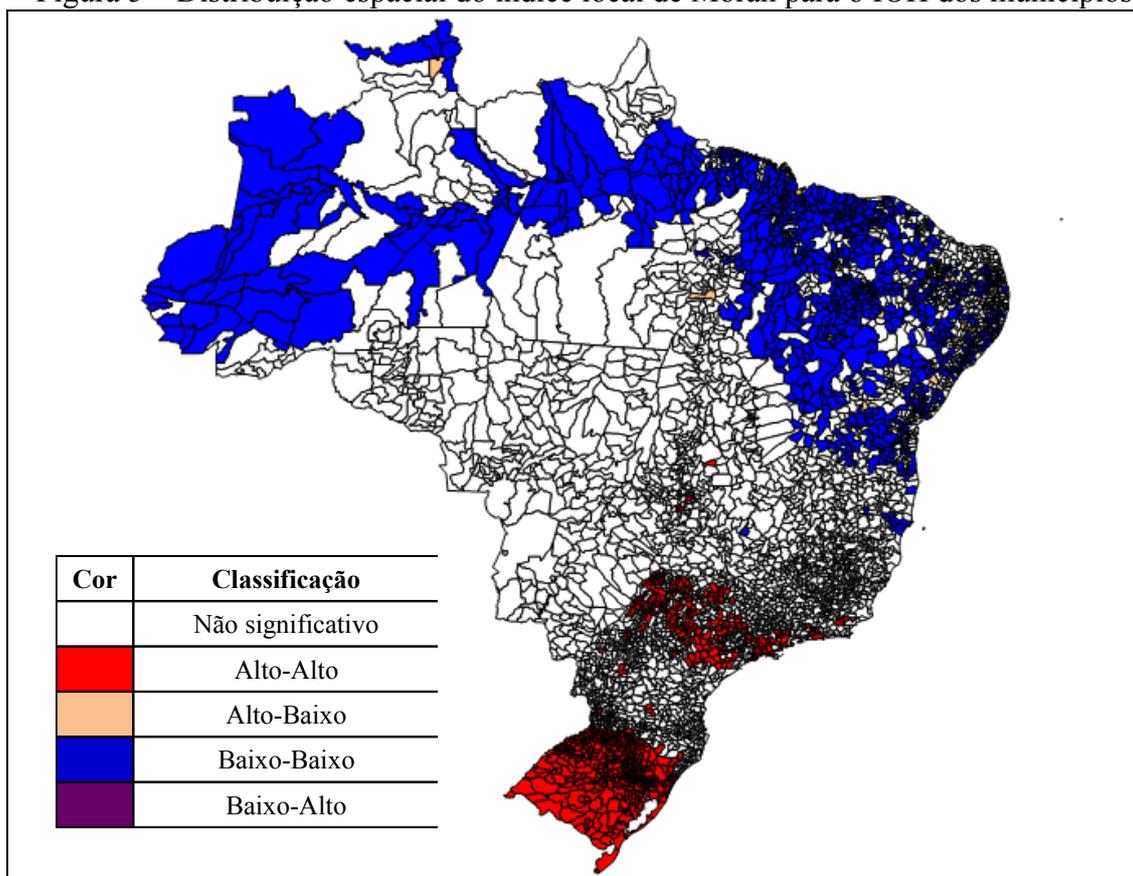
Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da distribuição espacial dos resultados para o índice local de Moran exposta na Figura 5, demonstra-se a predominância de *clusters* do tipo “baixo-baixo” (BB) nas regiões Norte e Nordeste. Observa-se, portanto, que os municípios nestas regiões apresentam baixos valores de IOH, sendo estes valores semelhantes entre si.

Conforme exposto por Dill e Gonçalves (2011), os estados das regiões Sul e Sudeste estariam entre as unidades federativas de maior IOH no Brasil. Desta forma, os resultados obtidos corroboram as afirmações dos autores, pois, a partir da Figura 4, visualiza-se a presença mais intensa de *clusters* do tipo “alto-alto” (AA) nestas regiões, principalmente nos estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, com destaque para o último.

Além disso, os resultados locais para associação espacial demonstraram a quase inexistência de *outliers* estatisticamente significativos do tipo “alto-baixo” (AB) e “baixo-alto” (BA). Os do tipo AB concentram-se prioritariamente nas regiões Norte e Nordeste, visto o elevado número de *clusters* do tipo BB nestas regiões. Todavia, o único *outlier* do tipo BA fez-se presente no município de Concórdia, no estado de Santa Catarina. Portanto, os resultados para o índice local de Moran sugerem forte polarização do tipo Norte-Sul, com áreas de transição (*outliers* do tipo AB e BA) praticamente inexistentes.

Figura 5 – Distribuição espacial do índice local de Moran para o IOH dos municípios



Fonte: Elaborado pelos autores.

De modo geral, os resultados para a associação espacial sugerem que políticas públicas com intuito de universalizar o acesso aos serviços básicos devem se concentrar nos municípios localizados nas regiões Norte e Nordeste, apesar dos demais ainda se situarem aquém do patamar socialmente ótimo.

## 5 Considerações Finais

Neste trabalho foi utilizado o Índice de Oportunidade Humana para pesquisar a distribuição do acesso às oportunidades nos municípios brasileiros, que permitiu avaliar o quão distante da plena justiça distributiva estes se encontram. Além disso, através dos índices de Moran, foi possível avaliar a existência de autocorrelação global e local entre os índices destes municípios.

Os resultados mostraram que os municípios com pior nível de acesso aos serviços básicos encontram-se nas regiões Norte e Nordeste do país, formando *clusters* espaciais do tipo “baixo-baixo”. Assim, a presença de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa revelam evidências de encadeamentos diretos entre tais localidades, de forma que uma possível redução do IOH de um município acarretaria em impactos negativos sobre o IOH de seus vizinhos.

A autocorrelação positiva também pôde ser observada nas regiões Sul e Sudeste, porém com a presença significativa de *clusters* espaciais do tipo “alto-alto”. Ressalta-se também o fato destas regiões concentrarem os municípios de melhor resultado para o IOH, com destaque para o estado do Rio Grande do Sul.

A análise dos índices locais de Moran também permitiu observar forte polarização do tipo Norte-Sul, com áreas de transição (*outliers* do tipo AB e BA) praticamente inexistentes. Desta forma, os resultados sugerem políticas públicas

focalizadas na melhoria do acesso aos serviços básico, principalmente nas regiões Norte e Nordeste do país.

Como limitação do presente trabalho, tem-se que a utilização dos dados preliminares do Censo 2010 limitou o poder de análise do IOH no que tange a presença da mãe no domicílio, haja vista a inexistência desta variável no banco de dados disponibilizado.

Sugere-se que futuros trabalhos busquem ampliar o conjunto de variáveis de circunstância para construção do Índice de Oportunidade Humana, bem como introduzir o acesso a outros serviços básicos, como saúde e lazer.

## Referências Bibliográficas

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, v.27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ARNESON, R. Equality and equal opportunity for welfare. *Philosophical Studies*, 56, 77-93, 1989.

BARROS, R. P de; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. *Measuring Inequality of Opportunities for Children*. World Bank, Washington, DC, 2008. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPPOVANA/Resources/IneqChildrenPaesdeBarrosMolinasSaavedra.pdf>>.

BARROS, R. P. de; FERREIRA, F. H. G; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. *Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 222p., 2009.

BEHRMAN, J. R., BIRDSALL, N., SZÉKELY, M. *Intergenerational Mobility in South America: deeper markets and better schools make a difference*. WDR on Poverty and Development 2000/1, Jul. 1999.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of Opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, Series 53, nº 4, p. 585-618, Dez. 2007.

COHEN, G. A. On the currency of egalitarian justice. *Ethics*, v. 99, p. 906-944, 1989.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. *Journal of Economic Inequality*, 2009.

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. O. Igualdade de Oportunidades no Brasil: uma análise microeconômica desagregada por estado. In: IX ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2011, Natal. *Anais...*, 2011.

DWORKIN, R. What is equality? Part 1: Equality of welfare. *Philosophy & Public Affairs*, v. 10, p. 185-246, 1981.

FIGUEIREDO, E. A., SILVA, C. R. F. Desigualdade de Oportunidades no Brasil: uma decomposição quantílica contrafactual. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (Rio de Janeiro), v. 42, p.29-48, 2012.

FIGUEIREDO, E. A., ZIEGELMANN, F. A. Estimation of Opportunity Inequality in Brazil using Nonparametric Local Logistic Regression. *Journal of Development Studies*, v. 46, p. 1593-1606, 2010.

FLEURBAEY, M., PERAGINE, V. Ex antes versus ex post equality of opportunity. *ECINEQ working paper*, n.141, 2009.

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are Western societies all alike? *Review of Income and Wealth*, 54, p. 513-546, 2008.

MORAN, P. A. P. Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, v. 37, p. 17, 23, 1950.

RAWLS, J. *A Theory of Justice*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1971.

ROEMER, J.E. *Equality of opportunity*. Harvard University Press, 1998.

ROSENBLATT, M. Remarks on some nonparametric estimates of a density function. *Annals of Mathematical Statistics*, v. 27, p. 832-837, 1956.

SEN, A. *Commodities and Capabilities*, North-Holland, Amsterdam, 1985.

VEGA, J. R. M.; BARROS, R. P. de; SAAVEDRA, J.; GIUGALE, M. *Do our children have a chance? The 2010 Human Opportunity Report for Latin America and the Caribbean*. World Bank, Washington, DC, 176 p., 2010.

## ANEXO

Quadro A – Especificação das variáveis

Variável	Denominação	Especificação
Gênero	<i>gênero</i>	Binária 1 – masculino 0 – feminino
Raça	<i>raça</i>	Binária 1 – brancos 0 – não-brancos
Gênero da pessoa de referência	<i>gênero_ref</i>	Binária 1 – masculino 0 – feminino
Pessoa de referência alfabetizada	<i>alfabet_ref</i>	Binária 1 – sim 0 – não
Renda domiciliar <i>per capita</i> mensal	<i>lnrenda</i>	Logaritmo natural
Número de pessoas no domicílio	<i>num_pes</i>	Linear
Área de residência	<i>urbano</i>	Binária 1 – urbano 0 – rural

Fonte: Adaptado de Vega *et al.* (2010).