
DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO ACESSO AO ENSINO SUPERIOR NOS MEIOS URBANO E RURAL DAS REGIÕES BRASILEIRAS

Inequality of opportunity in access to higher education in urban and rural environments of brazilian regions

Francisco José Silva Tabosa

Economista. Doutor em Economia. Professor da Universidade Federal do Ceará. Rua Campus do Pici s/n, Campus do Pici, Bloco 826. Departamento de Economia Agrícola. Fortaleza- Ceará, Brasil. CEP 60440-554. franzetabosa@ufc.br

Helson Gomes de Sousa

Economista. Doutor em Economia. Professor da Universidade Regional do Cariri, Campus Pimenta, rua Coronel Antonio Luiz, 1161, Crato-CE. helson.gomes@urca.br

Nicole Sarah Carvalho Ponte Moura

Engenheira Agrônoma. Mestre em Economia Rural. nicolle.ncsp@hotmail.com

Francisca Ingrid Gouveia Ferreira

Engenheira Agrônoma. Doutoranda em Economia Rural. Campus do Pici, Bloco 826. Departamento de Economia Agrícola. Fortaleza- Ceará, Brasil. CEP 60440-554. Ingridgouve@gmail.com

Paulo Lucas da Rocha Aguiar

Engenheiro de pesca. Mestrando em Economia Rural. Rua Campus do Pici s/n – Campus do Pici, Bloco 826. Departamento de Economia Agrícola. Fortaleza- Ceará, Brasil. CEP 60440-554. p.rocha2299@gmail.com

Resumo: O presente trabalho objetiva mensurar a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior, considerando os meios urbano e rural das regiões brasileiras, buscando identificar quais são os principais fatores determinantes da desigualdade de oportunidade no acesso ao serviço estudado. Para tanto, utilizou-se um método probabilístico, a fim de se obter o índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade, e efetuou-se sua decomposição por meio do Valor-Shapley. Os resultados demonstraram que houve queda na desigualdade de oportunidade estudada durante o período analisado. Além disso, verificou-se que, com uma política pública a qual busque reduzir a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior brasileiro – seja ela aplicada no meio urbano, seja no rural –, pode-se obter melhores resultados se for fundamentada sobre o aumento dos níveis de escolaridade e de renda da família, além da inclusão do jovem com idade adequada no ensino superior.

Palavras-Chave: Desigualdade de oportunidade, Ensino superior, Educação.

Abstract: The present study aims to measure the inequality of opportunity there is no access to higher education considering the urban and rural environments of the Brazilian regions, seeking to identify how many are the main determinants of inequality of opportunity without access to the service studied. To do so, use a probabilistic method to obtain the dissimilarity index of the inequality of opportunity, and its decomposition was effected through the value-Shapley. The results showed that there was a decrease in the inequality of opportunity studied during the period analyzed. In addition, it was verified that a public policy that seeks to reduce inequality of achievement without access to Brazilian higher education, whether applied in urban or rural environments, obtains better results if for the one based on the increase of levels of family education and inclusion Of Youth with age, not higher education.

Keywords: Inequality of opportunity, Higher education; Education.



Este é um artigo publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições desde que o trabalho original seja corretamente citado.

1 INTRODUÇÃO

O acesso ao ensino superior no Brasil foi ampliado no decorrer dos últimos anos. De acordo com o Ministério da Educação (MEC), em 2014, existiam 8.033.574 alunos matriculados em Instituições de Ensino Superior (IES). Esse valor representa um aumento de 6,73% em relação à quantidade de estudantes do nível superior no ano anterior. Em relação ao ano de 2013, o MEC indica que houve aumento 3,8% no número de inscritos nas IES se comparado a 2012, sendo que, desse total, 1,9% pertenciam à rede pública, e 4,5% eram alunos da rede privada.

O ensino superior no Brasil não possui as características de um bem público puro, visto que o acesso a esse serviço necessita de um fator de competição, deixando uma boa parte das pessoas fora desse processo. Tendo em vista esse contexto, Carvalho e Waltemberg (2015) determinam a existência de uma desigualdade nas oportunidades de acesso ao ensino superior, ocasionado pelo fornecimento ineficiente desse serviço e por um conjunto de características econômicas e sociais possuídas pelas pessoas.

Considerando os resultados encontrados por Corbucci (2014), a desigualdade de oportunidade pode proceder do aumento da demanda por vagas gerada pela quantidade crescente de estudantes que concluíram o nível médio nos últimos anos, provocando uma intensificação da concorrência em relação à entrada no ensino superior, principalmente no que diz respeito à rede pública de ensino.

Além disso, Barros (2015) demonstra que, apesar do crescimento no número de universidades e no montante de cursos oferecidos neste grau, existe grande diferença entre a quantidade de vagas oferecidas pelas IES e o número daquelas demandadas pelos estudantes brasileiros, de modo que essa demanda não atendida se exprime de maneira crescente no decorrer dos últimos anos. Gonzales (2016) considera que uma série de circunstâncias ligadas às características sociais e econômicas, as quais se manifestam de variados modos, a depender da situação censitária da pessoa, atuam como determinantes na desigualdade de oportunidade ligada à educação.

Com isso, considera-se, neste estudo, a hipótese de que os residentes no meio rural das regiões brasileiras estão inseridos em uma realidade de maiores desigualdades nas oportunidades de acesso ao ensino superior, se comparados com os residentes do meio urbano; além de que existem diferenças entre os níveis de desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior a depender da idade.

Tendo em vista essas considerações, questiona-se sobre o quão desiguais são as oportunidades de acesso ao ensino superior no Brasil. Nesse sentido, este estudo objetiva mensurar a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior, levando-se em conta os meios urbano e rural das regiões brasileiras. Além disso, este experimento busca identificar quais são os principais fatores determinantes da desigualdade de oportunidade no acesso ao serviço estudado.

Para tanto, o estudo sob relato é subdividido em cinco seções: a primeira, aqui descrita, referente à parte introdutória da pesquisa; a segunda, que se segue, engloba o embasamento teórico e literário sob o qual o trabalho é fundamentado; a terceira retrata o arcabouço metodológico utilizado; na quarta, estão esboçados os resultados e as discussões constituídas com estudos sobre o tema estudado; e a quinta e última seção, com referência às conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção, serão demonstradas as principais conclusões sobre as características do ensino superior brasileiro dispostas na literatura. Além disso, mostrar-se-á o arcabouço teórico acerca da desigualdade de oportunidades na educação sobre o qual esta investigação se fundamenta.

2.1 O ensino superior no Brasil

O acesso ao ensino superior em um país com características de subdesenvolvimento é definido, na maioria das vezes, por critérios provindos dos determinantes socioeconômicos da população. Além disso, uma vez que a pessoa obteve acesso a esse serviço, a permanência nele demanda a posse de um conjunto de pressupostos. Fatores como a renda, a necessidade de alocação do tempo com trabalho, bem como a localização geográfica atuam como determinantes no ingresso ao ensino superior, assim como na possibilidade de permanência nesse estágio educacional (Zago, 2006).

Na visão de Corbucci (2014), a educação superior no Brasil impõe aos jovens brasileiros uma realidade de acesso restrito, que exclui determinada fração dos candidatos do seu acesso. O mencionado autor ainda destaca o fato de que, dentre as principais causas da restrição no acesso ao ensino superior, estão o recente crescimento da demanda, o acirramento da concorrência pelas vagas e a ineficiência do expansionismo desse setor no país.

Outro fator determinante na exclusão dos jovens brasileiros do ensino superior é o componente socioeconômico de sujeição da pessoa. Barros (2015) assinala que as características sociais e econômicas interferem na condição ocupacional dos jovens, fazendo muitas vezes com que ele esteja impossibilitado de alocar o tempo necessário aos estudos. Assim, Barros (2015) destaca que o acesso ao ensino superior está ligado a condições de acesso à educação, ao emprego, à renda, bem como a bens e serviços básicos.

Apesar da expansão numérica recente das IES, o acesso ao ensino superior no Brasil ainda se caracteriza por ser um serviço excludente. Estudos como os elaborados por Corbucci (2014) e Barros (2015) mostram que essa expansão física da quantidade de IES deu-se, em sua maioria, no setor privado, de modo que esse setor exprime barreiras à entrada de caráter financeiro. Sendo assim, a expansão das vagas no ensino superior brasileiro, de certo modo, excluiu os mais pobres.

Barros (2015) destaca a existência de uma disparidade entre oferta e demanda de vagas no ensino superior brasileiro. Para a autora, nos últimos anos, a procura por vagas no ensino superior supera a oferta em um elevado patamar, de maneira que, embora tenha ocorrido uma elevação na quantidade de matrículas, a demanda não atendida no setor ainda é muito elevada.

Braga *et al.* (2001) indicam que a elevação dessa demanda por vagas no ensino superior é advinda, em grande parte, do crescente número de concluintes no ensino médio, entretanto, os autores ressaltam também maior procura por especialização profissional em decorrência das exigências e da modernização do mercado de trabalho.

Considerando as pessoas com idade adequada referente ao acesso ao ensino superior, Courbucci (2014) demonstra em seu estudo sobre as características da educação superior no Brasil que, no final dos anos 2000, se comparado com o início desse período, as taxas de acesso à educação superior cresceram nas cinco regiões brasileiras. Ainda no estudo de Courbucci (2014), é demonstrado que as maiores taxas de acesso ao ensino superior estão nas regiões Sul e Sudeste, enquanto as regiões Norte e Nordeste concentram os menores percentuais no ingresso ao referido nível educacional.

Mancebo *et al.* (2015) consideram a educação como um meio primordial para a redução das desigualdades no contexto socioeconômico brasileiro. No âmbito da educação superior, o referido estudo destaca a implementação de medidas, com vistas à ampliação do sistema de ensino superior brasileiro nos últimos anos; entretanto, Barros (2015) e Mancebo *et al.* (2015) contestam a eficiência desse conjunto de meios, ao levarem em consideração um respectivo aumento na demanda por vagas nessa categoria de ensino.

A expansão recente do sistema privado de ensino superior é citada nos estudos de Courbucci (2014), Barros (2015) e Mancebo *et al.*, (2015) como um mecanismo utilizado para suprir a necessidade de vagas nessa categoria de ensino. Haja vista a crescente quantidade de vagas ociosas nesse setor, o estudo de Amaral (2016) questiona a eficácia dessa medida no longo prazo, afirmando

que há indícios de que a população brasileira está atingindo um limite no qual não é mais possível às famílias financiarem a educação superior para os seus jovens. Nesse sentido, torna-se necessária uma reformulação das medidas ligadas à expansão desse sistema, em razão das necessidades das famílias e suas respectivas características socioeconômicas.

2.2 Desigualdade de oportunidade na educação

A desigualdade de oportunidade na educação é um tema que vem sendo amplamente discutido na literatura dedicada à aplicação e avaliação de políticas públicas, sendo abordada nos estudos de Barros *et al.* (2008a), Ferreira e Gignoux (2011), Carvalho e Waltemberg (2015) e Gonzalez (2016).

Isfahani *et al.* (2013) indica que a desigualdade de oportunidades na educação pode provir de um conjunto de características socioeconômicas inseridas no âmbito de vivência da pessoa. Em efeito, o trabalho aponta que esses fatores podem levar os sujeitos a demonstrarem distintos níveis de desempenho escolar, interferindo nas condições de ingresso em níveis de ensino mais elevados.

A desigualdade de oportunidades é abordada também no trabalho desenvolvido por Brunori *et al.* (2013), no qual os autores mensuram a desigualdade de oportunidade para os países latino-americanos, considerando vários setores, dentre os quais a educação, fazendo uma comparação entre países e entre variados tipos de desigualdade. Considerando ainda os resultados obtidos por Brunori *et al.* (2013), e observando a desigualdade de oportunidades voltada para a educação, verifica-se que o Brasil está em uma situação de valores médios em relação aos outros países, porém, com um elevado de desigualdade nas oportunidades referentes ao serviço descrito.

Gonzales (2016) mensura a desigualdade de oportunidade na educação, considerando as áreas urbanas e rurais da Colômbia. Utilizando as mesmas variáveis circunstanciais para mensurar o fenômeno descrito, o autor conclui que residentes no meio rural são detentores de menor probabilidade de acesso aos serviços do sistema educacional. Como consequência, e ainda considerando o estudo de Gonzales (2016), comprovou-se que os residentes do meio urbano estão inseridos em uma realidade de menor desigualdade de oportunidade no acesso à educação do que aqueles residentes em áreas rurais.

Cecchi e Peragine (2009) consideram que as desigualdades de oportunidade referentes às características educacionais se exprimem de maneiras diversas, a depender do sexo e da localização geográfica do residente. Assim, os autores descritos mensuram um índice de desigualdade de oportunidade e efetuam uma decomposição, considerando o sexo e a região em que vive a pessoa.

É fato que a desigualdade de oportunidades voltadas para o acesso ao ensino superior depende das circunstâncias relacionadas à qualidade da educação recebida nos níveis educacionais anteriores. Nesse sentido, Diaz (2012) mensura a desigualdade de oportunidade no desempenho dos alunos das instituições públicas e privadas em relação ao ensino médio. No referido ensaio, foram constatados os maiores níveis de desigualdade ligados ao ensino das disciplinas Matemática e Língua Portuguesa.

Carvalho e Waltemberg (2015) medem a desigualdade de oportunidades no ensino superior brasileiro considerando as IES públicas e privadas, fazendo um comparativo entre os anos de 2003 e 2013. O mencionado trabalho demonstra que houve expansão na oferta do ensino superior no Brasil no período determinado, incidindo diretamente sobre a desigualdade de oportunidade no acesso ao referido serviço. Além disso, Carvalho e Waltemberg (2015) demonstram que a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior brasileiro varia em decorrência de um conjunto de variáveis-circunstâncias, como sexo, escolaridade do chefe da família, cor, renda e localização geográfica.

Barros *et al.* (2008B) avaliam a desigualdade de oportunidades referente ao acesso à educação, considerando cinco países da América Latina; Argentina, Brasil, Chile, Mexico e Peru. Nesse estudo, é destacado o fato de que a desigualdade de oportunidades no acesso à educação é dada por

circunstâncias como sexo, nível de educação dos pais, condição de ocupação dos pais e localização geográfica das instituições de ensino. Ainda considerando o estudo formulado por Barros *et al.* (2008b), é constatado que, dentre as circunstâncias descritas, a educação dos pais é o fator de maior contribuição para a desigualdade de oportunidade educacional no Brasil.

Em um estudo sobre a desigualdade de oportunidade nos anos iniciais da educação no Brasil, Foguel e Veloso (2013) demonstram, por meio dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), que os alunos estão inseridos em uma desigualdade de oportunidade no acesso à educação desde os primeiros anos de estudo. Por meio da mensuração do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade, o citado ensaio assegura que, dentre as faixas etárias que compõem o ensino pré-escolar, as crianças com quatro e cinco anos de idade exprimem os maiores níveis de desigualdade referentes a oportunidades de acesso à educação.

Gutiérrez e Tanaka (2008) analisam o efeito da desigualdade sobre a matrícula escolar nos países em desenvolvimento. Esse estudo destaca que a desigualdade socioeconômica, assim como a desigualdade de oportunidade inserida sobre o sistema educacional público, traz consequências que levam, muitas vezes, à migração do aluno da escola para o trabalho. Além disso, é destacado o fato de que, nos países em desenvolvimento, existe um nível limiar de desigualdade que acima dele já não há apoio para a educação pública.

3 METODOLOGIA

Nesta seção, serão dispostos os meios metodológicos utilizados para obter uma resposta ao problema de pesquisa aqui abordado. Além disso, serão demonstradas as características dos dados utilizados, assim como as suas fontes de obtenção.

3.1 Índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade

Para responder à problemática descrita na seção introdutória, este experimento faz uso do método proposto por Barros *et al.* (2008a) e utilizado por Gonzalez (2016). Inicialmente, verifica-se o acesso à oportunidade estudada, considerando uma variável binária (I), a qual possui valor um, caso o indivíduo i tenha tido acesso ao ensino superior no período de referência, e zero caso contrário. Além disso, considera-se um vetor de variáveis-circunstâncias¹ $x_i = (x_{1i}, \dots, x_{ni})$ responsáveis por indicar os fatores de incidência sobre a desigualdade referente à variável I .

Dado essas informações, Barros *et al.* (2008A) apontam que são necessários três passos para que se possa indicar a desigualdade de oportunidade. Primeiramente, considera-se a razão:

$$D = \frac{E|P(I = 1|x) - P(I = 1)|}{2P(i = 1)} \quad (1)$$

Com efeito, $P = (I = 1) = E(P(I = 1|x))$. Assim, é possível reescrever D como:

$$D = \frac{E|P(I = 1|x) - E(P(I = 1|x))|}{2E(P(I = 1|x))} \quad (2)$$

Segundo Barros *et al.* (2008A), essa equação indica o papel das taxas de cobertura das informações contidas em $P(I = 1|x)$. As probabilidades condicionais podem ser obtidas por meio de

¹ As variáveis-circunstâncias utilizadas neste trabalho para mensurar a desigualdade de oportunidade relacionada ao tema em questão foram escolhidas com suporte em sua utilização em estudos anteriores, como nos trabalhos de Carvalho e Waltemberg (2015) e Gonzalez (2016).

um modelo Logit. Para tanto, o próximo passo descrito por Barros *et al.* (2008a) é ajustar D a uma equação de regressão logística, de modo que:

$$\ln\left(\frac{P(I = 1|x_1, \dots, x_n)}{1 - P(I = 1|x_1, \dots, x_n)}\right) = \sum_{k=1}^n h_k(x_k) \quad (3)$$

Em que x_k representa um vetor de variáveis com k dimensões de circunstâncias. A partir da definição do modelo de regressão logística, o segundo passo do processo indicado por de Barros *et al.* (2008A) é identificar cada probabilidade individual de acesso à oportunidade estudada. Com isso, para cada pessoa i calcula-se:

$$\hat{p}_i = \frac{\text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^n x_{ki}\hat{\beta}_k)}{1 + \text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^n x_{ki}\hat{\beta}_k)} \quad (4)$$

Em seguida, o terceiro passo é calcular:

$$\bar{P} = \sum_1^n w_i \hat{p}_i \quad \text{e} \quad \hat{D} = \frac{1}{2\bar{P}} \sum_{i=1}^n w_i |\hat{p}_i - \bar{P}| \quad (5)$$

Em que $w_i = 1/n$; \hat{D} representa o índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade; \hat{p}_i é a probabilidade individual de acesso ao ensino superior; e \bar{P} é a probabilidade condicional estimada.

O valor da dissimilaridade varia de zero a um, de maneira que, quanto mais próximo da unidade, maior será a desigualdade ao acesso ao ensino superior, indicando que uma maior quantidade de acessos deveria ser realocada para que se chegue à igualdade.

3.2 Decomposição da dissimilaridade por meio do Valor-Shapley

Gonzalez (2016) utiliza o Valor-Shapley para decompor o índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade. Segundo o referido autor, o Valor-Shapley permite identificar quais circunstâncias se correlacionam em maior proporção com a desigualdade de oportunidade observada.

O valor da desigualdade de oportunidade pode variar de acordo com a inclusão de variáveis circunstâncias ao vetor x . Nesse sentido, a contribuição de cada circunstância é medida pela mudança média na desigualdade sobre todas as possíveis sequências de inclusão. Gonzalez (2016) indica que a alteração no índice de dissimilaridade quando a circunstância c é adicionada a um subconjunto M de circunstâncias é dado por:

$$\Delta D_c = \sum_{M \subset C \setminus \{c\}} \frac{|m|!(k - |m| - 1)!}{k!} [D(M \cup \{c\}) - D(M)] \quad (6)$$

Em que C representa um conjunto inteiro de k circunstâncias e M é um subconjunto de C que contém m circunstâncias, exceto c ; $D(M)$ representa o índice de dissimilaridade para o subconjunto, e $D(M \cup \{c\})$ é o índice obtido após a adição da circunstância c ao subconjunto M .

Sendo $D(k)$ o índice de dissimilaridade para o conjunto de circunstâncias k , a contribuição da circunstância k para $D(k)$ é definida por Gonzalez (2016) como:

$$S_c = \frac{\Delta D_c}{D(k)} \quad \text{com} \quad \sum_{i \in C} S_i = 1 \quad (7)$$

Esse procedimento permite que se tenha a decomposição aditiva do índice de dissimilaridade, que mede a contribuição de cada circunstância para a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior.

3.3 Base de dados

Os dados utilizados neste experimento foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), disponibilizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a PNAD pelo fato de ser uma pesquisa de periodicidade anual e abrangência nacional, condizente com os aspectos territoriais e demográficos especificados nos objetivos deste trabalho. Os dados foram obtidos por meio das pesquisas disponibilizadas para os anos de 2005 e 2015. O ano de 2015 foi escolhido por indicar o período com dados mais recentes. Já o ano de 2005 foi escolhido por exprimir uma conjuntura política e econômica diferente do contexto de 2015. Além disso, a escolha do ano de 2005 deu-se em vista da utilização de um ano-base, considerando a variação temporal de uma década, para que se pudesse captar, de modo mais intenso, as modificações socioeconômicas formuladas no decorrer do tempo.

Para obter a variável binária que indica o acesso ao ensino superior, considerou-se como possíveis ingressantes aquelas pessoas com 12 ou mais anos de estudo, bem como as com idade superior a 17 e inferior a 29 anos. Esse procedimento busca indicar, como possuidor das condições de acesso ao ensino superior, pessoas com ensino médio completo (pelo menos 12 anos de estudo e/ou idade mínima de 17 anos) e pessoas com no máximo 29 anos. Ressalta-se que a idade máxima foi escolhida com base na Emenda à Constituição nº 42/2008, a qual institui que a idade máxima para que o brasileiro seja considerado como jovem é de 29 anos.

Levando-se em conta que a demanda individual pelo ingresso no ensino superior varia conforme a pessoa muda de idade, faz-se necessário saber em qual faixa etária a desigualdade de oportunidade se torna mais intensa. Para tanto, foram feitas três subdivisões na idade, sendo a primeira, referente àqueles aptos ao ingresso no ensino superior e de menos de 21 anos; a segunda representando os que têm idade de 22 a 25 anos; e a terceira referente à amostra com idade de 26 a 29 anos. A descrição das variáveis-circunstâncias utilizadas para obter o índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior está disposta no Quadro 1.

Quadro 1 – Descrição das variáveis-circunstâncias utilizadas

Variável	Descrição
Cor	<i>Dummy</i> = 1(um) se o indivíduo é declarado de cor branca / 0(zero) se for o contrário.
Sexo	<i>Dummy</i> = (1 se o indivíduo é do sexo masculino e zero caso contrário).
Esc_chefe	Anos de estudo do chefe da família.
Renda_chefe	Renda do chefe da família.
Prespais	<i>Dummy</i> = 1(um) se a mãe do indivíduo reside no domicílio / 0(zero), se for contrário.
Idade	Idade do indivíduo.

Fonte: Elaboração dos autores.

As estimativas são feitas para cada ano estudado, considerando as faixas etárias descritas, além de considerar os meios urbano e rural do Brasil e das cinco regiões brasileiras, de acordo com as determinações territoriais informadas pelo IBGE.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Buscando identificar os fatores determinantes do acesso ao ensino superior, estimou-se um modelo Logit em que a variável dependente informa se a pessoa ingressou ou não no ensino superior. Os efeitos marginais da estimação encontram-se demonstrados na Tabela 1².

No que diz respeito aos residentes no meio urbano do Brasil, verificou-se que o perfil das pessoas que possuem maiores chances de acesso ao ensino superior compreende os indivíduos brancos e do sexo feminino, que possuem chefes de família com maiores níveis de renda e de educação, que moram com os pais e possuem maiores níveis de idade.

Em relação à variável cor (ou raça), o sinal positivo obtido nas estimações referentes ao meio urbano indica que os declarados de cor branca possuem maiores probabilidades de obter acesso ao ensino superior. O valor dessa probabilidade varia de região para região, de maneira que o maior valor foi obtido para a região Sul, em 2005, enquanto o menor valor foi encontrado na região Centro-Oeste, no ano de 2015.

O sinal negativo referente à variável sexo indica que o feminino exprime maiores chances de acessar o ensino superior. Em termos absolutos e considerando os demais fatores constantes, as mulheres residentes no meio urbano da região Sul detinham as maiores chances de ingresso no ensino superior em 2005. Já em 2015, essa característica foi observada para as mulheres residentes no meio urbano do Centro-Oeste. Cabe ressaltar que o estudo desenvolvido por Carvalho e Waltemberg (2015) também identificou o fato de que, quando se divide a população brasileira em grupos de sexo, as mulheres denotam maior probabilidade de acesso ao ensino superior.

Observa-se que as maiores probabilidades de acesso ao ensino superior advindas da escolaridade do chefe da família estão relacionadas aos que moravam no meio urbano das regiões Sudeste e Sudeste, em 2005 e 2015, respectivamente. Já em relação à renda do chefe da família, as estimações feitas para o meio urbano indicam que as maiores probabilidades de acesso ligadas a essa circunstância eram detidas pelos residentes na região Sul, em 2005.

Os resultados demonstram que a presença dos pais no domicílio interfere positivamente nas chances de acesso ao ensino superior dos jovens residentes no meio urbano das regiões brasileiras, de maneira que essa característica foi observada para os dois anos estudados. Considerando a perspectiva de Ciríaco *et al.* (2015), a influência da estrutura familiar gera fatores não observados nos lares que afetam o comportamento do jovem adulto, interferindo em suas decisões sobre trabalho e estudo. Em efeito, é possível afirmar que o resultado encontrado é explicado pela maior instabilidade econômica e pelo apoio familiar enfrentado pelos jovens residentes com os genitores.

Observa-se que os jovens residentes no meio urbano das regiões brasileiras necessitam de mais tempo para ingresso no ensino superior. O sinal positivo obtido com a variável idade indica que os mais velhos possuem maiores chances de obter acesso ao ensino superior, de modo que essa característica é expressa de maneira mais intensa na Região Sudeste, em 2005.

Nota-se que, no primeiro ano analisado, as chances de acesso ao ensino superior provindas da cor, sexo, escolaridade do chefe da família e idade da pessoa se exprimem de maneira mais intensa para os que residiam no meio rural da Região Sul. Já em 2015, a região Sul manteve as maiores probabilidades de acesso relacionadas ao sexo, ao passo que as maiores chances de acesso ligadas à cor e à escolaridade do chefe da família foram obtidas pelos jovens residentes no meio rural da Região Sudeste.

2 Tendo em vista a sensibilidade dos procedimentos econométricos utilizados em relação à endogeneidade, buscou-se verificar o nível desse problema nas estimações feitas. Para tanto, testou-se a correlação dos resíduos em relação aos regressores e verificou-se a covariância entre erro e regressores. Contudo, verificou-se que a endogeneidade não apresenta elevados níveis, não comprometendo a qualidade dos resultados obtidos.

Tabela 1 – Efeitos marginais do modelo Logit para os meios urbano e rural das regiões brasileiras³

	2005		2015		2005		2015		2005		2015		
	Brasil Urbano				Brasil Rural				Brasil (total)				
Cor	0,0618***	0,0308***	0,0455***	0,0338**	0,0602***	0,0308***							
Sexo	-0,0689***	-0,0417***	-0,0345***	-0,0529***	-0,0652***	-0,0430***							
Esc_Chefe	0,0244***	0,0205***	0,0071***	0,0106***	0,0229***	0,0203***							
Renda_efe	0,0001***	0,0001***	0,0001***	0,0001**	0,0002***	0,0001***							
Prespais	0,0517***	-0,0114	-0,0065	0,0332	0,0451***	-0,0089							
Idade	0,0201***	-0,0037***	0,0063***	-0,0005	0,0187***	-0,0032***							
		Norte Urbano		Norte Rural		Norte (total)							
Cor	0,0288**	0,0368**	0,0064	-0,0172	0,0280***	0,0322*							
Sexo	-0,0757***	-0,0276*	-0,0189	-0,0452	-0,0689***	-0,0309**							
Esc_Chefe	0,0215***	0,0172***	0,0070***	0,0077*	0,0203***	0,0174***							
Renda_efe	0,0001***	0,0001*	0,0001	0,0001	0,0001***	0,0001**							
Prespais	0,0573*	-0,0355	-0,0379	0,0358	0,0449	-0,0307							
Idade	0,0151***	-0,0017	0,0052	0,0019	0,0139***	-0,0009							
		Nordeste Urbano		Nordeste Rural		Nordeste (total)							
Cor	0,0423***	0,0212*	0,0007	0,1111	0,0352***	0,0202*							
Sexo	-0,0375***	-0,0339**	-0,0084	-0,0538**	-0,0335***	-0,0366***							
Esc_Chefe	0,0228***	0,0237***	0,0029***	0,0077***	0,0199***	0,0228***							
Renda_efe	0,0001***	0,0001	0,0001***	0,0001**	0,0001***	0,0001							
Prespais	0,0156	-0,0345	-0,0008	0,0278	0,0126	-0,0281							
Idade	0,0185***	-0,0009	0,0043***	0,0009	0,0162***	-0,0001							
		Sudeste Urbano		Sudeste Rural		Sudeste (total)							
Cor	0,0601***	0,0496***	0,0193	0,0690*	0,0577***	0,0499***							
Sexo	-0,0798***	-0,0311***	-0,0478**	-0,0036	-0,0782***	-0,0300***							
Esc_Chefe	0,0240***	0,0202***	0,0101***	0,0223***	0,0236***	0,0205***							
Renda_efe	0,0001***	0,0001***	0,0001	-0,0001	0,0001***	0,0001***							
Prespais	0,0740***	-0,0146	-	0,1353	0,0720***	-0,0105							
Idade	0,0207***	-0,0027*	0,0089**	0,0045	0,0202***	-0,0024							
		Sul Urbano		Sul Rural		Sul (total)							
Cor	0,0939***	0,0831***	0,2440**	0,0227	0,0992***	0,0756***							
Sexo	-0,1056***	-0,0629***	-0,1307***	-0,0916**	-0,1084***	-0,0684***							
Esc_Chefe	0,0293***	0,0158***	0,0203***	0,0076	0,0282***	0,0158***							
Renda_efe	0,0001***	0,0002**	0,0001***	0,0001	0,0001***	0,0001**							
Prespais	0,0259***	0,0639	-	-0,0027	0,0306	0,0516							
Idade	0,0262***	-0,0057	0,0127**	-0,0095	0,0248***	-0,0057**							
		Centro-Oeste Urbano		Centro-Oeste Rural		Centro-Oeste (total)							
Cor	0,0635***	0,0202	0,0888***	1,0048	0,0659***	0,0232							
Sexo	-0,0671***	-0,0695***	-0,0277	-0,0582	-0,0631***	-0,0685***							
Esc_Chefe	0,0247***	0,0196***	0,0093**	0,0091	0,0235***	0,0193***							
Renda_efe	0,0001***	0,0001	0,0001**	-0,0001	0,0001***	0,0001							
Prespais	0,1208**	0,04084	-0,0514	-	0,0839**	0,0123							
Idade	0,0198***	-0,0181	0,0034	-0,0142	0,0185***	-0,0156***							

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados da PNAD - IBGE

Nota: Valores sucedidos de (***), (**) e (*) indicam significância estatística a 1%, 5% e 10% respectivamente.

3 Os coeficientes denotados pelo símbolo (-) dizem respeito às variáveis binárias utilizadas como circunstâncias do modelo Logit, de maneira que, nesses casos, com a homogeneização da base de dados, a variável passou a possuir um só valor (somente zero, ou somente 1), não demonstrando efeitos sobre a probabilidade de acesso ao ensino superior.

Tabela 2 – Efeitos marginais do modelo Logit para as faixas etárias estudadas

	Urbano		Rural		Total	
	2005	2015	2005	2015	2005	2015
17 a 29 anos						
Cor	0,0618***	0,0308***	0,0455***	0,0338**	0,0602***	0,0308***
Sexo	-0,0689***	-0,0417***	-0,0345***	-0,0529***	-0,065***	-0,043***
Esc_chefe	0,0244***	0,0205***	0,0076***	0,0106***	0,0229***	0,0203***
Renda_chefe	0,0003***	0,0001***	0,0001***	0,0001**	0,0002***	0,0001***
Pres_pais	0,0517***	-0,0115	-0,0065	0,0332	0,0451***	-0,0089
Idade	0,0201***	0,0037***	0,0063***	-0,0005	0,0187***	-0,0032
17 a 21 anos						
Cor	0,0575***	0,0441***	0,0377***	0,0479**	0,0549***	0,0447***
Sexo	-0,0507***	-0,0751***	-0,0234***	-0,0739***	-0,047***	-0,075***
Esc_chefe	0,0230***	0,0278***	0,0069***	0,0111***	0,0212***	0,0262***
Renda_chefe	0,0002***	0,0001***	0,0001***	0,0001***	0,0001***	0,0001***
Pres_pais	0,0353***	-0,0133	-0,0046***	0,0039	0,0305**	-0,0123
Idade	0,0591***	0,0849***	0,0126***	0,0439***	0,0532***	0,0809***
22 a 25 anos						
Cor	0,0669***	0,0367***	0,0629***	0,0447	0,0667***	0,0367***
Sexo	-0,1019***	-0,0333***	-0,0816***	-0,0331	-0,101***	-0,035***
Esc_chefe	0,0256***	0,0276***	0,0109***	0,0083**	0,0249***	0,0206***
Renda_chefe	0,0004***	0,0001***	0,0002***	0,0001	0,0004***	0,0001***
Pres_pais	0,1051***	-0,0105	0,0485	0,0585	0,1009***	-0,0064
Idade	-0,0054	-0,0424***	0,0177***	-0,0089	-0,0033	-0,0397***
26 a 29 anos						
Cor	0,0539***	0,0328	0,0658**	-0,0415	0,0561***	0,0007
Sexo	-0,0798***	-0,0550	-0,0043	-0,0564	-0,075***	-0,0117
Esc_chefe	0,0213***	0,0702***	-0,0022	0,0115**	0,0206***	0,0101***
Renda_chefe	0,0002***	-0,0001***	0,0002**	0,0001	0,0002***	-0,0001***
Pres_pais	0,0553	0,1111	-0,0481	-	0,0413	0,0242
Idade	-0,0048	-0,1622***	0,0021	0,0017	-0,0046	-0,0209***

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados da PNAD - IBGE.

Nota: Valores sucedidos de (***), (**) e (*) indicam significância estatística a 1%, 5% e 10% respectivamente.

De maneira geral, os efeitos marginais do modelo Logit indicam que os jovens das regiões brasileiras necessitam de mais tempo e maiores níveis de renda familiar para obterem ingresso no ensino superior. Além disso, analisando a amostra como um todo, as probabilidades obtidas com o modelo Logit indicam o mesmo perfil de pessoas com maiores chances de acesso obtido nas estimações para os meios urbano e rural.

Considerando os resultados obtidos com a variável idade, busca-se analisar as probabilidades de acesso ao ensino superior para os distintos níveis de idade dos jovens brasileiros. A Tabela 2 expressa os resultados dos efeitos marginais advindos do modelo Logit para as faixas etárias selecionadas.

Em relação ao meio urbano, os resultados indicam que, em 2005, as probabilidades de acesso ao ensino superior provenientes das circunstâncias cor, sexo, escolaridade do chefe da família, renda do chefe da família e presença dos pais no domicílio foram superiores para as pessoas com idade de 22 a 25 anos. Já a variável idade possui maior influência nas chances de acesso daqueles com idade de 17 a 21 anos. Em relação às estimações feitas para o ano de 2015, a variável idade impacta positivamente as chances de acesso ao ensino superior para os jovens de idade até 25 anos. Desde essa faixa etária, contudo, a idade passa a interferir negativamente na probabilidade de acesso.

Em relação ao meio rural, observa-se que, no ano de 2005, a variável idade expressou sinal positivo e significância estatística para aqueles com idade até os 25 anos. Nesse sentido, é possível afirmar que, nesse período, a idade possuía maior impacto na probabilidade de acesso ao ensino superior para os jovens do meio rural. Portanto, é possível afirmar que os jovens residentes no meio rural do Brasil necessitam de mais tempo para obter mais chances de ingresso no ensino superior.

Com suporte nas probabilidades de acesso informadas por meio da estimação do modelo Logit, é possível obter o índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade. Os resultados desse procedimento para os meios urbano e rural das regiões brasileiras estão demonstrados na Tabela 3.

Em todas as regiões analisadas, assim como em relação ao Brasil como um todo, a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior obteve maiores níveis no meio rural. Esse resultado corrobora o estudo feito por Gonzalez (2016), o qual garante que o meio urbano possui circunstâncias divergentes do meio rural, que tornam o acesso à educação mais fácil e igualitário pelo primeiro.

Além disso, as reduções no valor do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade corroboram as afirmações de Carvalho e Waltemberg (2015) e Courbucci (2014), os quais indicam que o ensino superior brasileiro está ficando mais equitativo.

Em relação ao meio urbano, os valores da dissimilaridade da desigualdade de oportunidade referentes ao Brasil indicam que, em 2005, seria necessário que se criassem vagas em um total de 38,19% das existentes naquele período. Já em 2015, o valor do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade foi de 0,1557, indicando que, para que o acesso ao ensino superior se tornasse igualitário, seria necessário um aumento de 15,57% no total de vagas oferecidas, sendo essas novas vagas ocupadas pelos indivíduos que não obtiveram acesso ao ensino superior naquele período.

Ainda em relação ao meio urbano, observa-se que, em 2005, a região Nordeste era a que expressava a maior desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior. Para essa região, o índice calculado aponta que, para que houvesse uma situação de perfeita equidade no acesso ao ensino superior nesse período, seria necessária a criação de vagas em um total equivalente a 46,15% das existentes, de modo que esse total deveria ser ocupado pelos que não conseguiram acesso no referido ano.

Já em 2015, a maior desigualdade de oportunidade no meio urbano foi observada para a Região Sudeste. O valor da dissimilaridade da desigualdade de oportunidade indica que a igualdade no acesso ao ensino superior ocorreria se um acréscimo de 18,14% das vagas fosse criado e ocupado pelos que não obtiveram acesso nesse período.

Para o meio rural, observa-se que o acesso ao ensino superior se tornou mais igualitário para o Brasil e suas grandes regiões. Para a amostra da população rural como um todo, o valor do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade passou de 0,4788 (em 2005), para 0,2088 (em 2015), uma queda de mais de 50% do seu valor inicial.

As análises, conforme regiões, mostram que, em 2005, a região Norte era a detentora dos maiores níveis de desigualdade no acesso ao ensino superior referente ao meio rural, de modo que era necessário se criar um total de vagas para os não “ingressantes” correspondente a 56,07% das vagas. Em contrapartida, a região Sul obteve a menor desigualdade de oportunidade para o referido período, obtendo uma dissimilaridade de 0,3603.

No ano de 2015, a região mais desigual em relação ao acesso dos residentes do meio rural ao ensino superior foi a região Sudeste. O valor da dissimilaridade da desigualdade de oportunidade para essa região indica que a igualdade na oportunidade de acesso ocorreria com a criação de um montante de vagas correspondente a 30,77% das vagas de então. Por outro lado, a Região Norte apresentou a menor desigualdade, de maneira que o acesso ao ensino superior seria igualitário para pessoas do meio rural dessa região, caso ocorresse a criação de um total de vagas referente a 16,78% das vagas existentes, para que essas fossem ocupadas pelos não “ingressantes”.

Os valores do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade para a amostra total indicam que houve queda significativa na desigualdade estudada no Brasil e em suas regiões, de modo que a maior queda na desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior ocorreu na Região Nordeste.

Tabela 3 – Valor do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade de acordo com as regiões brasileiras

Unidade geográfica	Urbano		Rural		Total	
	2005	2015	2005	2015	2005	2015
Brasil	0,3819	0,1557	0,4788	0,2088	0,4057	0,1677
Norte	0,4037	0,1366	0,5607	0,1678	0,4319	0,1504
Nordeste	0,4615	0,1647	0,4857	0,2006	0,5016	0,1883
Sudeste	0,3526	0,1814	0,4066	0,3077	0,3617	0,1875
Sul	0,2987	0,1376	0,3603	0,2108	0,3097	0,1462
Centro-Oeste	0,3484	0,1361	0,3957	0,1767	0,3614	0,1381

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD - IBGE.

Os resultados demonstram maior igualdade no acesso ao ensino superior brasileiro, tanto no meio urbano quanto no meio rural. Considerando a abordagem de Queiroz et al. (2013), é possível assinalar que essa queda na desigualdade de oportunidade deu-se principalmente pela criação de IES e pela implementação e aprimoramento de políticas públicas voltadas ao acesso e à permanência no ensino superior no decorrer do período estudado.

Além das avaliações feitas em relação às regiões brasileiras, estimou-se o índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade para variadas faixas etárias, considerando a amostra total. Os resultados desse procedimento foram demonstrados na Tabela 4.

Os resultados indicam que, em 2005, as pessoas com idade de 17 a 21 anos eram detentoras dos maiores níveis de desigualdade nas oportunidades de acesso ao ensino superior, tanto no meio urbano quanto no meio rural. Já em relação ao ano de 2015, a faixa etária citada obteve os maiores índices de desigualdade para o meio urbano e para a amostra como um todo. Para o último ano estudado, a maior desigualdade de oportunidade foi verificada para os residentes no meio rural e com idade de 26 a 29 anos.

Tabela 4 – Valor da dissimilaridade da desigualdade de oportunidade para as faixas etárias estudadas

	2005	2015	Varição
17 a 29 anos			
Urbano	0,3819	0,1557	-0,2226
Rural	0,4788	0,2087	-0,2621
Total	0,4057	0,1677	-0,238
17 a 21 anos			
Urbano	0,4634	0,2584	-0,205
Rural	0,5183	0,2877	-0,2306
Total	0,4852	0,2666	-0,2186
22 a 25 anos			
Urbano	0,3278	0,1614	-0,1664
Rural	0,4749	0,1591	-0,3158
Total	0,3476	0,1701	-0,1775
26 a 29 anos			
Urbano	0,2849	0,1104	-0,1745
Rural	0,3425	0,3072	-0,0353
Total	0,2962	0,1229	-0,1733

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados da PNAD – IBGE.

Buscando verificar a contribuição de cada variável-circunstância utilizada para a obtenção do valor do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade, e seguindo o procedimento indicado por Gonzalez (2016), estimou-se a decomposição da dissimilaridade por meio do Valor-Shapley. Os resultados desse procedimento para as regiões brasileiras estão demonstrados na Tabela 5.

Os resultados da decomposição pelo Valor-Shapley para o meio urbano indicam que, para o ano de 2005, o nível de escolaridade e a renda do chefe da família foram as variáveis que mais contribuíram para a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior nas regiões brasileiras. É possível observar, também, que os residentes no meio urbano da Região Nordeste enfrentam maior desigualdade provinda da escolaridade do chefe da família nesse período.

Mancebo *et al.* (2015) consideram que as transformações sociais dadas pela educação são obtidas por meio de um procedimento político de longo prazo, o qual pode ter sua importância transmitida entre as pessoas no decorrer do tempo. Considerando essa perspectiva e levando em conta o fator histórico-educacional da região Nordeste, é possível tratar o resultado encontrado com a educação do chefe da família conforme esperado.

Com relação ao ano de 2015, observa-se que a escolaridade do chefe da família ainda permanece como principal fator gerador da desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior no meio urbano das regiões brasileiras. Além disso, a participação dessa circunstância na desigualdade de oportunidade cresceu no Brasil e nas regiões Norte, Nordeste, Sudeste e Sul.

Os resultados ainda demonstram que as chances de acesso ao ensino superior no meio urbano das regiões brasileiras passaram a depender menos da renda e, com exceção da região Centro-Oeste, a idade dos indivíduos passou a influenciar menos na desigualdade de oportunidade. Considerando a perspectiva de Courbucci (2014), esse resultado pode ser explicado pela expansão do número de IES e pela intensificação de políticas de fomento ao ensino superior nesse período.

Em relação ao meio rural e considerando a amostra total, a decomposição da dissimilaridade indica que a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior advém, em sua grande parte, da escolaridade e da renda do chefe da família, além de possuir intensiva participação da cor das pessoas.

Nas análises conforme as regiões, observa-se que para as regiões Nordeste e Sudeste, a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior passou a depender da escolaridade do chefe da família de maneira mais intensa. Ademais, os resultados demonstram que a idade dos indivíduos passou a contribuir intensivamente para a desigualdade de oportunidade dos residentes no meio rural das regiões Norte e Centro-Oeste.

No meio rural do Brasil (como um todo e nas demais regiões, com exceção do Sudeste), verifica-se que a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior passou a ser dada de modo mais intensa pelo sexo. Esse resultado pode ser explicado pela conjuntura econômica do último ano analisado, a qual pode ter gerado uma maior necessidade de obtenção de renda, fazendo com que as pessoas, principalmente do sexo masculino, passassem a dedicar menor parte do seu tempo às atividades educacionais.

A cor possui alta participação na desigualdade de oportunidade estudada, de modo que esse percentual é superior no meio rural. Observa-se que, para a amostra total e para as Regiões Nordeste, Sul e Centro-Oeste, a desigualdade de oportunidade oriunda da cor reduziu-se de 2005 para 2015. Considerando os resultados demonstrados por Courbucci (2014), esse fato pode proceder da temática de políticas que visam à inserção de jovens no ensino superior, por meio de instrumentos que reduzem os efeitos das disparidades sociais de que são alvos pessoas não brancas.

Considerando os resultados encontrados por Barufi (2014), a redução da participação da renda na desigualdade de oportunidade pode ser advinda da expansão do número de vagas oferecidas no ensino superior no período estudado. Além disso, esse resultado pode ser provindo da intensifi-

cação de políticas de apoio ao acesso de indivíduos com menor nível de renda ao ensino superior, principalmente nas vagas oferecidas por IES privadas.

Tabela 5 – Valor da decomposição da dissimilaridade por meio do Valor-Shapley para as regiões brasileiras (%)

	Brasil Urbano		Brasil Rural		Brasil (total)	
	2005	2015	2005	2015	2005	2015
Cor	15,14	14,59	25,97	15,07	15,41	14,29
Sexo	4,83	8,52	8,74	15,68	4,79	8,49
Esc_Chefe	43,70	60,55	34,22	53,76	44,44	62,09
Renda_cefe	21,00	10,29	15,64	12,00	20,44	10,32
Prespais	0,45	0,06	0,02	1,74	0,39	0,11
Idade	14,88	5,99	15,40	1,75	14,54	4,71
	Norte Urbano		Norte Rural		Norte (total)	
Cor	9,30	13,40	2,73	3,71	9,21	11,40
Sexo	8,56	6,10	10,58	24,26	8,34	6,71
Esc_Chefe	43,69	59,88	49,87	49,72	45,19	63,43
Renda_cefe	23,34	15,07	7,23	14,54	21,97	15,04
Prespais	0,83	0,69	3,43	3,44	0,61	0,35
Idade	14,28	4,78	25,74	4,34	14,68	3,01
	Nordeste Urbano		Nordeste Rural		Nordeste (total)	
Cor	11,87	9,58	3,28	3,23	11,19	8,60
Sexo	2,19	4,27	0,74	26,78	2,14	4,48
Esc_Chefe	49,56	75,87	34,90	46,66	51,08	78,36
Renda_cefe	18,33	7,05	14,64	20,60	18,17	7,13
Prespais	0,26	0,40	0,12	1,99	0,19	0,15
Idade	17,79	2,79	46,16	0,33	17,23	1,23
	Sudeste Urbano		Sudeste Rural		Sudeste (total)	
Cor	14,24	24,34	10,25	23,16	14,11	23,98
Sexo	6,39	5,64	16,52	0,79	6,41	5,28
Esc_Chefe	42,53	54,74	37,83	64,03	42,97	56,25
Renda_cefe	20,98	11,54	13,77	6,63	20,67	11,28
Prespais	0,60	0,07	-	2,04	0,56	0,02
Idade	15,25	3,68	20,95	2,98	15,27	3,16
	Sul Urbano		Sul Rural		Sul (total)	
Cor	7,09	15,70	12,13	2,80	7,03	13,46
Sexo	8,54	18,50	29,45	37,78	9,60	20,62
Esc_Chefe	43,44	46,42	27,44	23,01	43,72	47,05
Renda_cefe	22,88	8,38	18,89	17,32	22,49	8,54
Prespais	0,29	2,09	-	0,81	0,27	1,52
Idade	17,74	8,92	11,64	18,29	16,86	8,80
	Centro-Oeste urbano		Centro-Oeste rural		Centro-Oeste (total)	
Cor	14,16	6,69	33,50	30,97	14,50	7,02
Sexo	3,34	15,47	1,60	7,68	3,33	14,87
Esc_Chefe	43,55	41,78	31,67	25,53	44,05	42,40
Renda_cefe	25,71	9,42	22,67	1,75	25,21	9,35
Prespais	0,74	0,04	4,12	-	0,61	0,18
Idade	12,51	26,59	6,45	30,80	12,30	26,18

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados da PNAD - IBGE.

Já a redução da participação da variável cor na desigualdade de oportunidade, verificada para os meios urbano e rural do Brasil, pode ser explicada considerando a perspectiva de Mancebo et al. (2015), os quais indicam o crescimento da aplicação de medidas que visam à redução das influências das disparidades sociais ligadas à cor no acesso ao ensino superior brasileiro no período estudado.

Na Tabela 6, estão demonstrados os resultados para a decomposição da dissimilaridade da desigualdade de oportunidade em relação às faixas etárias selecionadas. Observa-se que, nos meios urbano e rural, assim como para a estimação com idade total, a escolaridade do chefe da família detém as maiores participações na desigualdade de oportunidade.

Verifica-se que, nas idades iniciais, a cor possui grande participação na desigualdade de oportunidade, independentemente da situação censitária, de maneira que essa participação se reduz nos últimos anos estudados. Além disso, verifica-se que, para os residentes no meio rural e com menores níveis de idade, a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior é dada em maior proporção pelas circunstâncias cor e idade nos dois períodos examinados.

Tabela 6 – Valor da decomposição da dissimilaridade por meio do Valor-Shapley para as faixas etárias estudadas (%)

	Urbano		Rural		Total	
	2005	2015	2005	2015	2005	2015
17 a 29 anos						
Cor	15,14	14,59	25,97	15,07	15,41	14,29
Sexo	4,83	8,52	8,74	15,68	4,79	8,49
Esc_chefe	43,70	60,55	34,22	53,76	44,44	62,09
Renda_chefe	21,00	10,29	15,64	12,00	20,44	10,32
Pres_pais	0,45	0,06	0,02	1,74	0,39	0,11
Idade	14,88	5,99	15,40	1,75	14,54	4,71
17 a 21 anos						
Cor	14,27	9,79	25,78	13,91	14,71	10,08
Sexo	3,87	7,23	6,02	12,40	4,00	7,23
Esc_chefe	38,66	36,66	37,46	31,43	40,16	38,31
Renda_chefe	15,85	8,09	12,38	16,56	15,68	8,38
Pres_pais	0,26	0,11	0,20	0,39	0,21	0,11
Idade	27,09	38,11	18,07	25,30	25,24	35,89
22 a 25 anos						
Cor	15,55	13,16	21,33	27,79	15,84	13,24
Sexo	7,75	4,58	18,48	7,66	7,73	4,85
Esc_chefe	45,75	50,54	33,16	48,38	46,51	52,85
Renda_chefe	29,00	11,72	19,23	8,31	28,26	11,69
Pres_pais	0,68	0,05	0,98	2,81	0,66	0,02
Idade	1,26	19,94	6,82	5,05	1,00	17,36
26 a 29 anos						
Cor	13,75	3,74	47,78	5,48	14,54	2,78
Sexo	6,31	2,32	1,08	22,07	6,09	4,31
Esc_chefe	54,57	51,96	11,69	50,81	54,42	57,53
Renda_chefe	23,25	8,39	36,57	7,09	22,96	5,40
Pres_pais	0,71	0,83	1,92	-0,75	0,63	1,38
Idade	1,52	32,75	0,75	13,53	1,36	28,59

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados da PNAD - IBGE.

Portanto, torna-se possível afirmar que as medidas que visem à redução das desigualdades nas oportunidades de acesso ao ensino superior no Brasil devem ser formuladas, levando em consideração a idade. Deve-se considerar meios que reduzam as disparidades de acesso àqueles com menor faixa etária, assim como levar em conta mecanismos que possibilitem os jovens lograrem o ingresso no ensino superior na idade adequada.

5 CONCLUSÕES

Este ensaio buscou analisar os níveis de desigualdade na oportunidade de acesso ao ensino superior e seus determinantes nos meios urbano e rural das grandes regiões brasileiras. Além disso, demandou-se verificar os níveis de desigualdade de oportunidade e seus determinantes para distintos níveis de idade dos jovens brasileiros. Para tanto, utilizou-se uma metodologia probabilística, a fim de mensurar o índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade. Posteriormente, a participação das variáveis-circunstâncias na desigualdade de oportunidades e em seus resultados foi obtida por meio de uma decomposição pelo Valor-Shapley.

Com apoio no modelo Logit, verificou-se que, tanto no meio urbano quanto no meio rural, a idade e a escolaridade do chefe da família elevam as probabilidades de acesso ao ensino superior. Além disso, verificou-se que pessoas com chefes de família de maiores níveis de renda possuem maiores chances de ingresso no ensino superior, em ambas as situações censitárias estudadas. Verificou-se, também, que os declarados brancos possuem maiores chances de acesso ao ensino superior tanto no meio urbano quanto no meio rural.

Com esteio no estabelecimento do índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade, verificou-se que a desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior demonstrou queda no último ano, em relação ao início do período estudado, nos meios urbano e rural do Brasil. Assim, conclui-se que o ensino superior brasileiro está ficando mais equitativo nos últimos anos, independentemente da situação censitária. Além do mais, notou-se que aqueles com menores níveis de idade estão expostos a uma realidade de maiores desigualdades nas oportunidades de acesso ao ensino superior.

Com base na decomposição por meio do Valor-Shapley, concluiu-se que a escolaridade e a renda do chefe da família, bem como a idade são as variáveis-circunstâncias que mais contribuem para o valor da desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior, tanto no meio urbano quanto no meio rural. Além disso, concluiu-se que, para os meios urbano e rural do Brasil como um todo, a cor, a renda do chefe da família e a idade passaram a incidir em menores proporções na desigualdade de oportunidades. No que diz respeito ao meio rural, verificou-se que o sexo, a escolaridade do chefe da família e a presença dos pais no domicílio passaram a ter maior contribuição na desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no último ano estudado.

Os resultados também demonstraram a necessidade de implementação de meios que reduzam as disparidades de acesso àqueles com menores níveis de idade. Nesse sentido, constata-se a necessidade de criação de mecanismos que possibilitem os jovens conseguirem ingressar no ensino superior na idade adequada.

Conclui-se que, apesar de a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior brasileiro ter indicado redução nos últimos anos, esse fator ainda exprime altos valores, indicando a necessidade de implementação de medidas que visem à equidade no acesso ao ensino superior. A contribuição deixada por esta pesquisa aponta que uma política pública que busque reduzir a desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior no Brasil obterá melhores resultados se for fundamentada sobre o aumento dos níveis de renda e de escolaridade da família, assim como em relação à inclusão do jovem com idade adequada no nível de ensino estudado.

REFERÊNCIAS

- AMARAL, N, C. A educação superior brasileira: dilemas, desafios e comparações com os países da OCDE e do BRICS. **Revista Brasileira de Educação**, v. 21, n. 66, p.717-736, set., 2016.
- BARBOSA FILHO, F. H; PESSÔA, S. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 38, n. 1, abr., 2008.
- BARROS, A, S, X. Expansão da educação superior no Brasil: limites e possibilidades. **Educação e Sociedade**. Campinas, v. 36, n. 131, p. 361-390, abr./jun., 2015.
- BARROS, R; VEGA, J. R. M; SAAVEDRA, J. **Measuring inequality of opportunities for children**. The World Bank, Washington. 2008A.
- BARROS, R; FERREIRA, F. H. G; VEGA, J. R. M; CHANDUVI, J, S. **Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean**. The International Bank for Reconstruction and Development. The World Bank. 2008B.
- BARUFI, A, M, B. **Impactos do acesso ao ensino superior sobre a migração de estudantes universitários**. Avaliação de políticas públicas no Brasil: uma análise de seus impactos. Rio de Janeiro: IPEA, 2014.
- BRAGA, M. M; PEIXOTO, M. C. L; BOGUTCHI, T. F. Tendências da demanda pelo ensino superior: Estudo de caso da UFMG. **Cadernos de pesquisa**. n. 113, p.129-152. Junho, 2011.
- BRUNORI, P; FERREIRA, F. H. G; PERAGINE, V. **Inequality of opportunity, income inequality and economic mobility: some international comparisons**. IZA. Discussion Paper N°. 7155, January, 2013. Disponível em < <http://ftp.iza.org/dp7155.pdf> > Acesso em 2 abril 2017.
- CARVALHO, M. M. A educação superior no Brasil: o retorno privado e as restrições ao ingresso. **Revista Sinais Sociais**, v. 5, n. 15, p. 82-109, 2011.
- CARVALHO, M. M; WALTEBERG, F. D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 369-396, jun., 2015.
- CHECCHI, D; PERAGINE. Inequality of opportunity in Italy. **The Journal of Economic Inequality**, v. 8, n. 4, p.429-450, ago., 2009.
- CIRÍACO, J. S; ANJOS JÚNIOR, O, R; RODRIGUES, P. S; ALVES, N. C. **Geração canguru? Fatores associados à permanência dos jovens cearenses no ambiente familiar de origem**. In: ENCONTRO DE ECONOMIA CEARÁ EM DEBATE, 2015. v. 1, 2015.
- CORBUCCI, P. R. **Evolução do acesso de jovens à educação superior no Brasil**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Textos para Discussão. 2014.
- DIAZ, M. D. M. (Des)Igualdades de oportunidades no ensino médio brasileiro: escolas públicas e privadas. **Economia**. Brasília, v. 13, n. 3, p. 553-568, set/dez., 2012.
- FERREIRA, F. H. G; GIGNOUX, J. **The Measurement of Educational Inequality - Achievement and Opportunity**. Working Paper 019. Dezembro, 2011.
- FOGUEL, M. N; VELOSO, F. A. Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. **Journal of Economic Inequality**, v. 12, n. 2, p.191-220, abr., 2013.

- GONZALEZ, J. F. Inequality of opportunity in adult health in Colombia. **The Journal of Economic Inequality**, v. 14, n. 4, p. 395-416, out., 2016.
- GUTIÉRREZ, C; TANAKA, R. Inequality and education decisions in developing countries. **The Journal of Economic Inequality**. v. 7, n. 1, p. 55-81, ago., 2008.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de domicílios**. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/microdados.shtm> >. Acesso em: 02 dez. 2016.
- INEP - INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. Disponível em < <http://provabrasil.inep.gov.br/web/guest/sinopses-estatisticas-da-educacao-superior> > Acesso em: 30 jun. 2017.
- ISFAHANI, D. S; HASSINE, N. B; ASSAAD, R. Equality of opportunity in educational achievement in the Middle East and North Africa. **The Journal of Economic Inequality**, v. 12, n. 4, p.489-515, nov., 2013.
- MANCEBO, D; VALE, A. A; MARTINS, T. B. Políticas de expansão da educação superior no Brasil 1995-2010. **Revista Brasileira de Educação**, v. 20, n. 60, p.31-50, mar., 2015.
- MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. Portal Brasil. Disponível em < <http://www.brasil.gov.br/educacao> > Acesso em 25 de março de 2017.
- NEY, M. G; HOFFMANN, R. Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, n. 1, jan./mar., 2009.
- QUEIROZ, F. C. B. P; QUEIROZ, J. V; VASCONCELOS, N. V. C; FURUKAVA, M; HÉKIS, H. R; PEREIRA, F. A. B. Transformações no ensino superior brasileiro: análise das Instituições Privadas de Ensino Superior no compasso com as políticas de Estado. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, v. 21, n. 79, p.349-370, jun., 2013.
- TILLMANN, E; COMIN, F. Os determinantes da decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil e a geração nem-nem. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 46, n. 2, agosto, 2016.
- ZAGO, N. Do acesso à permanência no ensino superior: percursos de estudantes universitários de percursos de estudantes universitários de camadas populares. **Revista Brasileira de Educação**, v. 11, n. 32, maio/ago., 2006.

APÊNDICE A – TABELA 7 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS PARA O ANO DE 2005

	Brasil Urbano					Brasil Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	27288	0,2032	0,4024	0	1	3550	0,0507	0,2194	0	1
Cor	27288	0,5026	0,5000	0	1	3550	0,3699	0,4828	0	1
Sexo	27288	0,5276	0,4992	0	1	3550	0,5558	0,4969	0	1
Esc_Chefe	27288	7,9484	4,3999	0	15	3550	3,8667	3,4789	0	15
Renda_cefe	27288	2198,971	3057,6	0	193600	3550	1018,512	1323,834	0	32800
Prespais	27288	0,9653	0,1829	0	1	3550	0,9665	0,1800	0	1
Idade	27288	20,9420	3,2416	17	29	3550	20,1282	3,0245	17	29
	Norte Urbano					Norte Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	3065	0,1582	0,3650	0	1	469	0,0277	0,1643	0	1
Cor	3065	0,2747	0,4464	0	1	469	0,1706	0,3765	0	1
Sexo	3065	0,5259	0,4994	0	1	469	0,5885	0,4926	0	1
Esc_Chefe	3065	7,7197	4,3313	0	15	469	4,4200	3,6115	0	15
Renda_cefe	3065	1836,259	2280,225	0	40600	469	1002,539	1011,958	0	10395
Prespais	3065	0,9553	0,2067	0	1	469	0,9574	0,2023	0	1
Idade	3065	20,7282	20,7282	17	29	469	19,7974	2,8314	17	29
	Nordeste Urbano					Nordeste Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	8180	0,1583	0,3651	0	1	1793	0,0195	0,1384	0	1
Cor	8180	0,3256	0,4686	0	1	1793	0,2532	0,4349	0	1
Sexo	8180	0,5191	0,4997	0	1	1793	0,5466	0,4979	0	1
Esc_Chefe	8180	7,2954	4,5943	0	15	1793	2,8215	3,1654	0	15
Renda_cefe	8180	1625,236	2530,302	0	65000	1793	719,029	812,4445	0	15
Prespais	8180	0,9626	0,1898	0	1	1793	0,9688	0,1739	0	1
Idade	8180	20,9459	3,2599	17	29	1793	20,1210	3,0356	17	29
	Sudeste Urbano					Sudeste Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	9333	0,2063	0,4046	0	1	541	0,0647	0,2462	0	1
Cor	9333	0,5936	0,4912	0	1	541	0,4879	0,5003	0	1
Sexo	9333	0,5299	0,4991	0	1	541	0,5323	0,4994	0	1
Esc_Chefe	9333	8,0991	4,2405	0	15	541	4,9501	3,5402	0	15
Renda_cefe	9333	2375,437	2673,484	0	35000	541	1424,967	1950,253	0	32800
Prespais	9333	0,9717	0,1658	0	1	541	0,9815	0,1348	0	1
Idade	9333	21,0795	3,2608	17	29	541	20,3604	3,0003	17	29
	Sul Urbano					Sul Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	3860	0,2891	0,4534	0	1	444	0,1554	0,3627	0	1
Cor	3860	0,8466	0,3604	0	1	444	0,8761	0,3298	0	1
Sexo	3860	0,5386	0,4986	0	1	444	0,5608	0,4968	0	1
Esc_Chefe	3860	8,8145	4,0912	0	15	444	5,5270	2,9938	0	15
Renda_cefe	3860	2717,388	3028,046	0	81800	444	1518,827	1423,493	0	12584
Prespais	3860	0,9627	0,1895	0	1	444	0,9819	0,1332	0	1
Idade	3860	20,8622	3,1785	17	29	444	203671	3,1079	17	29
	Centro-Oeste Urbano					Centro-Oeste Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	2850	0,2544	0,1356	0	1	303	0,0924	0,2901	0	1
Cor	2850	0,4916	0,5000	0	1	303	0,4158	0,4937	0	1
Sexo	2850	0,5316	0,4991	0	1	303	0,5941	0,4919	0	1
Esc_Chefe	2850	8,4021	4,5275	0	15	303	4,8284	3,6005	0	15
Renda_cefe	2850	2955,748	5254,732	0	193600	303	1356,578	2001,676	0	20000
Prespais	2850	0,9666	0,1795	0	1	303	0,9175	0,2756	0	1
Idade	2850	20,8183	3,2338	17	29	303	19,9175	3,1164	17	29

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados da PNAD - IBGE.

APÊNDICE B – TABELA 8 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS PARA O ANO DE 2015

	Brasil Urbano					Brasil Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	18601	0,2397	0,4269	0	1	1776	0,1291	0,3354	0	1
Cor	18601	0,4776	0,4995	0	1	1776	0,4128	0,4925	0	1
Sexo	18601	0,5095	0,4999	0	1	1776	0,5385	0,4986	0	1
Esc_Chefe	18601	9,9746	4,0384	0	15	1776	6,5266	4,4067	0	15
Renda_cefe	18601	4929,493	5946,765	0	201900	1776	2848,82	3207,945	0	52500
Prespais	18601	0,9613	0,1928	0	1	1776	0,9615	0,1925	0	1
Idade	18601	22,5378	3,3111	17	29	1776	22,0039	0,1925	17	29
	Norte Urbano					Norte Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	2502	0,2326	0,4226	0	1	296	0,1081	0,3110	0	1
Cor	2502	0,2562	0,4366	0	1	296	0,2061	0,4052	0	1
Sexo	2502	0,5284	0,4993	0	1	296	0,5608	0,4971	0	1
Esc_Chefe	2502	9,8665	4,1173	0	15	296	6,9054	4,3761	0	15
Renda_cefe	2502	4043,997	4390,789	0	46000	296	2696,28	3966,853	101	52500
Prespais	2502	0,9524	0,2128	0	1	296	0,9493	0,2197	0	1
Idade	2502	22,4872	3,2900	17	29	296	21,9696	3,2063	17	29
	Nordeste Urbano					Nordeste Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	4764	0,2395	0,4268	0	1	751	0,1039	0,3053	0	1
Cor	4764	0,3180	0,4657	0	1	751	0,2543	0,4357	0	1
Sexo	4764	0,4903	0,4995	0	1	751	0,4913	0,5003	0	1
1Esc_Chefe	4764	9,5455	4,2123	0	15	751	5,3822	4,2779	0	15
Renda_cefe	4764	3928,41	5965,051	0	201900	751	1773,144	1390,433	0	14200
Prespais	4764	0,9626	0,1897	0	1	751	0,9614	0,1928	0	1
Idade	4764	22,6479	3,3437	17	29	751	21,8522	3,1114	17	29
	Sudeste Urbano					Sudeste Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	6577	0,2138	0,4100	0	1	318	0,1478	0,3546	0	1
Cor	6577	0,5341	0,4989	0	1	318	0,5472	0,4986	0	1
Sexo	6577	0,5191	0,4697	0	1	318	0,5660	0,4964	0	1
Esc_Chefe	6577	9,9454	3,8961	0	15	318	6,9371	4,1359	0	15
Renda_cefe	6577	5106,636	5871,53	0	103600	318	3400,179	3453,783	0	40000
Prespais	6577	0,9627	0,1894	0	1	318	0,9654	0,1830	0	1
Idade	6577	22,5547	3,2990	17	29	318	22,2704	3,6009	17	29
	Sul Urbano					Sul Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	2778	0,2559	0,4365	0	1	302	0,1622	0,3692	0	1
Cor	2778	0,8312	0,3746	0	1	302	0,8344	0,3723	0	1
Sexo	2778	0,5227	0,4995	0	1	302	0,6192	0,4863	0	1
Esc_Chefe	2778	10,4316	3,9356	0	15	302	8,0761	4,2282	0	15
Renda_cefe	2778	5871,387	6189,526	0	180000	302	4584,553	3550,981	600	24000
Prespais	2778	0,9640	0,1863	0	1	302	0,9669	0,1792	0	1
Idade	2778	22,3294	3,3192	17	29	302	22,1059	3,2435	17	29
	Centro-Oeste Urbano					Centro-Oeste Rural				
	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max	Obs	Média	d. Padrão	Min	Max
Acessoeduc	1980	0,3126	0,4637	0	1	99	0,2222	0,4179	0	1
Cor	1980	0,4571	0,4983	0	1	99	0,5151	0,5023	0	1
Sexo	1980	0,4813	0,4998	0	1	99	0,4949	0,5025	0	1
Esc_Chefe	1980	10,5994	3,9789	0	15	99	8,0303	4,5925	0	15
Renda_cefe	1980	6547,182	6832,828	0	62288	99	4398,939	4922,14	380	32000
Prespais	1980	0,9611	0,1934	0	1	99	0,9697	0,1723	0	1
Idade	1980	22,5723	3,2772	17	29	99	22,0909	3,6058	17	29

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados da PNAD – IBGE.