

Ulisses Carlos Silva Ferreira

**Um estudo sobre a desigualdade no acesso
as Instituições de Ensino Superior Públicas
e Privadas em 2013 no Brasil**

Niterói - RJ, Brasil

09 de Julho de 2015

Ulisses Carlos Silva Ferreira

**Um estudo sobre a desigualdade no
acesso as Instituições de Ensino
Superior Públicas e Privadas em
2013 no Brasil**

Trabalho de Conclusão de Curso

Monografia apresentada para obtenção do grau de Bacharel em
Estatística pela Universidade Federal Fluminense.

Orientadora: Profa. Márcia Marques de Carvalho

Niterói - RJ, Brasil

09 de Julho de 2015

Ulisses Carlos Silva Ferreira

**Um estudo sobre a desigualdade no acesso as
Instituições de Ensino Superior Públicas e
Privadas em 2013 no Brasil**

Monografia de Projeto Final de Graduação sob o título “*Um estudo sobre a desigualdade no acesso as Instituições de Ensino Superior Públicas e Privadas em 2013 no Brasil*”, defendida por Ulisses Carlos Silva Ferreira e aprovada em 09 de Julho de 2015, na cidade de Niterói, no Estado do Rio de Janeiro, pela banca examinadora constituída pelos professores:

Profa. Dra. Márcia Marques de Carvalho
Departamento de Estatística – UFF

Profa. Dra. Keila Mara Cassiano
Departamento de Estatística –UFF

Profa. Dra. Ludmilla da Silva Viana Jacobson
Departamento de Estatística –UFF

Ferreira, Ulisses Carlos Silva

Um estudo sobre a desigualdade no acesso às Instituições de Ensino Superior públicas e privadas em 2013 no Brasil / Ulisses Carlos Silva Ferreira; Márcia Marques de Carvalho, orientadora. Niterói, 2015.

41 f. : il.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Estatística) - Universidade Federal Fluminense, Instituto de Matemática e Estatística, Niterói, 2015.

1. Acesso. 2. Desigualdade. 3. Índice de oportunidades humanas. 4. Ensino superior. 5. Regressão logística. I. Carvalho, Márcia Marques de, orientadora. II. Universidade Federal Fluminense. Instituto de Matemática e Estatística. III. Título.

CDD -

Resumo

O acesso a cursos de graduação no Brasil é notadamente desigual, seja pela criação tardia de universidades no país, seja pela demora na criação de políticas para tratar desse problema, tanto nas universidades públicas quanto nas universidades privadas. Esse trabalho analisa a desigualdade de acesso a instituições públicas e privadas em 2013 no Brasil. Para isso utiliza o Modelo de Regressão Logística para estimar a probabilidade de homens e mulheres, brancos e negros, ricos e pobres de todas as regiões do país em 2013 ingressarem em cursos de nível superior. Em seguida calcula o Índice de Oportunidades Humanas (IOH) desenvolvido por Barros et al (2009). Os resultados indicam que a desigualdade de acesso aos cursos de graduação é maior nas instituições públicas do que nas instituições privadas. Em 2013 o IOH para cursos de graduação público foi de 0,1225 e nos cursos privados foi de 0,2462. IOH mostra a cobertura de acesso a um bem ou serviço, este índice será 1 quando o acesso a universidade for universal, ou seja, não há desigualdade para ingressar em cursos de graduação.

Palavras-chaves: Acesso, Desigualdade, Índice de Oportunidades Humanas, Ensino Superior, Regressão Logística

Dedicatória

A Benedita Silva, minha mãe.

Agradecimentos

Agradeço a Benedita Silva, minha mãe que é um verdadeiro exemplo de determinação e uma grande mulher que me dá todas as forças para seguir em frente independente de qualquer problema.

Agradeço ao meu irmão Michel, meus sobrinhos Dudu e Lipe, a minha sobrinha Bia, aos meus tios e as minhas tias maternas que são e foram grandes exemplos a seguir, a cada um deles meu muito obrigado.

Agradeço minha Professora e orientadora Marcia Marques de Carvalho por ter contribuído muito para a realização desse trabalho, em nome dela agradeço também a todos os professores e professoras do departamento de estatística que são sempre muito empenhados(as) para a construção do nosso curso.

Deixo meu agradecimento também aos amigos que fiz durante esse período, pessoas que compartilhamos a empolgação de entrar na Universidade quando iniciamos o curso e que também foram fonte para não desistir, de seguir sem desistir dos objetivos, fica um sincero agradecimento a Keilane, Carolina, Paulo, Luciana, Victor e a tantos outros que passaram por aqui. Aos meus amigos-irmãos, meus camaradas, que muito me ajudam e ajudaram a chegar aqui, as pessoas que independente de qualquer coisa estaremos juntos, amigos que também são irmãos e irmãs que o Núcleo Telma Regina da União da Juventude Socialista na Universidade Federal Fluminense me permitiu conhecer e viver grandes momentos juntos, muito obrigado Naty, Thiago José, Bia, Samuel, Carina, Yuri, Fernanda, Vitor, Wal, Priscila, Gabriel, Angelo, Alina, Morelato, Vinicius, Carol, Pedro, Daniel, Igor, Taiane, Grazi, Flavia, Monique, Edson e Thaylla.

Sumário

Lista de Figuras

Lista de Tabelas

1	Introdução	p. 11
1.1	Justificativa	p. 13
1.2	Revisão de Literatura	p. 14
2	Objetivos	p. 16
3	Materiais e Métodos	p. 18
3.1	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios	p. 18
3.2	Medidas de Desigualdade de Oportunidades	p. 19
3.3	Modelo de Regressão Logística	p. 21
3.3.0.1	Estimação dos Parâmetros	p. 22
3.3.0.2	A Razão de Chances e a Interpretação dos Parâmetros do Modelo	p. 23
3.3.0.3	Teste de Wald e Intervalo de Confiança para cada β_k	p. 25
3.3.0.4	Diagnóstico do Modelo	p. 26
4	Análise dos Resultados	p. 28
4.1	Tratamento dos Dados	p. 28
4.2	Modelo de Regressão Logística	p. 29
4.3	Índice de Oportunidades Humanas	p. 32

5 Conclusão	p. 35
6 Referências	p. 37
Apêndice	p. 39

Lista de Figuras

1	Probabilidade de acesso dos grupos as Instituições Públicas no Brasil em 2013	p. 34
2	Probabilidade de acesso dos grupos as Instituições Públicas no Brasil em 2013	p. 34

Lista de Tabelas

1	Características Circunstanciais	p. 29
2	Dummies para a variável Região	p. 30
3	Dummies para a variável Renda Domiciliar per capita	p. 30
4	Resultados do Modelo Logístico para o ano de 2013 - Universidades Públicas	p. 31
5	Resultados do Modelo Logístico para o ano de 2013 - Universidades Pri- vadas	p. 31
6	Diagnóstico do Modelo - IES Públicas e IES Privadas - 2013	p. 32
7	IOH no acesso a Universidades Públicas e Privadas no Brasil em 2013 .	p. 32
8	Índices para Educação Básica, Saneamento Adequado, Água e Energia Elétrica no Brasil em 2009	p. 33

1 Introdução

O acesso ao ensino superior no Brasil sempre foi muito desigual, até 1808 apenas jovens das famílias ligadas ao Império tinham acesso a essa modalidade de ensino, ainda assim, esses cursos eram feitos em universidades de Portugal (Almeida, 2014) ou em outros países da Europa, pois a Coroa Portuguesa impedia a criação de cursos superiores em suas colônias (Fávero, 2014).

Com a vinda da Família Real Portuguesa para o Brasil em 1808, os primeiros cursos de nível superior foram criados, o primeiro foi o curso na Faculdade de Medicina da Bahia (Fameb) que utilizava as dependências do Colégio dos Jesuítas em Salvador e em novembro foi fundada no Rio de Janeiro a Escola de Anatomia, Cirurgia e Medicina (atual Faculdade de Medicina da UFRJ) (Fávero, 2014).

No início do século XX, já na República, foram criadas as primeiras universidades do país, um exemplo, é a Universidade do Rio de Janeiro fundada em 1915 quando o governo unificou escolas técnicas, Faculdades de Direito e Medicina na então capital, Rio de Janeiro. E mesmo com universidades na República, as vagas eram ocupadas somente por jovens de famílias de classe média alta, devido as inúmeras desigualdades sociais e educacionais que o país vivia, sendo a universidade reflexo dessa desigualdade (Cabral e Pena, 2014).

Em 1962 ocorreu a Greve do Um Terço, onde integrantes da União Nacional dos Estudantes (UNE) paralisaram as aulas de muitas universidades do país para defender uma Reforma do Ensino Superior, entre as propostas estava a ampliação de vagas para que um terço dos jovens pudessem ter acesso a essa modalidade de ensino, neste período apenas 1% dos jovens tinham acesso à universidade.

Após o Golpe Militar em 1964, houve uma intensa expansão no número de matrículas,

muitas dessas foram criadas pelas Instituições de Ensino Superior privadas, fenômeno este que se intensificou durante a década de 90, onde o ensino superior privado detinha cerca de 70% das matrículas.

Entre os anos de 1994 e 1999 as matrículas neste nível de ensino aumentaram 43,1%, passando de 1,7 milhões para 2,4 milhões (Sampaio, 2002) o que representa o surgimento de 716 mil novas vagas, no entanto a maior parte destas foram em Instituições de Ensino Superior privadas (Sampaio, 2002).

As vagas ofertadas pelas as Instituições Privadas ainda são muito maiores que as vagas ofertadas por Instituições Públicas de Ensino Superior representando cerca de 86,88% das vagas (MEC, 2012).

A maior oferta de vagas em Instituições de Ensino Superior pública se dá na rede federal, onde houve um aumento de 90,28% das vagas oferecidas no período de 2008 a 2012 (MEC, 2012) devido ao Programa de Apoio de Reestruturação e Expansão (REUNI) das Universidades Federais que foi instituído pelo Decreto n 6.096/2007.

Em 2012 havia 7 milhões de pessoas matriculadas em cursos de graduação no Brasil, sendo 73,04% em Instituições Privadas. Do total de matriculados 23,34% se declaram como brancos, 2,67% se declaram pretos, 10,60% se declaram pardos, não se dispõe da informação ou não se declaram 62,37% e 1,03% se declaram amarelos ou indígenas (MEC, 2012).

No que se refere aos matriculados em instituições públicas, em 2012 havia 1,9 milhões de matriculados, sendo que destes 24,55% se declararam como brancos, 4,32% se declararam como pretos, 12,80% se declaram pardos, não se dispõe da informação ou não se declararam 57,13% e 1,20% se declararam amarelos ou índios (MEC, 2012).

Neste estudo serão utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referentes ao ano de 2013, devido ao fato de ser o ano mais recente disponível.

Aos micro dados da Pnad serão estimados modelos de regressão logística para calcular a probabilidade de pessoas brancas e negras e de pobres e ricos ingressarem em cursos

de graduação de Instituições de Ensino Superior.

A partir dessa probabilidade estimada pelo modelo será calculado o Índice de Oportunidades Humanas (IOH), desenvolvido por Barros et al (2009) no acesso ao ensino superior público e privado no Brasil em 2013.

O presente trabalho constará de cinco capítulos: o primeiro onde há a introdução, justificativa e revisão da literatura. O segundo onde há os objetivos, o terceiro capítulo é composto pela metodologia da pesquisa, um quarto capítulo com os resultados e o quinto capítulo com a conclusão.

1.1 Justificativa

Estudar a desigualdade no acesso ao ensino superior no Brasil é um tema muito importante e ainda atual porque na última década muitas universidades públicas do país passaram a adotar o sistema de reservas de vagas e bonificações para estudantes que concluíram o ensino médio todo em escolas públicas para diminuir o déficit de negros e pobres nas universidades públicas brasileiras. Houve também a criação do Programa Universidade Para Todos (ProUni) que concede bolsas integrais e parciais a partir de 2005 nas Instituições Privadas.

A adoção de políticas de ações afirmativas de reserva de vagas, que ficou conhecida como cotas foi implantada pela primeira vez em 2003 na Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ).

No início houve resistências de algumas instituições a essa política, em 2004 o conselho universitário da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) anunciou que rejeitaria a adoção desse sistema de distribuição de vagas, no mesmo ano, o Ministério Público Federal do Paraná entrou com um recurso no poder judiciário para que a Universidade Federal do Paraná não adotasse a reserva de vagas no seu vestibular.

No entanto, na última década, muitas instituições públicas de ensino superior adotaram o sistema de reserva de vagas e em 2012 o governo sancionou a Lei nº 12.711/2012 que institui a reserva de vagas nas Instituições Federais de Ensino Superior (IFES) do país e que entrou em vigor no ano de 2013, esta lei ficou conhecida como “Lei de Cotas”.

Com a sanção da “Lei de Cotas”, as IFES tiveram que reservar vagas para estudantes oriundos integralmente do ensino médio público com combinação de cor e/ou renda, sendo 12,5% das vagas reservadas em 2013, 25% em 2014, 37,5% em 2015 e 50% em 2016. Daí o interesse em estudar o impacto da “Lei de Cotas” no acesso ao ensino superior público no Brasil porque a partir desse estudo poderemos afirmar o quanto a “Lei de Cotas” tem contribuído para a diminuição das desigualdades ao ensino superior público no país ou até mesmo se não há impacto na desigualdade do acesso ao ensino superior, mesmo sem a aprovação da Lei nº 12.711/2012 muitas universidades públicas já adotavam este sistema de seleção.

Diminuir a desigualdade no acesso ao ensino superior é um importante instrumento para a redução das desigualdades sociais no país. Pois sabe-se que no país menos de 20% da população adulta possui formação de nível superior e que há evidências de que esta qualificação é acompanhada por uma baixa taxa de desemprego e por um retorno financeiro que é em média 2,6 vezes maior do que aqueles que concluíram apenas o ensino médio (Carvalho, 2013).

Comparado com outros países desenvolvidos como os Estados Unidos e Alemanha, o retorno médio no Brasil é alto, porque nesses países o retorno médio é de 1,77 e 1,66, respectivamente (Carvalho, 2013).

1.2 Revisão de Literatura

Segundo Corbucci (2014) o acesso ao ensino superior no Brasil é notoriamente restrito, isso pode ser explicado pelo passado escravocrata do país, bem como a implementação tardia dos cursos superiores, um outro fator é a abrangência das políticas e ações para reverter esse quadro.

No artigo “Evolução do acesso de jovens à educação superior no Brasil”, Corbucci (2014) analisa o acesso de jovens com idades entre 18 e 24 anos ao ensino superior no país entre os anos de 2000 e 2010, nessa pesquisa foram utilizados como recortes: a renda, a localização regional e a cor.

Em seu estudo Corbucci (2014) evidencia a desvantagem entre jovens pretos e pardos em relação aos jovens brancos. Em 2010 a taxa de acesso ao ensino superior entre jovens brancos era de 28,1%, enquanto para jovens pretos e pardos essa taxa foi de 9,9% e 11,1%, respectivamente.

Quando além do recorte da cor se acrescenta o recorte de renda, as desigualdades entre jovens brancos e jovens pretos e pardos se tornam mais evidentes, sendo o caso mais extremo da renda o que há a maior desigualdade proporcional, onde 2,3% dos jovens pretos, 2,6% dos jovens pardos e 7% dos jovens brancos que viviam com até 0,5 salário mínimo têm acesso ao ensino superior.

Corbucci (2014) discorre também sobre a desigualdade regional no acesso de jovens ao ensino superior. No período que vai de 2000 a 2010 há uma significativa melhora na taxa de acesso ao ensino superior em todas as regiões do país, com destaque para o Norte e Nordeste do Brasil que quase triplicaram a taxa de acesso ao ensino superior, no Norte passou de 3,7% em 2000 para 12,1% em 2010, já no Nordeste passou de 4,4% em 2000 para 12% em 2010 e ainda assim continuam distantes da taxa nacional de 18,7% e das outras regiões sendo 22,1% no Sudeste, 24,9% no Sul e 24% no Centro-Oeste.

Segundo Carvalho (2013):

No Brasil, a taxa de entrada no ensino superior considerando a população na faixa etária considerada ideal para cursar este nível de ensino (18 a 24 anos), é muito baixa comparada a outros países. Com relação aos matriculados, apesar do número de matrículas no ensino superior ter dobrado na última década, menos de um terço da população de 18 a 24 anos com ensino médio completo estava cursando o ensino superior em 1999 e em 2011.

Mesmo com a expansão das vagas nas universidades públicas e privadas, em 2011 havia 6 milhões de pessoas em idade ideal para ingressar nos cursos de nível superior, o que na época representava três vezes mais demanda do que vagas ofertadas, isso significa que se o aumento do número de vagas continuar a crescer no mesmo ritmo só haveria vagas suficientes para a demanda potencial em 2037 (Carvalho, 2013).

2 Objetivos

O objetivo principal deste trabalho é mensurar a desigualdade no acesso as instituições públicas e privadas de ensino superior no Brasil no ano de 2013. E comparar o acesso de brancos e negros, ricos e pobres, moradores das cinco regiões do país nessas instituições.

Dessa maneira, poderemos comparar, por exemplo, as chances de um negro pobre ingressar numa Instituição de Ensino Superior (IES) Pública, com as chances de um branco rico de ingressar na mesma Instituição. Tem como objetivo também comparar as chances de pobres e ricos ingressaram nas universidades brasileiras.

Além disso, este trabalho permitirá:

- Comparar as chances de negros e brancos ingressarem nas IES públicas e privadas;
- Comparar as chances de pobres e ricos de ingressarem nas IES;
- Comparar as chances de negros pobres e brancos ricos de ingressaram nas IES públicas e privadas do país em 2013.
- Comparar a desigualdade de acesso ao Ensino Superior Privado em 2013.

Como Objetivos Específicos, este trabalho filtrou a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios para a demanda potencial ao ensino superior, que são pessoas:

- De 17 anos a 29 anos;
- Residentes em áreas urbanas;
- Que possuem ensino médio completo como nível de instrução mais elevado alcançado

Pode-se citar também como Objetivo Específico:

- Estimar o modelo de regressão logística;
- Agrupar as pessoas em grupos e calcular a probabilidade prevista pelo modelo de cada grupo ingressar no ensino superior;
- Calcular o Índice de Dissimilaridade (D) e o Índice de Desigualdades Humanas (IOH) do acesso ao ensino superior.

3 Materiais e Métodos

Este capítulo aborda questões metodológicas que serão utilizadas neste trabalho, teremos nesta parte 4 seções: uma sobre a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (3.1), uma sobre medidas de desigualdades de oportunidades (3.2) e uma sobre o Modelo de Regressão Logística (3.3). Na seção (3.3) teremos ainda 4 sub-seções: Estimação dos Parâmetros (3.3.1), A Razão de Chances e a Interpretação dos Parâmetros do Modelo (3.3.2), Teste de Wald(3.3.3) e Diagnóstico do Modelo (3.3.4).

3.1 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

O sistema de pesquisas domiciliares passou a ser implementado no Brasil de forma progressiva partir de 1967, com a criação da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (Pnad) pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A Pnad é feita anualmente pelo IBGE e possui abrangência nacional, nessa pesquisa são coletadas informações socioeconômicas e demográficas da população brasileira, por exemplo, sexo, idade, nível de escolaridade, migração, trabalho, rendimento, entre outras coisas, essa pesquisa tem como base a unidade domiciliar.

A Pnad abrange a população residente em unidades domiciliares, sendo compreendido como domicílio o local de moradia estruturalmente separado e independente, constituído por um ou mais cômodos.

A Pnad tem cinco categorias para a pessoa se declarar quanto a cor: branca, preta, parda, amarela e indígena. Compreende-se na categoria amarela, todas aquelas pessoas que se declararam de origem japonesa, chinesa e coreana, se compreende como parda todas as pessoas que se declararam como: mulata, cabocla, cafuza, mameluca ou mestiça de preto com pessoa de outra cor.

A Pnad caracteriza como estudantes todas aquelas pessoas que frequentavam cursos do ensino regular: pré-escolar, alfabetização de jovens e adultos, supletivos ministrados em escolas, ensino fundamental, ensino médio, pré-vestibular, graduação, mestrado e doutorado. Cabe ressaltar que aqueles que frequentavam cursos de especialização profissional, cursos de idiomas e de extensão cultural não foram classificados como estudantes, bem como aqueles que frequentavam cursos de educação de jovens e adultos ou supletivo por meio de rádio, televisão ou correspondência.

A Pnad foi selecionada por dois motivos: primeiro por ser uma pesquisa anual e o segundo por ser de abrangência nacional. O ano de 2013 foi utilizado por ser o mais recente disponível.

3.2 Medidas de Desigualdade de Oportunidades

Segundo Carvalho (2013), atualmente há pesquisas que têm procurado mensurar a desigualdade de oportunidades, seja ela expressa em categorias, como o nível educacional e o acesso ou não a um bem ou serviço; ou pode também ser expressa por uma variável contínua, como renda ou desempenho acadêmico.

O conceito de desigualdade de oportunidade abrange as vantagens pessoais dos indivíduos, em dois componentes que a determinam: circunstâncias e esforços. Os fatores circunstanciais são aqueles dos quais não se possui controle, por exemplo, a cor, o gênero, ou educação dos pais. Já os fatores relacionados aos esforços abrangem ou sofrem influência direta das escolhas individuais. (Dill e Gonçalves, 2014).

Sendo assim, podemos caracterizar a igualdade de oportunidades como sendo a situação em que os resultados obtidos pelo indivíduo dependem somente dos esforços que fazem e quando não há qualquer correlação com as questões circunstanciais, ou seja, não há relação com suas características pessoais.

Barros et al.(2009) propõem o índice de oportunidades humanas (IOH) para medir o quanto as circunstâncias interagem e contribuem no acesso as oportunidades, sejam eles bens ou serviços como habitação, saneamento e educação.

O IOH não mede de forma direta as desigualdades de oportunidades, mas é um indicador que mostra como as oportunidades são disponibilizadas na sociedade e são alocadas com base no que foi definido como igualdade de oportunidades aos bens e serviços, levando em consideração os esforços dos indivíduos e não suas características pessoais.

Segundo Dill e Gonçalves (2014):

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).

O objetivo deste trabalho é mensurar o grau de desigualdade de oportunidade ao acesso aos cursos de graduação em Instituições Públicas de Ensino Superior públicas e privadas no Brasil, sendo assim será calculado o Índice de Oportunidades Humanas desenvolvido por Barros et al (2009) para uma variável categórica Y , onde $Y = 1$ teve acesso a cursos de graduação, isto é, estavam frequentando uma IES em universidades públicas e $Y = 0$ em caso contrário.

O IOH é calculado a partir da taxa de cobertura (\bar{p}) e pelo índice de dissimilaridade (D). A taxa de cobertura mede a proporção da população que tem acesso a um bem ou serviço, onde nesse estudo é a proporção de pessoas que tem acesso aos cursos de graduação públicos e privados no Brasil e o índice de dissimilaridade mensura o quanto a taxa de cobertura difere de acordo com as características individuais da pessoa.

O índice D é calculado da seguinte maneira:

$$D = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_k w_k (p_k - \bar{p}) \quad (3.1)$$

Onde:

- k denota o grupo com acesso aos cursos de graduação em Instituições Públicas de Ensino Superior ($p_k > \bar{p}$)
- (p_k) é a probabilidade de acesso do grupo k e a taxa de cobertura média da população
- (w_k) é a participação do grupo com acesso aos cursos de graduação públicos k no total da população

Observe que quando $p_K = \bar{p}$, $D = 0$, isto é, as características pessoais não são limitadoras para o acesso a bem ou serviço. Por exemplo, se $D = 0,30$ significa que 30% das oportunidades terão que ser realocadas para que as circunstâncias não sejam limitadoras ao acesso a esse bem ou serviço.

O IOH combina a taxa de cobertura com o índice de dissimilaridade da seguinte forma:

$$IOH = \bar{p}(1 - D) \quad (3.2)$$

O IOH mostra a cobertura de acesso a um bem ou serviço que é adequadamente alocada entre os diversos grupos de circunstâncias. O IOH será igual a 1 quando o acesso a universidade for universal, quando não há desigualdade no acesso aos cursos de graduação públicos no Brasil.

3.3 Modelo de Regressão Logística

A área de modelos de regressão estatística teve grande impulso desde a criação dos Modelos Lineares Generalizados (MGLs) no início dos anos 1970 (Paula, 1996).

Segundo Gilberto A. Paula (1996):

Mesmo quando a resposta de interesse não é originalmente do tipo binário, alguns pesquisadores têm dicotomizado a resposta de modo que a probabilidade de sucesso possa ser ajustada através da regressão logística. Isso ocorre, por exemplo, em análise de sobrevivência discreta em que a resposta de interesse é o tempo de sobrevivência, no entanto, em algumas pesquisas, a função de risco tem sido ajustada por modelos logísticos. Tudo isso se deve, principalmente, pela facilidade de interpretação dos parâmetros de um modelo logístico e também pela possibilidade do uso desse tipo de metodologia em análise discriminante.

Definição 1: Sejam y_1, y_2, \dots, y_n variáveis aleatórias independentes com média $E[y_i] = \mu_i$, $i = 1, 2, \dots, n$. Sejam x_1, x_2, \dots, x_n observações das variáveis preditivas $x_i = \{x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,p}\}$.

Um modelo que relaciona y_i e x_i é um Modelo Linear Generalizado se supõe que:

$$g(\mu_i) = x_i^T \beta = \beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} + \dots + \beta_{p-1} x_{i,p-1} \quad (3.3)$$

para alguma função g , chamada de função de ligação.

Definição 2: Sejam $y_i \sim \text{Bernoulli}(\pi_i)$, as $p-1$ variáveis preditivas $x_i = (x_1, x_2, \dots, x_{p-1})$ e $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1})$ o Modelo Logístico Múltiplo define: $y_i = E[y_i] + \varepsilon_i$ e supõe a seguinte relação entre $E[y_i] = \pi_i$ e as $p-1$ variáveis preditivas x_i :

$$\ln \left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right) = x_i^T \beta = \beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \dots + \beta_{p-1} x_{i,p-1} \quad (3.4)$$

Neste trabalho, a variável resposta será:

$Y_i = 1$ se o individuo i está frequentando algum curso de graduação

$Y_i = 0$ caso contrário

Serão estimados dois modelos, um para os cursos de graduação em IES Públicas e outro para os cursos de IES Privadas.

E o modelo logístico será especificado por:

$$g(\mathbf{X}) = \ln \left(\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)} \right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \dots + \beta_{p-1} X_{p-1,i} \quad (3.5)$$

onde: $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_p)$, e $E[Y] = \pi(\mathbf{X}) = \frac{e^{g(\mathbf{X})}}{1 + e^{g(\mathbf{X})}}$

O Modelo de Regressão Logística definido na equação (3.4) é um caso particular dos Modelos Lineares Generalizados definido na equação (3.3) e é também um instrumento de análise estatística que a partir de um conjunto de observações faz predições para uma variável resposta categórica através de variáveis explicativas, estas podem ser contínuas ou categóricas.

3.3.0.1 Estimação dos Parâmetros

Para obter estimativas para o vetor dos parâmetros $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1})$ do modelo logístico utilizaremos o método da máxima verossimilhança, onde:

$$f(y_i) = \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{1-y_i} \quad (3.6)$$

e a função de máxima verossimilhança é definida por:

$$l(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1}) = f(y_1, y_2, \dots, y_n) = \prod_{i=1}^n f(y_i) \quad (3.7)$$

O estimador de máxima verossimilhança é aquele que maximiza a função dada em (3.7), mas matematicamente é mais fácil trabalhar com a função log da função definida em (3.7) e a função de log-verossimilhança é expressa por:

$$L(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1}) = \ln[l(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1})] = [y_i \ln(\pi_i) + (1 - y_i) \ln(1 - \pi_i)] \quad (3.8)$$

Derivando a função log-verossimilhança em (3.8) e igualando a zero, temos:

$$\begin{cases} \frac{\partial L(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1})}{\partial \beta_0} = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n [y_i - \pi_i] = 0 \\ \frac{\partial L(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1})}{\partial \beta_j} = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n x_{ij} [y_i - \pi_i] = 0 \quad j=1, 2, 3, \dots, p \end{cases} \quad (3.9)$$

A solução dessas equações em (3.9) nos fornece as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo, utilizando processos iterativos. Após obter as estimativas dos parâmetros do modelo podemos calcular as probabilidades ajustadas:

$$\hat{\pi}_i = \frac{e^{\hat{g}(X)}}{1 + e^{\hat{g}(X)}} \quad (3.10)$$

em que:

$$\hat{g}(X_i) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1,i} + \dots + \hat{\beta}_{p-1} X_{p,i} \quad (3.11)$$

3.3.0.2 A Razão de Chances e a Interpretação dos Parâmetros do Modelo

Definição 3: A chance (odds) de ocorrência de um evento é definida pela razão entre a probabilidade de ocorrência e de não ocorrência deste evento. Isto é:

$$odds = \frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)} \quad (3.12)$$

Por exemplo, se afirmarmos que a chance de uma pessoa branca ter acesso a cursos de graduação públicos no Brasil é igual a 2, isso significa que a probabilidade dessa pessoa ter acesso a cursos de Instituições Públicas de Ensino Superior é duas vezes maior que a chance dela não ter acesso a esses cursos, ou seja, a probabilidade de uma pessoa branca ter acessos a esses cursos é de 2/3.

Definição 4: A razão de chances (OR) entre dois grupos para um determinado evento é

definida como a razão entre a chance de ocorrência desse evento em um grupo e a chance de ocorrência do mesmo evento em outro grupo.

$$OR = \frac{odds_1}{odds_2} \quad (3.13)$$

Por exemplo, se a razão de chances (OR) entre pessoas negras (grupo 1) e pessoas brancas (grupo 2) terem acesso a cursos de graduação em Instituições Públicas for 1, isso significa que a probabilidade de brancos e negros terem acesso a esses cursos são iguais. Mas se a razão de chances entre o negros (grupo 1) e brancos (grupo 2) for 1/2, isso significa que a chance de negros terem acesso aos cursos públicos de ensino superior é a metade das chances das pessoas brancas, ou seja, a probabilidade das pessoas brancas terem acesso aos cursos de Instituições Públicas é maior que a probabilidade das pessoas negras. Podemos também definir a chance de ocorrência do evento $y = 1$ para um x qualquer como:

$$odds(x) = \frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \quad (3.14)$$

onde:

$$\pi(x) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \dots + \beta_p X_{p,i})}} \quad (3.15)$$

Assim, podemos expressar a Razão de Chances (OR) para $x_k + 1$ e x_k para a ocorrência do evento $y = 1$ por:

$$OR_k = \frac{odds(x_k + 1)}{odds(x_k)} = \frac{\pi(x_k + 1)/(1 - \pi(x_k + 1))}{\pi(x_k)/(1 - \pi(x_k))} \quad (3.16)$$

Então, a expressão de $\ln(OR_k)$ é:

$$\begin{aligned} \ln(OR_k) &= \ln\left(\frac{odds(x_k + 1)}{odds(x_k)}\right) \\ &= \ln(odds(x_k + 1)) - \ln(odds(x_k)) \\ &= \ln\left(\frac{\pi(x_k + 1)}{1 - \pi(x_k + 1)}\right) - \ln\left(\frac{\pi(x_k)}{1 - \pi(x_k)}\right) \end{aligned}$$

Ou seja,

$$\beta_k = \ln\left(\frac{odds(x_k + 1)}{odds(x_k)}\right) = OR_k \Rightarrow e^{\beta_k} \quad (3.17)$$

A razão de chances entre os níveis $x_k + 1$ e x_k é e^{β_k} . Mas aqui deve-se levar em consideração que as demais variáveis preditivas não se alteram.

3.3.0.3 Teste de Wald e Intervalo de Confiança para cada β_k

Estimadores de máxima verossimilhança nos fornecem estimadores assintoticamente não tendenciosos e aproximadamente Normais, ou seja, para amostras onde n (tamanho da amostra) seja suficientemente grande podemos afirmar que: $E[\hat{\beta}_k] = \beta_k$ e $\hat{\beta}_k \sim Normal$. Com base nestas afirmações vamos assumir que:

$$\frac{\hat{\beta}_k - \beta}{Var(\hat{\beta}_k)} \sim Normal(0, 1) \quad (3.18)$$

Desta maneira podemos construir intervalos de confiança para cada β_k , onde:

$$\hat{\beta}_k \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{Var(\hat{\beta}_k)} \quad (3.19)$$

α é o Nível de Significância, a partir daí podemos também definir as regras de decisão entre $H_0 : \beta_k = 0$ contra $H_1 : \beta_k \neq 0$. Se ($|z^*| \leq z_{1-\alpha/2}$) não há evidências para Rejeitar H_0

Se ($|z^*| \geq z_{1-\alpha/2}$) há evidências para Rejeitar H_0

Onde: $z^* = \frac{\hat{\beta}_k}{\sqrt{Var(\hat{\beta}_k)}}$ No Modelo de Regressão Logística uma estimativa para $\sqrt{Var(\hat{\beta}_k)}$ é encontrada através da matriz de Informação de Fisher $I(\hat{\beta}_k)$ através dos dados, da seguinte maneira: $I(\hat{\beta}_k) = X'VX$, sendo que:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_1 \\ 1 & x_2 \\ \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \\ 1 & x_n \end{bmatrix}$$

$V = diag[m_1\hat{\pi}_1(1-\hat{\pi}_1), \dots, m_n\hat{\pi}_n(1-\hat{\pi}_n)]$, m_i é o número de repetições para cada elemento da amostra, $i = 1, 2, \dots, n$. A matriz de variâncias e covariâncias de $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k)$ é obtida encontrando a matriz inversa da matriz de Informação de Fisher, ou seja:

$$\hat{\Sigma} = I^{-1}(\hat{\beta})$$

Sendo que o k -ésimo elemento da diagonal principal de $\hat{\Sigma}$ é a variância de $\hat{\beta}_k$. Os outros elementos da matriz $\hat{\Sigma}$ são as covariâncias entre $(\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j)$, $\forall i \neq j$.

3.3.0.4 Diagnóstico do Modelo

A Análise dos Resíduos é uma importante ferramenta para avaliar o modelo de regressão ajustado. Compreende-se como resíduo a diferença entre os valores previstos pelo modelo ajustado e os valores observados para cada observação da amostra.

Os casos em que o modelo ajustado é ruim, ou seja, a diferença do valor previsto pelo modelo e o valor observado na amostra é grande chamamos de "outliers". Quando uma observação tem grande efeito sobre os parâmetros estimados, dizemos que esta observação é um ponto influente.

$\pi_i = P(y_i|x_i)$, então, os desvios $y_i - \pi_i$ têm heterocedasticidade com $Var(y_i - \pi_i|x_i) = \pi_i(1 - \pi_i)$ Isto implica que a variância de um resultado com variável resposta binária é maior quando $\pi_i = \frac{1}{2}$ e é menor quando π_i se aproxima de 0 e 1. Por exemplo, se $\pi_i = \frac{1}{2}$, então $Var(y_i - \pi_i|x_i) = \pi_i(1 - \pi_i) = \frac{1}{2}(1 - \frac{1}{2}) = \frac{1}{4}$, já quando $\pi_i = 0,01$, a $Var(y_i - \pi_i|x_i) = \pi_i(1 - \pi_i) = 0,01(1 - 0,01) = 0,009$.

Se dividirmos $y_i - \hat{\pi}_i$ pelo desvio padrão $\sqrt{\hat{\pi}_i(1 - \hat{\pi}_i)}$ teremos o Resíduo de Pearson, onde:

$$r_i = \frac{y_i - \hat{\pi}_i}{\sqrt{\hat{\pi}_i(1 - \hat{\pi}_i)}} \quad (3.20)$$

Mas é preferível trabalhar com os Resíduos de Pearson Padronizados, que apesar de na prática fornecerem resultados muito parecidos, os resíduos padronizados são de mais fácil manipulação computacional, o Resíduo de Pearson Padronizado é definido como:

$$r_i^{Std} = \frac{r_i}{\sqrt{1 - h_{ii}}} \quad (3.21)$$

e $h_{ii} = \hat{\pi}_i(1 - \hat{\pi}_i)x_i'\widehat{Var}(\hat{\beta})x_i'$ Não há nenhuma regra firme e rápida para definir o que é um resíduo grande. No entanto, Hosmer e Lemeshow (2000) na sua detalhada discussão de resíduos e valores discrepantes no modelo de regressão logística advertem que é impossível fornecer qualquer padrão absoluto. Na prática uma avaliação do que é um resíduo grande é um julgamento baseado na experiência e no conjunto de dados analisados.

Além dos resíduos, outra forma de mensurar a qualidade do ajuste é através da função de verossimilhança, no ponto ótimo, estimada pelo modelo completo, que é dada na equação (3.8).

$$L(M_{completo}) = \ln(l(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)) = [y_i \ln(\pi_i + (1 - y_i) \ln(1 - \pi_i))] \quad (3.22)$$

Pode-se comparar essa função quando estima-se o modelo apenas com a constante β_0 , sem as variáveis independentes x' s.

$$L(M_{constante}) = \ln(l(\beta_0)) \quad (3.23)$$

Algumas medidas de qualidade do ajuste utilizam as duas equações citadas anteriormente, a saber:

a) R^2 de McFadden

Compara a função de verossimilhança do modelo completo com a função de verossimilhança com apenas a constante:

$$R_{Mcf}^2 = 1 - \frac{L(M_{completo})}{L(M_{constante})} \quad (3.24)$$

b) O critério de Informação de Akaike

Onde o melhor modelo é o que possui menor critério de informação de Akaike, calculado por:

$$AIC = \frac{-2\ln L(M_{completo}) + 2p}{n} \quad (3.25)$$

Onde:

n = número de observações p = número de parâmetros

c) Teste com todos os coeficientes ou Teste de Qui-quadrado

Esse teste possui como hipótese nula que todos os coeficientes (exceto o interceptor) são zeros. A estatística do teste é dada por:

$$G^2 = LR = 2\ln L(M_{completo}) - 2\ln L(M_{constante}) \sim \chi_p^2 \quad (3.26)$$

d) Contagem de Y predito corretamente

Uma medida da qualidade do ajuste do modelo é a contagem ou percentual de Y estimados corretamente. Sabemos que y_i é 0 ou 1 e que $\hat{\pi}_i = P(y = 1|x_i)$. Considere y_i previsto ou ajustado como:

$$\begin{cases} \hat{y}_i = 0 & \text{se } \hat{\pi}_i \leq 0,5 \\ \hat{y}_i = 1 & \text{se } \hat{\pi}_i > 0,5 \end{cases} \quad (3.27)$$

Construindo uma tabela que compara a contagem do número dos y observados com os y previstos obtém-se uma ideia da capacidade preditiva do modelo.

4 Análise dos Resultados

Esse capítulo apresenta os resultados da pesquisa e possui 3 seções: a primeira é descritiva, a segunda apresenta os resultados dos modelos e a terceira calcula e analisa o Índice de Oportunidades Humanas (IOH).

4.1 Tratamento dos Dados

Para atingir o objetivo desse estudo, os seguintes filtros foram criados:

- Pessoas residentes em áreas urbanas;
- Que possuem entre 11 e 14 anos de estudo, isto é, pessoas que possuem o ensino médio como nível de instrução mais elevado;
- Entre 17anos e 29 anos de idade, pois o MEC considera ideal para cursar a graduação a faixa etária de 18 anos a 24 anos. A faixa etária foi aumentada pelo atraso ou repetência dos indivíduos.
- São filhos na unidade domiciliar.

Os indivíduos com características diferentes foram eliminados da base de dados. Com a aplicação dos filtros acima, deixamos na base de dados a demanda potencial ao ensino superior. As características circunstanciais da demanda potencial estão disponíveis na Tabela 1.

Tabela 1: Características Circunstanciais

Circunstancias	Porcentagem
Mulher	48,3%
Homem	51,7%
Branco/Amarelo	51%
Negro/Pardo	49%
Norte	13,3%
Nordeste	26%
Sudeste	34,9%
Sul	15%
Centro Oeste	10,8%
Até 1,5 salários mínimos per capita	61,1%
de 1,501 a 3 salários mínimos per capita	22,5%
Acima de 3 salários mínimos per capita	9,4%

Pela Tabela 1 pode-se ver que a maior demanda potencial por vagas no acesso ao ensino superior se dá na faixa de renda que vai de zero a 1,5 salários mínimos per capita 61,1%, essa demanda também é maior na região Sudeste, 34,9%, ao se comparar com as demais regiões e não há diferenças significativas entre a demanda comparando entre homens e mulheres 48,3% e 51,7% respectivamente e negros 49% e brancos 51%.

4.2 Modelo de Regressão Logística

Foram ajustados 2 modelos logísticos, um para indivíduos que tem o ensino médio com nível de ensino mais elevado alcançado e que estavam cursando graduação em Instituições Públicas de Ensino Superior e um outro modelo para pessoas que tinham o ensino médio como grau mais elevado alcançado e que estavam cursando graduação em Instituições Privadas. Como variáveis explicativas foram utilizadas para todos os modelos as seguintes informações: sexo, cor, região do país em que o indivíduo vive e a renda. Essas variáveis foram categorizadas da seguinte forma:

- Sexo: Mulheres = 1 e Homens = 0
- Cor: Brancos = 1 e Negros = 0
- Região: foram utilizadas quatro variáveis dummies e a região sudeste foi utilizada como referência, conforme visto na Tabela 2.
- Renda: foram usadas duas variáveis dummies e indivíduos que recebem até 1,5 salários mínimos foram usados como referências, os outros casos são: indivíduos que

recebem de 1,5 salários mínimos até 3 e os que recebem mais de 3 salários mínimos, como pode ser visto na Tabela 3.

Tabela 2: Dummies para a variável Região

R_1	R_2	R_3	R_4	Região
0	0	0	0	Sudeste
1	0	0	0	Norte
0	1	0	0	Nordeste
0	0	1	0	Sul
0	0	0	1	Centro-Oeste

Tabela 3: Dummies para a variável Renda Domiciliar per capita

S_1	S_2	Salário
0	0	Até 1,5 salários mínimos
1	0	De 1,501 até 3 salários mínimos
0	1	Acima de 3 salários mínimos

Na Tabela 4 temos os resultados da estimação do Modelo Logístico para o acesso as Universidades Públicas do Brasil em 2013.

Na Tabela 5 temos os resultados da estimação do Modelo Logístico para o acesso a Universidades privadas para o ano de 2013.

Tabela 4: Resultados do Modelo Logístico para o ano de 2013 - Universidades Públicas

Variável	β	Erro-padrão	p-valor	$\exp(\beta)$
Mulher	0,368	0,058	0,000	1,444
Branco	0,500	0,063	0,000	1,648
Região Norte	0,886	0,095	0,000	2,425
Região Nordeste	0,903	0,080	0,000	2,467
Região Sul	0,261	0,096	0,007	1,298
Região Centro Oeste	0,856	0,099	0,000	2,353
De 1,5 a 3 salários mínimos	0,714	0,070	0,000	2,042
Acima de 3 salários mínimos	1,692	0,088	0,000	5,428
Constante	-3,270	0,082	0,000	0,038

Tabela 5: Resultados do Modelo Logístico para o ano de 2013 - Universidades Privadas

Variável	β	Erro-padrão	p-valor	$\exp(\beta)$
Mulher	0,519	0,041	0,000	1,681
Branco	0,366	0,044	0,000	1,442
Região Norte	0,124	0,068	0,067	1,132
Região Nordeste	0,145	0,055	0,009	1,156
Região Sul	0,148	0,061	0,015	1,159
Região Centro Oeste	0,526	0,067	0,000	1,692
De 1,5 a 3 salários mínimos	0,889	0,047	0,000	2,434
Acima de 3 salários mínimos	0,743	0,065	0,000	5,716
Constante	-2,021	0,052	0,000	0,133

Ao se analisar as Tabelas 4 e 5 pode-se afirmar que ao Nível de Significância de 5% todas as variáveis dos dois modelos foram significantes, exceto a variável Região Norte para as IES Privadas. No modelo ajustado para as universidades públicas as variáveis que mais contribuíram ao modelo foram: indivíduos que recebem acima de 3 salários mínimos per capita, indivíduos que vivem na região Nordeste e Norte do país. Para o modelo ajustado para as Instituições Privadas temos: a renda acima de 3 salários mínimos per capita, renda de 1,5 a 3 salários mínimos per capita e indivíduos que vivem na região Centro Oeste do país.

Ao se analisar a Tabela 6 pode-se ver que a porcentagem dos Y estimados pelo modelo é alta, tendo acertado 87,5% das IES Públicas e 74,7% das IES Privadas. E pela estatística Qui-quadrado a aderência do modelo aos dados é boa, pois rejeita-se a hipótese de que todos os coeficientes são iguais a zero.

Tabela 6: Diagnóstico do Modelo - IES Públicas e IES Privadas - 2013

Resultados	IES Pública	IES Privada
% dos Y estimados corretamente	87,4	74,7
Y = 0	99,6	95,2
Y = 1	2,7	18,9
$L(M_{completo})$	8171,951	14903,657
$L(M_{constante})$	8799,089	16221,727
Estatística Qui-quadrado	627,137	1318,070
Graus de Liberdade	8	8
Significância	0,000	0,000
R^2 Mc Fadden	0,0713	0,0813
AIC	0,4946	0,9012

4.3 Índice de Oportunidades Humanas

Para cada modelo ajustado foi construído o Índice de Oportunidades Humanas, este índice é calculado a partir da taxa de cobertura (\bar{p}) e pelo índice de Dissimilaridade (D). Na Tabela 7 temos o IOH para o ensino superior e seus componentes para universidades públicas e privadas em 2013 no Brasil.

Tabela 7: IOH no acesso a Universidades Públicas e Privadas no Brasil em 2013

Indicadores	IES Públicas	IES Privadas
Minímo	0,0366	0,1170
Máximo	0,5477	0,7565
Média	0,1371	0,2745
D	0,1225	0,1024
IOH	0,1225	0,2464

A cobertura das Instituições Privadas ainda é muito maior do que nas Instituições Públicas, a probabilidade média de acesso é 0,2745 nas privadas e 0,1371 nas públicas.

A desigualdade no acesso ao ensino superior no Brasil mensurada pelo Índice de Dissimilaridade (D) indica que a desigualdade é maior no setor público do que no setor privado. O IOH é de 0,1225 e 0,2464 para o ensino público e privado, respectivamente. Esses números indicam uma maior oportunidade no acesso as IES privadas do que nas IES públicas, mas muito longe ainda da situação ideal que ocorre quando o IOH = 1.

Para comparar com outros bens e serviços, a Tabela 8 apresenta esses mesmos índices

Tabela 8: Índices para Educação Básica, Saneamento Adequado, Água e Energia Elétrica no Brasil em 2009

Indicadores	Educação Básica	Saneamento Adequado	Água	Energia Elétrica
Cobertura (\bar{p})	0,7316	0,4926	0,8920	0,9822
Dissimilaridade (D)	0,0452	0,2021	0,0624	0,0118
IOH	0,6984	0,3930	0,8364	0,9706

Fonte: Dill e Gonçalves (2012)

para o acesso a educação básica, acesso ao saneamento adequado, acesso a água e energia elétrica por Dill e Gonçalves (2012) com base na Pnad de 2009.

Na Tabela 8 é possível ver que o acesso a alguns bens e serviços são quase universais no Brasil, o melhor exemplo é o acesso a energia elétrica que tem um IOH de 0,9706, seguido do acesso a água com 0,8364.

Tanto no acesso a IES Pública quanto no acesso as IES Privadas o grupo que tem a menor probabilidade de estar no ensino superior é o 28 que é formado por: homens, negros, da região sudeste e que vivem com até 1,5 salários mínimos per capita no domicílio (os demais grupos estão definidos no apêndice), conforme pode ser visto nas Figuras 1 e 2, formado por homens negros, da região sudeste e que vivem com uma renda de até 1,5 salários mínimos per capita, nos cursos públicos essa probabilidade é de 0,0366 e nos cursos privados é de 0,1171.

Já no grupo com maior probabilidade, temos nas IES Públicas o grupo 21, formado por mulheres, brancas da região nordeste e que tem renda acima de 3 salários mínimos per capita. Enquanto nas IES Privadas o grupo com maior probabilidade de acesso é o 57, formado por mulheres, brancas, da região Centro Oeste e com renda acima de 3 salários mínimos per capita.

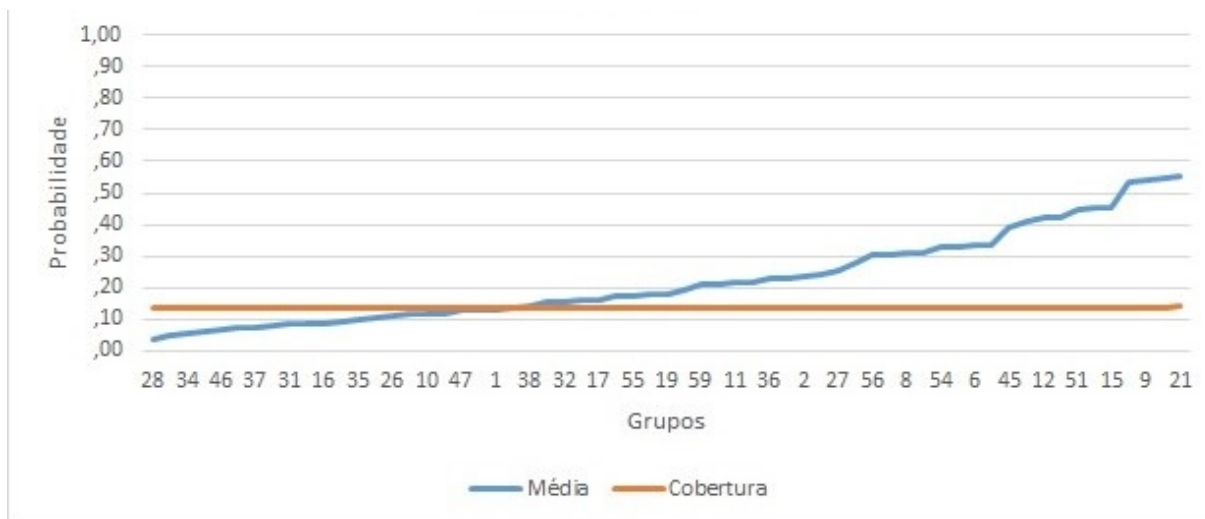


Figura 1: Probabilidade de acesso dos grupos às Instituições Públicas no Brasil em 2013

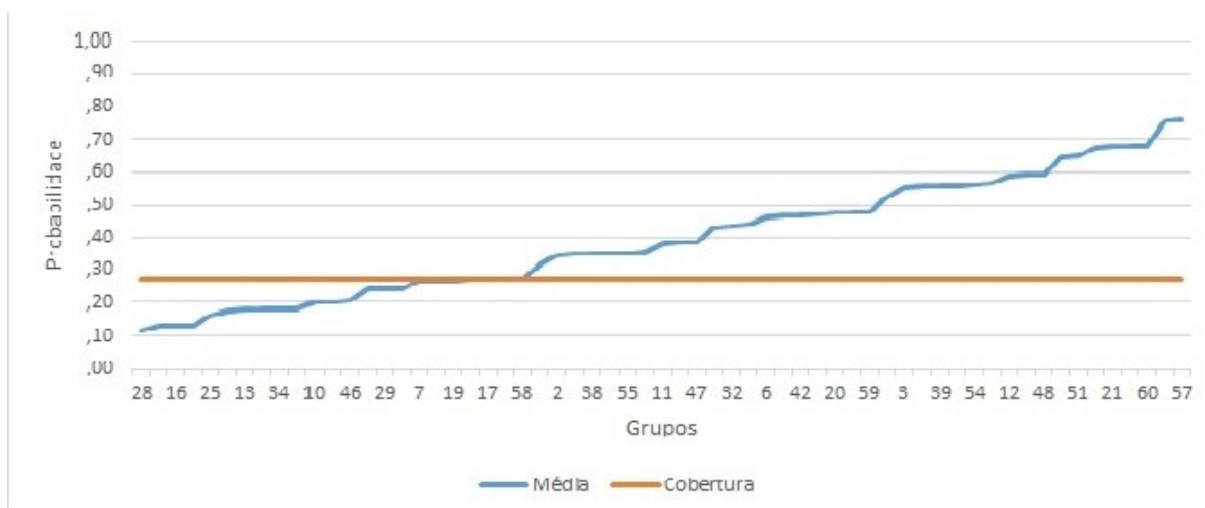


Figura 2: Probabilidade de acesso dos grupos às Instituições Públicas no Brasil em 2013

5 Conclusão

O acesso ao ensino superior no Brasil sempre foi marcado pela desigualdade. Na última década, muitas Universidades Públicas adotaram a reserva de vagas como modelo de seleção, onde uma parte das vagas nessas instituições são destinadas para estudantes de escolas públicas, para negros e pessoas que a família vive com até 1,5 salários mínimos per capita.

Para a análise foi utilizada a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) que é uma pesquisa realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e de abrangência nacional. Sob essa base dados foram filtrados alguns indivíduos para a construção da demanda potencial de acesso ao ensino superior no Brasil. Foram selecionadas pessoas que vivem em áreas urbanas, com idade entre 17 a 29 anos, pessoas que tem entre 11 e 14 anos de estudo e que são filhos na unidade domiciliar. Aqueles que não se encontraram nessas características foram excluídos da base de dados.

A partir da base de dados filtrada, o modelo de Regressão Logística foi ajustado para $y_i = 1$ se o indivíduo i teve acesso a algum curso de graduação e $y_i = 0$, caso contrário.

Com o modelo ajustado, estimou-se a razão de chances, com esse resultado é possível afirmar que a renda é a principal característica que influi no acesso aos curso de graduação público e privado, pessoas que vivem com renda acima de 3 salários mínimos per capita tem 5 vezes mais chances de cursarem ensino superior do que aqueles que vivem com até 1,5 salários mínimos per capita.

Ainda utilizando a razão de chances é correto dizer que a chance de uma pessoa branca estar numa IES Pública é 64,8% maior do que negros e nas IES Privadas a chance dos brancos em relação aos negros é 44,2% maior.

Mesmo após uma década de políticas de reserva de vagas para negros e pobres nas univer-

sidades públicas brasileiras ainda há desigualdades no acesso ao ensino superior público, pessoas brancas e ricas tem mais chances de estarem nessas Instituições. A política de expansão do ensino superior público ainda não foi suficiente para aproximar a cobertura em relação as universidades privadas.

Para um estudo futuro, como motivação, é possível calcular as chances e o IOH para o acesso as universidades públicas e privadas no ano de 2003 e fazer uma análise do impacto das políticas de ações afirmativas na redução da desigualdade no acesso as universidades públicas e privadas, em outras palavras seria possível mensurar o quanto as políticas de cotas e ProUni ajudaram ou não na democratização do ensino superior no Brasil, visto que ambas políticas começaram a ser aplicadas na última década.

O modelo de Regressão Logística ajustado foi utilizado também para a construção do Índice de Oportunidades Humanas (IOH). No ano de 2013, o IOH mostra a cobertura de acesso a educação superior pública e privada de 0,1225 e 0,2464, respectivamente. Este índice seria igual a 1 caso não houvesse desigualdade no acesso a universidade, esses números mostram que ter acesso a cursos de graduação no Brasil ainda é muito desigual.

6 Referências

ALMEIDA, W.M. Acesso à universidade pública: posições em disputa. Disponível em: <http://www.revista.ufpe.br/revsocio/index.php/revista/article/view/72/56>. Acesso 24 de Outubro de 2014.

CABRAL, I. V. ; CARDOSO, T. S. ; PENA, R. C. A. A prática avaliativa empregada pelos docentes do ensino superior do curso de licenciatura plena em letras do Instituto do Ensino Superior do Amapá – ISEAP. Disponível em: < <http://www.eumed.net/libros-gratis/ciencia/2012/2/index.htm> > Acesso em 24 de Outubro de 2014.

CARVALHO, M. M de. Desigualdade de Oportunidades no Ensino Superior: Mensuração, Determinantes e Políticas de Ação Afirmativa. Rio de Janeiro. UFF. 2013

CORBUCCI, P. R. Evolução do Acesso de Jovens à Educação Superior no Brasil. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2014.

DILL, H. C. ; GONCALVES, F. O. . Igualdade de oportunidade no Brasil entre 1999 e 2009: estimação e decomposição através do valor de Shapley. Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro), v. 42, p. 185-210, 2012.

ESTATCAMP. Empresa Júnior de Estatística da Universidade de Campinas. Disponível em: < <http://www.portalaction.com.br/687-3regressao-logistica> > acesso em : 25 de novembro de 2014.

FAVERO, M. L. A. . A Universidade no Brasil: das origens à Reforma Universitária de 1968. Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/er/n28/a03n28> > Acesso 24 de Outubro de 2014.

HENRIQUES, R. Desigualdade racial no Brasil: evolução das condições de vida na década

de 90. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2001.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. Applied Logistic Regression, 2nd Edition. Wiley Series in Probability and Statistics.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílio. Notas Metodológicas.

KUBRUSLY, J. Notas de Aula. Departamento de Estatística da Universidade Federal Fluminense. 2013.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO - Sinótese Estatística do Ensino Superior: Graduação - 2002. Brasília: MEC/Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO - Sinótese Estatística do Ensino Superior: Graduação - 2008. Brasília: MEC/Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO - Sinótese Estatística do Ensino Superior: Graduação - 2012. Brasília: MEC/Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais.

PAULA, G. A. Modelos de Regressão com apoio computacional. Universidade de São Paulo.

SAMPAIO, H. A desigualdade no acesso ao ensino superior: observações preliminares sobre afro-descendentes. São Paulo: Núcleo de Pesquisas sobre Ensino Superior/USP, 2002 (Documento de Trabalho Nupes 2/02).

SCOTT LONG, J.; FREESE, J. Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata. Stata Corporation.

Apêndice

GRUPO	SEXO	COR	REGIÃO	RENDA DOMICILIAR PER CAPITA
1	HOMEM	BRANCO(A)	NORTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
2	HOMEM	BRANCO(A)	NORTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
3	HOMEM	BRANCO(A)	NORTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
4	HOMEM	NEGRO(A)	NORTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
5	HOMEM	NEGRO(A)	NORTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
6	HOMEM	NEGRO(A)	NORTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
7	MULHER	BRANCO(A)	NORTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
8	MULHER	BRANCO(A)	NORTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
9	MULHER	BRANCO(A)	NORTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
10	MULHER	NEGRO(A)	NORTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
11	MULHER	NEGRO(A)	NORTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
12	MULHER	NEGRO(A)	NORTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
13	HOMEM	BRANCO(A)	NORDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
14	HOMEM	BRANCO(A)	NORDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
15	HOMEM	BRANCO(A)	NORDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
16	HOMEM	NEGRO(A)	NORDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
17	HOMEM	NEGRO(A)	NORDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
18	HOMEM	NEGRO(A)	NORDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
19	MULHER	BRANCO(A)	NORDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
20	MULHER	BRANCO(A)	NORDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
21	MULHER	BRANCO(A)	NORDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
22	MULHER	NEGRO(A)	NORDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
23	MULHER	NEGRO(A)	NORDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
24	MULHER	NEGRO(A)	NORDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
25	HOMEM	BRANCO(A)	SUDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
26	HOMEM	BRANCO(A)	SUDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
27	HOMEM	BRANCO(A)	SUDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
28	HOMEM	NEGRO(A)	SUDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
29	HOMEM	NEGRO(A)	SUDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
30	HOMEM	NEGRO(A)	SUDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
31	MULHER	BRANCO(A)	SUDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
32	MULHER	BRANCO(A)	SUDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
33	MULHER	BRANCO(A)	SUDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
34	MULHER	NEGRO(A)	SUDESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
35	MULHER	NEGRO(A)	SUDESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
36	MULHER	NEGRO(A)	SUDESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
37	HOMEM	BRANCO(A)	SUL	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
38	HOMEM	BRANCO(A)	SUL	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
39	HOMEM	BRANCO(A)	SUL	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
40	HOMEM	NEGRO(A)	SUL	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
41	HOMEM	NEGRO(A)	SUL	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
42	HOMEM	NEGRO(A)	SUL	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
43	MULHER	BRANCO(A)	SUL	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
44	MULHER	BRANCO(A)	SUL	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
45	MULHER	BRANCO(A)	SUL	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
46	MULHER	NEGRO(A)	SUL	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
47	MULHER	NEGRO(A)	SUL	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
48	MULHER	NEGRO(A)	SUL	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
49	HOMEM	BRANCO(A)	CENTRO OESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
50	HOMEM	BRANCO(A)	CENTRO OESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
51	HOMEM	BRANCO(A)	CENTRO OESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
52	HOMEM	NEGRO(A)	CENTRO OESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
53	HOMEM	NEGRO(A)	CENTRO OESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
54	HOMEM	NEGRO(A)	CENTRO OESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
55	MULHER	BRANCO(A)	CENTRO OESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
56	MULHER	BRANCO(A)	CENTRO OESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
57	MULHER	BRANCO(A)	CENTRO OESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
58	MULHER	NEGRO(A)	CENTRO OESTE	ATÉ 1,5 SALÁRIOS
59	MULHER	NEGRO(A)	CENTRO OESTE	DE 1,501 A 3 SALÁRIOS MÍNIMOS
60	MULHER	NEGRO(A)	CENTRO OESTE	ACIMA DE 3 SALÁRIOS MÍNIMOS