

IGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL ENTRE 1999 E 2009: ESTIMAÇÃO E DECOMPOSIÇÃO ATRAVÉS DO VALOR DE SHAPLEY*

Helena Cristina Dill**

Flávio de Oliveira Gonçalves***

Este artigo analisa a estrutura e a evolução da igualdade de oportunidade no Brasil no período 1999-2009. São estimados os Índices de Oportunidade Humana (IOH) e de desigualdade de oportunidade para o país, e realizada a decomposição desse último através do valor de Shapley. Os resultados para o IOH mostram que houve grandes avanços no período considerado, apesar de significativas deficiências relativas ao saneamento. Com relação ao segundo índice, os resultados indicam que as desigualdades no acesso às oportunidades dentro dos subgrupos, tais como subgrupos de raça ou área de residência, são mais relevantes para a desigualdade de oportunidade observada no país do que as diferenças entre os subgrupos.

Palavras-chave: Índice de Oportunidade Humana (IOH), desigualdade de oportunidade, decomposição, valor de Shapley.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda é um tema abordado por vários estudos e combatê-la tem sido, por décadas, uma meta de política social. Entretanto, suas fontes são variadas e nem todas elas são igualmente repreensíveis (Bourguignon, Ferreira e Menéndez, 2007). Buscando analisar somente as fontes que são indesejadas, a abordagem da desigualdade de oportunidade faz distinção entre a desigualdade socialmente injusta e aquela considerada justa (Peragine, 2004).

Essa visão distinta vem sendo defendida por filósofos como Rawls (1971) e Sen (1985), segundo os quais a justiça social não requer que os indivíduos obtenham os mesmos resultados, as mesmas conquistas, como renda ou nível de consumo, mas sim que tenham acesso às mesmas oportunidades para se chegar a esses resultados. Para além do campo filosófico, Roemer (1996, 1998) oferece uma formalização para essa linha de pesquisa, sendo que é a partir principalmente de seus trabalhos que se iniciam as investigações empíricas acerca do assunto.

O conceito de desigualdade de oportunidade desdobra as vantagens pessoais dos indivíduos – por exemplo, a renda – em dois componentes que a determinam:

* A autora agradece as contribuições de Abdelkrim Araar (da Université Laval/Canadá) no que tange ao método de decomposição. Possíveis erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

** Mestre em Desenvolvimento Econômico pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). *E-mail*: helenacdill@gmail.com

*** Professor adjunto do Departamento de Economia da UFPR.

circunstâncias e esforços.¹ *Circunstâncias* são fatores dos quais o indivíduo não possui controle, ou seja, são-lhe exógenos, como raça, gênero, ou educação dos pais. Já *esforço* abrange os fatores que sofrem influência direta das escolhas individuais. Ambos os componentes podem afetar os resultados pessoais, porém somente as desigualdades observadas nas vantagens decorrentes das diferentes circunstâncias dos indivíduos é que são consideradas injustas. Ou seja, os resultados, tais como renda e nível de consumo, não podem estar correlacionados a características pessoais e devem ser consequência somente dos variados graus de esforço dos indivíduos. Assim, desigualdades de resultado que ocorram devido às diversas circunstâncias pessoais não são equitativas e devem ser compensadas pela sociedade, enquanto aquelas que decorrem de diferentes esforços individuais são equitativas e não há a necessidade de alguma compensá-las.²

Desta forma, a desigualdade observada, relacionada às circunstâncias, reflete a desigualdade de oportunidade existente. Uma sociedade justa deve ter como meta de política social oportunidades iguais para toda a população, em vez de implantar medidas que tentem igualar resultados finais (Checchi, Peragine e Serlenga, 2010).

Considerando essa visão de igualdade, pesquisas têm sido desenvolvidas no sentido de caracterizar e mensurar a desigualdade de oportunidades. Apesar de vários estudos publicados nessa área, não há consenso sobre a definição do conceito, tampouco sobre a forma mais adequada de fazer sua mensuração. Há tanto divergências filosóficas quanto problemas práticos, como, por exemplo, os bancos de dados não conterem todas as informações necessárias ou o fato de alguns determinantes não serem diretamente observáveis.

Trabalhos como Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008), Checchi e Peragine (2009), Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Marrero e Rodríguez (2010), Figueiredo e Silva (2012), entre outros, são exemplos de pesquisas que buscam uma medida de desigualdade de oportunidade considerando variáveis de circunstâncias e esforços. Barros *et al.* (2009), partindo do princípio de que os esforços não são diretamente observáveis, constroem um índice de igualdade de oportunidade baseado somente nas características pessoais, portanto, das circunstâncias dos indivíduos.

O intuito deste trabalho é o de analisar a igualdade de oportunidade e sua evolução no Brasil, nos anos de 1999 e 2009, dando uma contribuição no sentido de construir o Índice de Oportunidade Humana (IOH) e o índice de desigualdade de oportunidade para o país, buscando decompor este último em “desigualdade entre e intragrupos” por meio do valor de Shapley. O IOH, índice calculado para

1. Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2009) inserem a sorte como um terceiro componente na determinação das vantagens pessoais, cujo objetivo é capturar os fatores aleatórios que impactam no resultado, porém esse fator não será aqui estudado.

2. Ramos e Van de Gaer (2009) utilizam outra denominação ao tratar a desigualdade de resultados advinda de diferenças nas circunstâncias como ofensiva, e como inofensiva aquela derivada de diferenças nos esforços.

indivíduos com idade entre zero e dezesseis anos, revela o quão justo está distribuído na sociedade o acesso a oportunidades, como saneamento, água, energia elétrica e escola. Já o índice de desigualdade de oportunidade denota em que medida o acesso a esses serviços está correlacionado a características pessoais. A mensuração dos referidos índices é realizada utilizando-se da abordagem empírica desenvolvida por Barros *et al.* (2009).

A decomposição da desigualdade de oportunidade em subgrupos de população, por sua vez, visa avaliar como cada circunstância pessoal incluída na análise do indicador contribui para a formação de seu valor. Ou seja, será realizada a desagregação do índice de desigualdade em contribuições entre grupos e intrasubgrupos em cada uma das características pessoais consideradas para o cálculo do IOH. Considerando a circunstância de gênero como exemplo, tal decomposição possibilita verificar qual parcela da desigualdade de oportunidade é devida à diferença do acesso aos serviços entre os sexos feminino e masculino (contribuição entre grupos), e qual a parcela de desigualdade que corresponde a diferenças dentro do subgrupo feminino e dentro do subgrupo masculino (contribuição intragrupos). Para tanto, é utilizado o valor de Shapley, método originário da teoria dos jogos cooperativos, trazido para a análise distributiva por Shorrocks (1999). Tal método permite a decomposição de qualquer índice de distribuição e será aqui abordado no formato proposto por Duclos e Araar (2006) para decomposições intra e intergrupos.

Os resultados para os cálculos dos IOHs e de desigualdade de oportunidade demonstram que houve evolução desses indicadores no país para o período 1999-2009. A disponibilidade dos serviços, de um modo geral, foi ampliada e a desigualdade em seu acesso se reduziu, o que implicou um aumento do IOH que agrega as quatro oportunidades de aproximadamente 70 para cerca de 77 no referido período. Analisando os índices individualmente por oportunidade, os resultados mostram avanços tanto no IOH quanto no índice de desigualdade de oportunidade. Entretanto, são grandes as divergências nesses índices individuais. O acesso à energia elétrica, serviço com melhores indicadores, tem IOH de 98,22 e índice de desigualdade de 1,18 em 2009, enquanto o saneamento, serviço com piores indicadores, apresenta os valores de apenas 49,26 e 20,21 para esses mesmos índices.

A decomposição do índice de desigualdade de oportunidades mostra que as desigualdades de acesso existentes dentro de cada subgrupo são mais relevantes, contribuem mais para a desigualdade de oportunidade do que as diferenças de acesso observadas entre os grupos de circunstâncias. Apenas quando se trata da área de residência do indivíduo é que a diferença de acesso entre as áreas urbana e rural é preponderante para o valor do índice de desigualdade de oportunidade.

Tendo em vista o objetivo deste trabalho, além desta introdução, o artigo contém outras cinco seções. A segunda seção apresenta a metodologia utilizada

para a estimação do IOH e do índice de desigualdade de oportunidade, as variáveis consideradas na análise e os dados utilizados. A seção 3 reporta os valores obtidos para os indicadores para os períodos considerados. A seção 4 trata sobre o valor de Shapley, analisando o método e sua aplicação ao estudo em questão. A quinta seção ressalta os resultados da decomposição. Por último, as considerações finais.

2 O IOH

A igualdade de oportunidade é caracterizada por uma situação em que os resultados obtidos pelos indivíduos dependem apenas dos esforços que fazem, sem que haja qualquer correlação com suas características pessoais. Desta forma, numa sociedade em que a educação dos pais e/ou a raça (ou seja, circunstâncias que independem do indivíduo) influenciam os resultados, há desigualdade de oportunidade.

Visando mensurar como essas circunstâncias interagem e contribuem para a desigualdade no acesso às oportunidades, Barros *et al.* (2009) desenvolveram o IOH. O índice não é uma medida direta da desigualdade de oportunidade, mas um indicador que revela como as oportunidades, definidas como o acesso a bens e serviços básicos, estão disponíveis numa sociedade e são alocadas com base no princípio da igualdade de oportunidade (Vega *et al.*, 2010).

Outro diferencial dessa abordagem em relação às demais é o foco apenas nas variáveis de circunstância. O índice é calculado a partir de microdados de indivíduos com idade entre zero e dezesseis anos (inclusive), corte etário que permite isolar o impacto do componente *circunstância* do de *esforço* e análise somente dos efeitos do primeiro. A justificativa é que indivíduos com tal idade não estão aptos a escolher seu esforço e, portanto, as diferenças observadas no acesso que têm a um dado conjunto de bens ou serviços se devem inteiramente às características pessoais de cada um e do seu ambiente. Além disso, como ressaltam Vega *et al.* (2010), intervenções de políticas públicas com o objetivo de igualar oportunidades quando o indivíduo ainda é jovem são menos custosas e mais custo-efetivas do que se realizadas na fase adulta.

O IOH evidencia, portanto, quão distante está uma sociedade do acesso amplo e igualitário a um dado conjunto de bens e serviços. De modo mais específico, calcula como características pessoais impactam sobre a probabilidade de crianças terem acesso a serviços necessários para realizar seu potencial econômico (Barros *et al.*, 2009). Seu valor se situa entre zero e um, sendo que, quanto mais próximo de um, maiores são as oportunidades disponíveis e seu acesso, menos correlacionado com as circunstâncias pessoais de cada indivíduo.

O IOH é resultado da combinação de dois elementos: taxa de cobertura e índice de desigualdade. A taxa de cobertura quantifica a proporção da população que tem acesso ao bem ou serviço sob estudo, isto é, mostra a quantidade daquela

oportunidade que está disponível na sociedade. O índice de desigualdade, por sua vez, revela a desigualdade de oportunidade existente – é uma medida de como a taxa de cobertura difere de acordo com as diferentes características dos indivíduos.

Denotando:

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

como a probabilidade de um indivíduo i ter acesso ($A = 1$) a um dado bem ou serviço básico está condicionada ao vetor k -dimensional das circunstâncias (x), onde $i = 1, \dots, n$ e $\{x_k | k = 1, \dots, m\}$, é possível obter a taxa de cobertura a partir dessas probabilidades individuais.

A forma empírica com que essa relação entre circunstâncias e acesso se dá pode ser explicitada por meio de um modelo de regressão logística, em que é regredido o acesso contra o vetor de características. Assim, dado que o acesso à oportunidade é função do conjunto de circunstâncias, formalmente são estimados os parâmetros da seguinte regressão:

$$\frac{P(A = 1 | x_{1i} \dots x_{mi})}{1 - P(A = 1 | x_{1i} \dots x_{mi})} = e^{\beta_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \beta_k} \quad (2)$$

Tendo estimado as probabilidades de acesso para cada indivíduo da amostra de tamanho N , a taxa de cobertura do bem sob análise é calculada como a média simples dessas probabilidades condicionais. Tem-se, então, uma taxa de acesso média da população como um todo para uma oportunidade específica:

$$C = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n p_i \quad (3)$$

em que C simboliza a taxa de cobertura, indicador cujo valor situa-se no intervalo entre zero e um, sendo que quanto mais próximo de um, maior a disponibilidade do bem ou serviço na sociedade.

A taxa de cobertura é um indicador relevante, e várias metas de universalização de acesso a bens e serviços básicos têm sido baseadas na busca do aumento de seu valor. Entretanto, a alocação desses bens e serviços pode não ser aleatória, e, deste modo, não igualitária. Ou seja, por mais que a taxa de cobertura de um serviço seja elevada, ele pode não ser alocado de forma igualitária na sociedade,

uma vez que as características pessoais se apresentam como fatores que podem influenciar essa alocação.

Tal distorção na alocação torna necessária uma medida que revele o grau com que as oportunidades são distribuídas entre os diferentes grupos de circunstâncias. Esse é o papel desempenhado pelo índice de desigualdade de oportunidade.

O índice de desigualdade mensura as diferenças no acesso a dada oportunidade para grupos de indivíduos definidos por circunstâncias comparadas com o acesso médio dado pela taxa de cobertura. É um indicador que pode ser interpretado como a fração de todas as oportunidades que precisam ser realocadas para restaurar a igualdade de oportunidade quanto ao bem ou serviço sob análise (Barros *et al.*, 2009). É, portanto, uma medida da desigualdade de oportunidade. É obtido a partir da seguinte equação:³

$$D = \frac{1}{2C} \sum_{i=1}^n \frac{1}{N} |p_i - C| \quad (4)$$

Seu valor varia entre zero e um: quanto mais próximo de zero, mais igualitária e justa na distribuição do acesso é a sociedade em questão. Desta forma, quanto maior o valor de D , maior a diferença no acesso grupo-específico a um bem ou serviço relativamente à sua taxa de cobertura.

A partir da combinação de taxa de cobertura e índice de desigualdade de oportunidade obtém-se o IOH. Como o índice de desigualdade representa a desigualdade de oportunidade existente, tem-se que $(1 - D)$ pode ser interpretado como a porcentagem de oportunidades que são alocadas de forma igualitária (Vega *et al.*, 2010). Considerando essa visão, o IOH pode ser expresso como:⁴

$$IOH = C * (1 - D) \quad (5)$$

De forma intuitiva, o IOH assim calculado pondera a taxa de cobertura da oportunidade pela proporção desta que é distribuída de acordo com o princípio da igualdade de oportunidade. Isto é, capta somente a cobertura do bem ou serviço que é adequadamente alocada entre os diversos grupos de circunstâncias. Se não houver diferenças de acesso aos diversos grupos de circunstâncias, ou seja, se o

3. Para um aprofundamento algébrico das deduções apresentadas para o cálculo do índice de desigualdade, ver Barros, Vega e Saavedra (2008).

4. As expressões demonstradas nesta seção para o cálculo do IOH, do índice de desigualdade de oportunidade e da taxa de cobertura retornam valores entre zero e um. Entretanto, os indicadores serão apresentados neste estudo num intervalo entre zero e 100 para facilitar a visualização dos resultados.

acesso dos indivíduos a determinada oportunidade é independente de suas características pessoais, D assume o valor zero e o IOH será igual à taxa de cobertura.

Outra forma de expressar o IOH⁵ é:

$$IOH = C * (1 - D) \Rightarrow IOH = C - C * D \Rightarrow IOH = C - P \quad (6)$$

em que $P = C * D$ representa a penalidade imposta sobre taxa de cobertura pela existência de desigualdade de oportunidade.

O estudo de Barros *et al.* (2009) abrange dezenove países da América Latina e Caribe durante o período de 1995 a 2005. Os autores constroem um IOH para cada oportunidade relacionada à habitação, como saneamento, eletricidade e água limpa, bem como para cada oportunidade relacionada à educação, essas definidas como frequência escolar e conclusão da sexta série na idade adequada. Os resultados denotam que muitos países estão próximos do acesso universal à eletricidade, apesar de existirem algumas exceções com baixo IOH para esse item. A América Latina como um todo apresenta IOH muito pior para o saneamento do que para o acesso à água, com uma média regional do IOH de 67 para a água e de apenas 43 para o saneamento. O IOH para frequência escolar é alto em todos os países, com média regional de 90, e para a conclusão da sexta série a média é 62, valor baixo e que apresenta elevada dispersão.

2.1 Base de dados e especificação das variáveis

Para o presente estudo foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 1999 e 2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Após a seleção da faixa etária de interesse e exclusão de indivíduos que apresentavam variáveis com valor nulo em seus campos e/ou cujo questionário não era aplicável, a amostra resultou num total de 114.901 e 108.358 indivíduos para os referidos anos, respectivamente. O período 1999-2009 foi selecionado para a pesquisa com base na queda observada na média do índice de Gini do Brasil para esse decênio (Ipeadata).

As oportunidades, definidas como bens e serviços básicos cujo acesso pode desempenhar um papel essencial na vida adulta, são compostas pelo acesso à eletricidade, acesso ao saneamento adequado, acesso à água canalizada, dimensões essas relativas à habitação e relacionadas à qualidade de vida, e à probabilidade de se completar a sexta série na idade adequada, variável que tenta captar a oportunidade de educação básica (Barros *et al.*, 2009). As oportunidades foram especificadas

5. O método de cálculo abordado nessa seção foi baseado em Vega *et al.* (2010).

de forma binária, assumindo o valor um, se o indivíduo tem acesso ao bem ou serviço, e zero, se não tem.

As circunstâncias utilizadas para estimar a probabilidade de os indivíduos acessarem as oportunidades descritas são: gênero e raça, que capturam efeitos de discriminação direta; área de residência, para confrontar as disparidades entre as áreas urbana e rural; gênero da pessoa de referência do domicílio, isto é, da pessoa responsável pelo domicílio, para analisar uma forma de discriminação indireta; presença da mãe, para indícios de estrutura familiar;⁶ educação da pessoa de referência do domicílio, como uma *proxy* para origem familiar;⁷ renda mensal domiciliar *per capita*, para captar o efeito dos recursos disponíveis a que se tem acesso; e número de pessoas que vivem no domicílio.

Utilizou-se a mesma especificação de Barros, Vega e Saavedra (2008) para as variáveis:⁸ gênero, raça, área de residência, presença da mãe e gênero da pessoa de referência apresentam forma binária, renda mensal domiciliar *per capita* em forma logarítmica, linear para o número de pessoas na família e quadrática para educação da pessoa de referência. Apesar das especificações, as funções continuam lineares nos parâmetros. Para construir uma *dummy* para raça, as cinco categorias apresentadas na PNAD foram englobadas em apenas duas, seguindo o mesmo critério de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), sendo que a primeira é composta por indivíduos brancos e amarelos e a segunda inclui pretos, pardos e indígenas, caracterizando as categorias brancos e não brancos, respectivamente.

2.2 Estimação

As bases para o cálculo do IOH são as probabilidades de acesso estimadas para as oportunidades. A estratégia então é realizar uma regressão logística cuja variável dependente é a *dummy* de acesso ao serviço básico e as independentes são as circunstâncias, tal como descrito anteriormente. O modelo a ser estimado é:

$$Op_{ij} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{raca}_i + \beta_3 \text{urbano}_i + \beta_4 \text{genpesref}_i + \beta_5 \text{presmae}_i + \beta_6 \text{educpesref}_i + \beta_7 \ln \text{renda}_1 + \beta_8 \text{numpes}_i) \quad (7)$$

em que:

6. A variável mais adequada seria a presença de ambos os pais, como utilizam Barros, Vega e Saavedra (2008), mas os dados disponíveis não permitem tal compilação.

7. A educação de ambos os pais teve grande relevância na análise feita por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), mas a insuficiência de dados novamente impede uma análise mais completa. A única fonte desse dado para o Brasil é o suplemento da PNAD de 1996, base utilizada pelos autores.

8. A especificação das variáveis bem como as classes que foram consideradas como referência para as binárias estão denotadas no anexo.

$$Op_{ij} = \frac{P(A_j = 1 | x_{ki})}{1 - P(A_j = 1 | x_{ki})} \quad (8)$$

onde Op representa o acesso do indivíduo i à oportunidade j , sendo que $j = 1, \dots, 4$, simbolizando as quatro oportunidades objeto desse estudo (acesso a água, energia, saneamento e escola), e $i = 1, \dots, n$. Registre-se que para a obtenção das estimativas da regressão logística foram utilizados os pesos estatísticos dos indivíduos indicados na PNAD, possibilitando, dessa maneira, expandir os resultados obtidos na amostra para a população brasileira como um todo.

A estimação da regressão logística foi feita para cada ano sob estudo e resultou nos seguintes coeficientes e razões de chances (*odds ratios*) (ver tabela 1).

A variável “gênero” revelou-se estatisticamente não significativa nas regressões realizadas para o acesso às oportunidades “saneamento”, “água” e “energia” em ambos os anos, porém é significativa para o acesso à escola. Em decorrência desse último fato, optou-se por mantê-la no modelo, tanto para a padronização da análise, quanto devido ao interesse em decompor o IOH para os subgrupos da variável gênero, assunto abordado na próxima sessão. Além disso, o teste Wald revela a significância estatística global dos modelos.

Os parâmetros estimados evidenciam, de uma maneira geral, que o fato de o indivíduo pertencer à raça branca ou morar em localidade urbana aumenta a sua probabilidade de ter acesso a qualquer um dos quatro serviços básicos. A presença da mãe apresenta o mesmo impacto. A educação da pessoa de referência tem influência positiva no acesso às oportunidades, porém de magnitude pequena. O fato de a pessoa de referência do domicílio ser do gênero masculino tem efeito negativo sobre o acesso, exceto pela escola e pelo acesso à água limpa na regressão de 1999, em que o efeito é positivo. A variável “renda” apresenta efeito contrário daquele esperado somente sobre a oportunidade “escola”, denotando um impacto negativo, porém pequeno. Esse resultado para a renda pode indicar que a conclusão da sexta série na idade adequada é uma oportunidade mais complexa do que a simplificação aqui proposta, diferentemente das demais, demandando uma análise específica e mais acurada, o que é deixada para estudos posteriores. O número de pessoas que vivem no domicílio, por sua vez, afeta negativamente o acesso a todos os serviços sob análise.

TABELA 1
Coefficientes estimados e odds ratios obtidos pela regressão logística, por oportunidade para os anos de 1999 e 2009

	1999		1999		1999		1999	
	Saneamento	Água	Energia	Escola	Saneamento	Água	Energia	Escola
	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Odds ratio	Odds ratio	Odds ratio	Odds ratio
Constante	-5,167* (0,072)	-3,466* (0,069)	-1,552* (0,092)	0,234* (0,049)	-	-	-	-
Gênero	-0,009 (0,015)	0,006 (0,020)	-0,033 (0,029)	-0,147* (0,014)	1,006	0,968	0,968	0,863
Raça	0,590* (0,016)	1,019* (0,021)	0,768* (0,033)	0,280* (0,014)	2,772	2,155	2,155	1,323
Área de residência	2,680* (0,034)	1,972* (0,020)	2,906* (0,039)	0,138* (0,017)	7,181	18,281	18,281	1,148
Gênero da pessoa de referência	-0,212* (0,020)	0,044 (0,027)	-0,233* (0,049)	0,496* (0,019)	1,045	0,792	0,792	1,642
Presença da mãe	0,355* (0,029)	0,287* (0,034)	0,200* (0,052)	0,715* (0,027)	1,332	1,221	1,221	2,043
Educação da pessoa de referência	0,004* (0,0001)	0,011* (0,0003)	0,012* (0,0004)	0,005* (0,0001)	1,011	1,012	1,012	1,005
Renda mensal <i>per capita</i>	0,441* (0,011)	0,629* (0,010)	0,547* (0,012)	-0,054* (0,007)	1,876	1,727	1,727	0,947
Número de pessoas no domicílio	-0,032* (0,005)	-0,053* (0,006)	-0,014 (0,008)	-0,212* (0,005)	0,948	0,986	0,986	0,809
Log pseudo-likelihood	-59591,636	-38668,580	-19065,881	-71358,816				
Wald χ^2	16268,990	20664,420	10655,640	6476,890				
Pseudo R^2	0,242	0,337	0,368	0,064				

(continua)

(continuação)	2009							
	Saneamento		Água		Energia		Escola	
	Coefficiente	Odds ratio	Coefficiente	Odds ratio	Coefficiente	Odds ratio	Coefficiente	Odds ratio
Constante	-5,983*	-	-3,895*	-	-0,078	-	0,864*	-
	(0,077)		(0,103)		(0,195)		(0,065)	
Gênero	-0,008	0,992	-0,009	0,991	-0,020	0,980	-0,158*	0,854
	(0,015)		(0,025)		(0,053)		(0,015)	
Raça	0,459*	1,583	0,650*	1,916	0,552*	1,736	0,213*	1,237
	(0,016)		(0,029)		(0,065)		(0,016)	
Área de residência	2,720*	15,180	2,062*	7,860	2,641*	14,025	0,204*	1,226
	(0,036)		(0,026)		(0,073)		(0,020)	
Gênero da pessoa de referência	-0,234*	0,791	-0,217*	0,805	-0,147**	0,863	0,232*	1,262
	(0,017)		(0,031)		(0,071)		(0,017)	
Presença da mãe	0,249*	1,283	0,311*	1,364	0,443*	1,558	0,436*	1,547
	(0,026)		(0,041)		(0,086)		(0,025)	
Educação da pessoa de referência	0,0023*	1,002	0,007*	1,007	0,003*	1,003	0,0034*	1,003
	(0,0001)		(0,0003)		(0,0007)		(0,0001)	
Renda mensal <i>per capita</i>	0,579*	1,785	0,822*	2,275	0,554*	1,741	-0,026*	0,974
	(0,011)		(0,016)		(0,030)		(0,0097)	
Número de pessoas no domicílio	-0,013**	0,987	-0,052*	0,950	-0,127*	0,881	-0,155*	0,856
	(0,005)		(0,008)		(0,014)		(0,005)	
Log pseudo/ <i>likelihood</i>	-59242,383		-25853,244		-7206,003		-60829,389	
Wald χ^2	14347,740		13073,800		2845,020		3028,940	
Pseudo R^2	0,211		0,303		0,259		0,031	

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: * significativos a 1%;

** significativos a 5%.

Erro-padrão entre parênteses.

3 RESULTADOS DO CÁLCULO DO IOH

Para o cálculo do IOH geral, em que as quatro oportunidades sob análise são englobadas em um único indicador, foi utilizada a média simples das probabilidades individuais estimadas pela regressão logística como uma probabilidade geral de acesso. A partir daí foram realizados os demais passos necessários para obtenção dos indicadores, conforme descrito na seção anterior. Os índices obtidos para ambos os anos sob estudo são reportados na tabela 2.

TABELA 2

Taxa de cobertura, índice de desigualdade e IOH gerais para os anos de 1999 e 2009

Índices	1999	2009
Taxa de cobertura – C	69,98	77,46
Índice de desigualdade de oportunidade – D	9,54	5,92
Índice de oportunidade humana – IOH	63,31	72,87

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota-se que no período sob análise houve aumento da taxa de cobertura geral, ou seja, daquela que engloba as quatro oportunidades em estudo, e também uma redução do índice de desigualdade de oportunidade, o que resulta em um IOH maior em 2009. Tem-se, desse modo, que a desigualdade no acesso foi reduzida e a disponibilidade dos serviços para a sociedade como um todo, ampliada.

A tabela 3 denota os índices acima discutidos desagregados por oportunidade, o que possibilita uma análise mais detalhada da evolução do IOH geral.

TABELA 3

Taxa de cobertura, índice de desigualdade e IOH por oportunidade para os anos de 1999 e 2009

Índices	Saneamento		Água		Energia		Escola	
	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009
Taxa de cobertura – C	44,07	49,26	80,42	89,20	93,32	98,22	62,12	73,16
Índice de desigualdade de oportunidade – D	24,19	20,21	11,18	6,24	4,72	1,18	8,95	4,52
Índice de oportunidade humana – IOH	33,41	39,30	71,43	83,64	88,92	97,06	56,56	69,84

Fonte: Elaboração dos autores.

As quatro oportunidades apresentaram avanços nesse período de dez anos, com destaque para o acesso à escola, cujo salto da taxa de cobertura foi de mais de 11 pontos no indicador, evidenciando que, independentemente da forma da alocação, a disponibilidade da oportunidade aumentou para todos os indivíduos. Entretanto, ainda há grande lacuna a ser preenchida pela melhoria dessa oportunidade.

O acesso à energia é quase universal, fato que alia alta taxa de cobertura e baixo índice de desigualdade de oportunidade. O saneamento apresentou melhora, tanto na taxa de cobertura quanto na alocação justa do serviço revelada pelo índice D , porém tal melhora se classifica como a pior entre as quatro oportunidades. A desigualdade no acesso ao saneamento é bastante elevada se comparada com as demais oportunidades. Embora o índice de desigualdade desse serviço tenha reduzido no período, passando de 24,19 em 1999 para 20,21 em 2009, a melhora relativa do indicador é pequena em comparação com os outros serviços. A desigualdade no acesso a energia elétrica, por exemplo, que é a menor dentre as oportunidades, teve um decréscimo de 4,72 para 1,18 no período, o que evidencia a disparidade da desigualdade de oportunidade no acesso aos serviços considerados.

Assim, para a composição do IOH geral, o saneamento é a oportunidade que apresenta maior deficiência para a sociedade. Da pouca disponibilidade que há do serviço para a população, uma vez que há somente 49,26% de cobertura do serviço, apenas 39,30% são distribuídas de forma equitativa. Isto é, 20,21% desse serviço são distribuídos de forma desigual, de modo que as circunstâncias pessoais influenciam nessa distribuição, e, por mais que não houvesse desigualdade de oportunidade na sociedade, apenas 49,26% dos indivíduos teriam acesso ao saneamento.

4 DECOMPOSIÇÃO INTRAGRUPO E INTERGRUPOS A PARTIR DA ABORDAGEM DE SHAPLEY

Originariamente, o valor de Shapley é um conceito introduzido por Shapley (1953) na análise da teoria dos jogos cooperativos. Sua aplicação e extensão à decomposição de índices distributivos se devem ao estudo de Shorrocks (1999). Tal método oferece uma estrutura para lidar com qualquer tipo de exercício de decomposição e apresenta a propriedade de aditividade dos componentes, o que implica uma exata decomposição (Shorrocks, 1999; Duclos e Araar, 2006). Apresenta-se inicialmente, nesta seção, o valor de Shapley tal como seu conceito desenvolvido na teoria dos jogos antes de aplicá-lo à análise de decomposição intra e intergrupos do índice aqui proposto.

4.1 O valor de Shapley⁹

No campo da teoria dos jogos cooperativos, a questão a ser respondida pelo valor de Shapley é: como certa quantidade de lucros (ou custos) deve ser alocada entre determinado conjunto de participantes? Considere um conjunto N composto de n participantes, sendo que i representa algum participante em específico. Denotando:

$$\sigma = \{\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_{i-1}, \sigma_i, \sigma_{i+1}, \dots, \sigma_n\} \quad (9)$$

9. Esta seção foi baseada nos estudos de Shorrocks (1999) e Duclos e Araar (2006).

como uma ordenação aleatória dos n jogadores. A parcela esperada de lucros/custos a que o jogador i terá direito será equivalente ao somatório de todos os valores marginais gerados por ele em cada uma das posições em que ele pode se encontrar. Como são possíveis $n!$ permutações, uma vez que os jogadores podem ser ordenados de $n!$ maneiras diferentes dentro do conjunto N , devem ser considerados todos os valores marginais gerados por essas combinações para que se obtenha a alocação dos lucros entre os participantes. O valor de Shapley retorna esse valor esperado para o jogador i por meio de:

$$C_i = \frac{1}{n!} \sum_{i=1}^{n!} MV(\sigma^i, i) \quad (10)$$

Os jogadores podem formar coalizões entre si de ordem S , tal que o subconjunto $S \subseteq N$ é não vazio. As coalizões se apropriam de parte dos lucros e a divide entre seus membros, de maneira que a força de cada coalizão, ou seja, a parcela de lucros que ela partilha entre si, é determinada por uma função característica F . O valor marginal que o jogador i pode gerar ao decidir participar da coalizão S é obtido a partir de:

$$MV(S, i) = F(S \cup \{i\}) - F(S), \quad S \subseteq N \setminus \{i\} \quad (11)$$

Cada coalizão formada pelos s jogadores pode ter $s!$ possíveis permutações entre seus membros, isto é, os participantes podem ser ordenados de diferentes formas no subconjunto S o número $s!$ de vezes. O tamanho da coalizão S , por sua vez, é limitado a $s \in \{0, 1, \dots, n-1\}$. Para cada uma dessas permutações dentro da coalizão, resultam $(n-1-s)!$ permutações que complementam o subconjunto S , dado que se tem o indivíduo i sob análise. Partindo da análise dessa combinação de todas as possíveis coalizões, o valor de Shapley se reduz a:

$$C_i = \sum_{s \in \{0\}} \frac{s!(n-s-1)!}{n!} MV(S, i) \quad (12)$$

Esse formato reduzido do valor de Shapley permite que sejam computados apenas 2^{n-1} contribuições marginais,¹⁰ em vez dos $n!$ sugeridos pela forma estendida dada pela equação (10). Isto é possibilitado pelo fato de, uma vez que o jogador i tenha aderido à coalizão S , o ordenamento dos jogadores dentro da coalizão não afeta a contribuição gerada por i .

10. Dedução possibilitada a partir do teorema binomial de Newton, cujo detalhamento pode ser visto em Duclos e Araar (2006).

4.2 Aplicação do valor de Shapley à decomposição por subgrupos¹¹

A decomposição de índices distributivos tem sido objeto de análise de muitas publicações. Trabalhos como Bourguignon (1979), Cowell (1980) e Shorrocks (1980, 1984) são pioneiros na discussão do tema. A decomponibilidade é propriedade importante, uma vez que possibilita o estudo da contribuição de fatores particulares à medida de desigualdade e pode lançar luzes sobre sua estrutura (Litchfield, 1999). Especialmente no que tange à decomposição por subgrupos da população, a quebra da desigualdade em componentes intra e intergrupos permite distinguir os efeitos entre grupos que ocorrem devido a diferenças na média dos grupos dos efeitos intragrupo que, por sua vez, revelam diferenças dentro dos grupos.

Especificamente, o índice total é dividido em dois componentes:

$$I = C_{inter} + C_{intra} \quad (13)$$

Aliando esse conceito à análise a que se propõe o presente estudo,¹² pode-se escrever (13) como:

$$D = C_{inter} + C_{intra} \quad (14)$$

No primeiro estágio da decomposição, a estratégia para estimação de ambos os componentes é a que segue. Para calcular a desigualdade de oportunidades entre os grupos ($D(\mu_1, \dots, \mu_g)$) é preciso eliminar a desigualdade intragrupos, sendo, para isto, as probabilidades de acesso de cada indivíduo, obtidas anteriormente pela regressão logística, igualadas à probabilidade média do grupo a qual pertence, com tal média simbolizada por μ_g . Por outro lado, para eliminar a desigualdade entre grupos e obter a desigualdade existente dentro de cada grupo, cada indivíduo terá sua probabilidade de acesso ponderada pela relação μ/μ_g .

A abordagem de Shapley é aplicada nesse primeiro estágio da decomposição para excluir a arbitrariedade das eliminações acima descritas. Os grupos são aqui definidos como o conjunto de indivíduos agregados de acordo com determinados fatores que contribuem ao índice de desigualdade de oportunidade, como gênero, por exemplo. Assim, a contribuição do subgrupo g é definida pelo valor de Shapley como:

$$C_g = \frac{1}{n!} \sum_{i=1}^{n!} MV(\sigma^i, g) \quad (15)$$

11. Seção baseada em Duclos e Araar (2006).

12. A descrição da metodologia da decomposição a seguir foca prioritariamente na decomposição do índice de desigualdade de oportunidade. Porém, a aplicação para a decomposição do IOH é direta, uma vez que esse índice é obtido pela equação (6) e a taxa de cobertura não sofre alteração em nenhum dos estágios da decomposição.

em que σ^i representa todos os possíveis ordenamentos dos grupos e o valor marginal, tal como denotado por $MV(\sigma^i, g)$, é interpretado como o impacto de eliminar o grupo g da ordem σ^i sobre a contribuição do conjunto de grupos S .

Tendo em vista a aplicação desse conceito, a decomposição do índice de desigualdade de oportunidade em contribuições inter e intragrupos se dá da seguinte maneira:

$$C_{inter} = 0,5 \times [D(p) - D(p(\mu/\mu_g)) + D(\mu_g)] \quad (16)$$

$$C_{intra} = 0,5 \times [(D(p) - D(\mu_g) + D(p(\mu/\mu_g)))] \quad (17)$$

A contribuição intragrupos, como nota-se pela equação (17), é formada por três componentes, tal como a contribuição entre grupos ressaltada pela equação (16). O primeiro deles, $D(p)$, representa o índice de desigualdade de oportunidade propriamente dito. O segundo elemento, $D(\mu_g)$, reflete a desigualdade entre grupos na medida em que a probabilidade de acesso de cada indivíduo aos serviços é igualada à probabilidade média de seu subgrupo, o que elimina a desigualdade intragrupos. Já o componente denotado por $D(p(\mu/\mu_g))$ representa a desigualdade intragrupos, pois, ao ponderar as probabilidades individuais pela razão μ/μ_g , a desigualdade entre grupos é eliminada.

A contribuição intragrupos, por sua vez, pode ser expressa pelo somatório das contribuições de cada subgrupo específico à desigualdade, o que resulta num segundo estágio da decomposição por subgrupos. Para subdividi-la entre os subgrupos, da mesma forma que ocorre no primeiro estágio, considera-se que a desigualdade intragrupos é eliminada quando a probabilidade de acesso de cada indivíduo é igual à probabilidade média de seu grupo, o que determina o impacto da eliminação da contribuição de cada subgrupo à desigualdade total intragrupos. O valor de Shapley é aplicado, então, para eliminar a arbitrariedade existente na sequência com que as contribuições serão eliminadas.

Um exemplo ilustra de modo mais claro a explanação. Supondo que a população é dividida em dois grupos denotados A e B , tal como brancos e negros ou residentes em áreas urbana e rural. A partir dessa divisão, pode-se representar a equação (17) como:

$$C_{intra} = 0,5 \times [D(p) - D(\mu_A, \mu_B) + D(p_i^A(\mu/\mu_A), p_i^B(\mu/\mu_B))] \quad (18)$$

Aplicando o conceito do valor de Shapley, a contribuição do grupo A para a desigualdade intragrupos é dada por:

$$C_{intra}^A = 0,25 \times \{ [D(p) - D(\mu_A, p_B) + D(p_A, \mu_B) - D(\mu_A, \mu_B)] + \\ + [D(p_i^A(\mu/\mu_A), p_i^B(\mu/\mu_B)) - D(\mu, p_i^B(\mu/\mu_B))] + \\ + D(p_i^A(\mu/\mu_A), \mu) - D(\mu, \mu) \} \quad (19)$$

A contribuição do grupo B à desigualdade intragrupos é obtida de forma simétrica à acima demonstrada. A metodologia da abordagem de Shapley permite que a desigualdade intragrupo seja decomposta em tantos subgrupos quanto os que existirem. Ou seja, a contribuição já mencionada pode ser generalizada para quantos grupos de população forem necessários. Dado que a contribuição de cada subgrupo para a desigualdade intragrupos pode ser obtida separadamente, tal como demonstrado pela equação (19), podemos representar (14) da seguinte maneira para o caso em que há dois subgrupos, A e B :

$$D = C_{inter} + \sum_{g=A}^B C_{intra}^g \quad (20)$$

A decomposição de Shapley resulta simétrica, isto é, a contribuição atribuída a cada fator não depende da forma com que os fatores são listados, e é exata/aditiva (Shorrocks, 1999).

5 RESULTADOS EMPÍRICOS DA DECOMPOSIÇÃO

Para efeitos da análise da decomposição, foram consideradas todas as variáveis incluídas na regressão dada pela equação (7) para estimação das probabilidades de acesso às oportunidades. Cada uma dessas variáveis foi dividida em subgrupos, sendo as binárias compostas por dois subgrupos cada, remetendo os subgrupos às suas respectivas categorias. O fator “educação” da pessoa de referência foi separado em cinco subgrupos assim definidos: “sem instrução”, que inclui indivíduos que não frequentaram escola ou frequentaram creche ou maternal somente; “ensino primário”, para indivíduos que frequentaram até a quarta série; ensino fundamental, para indivíduos que frequentaram até a oitava série; “ensino médio”,¹³ incluindo aqueles que frequentaram até o terceiro ano do ensino médio; e “ensino superior”, subgrupo que contém indivíduos que frequentaram faculdade, com ou sem pós-graduação.

13. Os subgrupos de ensino fundamental e ensino médio incluem também indivíduos que frequentaram ensino de jovens e adultos (EJA) ou supletivo, em seus respectivos níveis de ensino para os dados de 2009, uma vez que nos dados de 1999 não existia tal desdobramento.

A renda domiciliar mensal *per capita*, por sua vez, foi dividida em quintis. Já o número de pessoas no domicílio foi dividido em três subgrupos: domicílios com até quatro moradores, inclusive; domicílios que possuem de cinco a oito moradores, inclusive; e domicílios com mais de oito moradores. Estatísticas descritivas por subgrupos encontram-se reportadas na tabela 4.

TABELA 4

Estatísticas descritivas por grupo e subgrupo de circunstâncias

Grupos	Subgrupos	1999	2009
Gênero (%)			
	Masculino	50,9	51,4
	Feminino	49,1	48,6
Raça (%)			
	Branco	50,7	44,9
	Não brancos	49,3	55,1
Área de residência (%)			
	Urbano	76,5	81,1
	Rural	23,5	18,9
Gênero da pessoa de referência (%)			
	Masculino	82,5	69,7
	Feminino	17,5	30,3
Presença da mãe (%)			
	Sim	92,3	90,6
	Não	7,7	9,4
Educação da pessoa de referência (média, %)		6,28	7,7
	Sem instrução	18,8	13,3
	Ensino primário fundamental	25,4	12,7
	médio	36,9	41,5
	superior	13,5	24,9
		5,4	7,6
Renda mensal domiciliar <i>per capita</i> (média, R\$)		191,08	404,61
	1º quintil	23,81	72,62
	2º	57,45	151,37
	3º	99,62	239,55
	4º	176,90	380,80
	5º	592,46	1.123,34
Número de pessoas no domicílio (média, %)		4,8	4,4
	0-4	50,3	61,1
	5-8	45,4	36,9
	8 e +	4,3	2

Fonte: Elaboração dos autores.

Aplicado o procedimento de decomposição conforme descrito na subseção 4.2, são apresentados na tabela 5 os valores resultantes da decomposição do índice de desigualdade de oportunidade para as variáveis mencionadas.

TABELA 5
Resultados da decomposição entre e intragrupos do índice de desigualdade de oportunidade, por variável

Índice de desigualdade de oportunidade	1999: 9,54		2009: 5,92													
Desigualdade	Gênero		Raça		Área de residência		Gênero da pessoa de referência		Presença da mãe		Educação da pessoa de referência		Renda mensal <i>per capita</i>		Número de pessoas no domicílio	
	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009
Entre grupos	0,21	0,16	3,00	1,59	5,10	3,43	0,17	0,37	0,52	0,33	3,48	1,97	4,23	2,51	2,49	1,44
Intragrupos	9,33	5,77	6,54	4,34	4,45	2,50	9,38	5,56	9,02	5,60	6,06	3,95	5,31	3,41	7,04	4,49
Decomposição intragrupos																
Subgrupo 1	4,81	2,99	2,43	1,43	2,90	1,69	8,04	4,30	8,49	5,17	1,60	0,78	1,75	1,11	2,47	2,03
2	4,53	2,78	4,11	2,91	1,55	0,80	1,34	1,25	0,53	0,43	1,85	0,61	1,35	0,82	4,00	2,14
3											2,36	2,03	1,23	0,77	0,57	0,32
4											0,22	0,46	0,64	0,47		
5											0,03	0,07	0,34	0,24		

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Os subgrupos 1 e 2 definidos para as variáveis binárias correspondem respectivamente a: gênero, masculino e feminino; raça, brancos e não brancos; área de residência, urbano e rural; gênero da pessoa de referência, masculino e feminino; presença da mãe, sim e não. Os subgrupos 1 a 5 definidos para a variável educação da pessoa de referência correspondem respectivamente a: sem instrução, ensino primário, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior. Os subgrupos 1 a 5 da variável renda mensal *per capita* correspondem aos quintis de renda. Os subgrupos 1 a 3 da variável número de pessoas no domicílio correspondem respectivamente a: domicílios com até quatro pessoas (inclusive), domicílios com cinco a oito pessoas (inclusive) e domicílios com mais de oito pessoas.

Analisando primeiramente os componentes entre e intragrupos, isto é, o primeiro estágio da decomposição, os resultados demonstram que as desigualdades de oportunidade estão presentes de forma mais acentuada dentro dos grupos do que entre eles. A exceção é a área de residência, em que a desigualdade entre as regiões urbana e rural é mais relevante em ambos os anos do estudo.

O fato de a contribuição da desigualdade intragrupos ser maior indica que dentro de cada subgrupo, tal como definidos anteriormente, a desigualdade de oportunidade é mais elevada do que a verificada entre os diversos subgrupos de cada variável. Ou seja, tomando a variável raça como exemplo, a desigualdade de oportunidade observada dentro de cada subgrupo (brancos e não brancos) é superior à desigualdade que se observa entre brancos e não brancos. Para os fatores “gênero”, “educação da pessoa de referência”, “renda domiciliar mensal *per capita*” e “número de pessoas no domicílio”, as disparidades nas contribuições entre e intragrupos apresentam-se menores do que nas demais variáveis.

Logicamente que com a redução do índice de desigualdade durante o período em questão, as contribuições entre e intragrupos também foram reduzidas. Porém tal redução se mostra diversa nas variáveis consideradas. Observa-se uma redução maior das desigualdades de oportunidades intragrupos do que entre grupos segundo gênero, educação da pessoa de referência e renda domiciliar mensal *per capita*.

Com relação às desigualdades intragrupos, os componentes retornam valores de decomposição mais divergentes do que no primeiro estágio. Para a variável “gênero”, a desigualdade de oportunidade existente dentro de cada gênero (feminino e masculino) tem a mesma magnitude. Nos dois anos analisados, a desigualdade é ligeiramente maior entre os homens. Note-se que existe também maior desigualdade de oportunidade entre não brancos. Já para a variável “localidade de residência”, a desigualdade de oportunidade dentro da área urbana é maior do que a desigualdade na área rural.

Quanto ao gênero da pessoa de referência do domicílio, as maiores desigualdades de oportunidades encontram-se no subgrupo que possui um homem como pessoa responsável pelo domicílio. Apesar dessa grande diferença na contribuição intragrupos dessa variável, sua evolução de 1999 para 2009 denota uma redução das desigualdades. Fato similar ocorre com a variável presença da mãe.

Para a educação da pessoa de referência do domicílio, podemos observar maior desigualdade nos grupos de menor escolaridade. O destaque é do subgrupo com educação até a oitava série, cuja desigualdade de oportunidade é a mais elevada. Fato interessante é que a desigualdade dentro dos subgrupos com maior nível de ensino, nível médio e superior, aumentou no período em estudo, diferentemente dos demais subgrupos. Uma possível explicação para esse fato é o aumento observado na oferta do ensino superior, o que poderia elevar a desigualdade de oportunidade nesses

subgrupos. Verifica-se uma queda bastante acentuada na desigualdade dentro dos grupos de pessoas de referência sem escolaridade e com apenas o ensino primário.

Quanto à renda mensal domiciliar *per capita* e ao número de moradores no domicílio, as maiores desigualdades encontram-se nos quintis de menor renda e nos subgrupos com menor número de pessoas no domicílio. Entretanto, de 1999 a 2009, a desigualdade de oportunidade dentro do subgrupo com cinco a oito moradores reduziu de modo mais drástico do que dentro dos demais subgrupos.

Em uma visão mais ampla dos resultados, verifica-se que os subgrupos supostamente menos favorecidos, tais como indivíduos do sexo feminino, cuja pessoa de referência do domicílio pertence ao sexo feminino, que não têm a presença da mãe, cuja pessoa de referência não possui instrução ou em cujo domicílio convivem mais de oito pessoas, não são os que mais contribuem para a desigualdade de oportunidade. Ou seja, seria esperado que a desigualdade de oportunidade fosse maior entre indivíduos com tais características, o que é contrariado pelos resultados obtidos, uma vez que esses subgrupos contribuem com uma menor parcela para o índice de desigualdade de oportunidade. A exceção ocorre nos subgrupos de raça não branca e de menor renda. Para as variáveis “raça” e “renda domiciliar *per capita*” são os indivíduos não brancos ou de menor renda, considerados menos favorecidos, que apresentam maior contribuição para a desigualdade de oportunidade.

5.1 Aplicação dos resultados da decomposição às políticas públicas

Os resultados para a decomposição revelam uma possibilidade de caminho a ser seguido por políticas públicas em sociedades nas quais a meta seja a igualdade de oportunidade. Analisar o índice de desigualdade de oportunidade decomposto entre e intragrupos permite lançar luzes sobre os grupos de população que necessitam de maior atenção de tais políticas e que apresentam maior carência nas quatro oportunidades aqui estudadas, sendo essas o acesso à energia, à água, ao saneamento e à escola. Além disso, as contribuições intra e intergrupos indicam a necessidade de atuações de políticas específicas para sanar desigualdades e injustiças no acesso entre os grupos ou dentro dos subgrupos de circunstâncias, conforme os resultados das respectivas contribuições, possibilitando uma escolha mais adequada do tipo de ação a ser implementada.

Para as variáveis em que se observa elevada desigualdade de oportunidades entre grupos, tais como “raça”, “área de residência”, “educação da pessoa de referência”, “renda” e “número de pessoas no domicílio”, políticas focalizadas são mais indicadas para a redução da lacuna de acesso aos serviços entre os subgrupos. Políticas como essas seriam implantadas com o intuito de promover maior acesso a bens e serviços fundamentais a um determinado subgrupo, menos favorecido devido às suas características pessoais, como, por exemplo, os habitantes de áreas rurais, os não brancos e aqueles com pessoa de referência de baixa escolarização na família.

Apesar do benefício de redução da desigualdade entre grupos e, consequentemente, da desigualdade de oportunidade como um todo, ocasionado por essas políticas, tais ações podem impactar em sentido contrário sobre a desigualdade intragrupos. Se tais políticas não atingirem de forma equitativa os indivíduos de que são objeto, poderá ocorrer a ampliação do hiato de acesso dentro do subgrupo alvo da política, elevando a contribuição intragrupos para a desigualdade. Isto não significa que os efeitos das políticas serão nulos, hipótese em que não haveria redução da desigualdade de oportunidade. O que se quer esclarecer é que políticas que atinjam somente parte de um subgrupo podem elevar a desigualdade intragrupos, contrabalançando, porém não anulando, a redução da desigualdade entre grupos.

A eventual ocorrência de tal impacto contrário sobre a desigualdade intragrupos fornece uma possível explicação para a evolução das contribuições intragrupos com relação à variável “educação da pessoa de referência”.

Para o período considerado, observa-se que houve um aumento da participação na desigualdade de oportunidade dos subgrupos de maior nível educacional, notadamente os que possuem nível médio e ensino superior, na desigualdade de oportunidade. Aliado a esse fato, nos últimos anos tem-se observado um aumento considerável do acesso da população em geral ao ensino superior. Há de se mencionar que políticas públicas foram colocadas em prática visando a esse maior acesso, como é o caso do Programa Universidade para Todos (ProUni), implantado pelo governo federal. Se analisarmos os números para a amostra aqui utilizada, que é bastante restritiva para essa fonte, uma vez que considera apenas pessoas de referência do domicílio e que analisa apenas indivíduos entre zero e dezesseis anos, há um salto de 5,4% em 1999 para 7,6% em 2009 de responsáveis pelo domicílio com ensino superior, com ou sem pós-graduação, conforme se observa na tabela 4.

Ao mesmo tempo em que se observa esse aumento do número de pessoas de referência com ensino superior, a contribuição para a desigualdade dentro do subgrupo 5 se elevou no período, o que significa que há maior desigualdade no acesso às oportunidades “água”, “energia”, “saneamento” e “escola” entre os indivíduos cuja pessoa de referência possui o ensino superior em 2009 do que havia em 1999. Uma hipótese de explicação é que tal fato pode ser reflexo das ações públicas que promoveram a melhoria de somente parte do grupo. Nota-se, assim, que houve uma efetiva redução da desigualdade intragrupos com relação à variável pessoa de referência do domicílio, passando essa de 6,06 em 1999 para 3,95 em 2009. Entretanto, essa redução se distribuiu de forma diversa dentro dos subgrupos, diminuindo a contribuição dos indivíduos cuja pessoa de referência possui escolaridade até o ensino fundamental e elevando a contribuição para a desigualdade de oportunidade dos indivíduos cuja pessoa de referência do domicílio possui ensino médio ou superior.

Tendo em vista esse efeito diverso, que não anula, ressalte-se, o benefício gerado pelas políticas públicas, são necessárias iniciativas que visem equilibrar as oportunidades dentro dos subgrupos de circunstâncias além de políticas focalizadas com vistas a reduzir desigualdades entre os grupos menos favorecidos. Todas as circunstâncias consideradas na análise aqui proposta apresentaram contribuições dentro dos grupos mais elevadas do que as contribuições entre grupos, exceto para o caso da área de residência. Esse fato implica uma atuação diferenciada por parte das políticas públicas. São essenciais ações com o objetivo de atuar dentro dos subgrupos que apresentam maior contribuição à desigualdade de oportunidade.

Indivíduos não brancos, com menor renda, em cujo domicílio residem de cinco a oito pessoas ou cuja pessoa de referência possui educação ao nível fundamental são os mais fragilizados, existindo, entre os que possuem as mesmas características, discrepâncias significativas no acesso aos serviços. Assim, as contribuições intra, elevadas para esses subgrupos, revelam a desigualdade de oportunidade e a diferenciação existente entre pessoas que compartilham de uma mesma circunstância, o que retorna à necessidade da concepção de políticas que trabalhem tal desigualdade dentro desses subgrupos.

Metas de universalização, por sua vez, agem de forma diversa como política de redução da desigualdade de oportunidade. Essas se pautam na elevação da taxa de cobertura e acabam por contribuir para a melhora da disponibilidade dos serviços para a população como um todo. Entretanto, como ressaltado na segunda seção, esse aumento da quantidade de serviço disponível, ou seja, o aumento da taxa de cobertura, caso seja alocado de forma desigual na sociedade, é penalizado devido à influência que as características pessoais exercem sobre esse acesso. Devido à presença da desigualdade de oportunidade, o aumento da taxa de cobertura não é distribuído de forma igualitária dentro dos diversos grupos de circunstâncias. Deve-se enfatizar, contudo, que, no caso de as metas de universalização atingirem a disponibilidade dos serviços em 100% para a população, não haveria que se falar em desigualdade de oportunidade, uma vez que a cobertura total implica ausência de desigualdade no acesso aos serviços.

6 CONCLUSÕES

O objetivo do presente estudo foi analisar a desigualdade/igualdade de oportunidade e sua estrutura no Brasil de 1999 a 2009. A desigualdade de oportunidade é considerada uma situação em que as características pessoais dos indivíduos influenciam em seu acesso a serviços, tais como água limpa, energia elétrica, saneamento e escola, tidos como oportunidades básicas, quando, dentro do conceito de sociedade justa e igualitária, tal correlação não deveria ocorrer.

Com vistas a tal objetivo, foi construído o IOH para o país no período mencionado, indicador que revela a quantidade disponível das oportunidades, alocada com base no princípio da igualdade de oportunidade. Em seguida foi realizada a decomposição do índice de desigualdade de oportunidade em contribuições entre e intragrupos, através do valor de Shapley. O IOH, bem como seus dois componentes, a taxa de cobertura e o índice de desigualdade de oportunidade foram analisados tanto por oportunidade específica quanto agregados de uma forma geral.

Os resultados do IOH revelam que o país teve grande avanço em dez anos. A taxa de cobertura aumentou e o índice de desigualdade foi reduzido nas quatro oportunidades consideradas, resultando num IOH mais elevado em 2009. Entretanto, houve disparidades nesses avanços. A energia elétrica possui cobertura quase universal e há pouca desigualdade em seu acesso, sendo o serviço com o melhor desempenho. Já o saneamento se classifica como o pior e o que mais necessita de atenção de políticas sociais: alia baixa disponibilidade do serviço com alta desigualdade em seu acesso, isto é, o pouco que há disponível para a sociedade é alocado de maneira fortemente correlacionada com as características pessoais dos indivíduos, caracterizando alta desigualdade de oportunidade, tal como revelado pelo índice *D*.

A decomposição do índice de desigualdade de oportunidade mostra que, para a maioria das variáveis incluídas na análise, a desigualdade dentro dos subgrupos de população é mais relevante. Apenas para a área de residência do indivíduo é que a desigualdade de oportunidade que se observa entre as regiões urbana e rural influencia mais o índice de desigualdade do que tal desigualdade dentro dessas regiões. Esse resultado indica a necessidade de políticas públicas focalizadas prioritariamente na redução das desigualdades intragrupos.

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the structure and evolution of equality of opportunity in Brazil from 1999 to 2009. We estimated the Human Opportunity Index (HOI) and the inequality of opportunity index for the country and calculated the decomposition of the latter by means of the Shapley value. The results for the HOI show that there were major advances in the period considered, in spite of severe deficiencies related to sanitation. As for the second index, inequalities in access to opportunities within the subgroups, such as race or area of residence, are more relevant to the observed inequality of opportunity in the country than the differences between subgroups.

Keywords: Human Opportunity Index (HOI), inequality of opportunity, decomposition, Shapley value.

REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P.; VEGA, J. M.; SAAVEDRA, J. **Measuring inequality of opportunities for children**. Washington, DC: World Bank, 2008. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPPOVANA/Resources/IneqChildrenPaesdeBarrosMolinasSaavedra.pdf>>.
- BARROS, R. P. *et al.* **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 2009. 222 p.
- BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. **Econometrica**, v. 47, p. 901-920, 1979.
- _____.; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of income and wealth**, series 53, n. 4, p. 585-618, Dec. 2007.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of economic inequality**, 2009.
- _____.; _____.; SERLENGA, L. **Fair and unfair income inequalities in Europe**. IZA, 2010 (Discussion Paper, n. 5.025).
- COWELL, F. A. On the structure of additive inequality measures. **Rev. econ. stud.**, v. XL, n. 2, p. 521-531, 1980.
- DUCLOS, J.-Y.; ARAAR, A. Poverty and equity: measurement, policy and estimation with DAD. **Economic studies in inequality, social exclusion and well-being**, Springer, 2006.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA, C. R. F. E. Desigualdade de oportunidades no Brasil: uma decomposição quantílica contrafactual. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, p. 29-48, 2012.
- LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are Western societies all alike? **Review of income and wealth**, v. 54, p. 513-546, 2008.
- _____. Equality of opportunity and luck: definitions and testable conditions, with an application to income in France. **Journal of public economics**, v. 93, p. 1.189-1.207, 2009.
- LITCHFIELD, J. **Inequality methods and tools**. Text for World Bank's web site on inequality, poverty, and socio-economic performance, 1999. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>>.
- MARRERO, G. A.; RODRÍGUEZ, J. G. **Inequality of opportunity in Europe: economic and policy facts**. ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality, 2010 (Working Paper, n. 172).
- PERAGINE, V. Ranking of income distributions according to equality of opportunity. **Journal of income inequality**, v. 2, p. 11-30, 2004.
- RAMOS, X.; VAN DE GAER, D. **Empirical evidence on inequality of opportunity**. Discussion document prepared for the Marseille Meeting, 2009.
- RAWLS, J. **A theory of justice**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1971.
- ROEMER, J. E. **Theories of distributive justice**. Cambridge, M.A: Harvard University Press, 1996.
- _____. **Equality of opportunity**. Harvard University Press, 1998.
- SEN, A. **Commodities and capabilities**. Amsterdam: North-Holland, 1985.

SHAPLEY, L. A value for n-person games. *In*: KUHN, H. W.; TUCKER, A. W. **Contributions to the theory of games**. Princeton University Press, 1953. v. 2.

SHORROCKS, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. **Econometrica**, v. 48, p. 613-625, 1980.

_____. Inequality decomposition by population subgroups. **Econometrica**, v. 52, p. 1.369-1.385, 1984.

_____. **Decomposition procedures for distributional analysis**: a unified framework based on Shapley value. Department of Economics, University of Essex, 1999. Mimeografado.

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. 176 p.

(Original submetido em dezembro de 2011. Última versão recebida em julho de 2012. Aprovado em julho de 2012.)

ANEXO

TABELA A.1

Especificação das variáveis utilizadas

Variável	Especificação
Gênero	Binária: 1 – masculino 0 – feminino
Raça	Binária: 1 – brancos 0 – não brancos
Área de residência	Binária: 1 – urbana 0 – rural
Gênero da pessoa de referência	Binária: 1 – masculino 0 – feminino
Presença da mãe	Binária: 1 – está presente 0 – não está presente
Educação da pessoa de referência do domicílio	Quadrática
Renda mensal domiciliar <i>per capita</i>	Logaritmo natural
Número de pessoas no domicílio	Linear

Fonte: Elaboração dos autores.