

Igualdade de oportunidades: uma análise espacial para os municípios brasileiros a partir do Censo de 2010*

Diego Ferreira**

*Doutorando em Desenvolvimento
Econômico pela Universidade Federal do
Paraná (UFPR)*

Géssica Mathias Diniz***

*Doutoranda em Desenvolvimento
Econômico pela UFPR*

Victor Rodrigues de Oliveira****

*Doutorando em Economia Aplicada pela
Universidade Federal do Rio Grande do
Sul*

Flávio de Oliveira Gonçalves*****

*Professor adjunto da UFPR, Pós-Doutor
em Dinâmica Industrial na Scuola
Superiore Sant'Anna*

Resumo

O presente estudo busca analisar se o acesso aos serviços básicos é distribuído de forma justa e igualitária nos municípios brasileiros mediante o Índice de Oportunidade Humana (IOH). Além disso, busca-se verificar a possível existência de associações espaciais entre os municípios a partir dos índices de Moran. Com base nos dados preliminares do **Censo 2010**, os resultados do IOH demonstraram que as cidades com piores níveis de acesso aos serviços de água canalizada, energia elétrica, educação e, principalmente, serviço de saneamento básico encontram-se nas Regiões Norte e Nordeste do País. Também foi possível verificar que, em caráter global, os municípios brasileiros, no que tange ao IOH, apresentam associação espa-

* Artigo recebido em out. 2014 e aceito para publicação em maio 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann.

** E-mail: diegoferreira.eco@gmail.com

*** E-mail: gessica92eco@gmail.com

**** E-mail: victor5491@gmail.com

***** E-mail: f.goncalves@ufpr.br

cial positiva e direta. Ressalta-se a evidência de polarização do tipo norte-sul, dada 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; municípios brasileiros

Abstract

*This paper aims to discuss if the access to basic services is distributed equally and fairly in all Brazilian municipalities, by using the Human Opportunity Index (HOI). Moreover, it verifies the possibility of spatial association among these municipalities, by means of Moran's index. Based on preliminary data from the **2010 Census**, the results for the HOI showed that the cities with the worst level of access to water supply, electricity, education and, mainly, basic sanitation services are those in the North and Northeast regions of the country. Also, it was verified that, in general, the Brazilian municipalities have positive and direct spatial association, as far as the HOI is concerned. Evidences of north-south polarization emerge from the results from local spatial association, which demonstrated predominance of "low-low" clusters in the North and Northeast regions and "high-high" clusters in the States of São Paulo and Rio Grande do Sul, with a special emphasis on the latter.*

Keywords

Human Opportunity Index; Moran's index; Brazilian municipalities

Classificação JEL: C43, D63, R10

1 Introdução

A pesquisa sobre as desigualdades sociais existentes entre os indivíduos tem produzido uma grande quantidade de estudos empíricos e teóri-

cos. 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.

Amartya Sen (1979), em sua abordagem das capacitações, estende a análise de bens primários apresentada por Rawls (1971), colocando a liberdade de acesso a bens e serviços como fundamental para a realização dos *beings and doings* (funcionamentos) valorados pelo indivíduo e, consequentemente, para a expansão das liberdades humanas.

Também apoiado na perspectiva rawlsiana, John Roemer (1998) propõe dois elementos principais que determinariam o resultado auferido pelos indivíduos: (a) o esforço exercido por eles; e (b) 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 que 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) ressaltam 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 (2012, 2013), mediante o Índice de Oportunidade Humana (IOH), demonstram que a distribuição do acesso às oportunidades, tanto em um país quanto em suas unidades federativas, ainda está aquém do ótimo social.

Entretanto, conforme apontam Bourguignon, Ferreira e Menéndez (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 à 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), objetivando mensurar como se distribui o acesso às oportunidades humanas básicas entre os municípios brasileiros

mediante a construção do IOH para eles. Além disso, baseado nos resultados obtidos pelos índices de Moran, pretende-se verificar a possível existência de associações espaciais entre os municípios e evidenciar a formação de *clusters* e *outliers* espaciais.

Dessa forma, as contribuições deste trabalho estão na construção de uma base de dados brasileira em nível municipal para a desigualdade de oportunidades, bem como na apresentação de evidências de padrões de associação espacial entre esses resultados. Para o desenvolvimento deste estudo foram utilizados os microdados preliminares do **Censo 2010**, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2010). Além disso, foi realizado um levantamento teórico acerca da importância do acesso a oportunidades básicas para os indivíduos e de outros trabalhos que tiveram por objeto de pesquisa o Índice de Oportunidade Humana.

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 a associação espacial global e local entre os municípios no que tange à desigualdade de oportunidades. Para concluir, 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 primários¹, 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

¹ Bens primários podem ser definidos como: (a) liberdades básicas; (b) liberdade de locomoção e escolha de ocupação; (c) posições e responsabilidades públicas; (d) renda e riqueza; e (e) autorrespeito.

nem mesmo o bem-estar da sociedade pode subjugar. Dessa forma, ao afirmar que esses bens são pautados por componentes responsáveis por constituir as condições necessárias para o pleno desenvolvimento individual, Rawls (1971) 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 esses 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 se atingir determinado objetivo é resultado desse acordo, bem como dos bens primários. Todavia, a construção teórica de Rawls não traz explicitamente o conceito de oportunidade *per se*.

De acordo com tal abordagem, uma sociedade somente seria considerada justa se: (a) apresentasse igualdade na atribuição de deveres e direitos básicos, assegurando, assim, liberdade a todos (princípio da igual liberdade); e (b) 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 (2003) expande a ideia de Rawls (1971) de que a igualdade de acesso a bens básicos resultaria em liberdade para todos. Para Sen (2003), a abordagem das capacitações² corresponde a uma extensão dos bens primários de John Rawls (1971), porém, com um caráter não “fetichista”, isto é, sem colocar a atenção apenas sobre os recursos, mas sim, sobre a liberdade que o indivíduo tem para escolher quais funcionamentos realizar na posse desses bens.

Sen (1985) afirma que a limitação da visão rawlsiana está no fato de ela assumir que o benefício gerado por um dado conjunto de bens primários é igual para todos, visto que não há referência à diversidade presente no que tange às características individuais. As disparidades interindividuais podem estar associadas tanto aos diferentes fins e objetivos que os indivíduos possuem quanto as suas distintas habilidades (*e.g.* gênero, idade e dotações genéticas) para então converter recursos em liberdades. Desse modo, tais características diversas levariam a diferentes resultados a partir de um mesmo pacote de bens primários (SEN, 1990).

² A abordagem das capacitações foi apresentada pela primeira vez em 1979, no artigo intitulado **Equality of what?**, de Amartya Sen. Essa abordagem analisa a habilidade do indivíduo em realizar os funcionamentos valorados (SEN, 1985a). A capacitação corresponde à liberdade para realizar os *beings and doings* valorados pelo indivíduo, e os funcionamentos referem-se à realização do bem-estar.

Como em Rawls (1971), a oportunidade também não está explícita no arcabouço teórico estruturado por Sen (1985). Dessa forma, poderia ser compreendida como um aspecto implícito no conceito de liberdade, que, por sua vez, constitui parte central dos funcionamentos dos indivíduos. A ausência de acesso às oportunidades refletiria em entraves ao pleno gozo das liberdades. Segundo Sen (2010), a expansão da liberdade é o fim primordial e o principal meio do desenvolvimento. Assim, uma proposta de desenvolvimento baseada na expansão das liberdades humanas deve buscar a eliminação de possíveis privações que os indivíduos enfrentem, como, por exemplo, o acesso a serviços básicos.

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 eles. Logo, a justiça requer apenas a compensação de diferenças de resultado provenientes de condições iniciais.

Pode-se depreender a partir de Dworkin (1981) que as fundamentações de Rawls e Sen tratam da ideia exposta anteriormente de forma secundária. Todavia, no final da década de 80 do último século, Arneson (1989) e Cohen (1989) ressaltaram 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 Roemer³. Entre suas contribuições, Roemer (1998) delineou dois aspectos fundamentais: (a) as circunstâncias, que estariam relacionadas aos atributos natos de um indivíduo (e.g. gênero, raça, sexo, grupo social, *background* familiar); e (b) 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), sendo 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:

³ 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 mesmo conjunto de circunstâncias. Ver Checchi e Peragine (2010) e Fleurbaey e Peragine (2009) para maiores detalhes.

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

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 essas são responsáveis por determinar o acesso a determinados bens ou serviços. Consequentemente, Barros *et al.* (2009) afirmam 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, Ferreira e Menéndez (2007), o número de estudos sobre o tema ainda é escasso devido a dois fatores principais: (a) a dificuldade conceitual ao diferenciar as circunstâncias dos esforços; e (b) 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, Birdsall e Székely (1999) 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 dos 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 estudo foca-se em resultados futuros potenciais, não representando a participação das oportunidades sobre a desigualdade de resultado vigente.

Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008), ao estudarem nove países desenvolvidos, utilizaram o método de dominância estocástica para analisar as distribuições acumuladas dos resultados dos indivíduos, sendo que elas estão condicionadas a duas variáveis de circunstância: educação e ocupação dos pais. Os resultados demonstraram a existência de significativa desigualdade de oportunidades na Itália, nos Estados Unidos e na França.

Checchi e Peragine (2010), mediante 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 desse tipo de desigualdade em relação à região centro-norte.

O estudo de Barros *et al.* (2009) desenvolve o IOH, responsável por mensurar 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.

O Brasil encontra-se em melhor posição nos índices relacionados à água, à frequência escolar dos jovens entre 10 e 14 anos de idade e à eletricidade, com IOH acima de 75%. Já nos indicadores para saneamento e conclusão da sexta série no período correto, os resultados foram inferiores a 60% e a 50% respectivamente (BARROS *et al.*, 2009). No *ranking* do IOH geral para 2005, em que o Chile e a Argentina lideravam com 91% e 88%, respectivamente, o Brasil ocupava a 11.^a posição, com 72% do conjunto de oportunidades necessárias para assegurar o acesso universal aos serviços básicos disponíveis.

O trabalho de Dill e Gonçalves (2012), alinhado com a metodologia de Barros *et al.* (2009), propôs-se a explorar o acesso às oportunidades básicas no Brasil, com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1999 e 2009. Os resultados obtidos corroboram os de Barros *et al.* (2009), com maior cobertura e melhor distribuição para os indicadores de água e energia. No entanto, entre 1999 e 2009, os resultados para educação e saneamento mostraram uma inversão, em que o pior resultado refere-se ao acesso ao saneamento, ainda que ele tenha seguido padrão de melhora similar ao apresentado pelos demais (de 0,334 para 0,393).

Outro exemplo de aplicação do IOH é o estudo de Singh (2011), com vistas a analisar a desigualdade proveniente do acesso heterogêneo à completa imunização (recebimento de seis vacinas) e à nutrição mínima (quando não se está abaixo do peso) das crianças indianas. Os resultados indicaram que, em 2005-06, 35% das oportunidades totais necessárias para assegurar o acesso universal à imunização completa estavam disponíveis e distribuídas de forma equitativa. Para o IOH relativo à nutrição, o percentual de oportunidades disponíveis e igualitariamente partilhadas foi de 40%.

Carvalho e Waltenberg (2015) aplicaram o IOH para analisar o acesso ao ensino superior no Brasil entre 2003 e 2013. Os autores identificaram

que mesmo tendo havido a expansão do acesso em direção aos grupos vulneráveis, o índice permaneceu baixo, passando de 0,240 para 0,281 no período. Com base na decomposição de Shapley por fatores, tem-se que a instrução do chefe do domicílio e a renda domiciliar *per capita* são as circunstâncias que mais contribuem para a desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior.

Com relação aos estudos sobre a desigualdade de oportunidades no Brasil, destaca-se o trabalho de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (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, via impactos sobre o esforço, efeitos indiretos sobre os resultados individuais.

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 a construção do conjunto de oportunidades. Os autores concluem que indivíduos cujos pais pertencem a estratos de renda inferiores devem despendar maior esforço para atingir um determinado nível de renda.

No debate recente, Figueiredo e Silva (2012) mensuram a desigualdade de oportunidades brasileira mediante a geração de contrafactuais desenvolvidos com base em uma estrutura de estimação quantílica, sendo a questão de endogeneidade tratada, conforme a abordagem exposta por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (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 IOH, uma medida sintética que evidencia 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.⁴

⁴ Nesse sentido, o Índice de Oportunidade Humana não pode ser considerado uma medida direta de desigualdade de oportunidades (VEJA *et al.*, 2010).

Esse índice foi desenvolvido com base na função de bem-estar social proposta por Sen (1976). A ideia por trás da medida é de que, no processo de desenvolvimento, deve-se assegurar a oferta de oportunidades básicas ao máximo de crianças possível, tendo como objetivo a universalização do acesso (BARROS *et al.*, 2009).

Para sua formulação, os autores propõem a utilização somente de indivíduos na faixa etária entre zero e 16 anos. Tal corte etário é justificado por dois motivos principais: (a) crianças são inaptas a realizar escolhas sobre o esforço, expurgando, assim, o efeito dessa variável; e (b) há evidências que políticas públicas focalizadas no início do ciclo de vida são menos custosas e mais custo-efetivas. Dessa forma, obtêm-se apenas os efeitos do componente de circunstância.

Nesse 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 regressão⁵:

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

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 ele. Para isso, 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 elas distribui-se entre os grupos defi-

⁵ 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.1, no **Anexo**. Já para a construção das variáveis de oportunidade, ver Quadro A.2.

nidos 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, sendo que quanto mais próximo de um, mais desigual e injusta é a distribuição do acesso à determinada oportunidade.⁶ Nesse sentido, $1 - ID$ representa a proporção alocada igualitariamente entre os indivíduos.

A combinação entre a taxa de cobertura e o índice de dissimilaridade, portanto, resulta no IOH, que pode ser denotado por:

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

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 se 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 ele é consistente no sentido de Pareto, 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).

Assim, de acordo com a estrutura apresentada para a mensuração do IOH, Barros *et al.* (2009) propõem 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, ou o valor zero se não tem acesso.

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

⁶ Para maiores detalhes acerca da formulação do índice de dissimilaridade por meio dos resultados da regressão logística, ver Barros, Vega e Chanduvi (2008).

mensal domiciliar *per capita* (para captar os efeitos provenientes de recursos a que o indivíduo possui acesso); condição da pessoa de referência como alfabetizado (*proxy* para origem familiar)⁷; área de residência (para analisar disparidades entre o meio urbano e rural); e número de pessoas que vivem no domicílio (VEGA *et al.*, 2010).⁸

Os microdados que alimentam a regressão logística foram obtidos no **Censo 2010**, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010). 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 Acesso às oportunidades em uma regressão logística

De modo geral, o modelo logístico demonstrou que os coeficientes estimados para as variáveis que constituem o conjunto de circunstâncias em estudo são estatisticamente significativos a 1%, com exceção da variável relacionada ao gênero, ao saneamento básico e à água canalizada. Todavia, a variável foi mantida como forma de padronizar a análise. Os resultados podem ser observados na Tabela 1.

A localização do domicílio no perímetro urbano faz com que a chance de seus moradores possuírem saneamento básico seja 20,46 vezes maior do que os localizados em áreas rurais. Com relação à energia elétrica e à água canalizada, as chances são 9,83 vezes e 5,48 vezes maiores respectivamente. O efeito mais brando sob o acesso à educação básica (*odds ratio* de 1,19) pode emergir do fato de o País ter ampliado suas políticas públicas de universalização da educação no meio rural, conforme apontam Andrade e Telles (2008). Dessa forma, há evidências de que a localização do domicí-

⁷ Apesar de os anos de escolaridade de um país representar um importante fator de circunstância, conforme demonstra o estudo de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), a insuficiência de dados no **Censo 2010** fez com que, no presente trabalho, fosse considerada apenas a alfabetização da pessoa de referência.

⁸ Devido à insuficiência de dados no **Censo 2010** (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010), visto que ele 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. Dessa forma, a utilização dos dados preliminares do **Censo 2010** limita parcialmente o poder de análise do IOH.

lio no perímetro rural não necessariamente se constitui em um entrave ao acesso à educação básica.

Ao se considerarem os atributos natos dos indivíduos, aqueles declarados como brancos apresentaram maior probabilidade de acesso aos serviços básicos em estudo, visto que os coeficientes estimados para essa característica possuem sinal positivo. Porém, a análise acerca do gênero demonstra efeitos diversos sob a probabilidade de acesso, haja vista que o coeficiente estimado para saneamento básico possui sinal positivo, enquanto os demais são negativos. Tal fato demonstra que homens apresentam maior probabilidade de acesso apenas no que tange ao saneamento básico, sendo que as mulheres apresentam melhores resultados nos demais serviços.

Com relação à renda, os coeficientes estimados apresentaram os efeitos esperados para os serviços básicos considerados, revelando que indivíduos com maior rendimento *per capita* possuem maior probabilidade de acesso. Os impactos mais relevantes encontram-se no acesso ao saneamento básico e energia elétrica *vis-à-vis* o acesso à água canalizada e educação básica. No mesmo sentido, a presença de líderes familiares alfabetizados faz com que os indivíduos apresentem maior probabilidade de acesso aos serviços básicos, com destaque para água canalizada e escola.

Entretanto, ao se considerar o gênero da pessoa de referência, os efeitos observados são diversos. No que tange ao acesso à educação básica e à água canalizada, domicílios com líderes-homens possuem maior probabilidade de acesso a esses serviços, com chances 1,22 vezes e 1,11 vezes maiores do que aqueles com líderes-mulheres. Já o acesso ao saneamento básico e à energia elétrica são privilegiados com a presença de líderes-mulheres. Dessa forma, pode-se afirmar que os possíveis efeitos indiretos de discriminação a partir de gênero dos líderes familiares são diversos quando considerados os diferentes tipos de serviços básicos.

Por fim, os coeficientes estimados para o número de pessoas residindo nos domicílios demonstrou que quanto maior o número de integrantes, menor é a probabilidade de acesso aos serviços básicos considerados, com exceção do saneamento, que apresentou correlação positiva.

Tabela 1

Coeficientes e *odds ratios* estimados pelas regressões logísticas, por tipo de oportunidade, para os municípios do Brasil — 2010

VARIÁVEL	ESCOLA			SANEAMENTO		
		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>
Constante	(1)	-1,6919	-	(1)	-9,2409	-
Erro-padrão		0,0078	-		0,0107	-
Gênero	(1)	-0,4333	0,6483		0,0025	1,0025
Erro-padrão		0,0025	-		0,0020	-
Raça	(1)	0,3355	1,3986	(1)	0,3417	1,4073
Erro-padrão		0,0027	-		0,0021	-
Meio Urbano	(1)	0,1772	1,1939	(1)	3,0184	20,4588
Erro-padrão		0,0030	-		0,0046	-
Gênero (pessoa de referência)	(1)	0,2024	1,2243	(1)	-0,1077	0,8979
Erro-padrão		0,0022	-		0,0021	-
Alfabetização (pessoa de referência)	(1)	0,6167	1,8529	(1)	0,4985	1,6462
Erro-padrão		0,0033	-		0,0033	-
Renda	(1)	0,2046	1,2270	(1)	0,5426	1,7205
Erro-padrão		0,0008	-		0,0009	-
Número de pessoas no domicílio	(1)	-0,0961	0,9083	(1)	0,0398	1,0406
Erro-padrão		0,0004	-		0,0004	-
Pseudo-log Likelihood		-1794074,6	-		-2826848,5	-
Pseudo R ²		0,0618	-		0,2706	-

VARIÁVEL	ENERGIA			ÁGUA		
		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>
Constante	(1)	-2,0575	-	(1)	-2,8345	-
Erro-padrão		0,0243	-		0,0076	-
Gênero	(1)	-0,0238	0,9764		-0,0024	0,9976
Erro-padrão		0,0056	-		0,0026	-
Raça	(1)	0,5547	1,7414	(1)	0,4828	1,6206
Erro-padrão		0,0069	-		0,0028	-
Meio Urbano	(1)	2,2863	9,8386	(1)	1,7012	5,4806
Erro-padrão		0,0078	-		0,0026	-
Gênero (pessoa de referência)	(1)	-0,1508	0,8600	(1)	0,1042	1,1098
Erro-padrão		0,0064	-		0,0027	-
Alfabetização (pessoa de referência)	(1)	0,3371	1,4008	(1)	0,6648	1,9442
Erro-padrão		0,0059	-		0,0029	-
Renda	(1)	0,5049	1,6568	(1)	0,3613	1,4352
Erro-padrão		0,0025	-		0,0009	-
Número de pessoas no domicílio	(1)	-0,0703	0,9320	(1)	-0,1674	0,8458
Erro-padrão		0,0010	-		0,0004	-
Pseudo-log Likelihood		-518334,33	-		-2011499,3	-
Pseudo R ²		0,2375	-		0,2309	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

(1) Valores significativos a 1%.

3.2 Resultados para o Índice de Oportunidade Humana

Conforme exposto anteriormente, o IOH demonstra a situação em que se encontram as possibilidades de acesso a determinado bem ou serviço, o que permite visualizar 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 índice através de média simples.

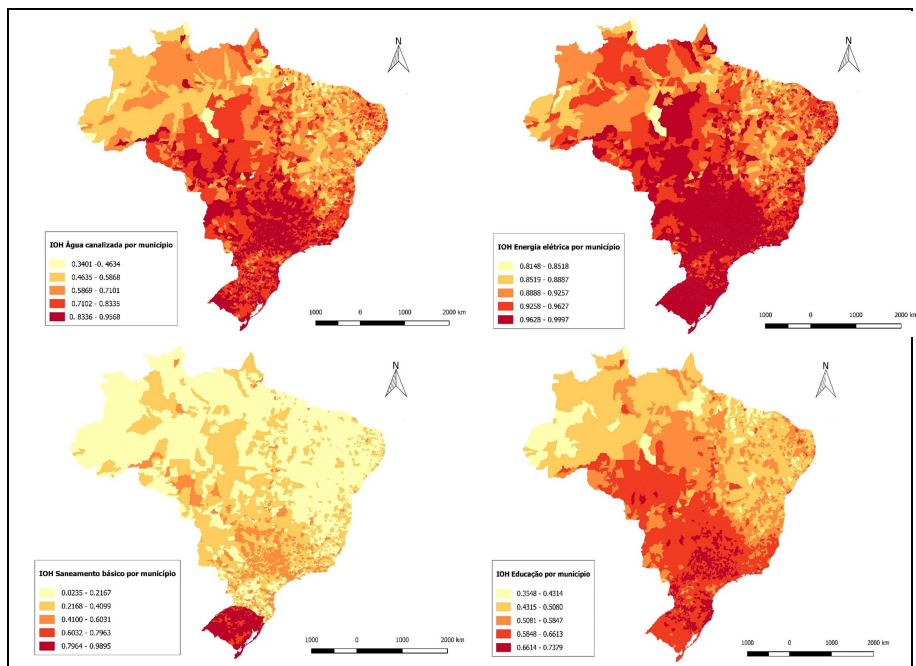
Na Figura 1 observa-se a distribuição do IOH desagregado por indicador (água canalizada, energia elétrica, saneamento básico e educação) nos municípios brasileiros. O índice decomposto permite que as disparidades municipais quanto ao acesso a cada serviço fiquem mais evidentes, dado que, ao se agruparem os indicadores pela média aritmética, sem atribuir pesos, essas discrepâncias podem ser encobertas.

O acesso à energia elétrica é a oportunidade mais amplamente disseminada e com menor desigualdade na distribuição entre as crianças e adolescentes (zero a 16 anos de idade) dos municípios brasileiros. A taxa de cobertura do serviço é elevada devido à implementação do Programa Luz para Todos, criado em novembro de 2003. O programa adotou como objetivo acabar com a exclusão elétrica no Brasil e prover acesso à eletricidade, gratuitamente, para a população da zona rural. O Luz para Todos estendeu o acesso à eletricidade para mais de 16 milhões de pessoas desde a sua adoção até abril de 2015 (BRASIL, 2017).

O IOH referente à água canalizada é mais alto nas Regiões Sul e Sudeste devido à regulação e execução de políticas específicas de gestão das águas, como, por exemplo, a Política Estadual de Recursos Hídricos de São Paulo e do Rio Grande do Sul. Também é importante considerar o papel de políticas de caráter internacional voltadas à disseminação e homogeneização do acesso a essa oportunidade (e.g. o projeto Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), firmado em 2015). Uma das metas do ODS6, que trata da água e do saneamento, é: “até 2030, alcançar o acesso universal e equitativo a água potável e segura para todos” (UNITED NATIONS, 2015, *online*).

Figura 1

Distribuição espacial do Índice de Oportunidade Humana, desagregado por indicador, para os municípios brasileiros — 2010



O índice de oportunidade relativo ao serviço de saneamento básico possui a maior disparidade de acesso entre as demais oportunidades, ao variar entre 0,02 e 0,99, sendo que os melhores resultados se concentram no Rio Grande do Sul, uma vez que os 393 municípios com índice superior a 0,796 estão localizados nesse estado. O baixo valor do índice deve-se, principalmente, à baixa taxa de cobertura do serviço, inferior a 30% em aproximadamente 42% dos municípios brasileiros, enquanto o índice de dissimilaridade é superior a 0,50 em 15,25% dos 5.564 municípios. A deficiente cobertura dos serviços de coleta e tratamento de esgoto no Brasil pode ser associada ao reduzido nível de investimentos no setor.

Já os dados sobre a probabilidade de estar na série correta em idade adequada resultaram no IOH com a menor variação entre os municípios brasileiros, sendo que 53,72% dos municípios possuem índice entre 0,58 e 0,74. A taxa de cobertura nos 5.564 municípios está entre 0,42 e 0,77, e o índice de dissimilaridade varia entre 0,03 e 0,16.

As reprovações podem ser levantadas como uma das variáveis explicativas do baixo IOH educacional, pois reduzem a probabilidade de o indivi-

duo estar na série correta, em idade adequada. Conforme dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2017), no ano de 2010, a distorção idade-série⁹, no Brasil, foi de 23,6% no ensino fundamental e de 34,5% no ensino médio, com taxas de reprovação iguais a 10,3% e 12,5% respectivamente. Nas Regiões Norte e Nordeste, a distorção foi ainda maior, aproximando-se de 40%, em média. Nas demais regiões, esse valor caiu para 20%. No entanto, a taxa de reprovação não variou muito entre as regiões, permanecendo próxima dos 10%. Talvez, uma questão adicional que possa ser levantada como essencial para explicar as diferenças nos resultados para o Norte e o Sul do Brasil é a distância das escolas e, conseqüentemente, o ingresso tardio no ensino básico em locais mais remotos do norte brasileiro, acarretando, assim, no aumento da distorção idade-série.

Em relação aos cinco municípios brasileiros com maiores IOH, os resultados apresentados pela Tabela 2 demonstram que eles se situam integralmente no Estado do Rio Grande do Sul. Isso se deve à presença de elevada taxa de cobertura e ao baixo índice de dissimilaridade, demonstrando que a disponibilidade de serviços básicos aos indivíduos é quase universal. Com exceção de Lajeado, considerado polo da indústria alimentícia no Estado, os demais municípios situam-se na mesorregião metropolitana de Porto Alegre. Eles são, portanto, locais com significativo grau de urbanização e fortemente influenciados pelo setor industrial.

Entretanto, ao se analisarem os cinco piores resultados brasileiros, os piores valores do IOH situam-se nas Regiões Norte e Nordeste, com destaque para o Estado do Maranhão. Tais resultados são corroborados pelo estudo de Dill e Gonçalves (2013), que, ao analisarem o IOH para os estados brasileiros, afirmaram que essas regiões apresentam os piores valores para o Índice no País. Além disso, deve-se ressaltar que esses municípios apresentam baixa disponibilidade dos serviços básicos (baixa taxa de cobertura) aliada a um alto grau de desigualdade no acesso a tais serviços (alto índice de dissimilaridade), fazendo com que o IOH seja reduzido

⁹ A distorção idade-série corresponde à proporção de alunos com mais de dois anos de atraso escolar, isto é, alunos que estão na série menor que a condizente com a sua idade.

Tabela 2

Índice de Oportunidade Humana (IOH) e seus componentes para os municípios brasileiros — 2010

Ranking de Cidades por Estado (1)	Taxa de Cobertura	Índice de Dissimilaridade	IOH Geral	Componentes do IOH			
				Energia Elétrica	Água Canalizada	Educação Básica	Saneamento Básico
Cinco municípios com os melhores indicadores							
1 Dois Irmãos-RS	92.0419	0.9058	91.3368	99.9733	94.9627	71.4646	98.9467
2 Estância Velha-RS	91.1413	1.3201	90.0981	99.9567	93.3724	68.9714	98.0918
3 Lajeado-RS	91.0726	1.3320	90.0419	99.4196	93.6439	68.1850	98.5242
4 Cachoeirinha-RS	90.9845	1.2955	90.0020	99.9285	93.6614	67.6762	98.7420
5 Sapucaia do Sul-RS	90.9725	1.2895	89.9953	99.9652	93.6085	67.6882	98.7193
Indicadores das capitais brasileiras							
42 Porto Alegre-RS	90.0865	1.8136	88.6822	99.4118	92.0838	65.4599	97.7735
334 Curitiba-PR	83.3957	3.1706	81.1547	99.6765	94.3223	70.7582	59.8617
389 Florianópolis-SC	82.8680	3.9854	80.0765	99.4952	92.9910	70.7627	57.0570
480 Goiânia-GO	81.0053	3.8637	78.4310	99.5508	92.8372	67.3020	54.0342
536 Vitória-ES	80.9919	4.5588	77.9380	99.5314	92.1600	66.2656	53.7948
580 Belo Horizonte-MG	80.3660	4.2528	77.5615	99.5275	92.0907	65.8292	52.7986
584 São Paulo-SP	80.4755	4.4028	77.5387	99.4493	91.5697	66.1294	53.0066
658 Rio de Janeiro-RJ	79.8502	4.4435	76.9471	99.4881	91.5715	65.0836	51.6450
719 Brasília-DF	79.8178	5.0584	76.4960	99.2220	90.4781	65.4758	50.8079
873 Campo Grande-MS	78.7955	5.1076	75.5417	86.1227	46.7837	40.8553	6.5180
883 Palmas-TO	78.5813	4.9465	75.4346	99.1655	89.9242	64.3499	48.2990
1023 Cuiabá-MT	78.0480	5.1901	74.7596	99.0155	89.0539	63.6469	47.3222
1089 João Pessoa-PB	77.6230	5.2783	74.3532	99.3309	89.6221	62.1783	46.2814
1133 Natal-RN	77.3434	5.2751	74.0716	99.3414	89.1701	61.5863	46.1888
1222 Fortaleza-CE	76.7243	5.1932	73.5560	99.3274	88.9634	60.6389	45.2944
1236 Aracaju-SE	76.9965	5.6794	73.4932	99.2970	88.5017	60.5763	45.5978
1254 Recife-PE	76.8494	5.7011	73.3818	99.2944	88.8833	60.6494	44.7001
1258 Salvador-BA	76.4329	5.1016	73.3612	99.2746	88.9782	60.7944	44.3976
1323 Manaus-AM	76.1705	5.0733	73.0404	99.2360	87.3825	59.2711	46.2719
1352 Belém-PA	76.1130	5.3901	72.8137	99.0821	87.2911	59.8054	45.0763
1378 Porto Velho-RO	76.3974	6.1182	72.6064	98.5597	86.2493	61.5932	44.0234
1437 Maceió-AL	75.7091	5.8079	72.2624	99.2210	87.9804	59.3741	42.4742
1450 Boa Vista-RR	75.7529	5.7925	72.1998	98.9088	86.3507	58.8636	44.6759
1590 São Luís-MA	75.1360	6.3451	71.3370	98.6115	85.5043	59.6437	41.5884
1700 Teresina-PI	74.5965	6.5525	70.7290	98.4838	85.2079	59.0527	40.1718
1711 Rio Branco-AC	74.6213	6.7090	70.6330	98.4393	84.6444	59.0415	40.4068
1808 Macapá-AP	74.3245	6.9321	70.1102	98.3911	82.8540	56.7019	42.4937
Cinco municípios com os piores indicadores							
5560 Uiramutã-RR	45.8532	24.5958	40.1349	81.4757	36.4722	39.7597	2.8318
5561 Morros-MA	47.3715	26.5616	40.0423	83.1864	36.3977	36.2545	4.3307
5562 Marajá do Sena-MA	45.8380	25.8693	40.0247	82.9957	37.1960	37.4178	2.4895
5563 Fernando Falcão-MA	45.9989	26.6075	39.4072	81.8247	36.1656	36.8128	2.8257
5564 Melgaço-PA	45.9884	26.4700	39.2439	83.7358	34.0103	35.4763	3.7533
Média nacional	69.3508	11.8514	64.2462	95.6201	74.0422	57.6745	29.6482
Desvio-padrão nacional	9.3271	5.9469	10.6949	3.5384	12.9816	8.1038	22.2589

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

(1) Ranking por ordem decrescente do IOH.

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

Já no que se refere às capitais brasileiras, os resultados do IOH apontam melhor distribuição do acesso às oportunidades em Porto Alegre, Curitiba e Florianópolis. Assim, as três capitais da Região Sul apresentam os melhores indicadores entre as capitais brasileiras. Além disso, pode-se perceber que, com exceção de Goiânia, Brasília e Palmas, os 10 melhores indicadores encontram-se nas Regiões Sul e Sudeste. Em contraste, os piores indicadores encontram-se nas capitais das Regiões Norte e Nordeste, com destaque para Teresina, Rio Branco e Macapá.

A Figura 2, ao demonstrar como o IOH distribui-se espacialmente entre os municípios brasileiros, permite visualizar que as Regiões Norte e Nordeste apresentam os menores índices. A média do IOH para os municípios de ambas as regiões é cerca de 55, visto que a média nacional se situa em torno de 64. Por conseguinte, são regiões cujo acesso universal aos serviços básicos disponíveis não é assegurado, situando-se aquém do nível considerado socialmente justo.

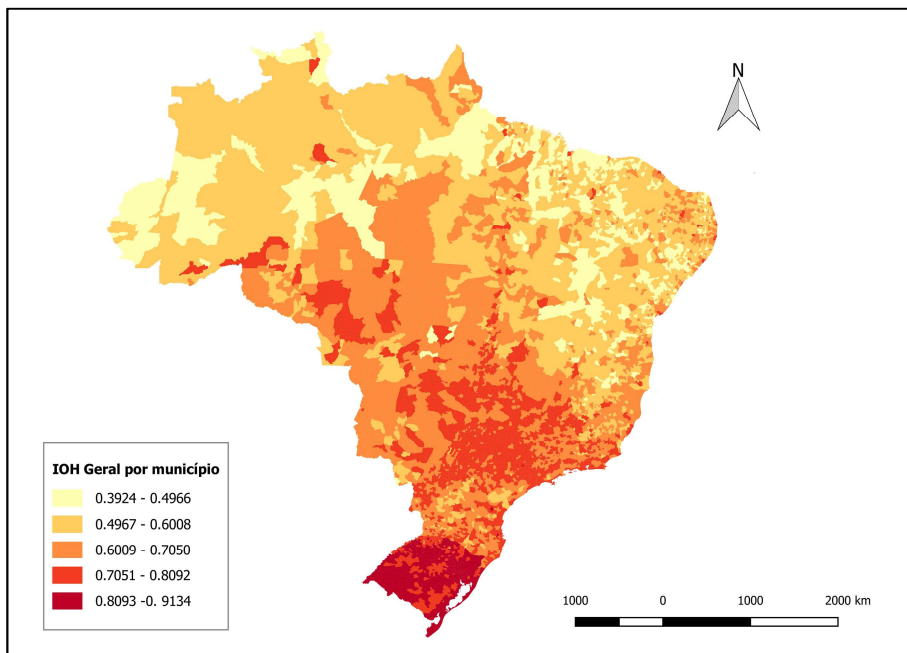
Entretanto, as Regiões Sudeste e Sul apresentam IOH médio de 71, ou seja, sete pontos percentuais acima da média nacional. Os melhores resultados encontram-se nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, sendo que o último, conforme exposto anteriormente, abriga os 10 maiores índices do País.

A Região Centro-Oeste apresenta IOH municipal médio de 67, apenas três 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 e no sul do Estado do Mato Grosso.

As médias do IOH decomposto por indicador, para o Brasil, convergem para os resultados obtidos no trabalho de Dill e Gonçalves (2012), mas com valores menores. Os indicadores energia elétrica e água canalizada sobressaem-se com a maior disponibilidade e a melhor distribuição de acesso entre os indivíduos da amostra, 95,6 e 74 respectivamente. Já para a educação e o saneamento básico, há menor cobertura e uma distribuição mais desigual do acesso a essas oportunidades, com IOH de 57,7 e 29,6.

Figura 2

Distribuição espacial do Índice de Oportunidades Humanas (IOH) para os municípios brasileiros — 2001



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, busca-se apresentar, inicialmente, uma medida da associação espacial para o conjunto de dados, de forma a caracterizar os municípios brasileiros como um todo.

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

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

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. Dessa forma, o valor único da estatística presta-se a um teste, cuja hipótese nula é de independência espacial — neste caso, seu valor seria zero. Os valores negativos (entre 0 e -1) indicam correlação inversa, enquanto os 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 em suas vizinhas j ; z é a média amostral global; e s^2 é a variância amostral global.

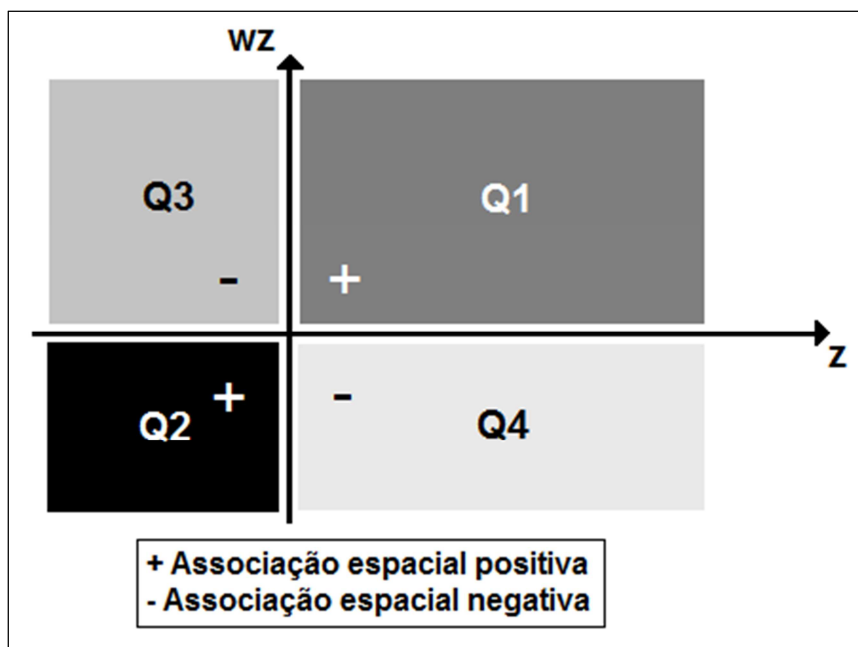
Caso apresente valores significativamente altos, o índice local de Moran, por se tratar do produto dos desvios em relação à média, indicaria altas probabilidades de que existam locais de associação espacial tanto de polígonos com altos valores associados como de polígonos com baixos valores associados.

Ressalta-se que para a construção dos indicadores foi considerada uma matriz de pesos espaciais de contiguidade do tipo *queen*, que leva em consideração as fronteiras e vértices para a definição de vizinhos. Sua escolha deve-se ao 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.

Figura 3

Diagrama de espalhamento de Moran



O diagrama de espalhamento de Moran  , portanto, dividido em quatro quadrantes, que podem ser interpretados como: Q1 (valores positivos, m  dias positivas, sendo classificado como **alto-alto**) e Q2 (valores negativos, m  dias negativas, sendo classificado como **baixo-baixo**), ou seja, evid  ncias de associa  o espacial positiva, demonstrando que uma dada  rea possui vizinhos com valores semelhantes; Q3 (valores positivos, m  dias negativas, sendo classificado como **alto-baixo**) e Q4 (valores negativos, m  dias positivas, sendo classificado como **baixo-alto**), ou seja, evid  ncias de associa  o espacial negativa, demonstrando que uma dada  rea possui vizinhos com valores distintos.

Caso a medida local de Moran seja estatisticamente significativa, podem-se identificar como *clusters* espaciais as regi  es com regime espacial do tipo **alto-alto** ou **baixo-baixo**, sendo os efeitos do *cluster* extens  veis aos demais vizinhos. No entanto, os regimes espaciais **baixo-alto** e **alto-baixo** referem-se a *outliers*, cujos efeitos espaciais restringem-se apenas   pr  pria localidade.

4.1 Resultados para a 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 3.

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 no nível de significância de 1%.¹⁰

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 3

Índice global de Moran (*I*) para o Índice de Oportunidades Humanas dos municípios brasileiros — 2010

<i>I</i>	<i>P</i> -VALOR
+ 0,677249	0,000

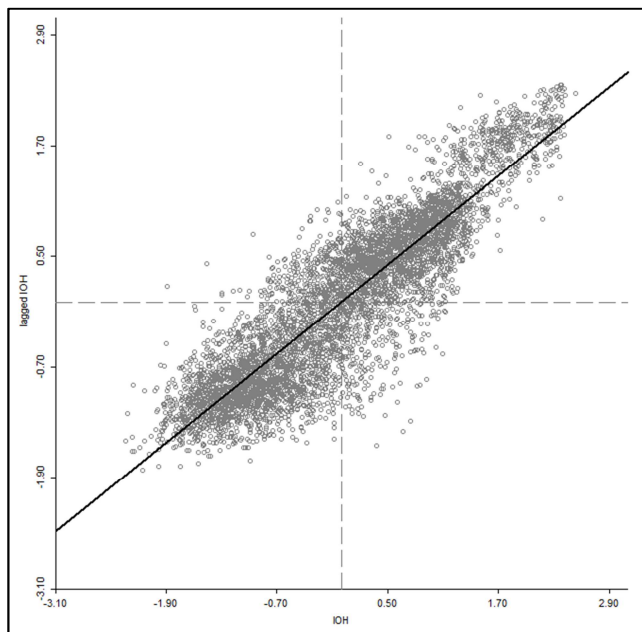
FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Visto que o índice global de Moran equivale ao coeficiente de regressão linear que indica a inclinação da reta de regressão (α) de wz em z , o diagrama de espalhamento de Moran para o IOH dos municípios brasileiros corrobora o resultado apresentado na Tabela 3, 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.

¹⁰ O nível do p-valor foi determinado através da utilização de 1.000 simulações de Monte Carlo para o índice global de Moran. 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 Índice de Oportunidades Humanas (IOH) dos municípios



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 dessas regiões apresentam baixos valores de IOH, sendo os valores semelhantes entre si.

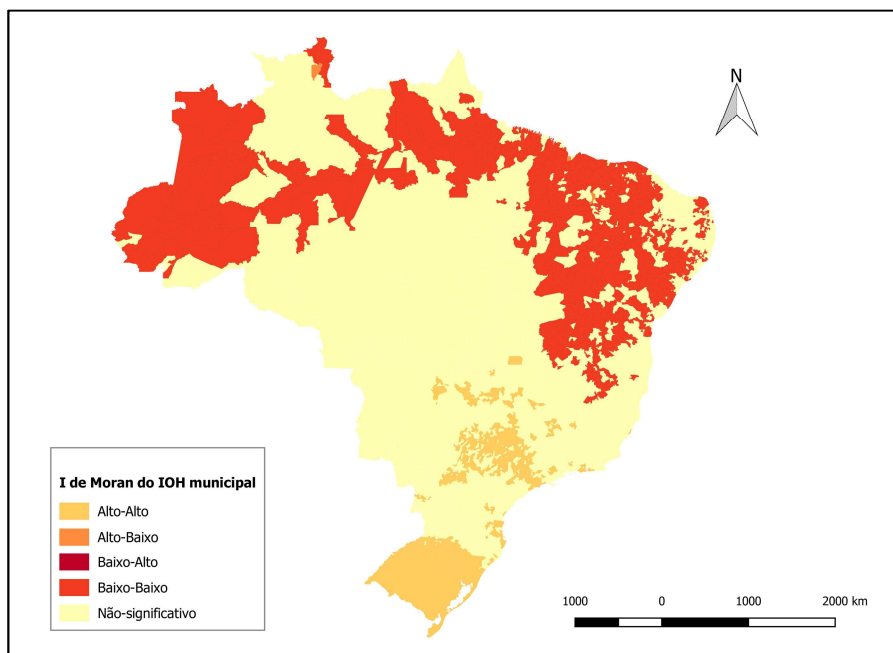
Conforme exposto por Dill e Gonçalves (2013), os estados das Regiões Sul e Sudeste estariam entre as unidades federativas de maior IOH do Brasil. Dessa forma, os resultados obtidos corroboram as afirmações dos autores, pois, a partir da Figura 4, visualiza-se a presença mais intensa de *clusters* do tipo **alto-alto** (AA) nessas 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, decorrência do elevado número de *clusters* do tipo BB nessas 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 Índice de Oportunidades Humanas (IOH) municipal



De modo geral, os resultados para a associação espacial sugerem que políticas públicas com intuito de universalizar o acesso aos serviços básicos devem concentrar-se 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 quão distante da plena justiça distributiva esses municípios se encontram. Além disso, através dos índices de Moran, foi

possível avaliar a existência de autocorrelação global e local entre os índices desses municípios.

Os resultados obtidos para o IOH revelaram menor nível de oportunidades em serviços básicos por parte da população entre zero e 16 anos de idade nas Regiões Norte e Nordeste. Esse resultado poderia ser agravado se não houvesse um amplo acesso ao serviço de energia elétrica nessas localidades.

O padrão observado, tanto no IOH geral quanto nos índices desagregados, demonstra a relevância da elaboração de políticas específicas para o provimento de serviços básicos a fim de equalizar o acesso às oportunidades entre os diversos grupos da população. Fornecer o acesso espacialmente homogêneo à oportunidade é essencial para a universalização dos benefícios a ela associados. O IOH mostrou-se uma medida de grande valia como instrumental para a análise das privações de oportunidades a que os indivíduos estão sujeitos e pode ser expandido ou adaptado, ponderando outros indicadores em sua construção.

Os municípios com piores níveis 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 revela evidências de encadeamentos diretos entre tais localidades.

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 de essas 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 permitiu observar forte polarização do tipo norte-sul, com áreas de transição (*outliers* do tipo AB e BA) praticamente inexistentes. Dessa forma, os resultados sugerem políticas públicas focalizadas na melhoria do acesso aos serviços básico, principalmente nas Regiões Norte e Nordeste do País.

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

Anexos

Quadro A.1

Especificação das variáveis de circunstância

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

FONTE: Vega *et al.* (2010).

Quadro A.2

Construção das variáveis de oportunidade

OPORTUNIDADE	VARIÁVEL DO IBGE	CLASSIFICAÇÃO DA INFORMAÇÃO	TRATAMENTO
Energia elétrica	Energia elétrica: existência (v0211)	1: sim, de companhia distribuidora; 2: sim, de outras fontes; 3: não existe energia elétrica.	Binária 1 = 1 ou 2 0 = 3
Água canalizada	Abastecimento de água: canalização (v0209)	1: sim, em pelo menos um cômodo; 2: sim, só na propriedade ou terreno; 3: não.	Binária 1 = 1 0 = 2 ou 3
Saneamento básico	Esgotamento sanitário (v0207)	1: rede geral de esgoto ou pluvial; 2: fossa séptica; 3: fossa rudimentar; 4: vala; 5: rio, lago ou mar; 6: outro.	Binária 1 = 1 ou 2 0 = 3, 4, 5 ou 6
Educação	Curso que frequenta (v0629)	1: creche; 2: pré-escola (maternal ou jardim de infância); 3: classe de alfabetização (CA); 4: Alfabetização de Jovens e Adultos (EJA); 5: regular do ensino fundamental; 6: EJA ou supletivo do ensino fundamental; 7: regular do ensino médio; 8: EJA ou supletivo do ensino médio; 9: superior de graduação; 10: especialização de nível superior (mínimo de 360 horas); 11: mestrado; 12: doutorado.	Binária Para a criança de zero a um ano, foi atribuído o valor 1 caso ela estivesse em creche. Já para a criança de um a seis anos, foi atribuído o valor 1 caso ela estivesse em situação pré-escolar.
	Série ou ano que frequenta (v0630): ensino fundamental	1: primeiro ano; 2: primeira série ou segundo ano; 3: terceira série ou quarto ano; 4: quarta série ou quinto ano; 5: quinta série ou sexto ano; 6: sexta série ou sétimo ano; 7: sétima série ou oitavo ano; 8: oitava série ou nono ano; 9: curso não seriado.	Binária De seis a 16 anos, foi analisado se a criança estava em idade compatível com sua série escolar. Em caso afirmativo, foi-lhe atribuído o valor 1. Nos demais casos, valor 0.
	Série que frequenta (v0631): ensino médio	1: primeira série; 2: segunda série; 3: terceira série; 4: quarta série; 5: curso não seriado.	

Referências

ANDRADE, C. Y.; TELLES, S. M. B. S. Universalização e equidade: análise da evolução do acesso à educação básica no Brasil de 1995 a 2005. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2008. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docsPDF/ABEP2008_1812.pdf>. Acesso em: 23 jul. 2014.

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

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

BARROS, R. P. de *et al.* **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: Palgrave Macmillan; World Bank, 2009.

BARROS, R. P. de; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. **Measuring inequality of opportunities for children**. Washington, DC: World Bank, 2008. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPPOVANA/Resources/IneqChildrenPaesdeBarrosMolinasSaavedra.pdf>>. Acesso em: 20 jul. 2014.

BEHRMAN, J. R.; BIRDSALL, N.; SZÉKELY, M. Intergenerational mobility in South America: deeper markets and better schools make a difference. In: BIRDSALL, N.; GRAHAM, C. (Ed.). **New markets, new opportunities?** Economic and social mobility in a changing world. Washington, D.C.: Brookings Institution and Carnegie Endowment for International Peace, 1999.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão. **PAC 4º Balanço (2015–2018)**. Brasília, DF, 2017. Relatório.

CARVALHO, M. M.; WALTEMBERG, F. D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 19, n. 2, p. 369-396, 2015.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, [Estados Unidos], v. 8, n. 4, p. 429–450, 2010.

COHEN, G. A. On the currency of egalitarian justice. **Ethics**, Chicago, Il, v. 99, n. 4, p. 906-944, 1989.

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. O. Igualdade de oportunidade entre os estados brasileiros: uma análise microeconômica com base nos dados da PNAD 2009. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 307-328, 2013.

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. O. Índice de oportunidade no Brasil entre 1999 e 2009: estimação e decomposição através do valor de Shapley. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 2, p. 187-210, 2012.

DWORKIN, R. What is equality? Part 1: equality of welfare. **Philosophy & Public Affairs**, [Medford, MA], v. 10, n. 3, 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, n. 1, 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**, London, v. 46, n. 9, p. 1593-1606, 2010.

FLEURBAEY, M.; PERAGINE, V. **Ex antes versus ex post equality of opportunity**. Buenos Aires: ECINEQ, 2009. (ECINEQ Working Paper, n. 141).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Microdados Censo Demográfico 2010**. 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados_gerais_amostra/resultados_gerais_amostra_tab_uf_microdados.shtm>. Acesso em: 20 jul. 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Indicadores educacionais**. 2017. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/indicadores-educacionais>>. Acesso em: 29 abr. 2017.

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are western societies all alike? **Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 54, n. 4, p. 513-546, 2008.

MORAN, P. A. P. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika**, London, v. 37, n. 1-2, p. 17-23, 1950.

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

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

SEN, A. **Commodities and capabilities**. Amsterdam: Elsevier, 1985.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2010.

SEN, A. Development as capability expansion. In: FUKUDA-PARR, S. *et al.* **Readings in human development**. New Delhi; New York: Oxford University Press, 2003. p. 41-58.

SEN, A. **Equality of what?** The tanner lecture on human values. Stanford: Stanford University, 1979.

SEN, A. Justice: means *versus* freedoms. **Philosophy & Public Affairs**, [Medford, MA], v. 19, n. 2, p. 111-121, 1990.

SEN, A. Real national income. **Review of Economic Studies**, Oxford, UK, v. 43, n. 1, p. 19-39, 1976.

SEN, A. Well-being, agency and freedom: the Dewey lectures 1984. **The Journal of Philosophy**, New York, v. 82, n. 4, p. 169-221, 1985a.

SINGH, A. **Inequality of opportunity in Indian children**: the case of immunization and nutrition. Munich: RePEc, 2011. (Munich Personal RePEc Archive, n. 32505).

UNITED NATIONS. **Transforming our world**: the 2030 agenda for sustainable development. [S.l.], 2015. (United Nations Resolution, 70/1). Disponível em: <<https://sustainabledevelopment.un.org/post2015/transformingourworld>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

VEGA, J. R. M. *et al.* **Do our children have a chance?** The 2010 human opportunity report for Latin America and the Caribbean. Washington, DC: World Bank, 2010.

