

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

BERNARDO FREDERES KRÄMER ALCALDE

ENSAIOS SOBRE EDUCAÇÃO NO BRASIL:
IGUALDADE DE OPORTUNIDADES E RENDIMENTOS DOS EGRESSOS DAS
UNIVERSIDADES PÚBLICAS

Porto Alegre

2013

BERNARDO FREDERES KRÄMER ALCALDE

ENSAIOS SOBRE EDUCAÇÃO NO BRASIL:
IGUALDADE DE OPORTUNIDADES E RENDIMENTOS DOS EGRESSOS DAS
UNIVERSIDADES PÚBLICAS

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino Porto Junior

Porto Alegre

2013

CIP - Catalogação na Publicação

Alcalde, Bernardo Frederes Krämer
Ensaio sobre educação no Brasil: igualdade de oportunidades e rendimentos dos egressos das universidades públicas / Bernardo Frederes Krämer Alcalde. -- 2013.
108 f.

Orientador: Sabino da Silva Pôrto Júnior.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2013.

1. Igualdade de Oportunidades. 2. Economia da Educação. 3. Capital Humano. I. Pôrto Júnior, Sabino da Silva, orient. II. Título.

BERNARDO FREDERES KRÄMER ALCALDE

ENSAIOS SOBRE EDUCAÇÃO NO BRASIL:
IGUALDADE DE OPORTUNIDADES E RENDIMENTOS DOS EGRESSOS DAS
UNIVERSIDADES PÚBLICAS

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino Porto Junior

Aprovada em: Porto Alegre, 25 de novembro de 2013.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Flavio Vasconcellos Comim
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

Prof. Dr. Sergio Marley Modesto Monteiro
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

Prof. Dr. Felipe Garcia Ribeiro
Universidade Federal de Pelotas - UFPEL

RESUMO

Esta dissertação é formada dois ensaios com temas vinculados à educação. O primeiro ensaio investiga a evolução das desigualdades de oportunidades educacionais no Brasil sob o prisma das etnias e dos gêneros, com base na concepção de John Roemer (1998) de Igualdade de Oportunidades. Para quantificar a desigualdade são utilizados os índices de dissimilaridade de Yalonetzky (2010) aplicados aos microdados da PNAD de 2011. Para a amostra estudada, os resultados apontaram para a redução da desigualdade de oportunidades educacionais na dimensão étnica e para seu aumento, no âmbito dos gêneros, ao longo dos anos. O segundo ensaio busca avaliar o impacto da universidade pública sobre o seu egresso, medido principalmente sob a forma de rendimentos do trabalho. Através de modelos baseados na Equação de Mincer (1974), buscou-se verificar os principais determinantes da renda do egresso, utilizando-se, para tanto, uma amostra de dados de egressos da UFRGS. A análise apontou para conclusões que levam a crer que o diploma da universidade pública não é suficiente para, em termos de rendimento, compensar discriminações existentes no mercado de trabalho analisado. Outra contribuição do ensaio foi apontar, para algumas áreas do conhecimento, a remuneração média, a incidência de desemprego, a relevância atribuída pelo egresso à formação recebida e seu vínculo à atividade profissional exercida.

Palavras-chave: Economia da Educação. Igualdade de oportunidades educacionais. Índices de dissimilaridade. Universidade pública e rendimentos.

ABSTRACT

This dissertation is composed by two essays whose subjects are linked with education. The first one investigates evolution of the inequalities of opportunities of education in Brazil, through ethnical and genre prism, using the Opportunities Equality framework proposed by Roemer (1998). To quantify inequality, the dissimilarities indexes are used on PNAD 2011 data. The results pointed to a reduction of opportunity inequality in ethnical types, while it detected an increase in inequality for the gender types. The second essay aims to assess the impact of the public university in Brazil on its graduated, understood mainly as his wage. Using econometric specifications based on Mincer (1974), the study tried to find out the main determinants of graduated earnings, using a sample of graduated from UFRGS. The analysis suggested that the public university's diploma is not enough to compensate the discrimination existing in the studied labor market. Another contribution of this essay was to point, for some knowledge areas, the mean earnings, the unemployment rates, the relevance attributed by the graduated to the received education and its links with his professional career.

Keywords: Economics of education. Educational equality of opportunities. Dissimilarity index. Public university and earnings.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Distribuição da população, por região brasileira (2011).....	45
Figura 2 - Distribuição da população, por nível de instrução (2011)	46
Figura 3 - Distribuição do nível de instrução, por gênero. (2011).....	47
Figura 4 - Escolaridade média em cada coorte etária, por região (2011).....	48
Figura 5 - Diferença de escolaridade média, em anos, entre os gêneros em cada coorte etária, por região (2011).	49
Figura 6 - Diferença de escolaridade média, em anos, entre os grupos étnicos em cada coorte etária, por região (2011).	50
Figura 7 - Índices de dissimilaridade, com propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em etnias (2011).	52
Figura 8 - Índices de dissimilaridade, sem propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em etnias (2011).	53
Figura 9 - Índices de dissimilaridade, com propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em gêneros (2011).	55
Figura 10 - Índices de dissimilaridade, sem propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em gêneros (2011).	55
Figura 11 - Índices de dissimilaridade para tipos baseados em etnias e tipos baseados em gêneros, por coorte etária e região (2011).	57
Figura 12 - Estimativa da proporção do investimento por estudante da Educação Superior sobre o investimento por estudante da Educação Básica, por ano.	64
Figura 13 - Histograma da quantidade de egressos por idade, em anos.	77
Figura 14 - Quantidade de pais e mães de egressos, conforme legenda, por nível de instrução.	78
Figura 15 - Quantidade de egressos por anos de experiência no mercado de trabalho.	79
Figura 16 - Quantidade de egressos por renda oriunda do trabalhando.	80
Figura 17 - Quantidade de cursos concluídos, segmentado por nível, conforme a legenda, para áreas citadas em pelo menos 1% das respostas.	83

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Espaço de tipos em Yalonetzky (2010).....	38
Tabela 2 - Estatísticas descritivas das distribuições de rendimentos do trabalho dos egressos, com intervalo de confiança, para etnias, gêneros e quantidade de cursos concluídos na UFRGS, em 2012.....	81
Tabela 3 - Estatísticas descritivas da renda média mensal das 10 áreas com egressos melhor remunerados, em ordem decrescente.	85
Tabela 4 - Estatísticas descritivas da renda média mensal das 10 áreas com egressos pior remunerados, em ordem decrescente.	85
Tabela 5 - Resultado da estimação do modelo minceriano a partir dos dados dos egressos da UFRGS	86
Tabela 6 - Resultado da estimação do modelo minceriano a partir dos dados dos egressos da UFRGS, com variáveis binárias para área dos cursos.	87
Tabela 7 - Coeficientes estimados para a regressão quantílica, por quantil	90
Tabela 8 - Índices para os tipos baseados em gêneros, por região e coorte etária (2011).....	98
Tabela 9 - Índices para os tipos baseados em etnias, por região e coorte etária (2011).....	98

APRESENTAÇÃO

As relações entre Educação e crescimento econômico têm se sido, no decorrer das últimas décadas, objeto recorrente de interesse dos pesquisadores. Corrobora a favor dessa constatação o surgimento e a popularização de modelos de crescimento endógeno que enfatizam o papel de fatores ligados à educação - como o capital humano e o desenvolvimento tecnológico -, tais como o de Lucas (1988) e o de Romer (1986), para o crescimento econômico de longo prazo.

Esta dissertação é formada por dois ensaios cujos temas estão ligados à Educação. No primeiro deles, é estudada a desigualdade na distribuição de oportunidades educacionais no Brasil, a partir das dimensões etárias, étnicas, regionais e de gênero, através dos índices de dissimilaridades propostos por Yalonetzky (2010).

O impacto da universidade pública brasileira sobre a renda e a inserção do seu egresso no mercado de trabalho é o foco do segundo ensaio. O efeito da formação recebida na universidade pública é avaliado comparativamente a outros aspectos, como as características do indivíduo, através de abordagens baseadas em Mincer (1974). Estima-se, também, uma regressão quantílica com o objetivo de verificar se o egresso da universidade pública percebe maiores salários do que outros indivíduos com curso superior.

SUMÁRIO

1	ENSAIO I.....	10
1.1	INTRODUÇÃO.....	11
1.2	REVISÃO DA LITERATURA	13
1.2.1	LITERATURA TEÓRICA	13
1.2.1.1	Igualdade de Oportunidades e a Abordagem de Roemer	14
1.2.1.2	Índices de Dissimilaridade	18
1.2.1.3	Os Índices de Dissimilaridade frente a outras Medidas de Desigualdade.....	22
1.2.2	IGUALDADE DE OPORTUNIDADES E LITERATURA EMPÍRICA.....	27
1.2.2.1	Oportunidades, Mobilidade e Educação	28
1.2.2.2	Mobilidade, Educação e Renda	30
1.2.2.3	Igualdade de Oportunidades e Crescimento Econômico.....	34
1.2.2.4	Índices de Dissimilaridade: Aplicações na Literatura.....	36
1.3	METODOLOGIA E BASE DE DADOS	42
1.3.1	BASE DE DADOS	42
1.3.2	CONSTRUÇÃO DOS TIPOS.....	43
1.3.3	CÁLCULO DOS ÍNDICES DE DISSIMILARIDADE	43
1.4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	45
1.4.1	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRA.....	45
1.4.2	ÍNDICES DE DISSIMILARIDADE.....	52
1.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	58
2	ENSAIO II	61
2.1	INTRODUÇÃO.....	62
2.2	ACOMPANHANDO OS EGRESSOS	64
2.2.1	POR QUE ACOMPANHAR O EGRESSO?.....	64

2.2.2	O SEGUIMENTO DE EGRESSOS NA LITERATURA.....	67
2.3	METODOLOGIA.....	71
2.3.1	A COLETA DOS DADOS	71
2.3.2	A REGRESSÃO MINCERIANA	72
2.3.3	A REGRESSÃO QUANTÍLICA	73
2.4	DESCRIÇÃO DOS DADOS E ANÁLISE DOS RESULTADOS	76
2.4.1	DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS	76
2.4.2	A EQUAÇÃO DE MINCER DOS EGRESSOS DA UFRGS	86
2.4.3	OS EGRESSOS DA UFRGS E OS GRADUADOS DA REGIÃO METROPOLITANA DE PORTO ALEGRE: UMA COMPARAÇÃO VIA REGRESSÃO QUANTÍLICA	90
2.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	92
	REFERÊNCIAS	94
	APÊNDICE - ÍNDICES DE DISSIMILARIDADE	98
	ANEXOS - ROTINAS PARA O PACOTE STATA 12.0.....	99

ENSAIO I

IGUALDADE DE OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS

índices de dissimilaridade aplicados ao caso brasileiro

INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o governo brasileiro tem estabelecido esforços¹ na direção de ampliar o acesso da população ao Ensino Superior. O resultado dessas iniciativas pode ser observado através da evolução da parcela da população, sobretudo entre os mais jovens, que freqüentam ou já concluíram um curso universitário no País. Em 1997, o percentual da população de 18 a 24 anos que freqüentavam ou já haviam obtido titulação superior era de 7,1%. Em 2011, essa parcela passou para 17,6%, um crescimento de 147,9% no período². Apesar da evolução expressiva, dados adicionais são necessários para qualificar essa expansão. Diante desses percentuais, questões sobre a qualidade e a efetiva inclusão de todos os grupos sociais nesse processo permanecem em aberto.

Há uma significativa bibliografia que se ocupa dos efeitos da educação formal na renda³ e da forma como as oportunidades estão distribuídas na sociedade, analisando, por exemplo, se é justo que a universidade seja mais acessível aos filhos das classes mais abastadas do que aos das mais carentes. O acesso ao ensino superior é apenas um dos aspectos que podem gerar desigualdade de oportunidades, prejudicando o funcionamento da economia e da sociedade. Assim, medidas de desempenho econômico tradicionais – como o produto interno bruto, por exemplo – são insuficientes para captar o nível de bem-estar de uma população, uma vez que só contemplam o seu estado material, deixando de lado a incidência de problemas como discriminação étnica e social, entre outros que confluem para a distribuição desigual das oportunidades.

Por um lado é possível evocar razões morais para justificar tal preocupação, pois há motivações sociais e econômicas que a amparam. Sociedades nas quais o acesso à educação é restrito a certos grupos sociais terão suas inclinações democráticas prejudicadas, tendo em vista que o exercício da cidadania depende do conhecimento e compreensão de direitos e obrigações - as regras do jogo. A produção, por sua vez, é dependente da aplicação de tecnologias sofisticadas; e da

¹ O Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI) e o Programa Universidade para Todos (PROUNI) são exemplos dessas iniciativas.

² Fonte: MEC/INEP.

³ A abordagem de Mincer (1974) é uma das iniciativas pioneiras de explicar as determinantes dos salários em uma sociedade.

busca por novas. O paradigma do trabalho repetitivo e sempre igual, da linha de montagem, sucumbe à profecia schumpeteriana. Países que se contentarem a ensinar as quatro operações aos seus cidadãos estarão fadados à dependência tecnológica e econômica. Assim, reduzir as desigualdades de acesso à educação é um pré-requisito para uma efetiva democracia e para manutenção de competitividade econômica.

Nas últimas décadas, diversos pesquisadores contribuíram para o desenvolvimento de conceitos e sua articulação, construindo um ferramental teórico apropriado ao estudo da efetividade ou não de igualdade de oportunidades. A quantificação do nível de desigualdade de uma sociedade remete a uma das propostas deste trabalho, que é apresentar uma medida de desigualdade proposta por Yalonetzky (2010), os índices de dissimilaridade. Além de encontrar correspondência com a concepção de igualdade de oportunidades de John Roemer (2006), os índices em questão possuem propriedades que os tornam uma alternativa interessante em investigações sobre igualdade de oportunidade.

O principal objetivo desse trabalho é analisar a evolução das desigualdades de oportunidades educacionais nas regiões brasileiras, através das coortes etárias. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2011 serão calculados os índices de dissimilaridade de Yalonetzky (2010) - medida de desigualdade escolhida - para cada região e faixa etária.

A seção a seguir é dedicada à revisão da literatura, onde serão apresentados o conceito de igualdade de oportunidades de John Roemer e os principais elementos que dão corpo à sua teoria, bem como os índices de dissimilaridade de Yalonetzky, contextualizando-os frente às outras formas de quantificar desigualdades.

A metodologia e a base de dados utilizadas são o objeto da terceira parte, com ênfase na construção dos tipos (ou "grupos sociais") - as regras subjacentes à partição da amostra a partir de características dos indivíduos, como gênero, etnia, idade e região de residência - adotados em cada análise.

A quarta parte analisa as estatísticas descritivas dos dados e os índices de dissimilaridade obtidos, realçando a trajetória da desigualdade de oportunidades para cada região brasileira através das coortes etárias.

A parte final do estudo é voltada à discussão dos principais resultados da investigação. Finalmente, desdobramentos da pesquisa são sugeridos.

REVISÃO DA LITERATURA

O debate sobre igualdade de oportunidades permeia diversos ramos do conhecimento, passando pela Economia, Sociologia, Filosofia, Política entre outros. No campo teórico, pode-se destacar as contribuições relevantes de John Rawls (1985), Amartya Sen (1985), Ronald Dworkin (1981) e John Roemer (1998) para o tema. Ainda que John Rawls e Amartya Sen tenham revolucionado o tema ao romper com a concepção tradicional de igualdade de oportunidade, este trabalho dará destaque à abordagem de John Roemer. Tal opção se dá em virtude da teoria roemeriana ser centrada na igualdade de oportunidades, tornando-a próxima do exercício empírico deste trabalho, a mensuração da igualdade de oportunidades educacionais no Brasil.

Este capítulo está subdividido de forma a, inicialmente, discutir aspectos da literatura teórica que sejam relevantes à contextualização do exercício empírico realizado, expondo a abordagem de John Roemer sobre Igualdade de Oportunidades os índices de dissimilaridade. A seguir, são apresentadas evidências empíricas, colhidas a partir de estudos de vários autores, que buscam articular Igualdade de Oportunidades com outros temas relevantes, tanto do ponto de vista econômico como social, tais como mobilidade, renda e crescimento.

LITERATURA TEÓRICA

Como já foi comentado, o debate sobre Igualdade de Oportunidades formou-se a partir das contribuições de diversos autores. Moreno-Ternero (2004) faz uma interessante apresentação do desenvolvimento dessa literatura. Para o autor, foram

John Rawls (1971) e Amartya Sen (1985) os responsáveis pelas primeiras abordagens a questionar com a noção tradicional de igualdade de oportunidade enquanto inexistência de barreiras legais que impedem o acesso de grupos de indivíduos à educação, a cargos públicos, direitos civis etc. Esse entendimento de igualdade de oportunidades é simplista, uma vez que a barreira que impede o alcance de certos recursos reside, muitas vezes, nas circunstâncias às quais os indivíduos encontram-se submetidos, e não em marcos legais. Para Rawls, a igualdade de oportunidade só é alcançada quando tais diferenças de circunstâncias entre os indivíduos têm seus efeitos mitigados, compensando-os por elas. Mais tarde, Dworkin contribuiria para o tema defendendo que, para que houvesse justiça, as pessoas só poderiam ser compensadas por circunstâncias que estivessem além do seu controle, pelas quais elas não fossem auto-responsáveis. Por fim, coube a John Roemer sistematizar as ideias que emergiram desse debate filosófico destilando-as em um ferramental econômico que as tornasse aplicáveis ao universo das políticas públicas.

Assim, apresenta-se, a seguir, a noção de igualdade de oportunidades de John Roemer. Por fim, são definidos os índices de dissimilaridade propostos por Gaston Yalonetzky, procurando-se realçar sua conformidade com o conceito de Igualdade de Oportunidades, bem como apresentar algumas de suas vantagens enquanto indicador de Igualdade de Oportunidades.

1.1.1.1 Igualdade de Oportunidades e a Abordagem de Roemer

O objetivo do construto de Roemer (1998) é, dada uma sociedade, avaliar a forma como alguma vantagem⁴ (renda, escolaridade, estado de saúde etc.) se distribui entre os seus membros, que as obtêm em virtude do seu esforço ou das suas circunstâncias individuais. A teoria baseia-se sobre alguns conceitos-chave. *Circunstâncias* são os atributos associados ao indivíduo e ao meio em que ele se insere e cuja existência, valor e intensidade estão além do seu controle (como sexo, cor da pele, riqueza familiar, escolaridade dos pais, doenças etc.). *Tipo* é o conjunto de todos os indivíduos que possuem as mesmas circunstâncias. *Esforço* refere-se às ações realizadas pelo indivíduo que influenciam no seu status e sobre as quais

⁴Do original, em inglês, *advantage*.

ele possui controle. *Objetivo* é o aspecto ou a dimensão para a qual se deseja equalizar as oportunidades. *Instrumento* é a ferramenta, o meio a ser empregado para que seja eliminada a desigualdade de oportunidades.

Roemer (2006) define que a igualdade de oportunidade para a obtenção de determinada vantagem é atingida se as distribuições cumulativas dessa vantagem forem idênticas através dos tipos, para cada nível de esforço. Nas palavras do autor: *“equality of opportunity is a state in which the only differences in advantage are due to effort, and not to circumstance”* (ROEMER, 2006, p. 8).

Roemer (1998) se propõe a construir um modelo teórico para estruturar a sua concepção de igualdade de oportunidades no qual sejam capturadas as principais idéias do debate de filosofia moral ao redor do tema ao mesmo tempo que permita apontar, para cada contexto, qual seria a política que garantiria a busca pela igualdade de oportunidades.

O argumento-chave é que a renda - ou qualquer outro indicador de bem-estar - está associada às circunstâncias e ao esforço do indivíduo. O conjunto das circunstâncias é formado pelas características sobre as quais o indivíduo não detém controle. Pode ser o seu sexo, a cor de sua pele, o país em que nasceu, a escolaridade de seus pais ou as condições materiais de sua família, por exemplo. O esforço, ao contrário, é uma variável associada à escolha do indivíduo - como preparar-se mais ou menos para uma prova, candidatar-se ou não a uma vaga de emprego, aprender ou não um segundo idioma, fazer ou não um curso de pós-graduação. Em síntese, as circunstâncias são as contingências às quais o indivíduo está exposto, elementos alheios à sua escolha livre e espontânea; o esforço, por outro lado, é fruto de sua soberana e deliberada escolha.

Dados esses dois conceitos, do ponto de vista roemeriano, uma política de igualdade de oportunidades é aquela cujo efeito garante o mesmo nível de bem-estar a todos aqueles que escolheram dedicar a mesma quantidade de esforço, independente de suas circunstâncias. Assim, uma política cujo objetivo é garantir igualdade de oportunidades coloca todos os indivíduos em um mesmo patamar, tendo em vista suas dotações iniciais, à medida que busca repará-los pelas conseqüências de suas circunstâncias. No final das contas, a única variável que

deveria determinar a quantidade de bem-estar atingida por cada um seria o seu próprio esforço.

Assim, seja u uma quantidade associada à oportunidade a qual um planejador central deseja equalizar, como acesso à educação universitária, à casa própria ou a certo nível de renda, por exemplo. Quanto maior for o valor atingido por u , maior será a quantia desse atributo ao qual a pessoa terá acesso.

A função $u(\alpha, x; \beta)$ depende do esforço α do indivíduo, do seu tipo β e da política x adotada pelo planejador central. Por definição, a função é monotonicamente crescente no esforço α exercido pelo agente.

O planejador central é o responsável pela escolha da política x mais adequada. Pode se tratar, por exemplo, de uma política de transferência direta de renda, ou que facilite o acesso de certos grupos sociais a determinados bens ou serviços públicos.

A outra variável que afeta o valor da função objetivo u é o vetor β , formado pelas circunstâncias do indivíduo, como seu sexo, etnia, escolaridade de seus pais e nacionalidade. Tendo em vista todas as possibilidades possíveis para cada circunstância, temos que cada combinação possível forma um tipo. Por exemplo, se as únicas circunstâncias levadas em consideração para a construção dos tipos forem o gênero - masculino e feminino - e a etnia - amarela, branca, indígena, negra e parda - do indivíduo, haveria dez tipos possíveis, obtidos através das combinações dos dois sexos e das cinco etnias possíveis.

Assim, é possível gerar uma distribuição de probabilidade de realização de esforço para cada combinação de tipo β e política x . A distribuição cumulativa $F(\alpha; x, \beta)$ é fruto do nível ótimo de esforço escolhido pelo indivíduo, que tende a variar entre os tipos, já que se trata de pessoas distintas, envolvidas em contingências particulares e com percepções diferentes quanto ao custo e ao benefício do esforço. Por se tratar de uma contingência à qual o indivíduo encontra-se compulsoriamente submetido, sem direito a revogá-la, o tipo do agente não poderia interferir no resultado por ele percebido. Por outro lado - mesmo que exista um consenso quanto à necessidade de compensar o efeito dos tipos, possibilitando que apenas o nível de esforço determine os *pay-offs* dos agentes -, não pode ser

deixado de lado o fato da distribuição de esforço de um tipo ser uma característica desse tipo. Assim, não é o bastante apenas estabelecer um retorno compatível ao nível de esforço invertido pelo indivíduo, visto que a intensidade de esforço escolhida pode ser menos custosa para um grupo do que para outro. Assim, a política que se propõe a equalizar oportunidades deve levar em consideração o fato das distribuições de esforço variarem de tipo para tipo, compensando cada grupo relativamente à sua distribuição específica.

Seja π o *rank* do esforço de um agente na distribuição de esforço associada ao seu tipo:

$$\pi = F(\alpha; x, \beta)$$

O que Roemer sugere é que o esforço de cada um seja medido em comparação ao do dos outros representantes do mesmo tipo. Assim, dois indivíduos de distintos grupos que tenham o mesmo *rank* de esforço na distribuição de seus respectivos tipos, em uma política de igualdade de oportunidades, tem de fazer jus ao mesmo *pay-off*. Formalmente, define-se a função resultado indireta:

$$v(\pi; x, \beta) = u(F^{-1}(\pi; x; \beta), x; \beta)$$

Neste caso, x será uma política equalizadora de oportunidades, caso, a cada nível de esforço, esteja associado um único valor de v , constante através dos tipos, ou seja

$$\forall \pi \in [0,1] \forall \beta, \beta' v(\pi; x, \beta) = v(\pi; x, \beta')$$

Assim, a equalização das oportunidades é atingida quando a função de distribuição cumulativa da vantagem escolhida for igual para todos os tipos. Nas palavras de Roemer (2006):

Equality of opportunity for the acquisition of advantage of the kind u measures has been achieved if, at every level of effort, the levels of advantage across types are the same. In other words, given the discussion above, if the cumulative distribution functions of advantage across types are identical (ROEMER, 2006, p. 8).

Geralmente, não existirá uma política equalizadora de oportunidades conforme esta noção. Dadas duas políticas, diz-se que a primeira proporciona maior igualdade de oportunidades em comparação à segunda caso, sob a primeira, as

funções de distribuição de bem-estar através dos tipos estejam mais "próximas". Quanto a dimensionar a "distância" entre duas distribuições, em termos de desigualdade, há uma série de formas de fazê-lo. Na falta de um ótimo, pode-se escolher um arranjo que, por exemplo, maximize o valor mínimo de v entre os tipos, para cada π . Seja

$$\Phi(\pi; x) = \min v(\pi; x, \beta)$$

Uma política x será eficiente se não houver nenhuma outra política x' tal que

$$\forall \pi, \Phi(\pi; x') \geq \Phi(\pi; x).$$

Mesmo que não se busque mais uma política que equalize oportunidades no sentido estrito, fazendo-se uma concessão às políticas ditas eficientes, não haverá garantia de que o problema esteja resolvido. Isso porque o conjunto formado por todas as políticas eficientes pode conter mais do que um elemento - ou mesmo representar um contínuo de arranjos dessa natureza -, entre os quais não haveria forma de escolher.

Os índices de dissimilaridade de Yalonetzky, que serão apresentados na seção a seguir, guardam relação próxima com a visão roemeriana sobre igualdade de oportunidades, a qual se procura explicitar a seguir.

1.1.1.2 Índices de Dissimilaridade

Os índices de dissimilaridade propostos por Yalonetzky (2010) têm por objetivo auferir quantitativamente o nível de desigualdade de oportunidades existente entre os grupos de uma sociedade. Como será visto a seguir, a sistematização que Yalonetzky adota parte dos conceitos que Roemer utiliza na sua construção teórica.

Seja uma sociedade exhaustivamente separada em grupos. Cada grupo é formado por todas as pessoas de determinado tipo, que é a combinação de determinadas circunstâncias. Circunstâncias são atributos individuais os quais o indivíduo não pode escolher nem consegue controlar. Se houver z circunstâncias,

cada uma delas particionada em g_i categorias – uma para cada valor atribuível à circunstância i -, cada tipo será formado por uma única combinação de valores das circunstâncias, assim como cada combinação de valores das circunstâncias forma um único tipo. Formalmente, o conjunto \mathbb{G} de todos os tipos possíveis é dado pelo produto cartesiano

$$\mathbb{G} = V_1 \times V_2 \times \dots \times V_z,$$

onde V_i denota o vetor de valores que a circunstância i pode assumir tal que $|V_i| = g_i$. Estabelecendo-se uma bijeção $f: G = \{1, 2, 3, \dots, T\} \rightarrow \mathbb{G}$, haverá $T = |\mathbb{G}| = |G| = \prod_{i=1}^z g_i$ tipos (ou grupos) - onde o t -ésimo tipo tem N^t representantes - que geram uma partição do conjunto dos $N = \sum_{t=1}^T N^t$ indivíduos da sociedade.

Resultados e vantagens (escolaridade, renda, condição de saúde etc.) são abordados de forma análoga às circunstâncias nessa formulação do índice. Se forem considerados resultados de b naturezas, o conjunto \mathbb{O} de todas as combinações de resultados é dado por $\mathbb{O} = V^1 \times V^2 \times \dots \times V^b$, onde V^j é o vetor dos m_j valores que o atributo de resultado j pode assumir – e, portanto, $|V^j| = m_j$. A exemplo do que foi feito para as circunstâncias, dada a bijeção $h: O = \{1, 2, 3, \dots, A\} \rightarrow \mathbb{O}$, existirão $A = |\mathbb{O}| = |O| = \prod_{j=1}^b m_j$ combinações de resultados factíveis. Se o número de representantes da sociedade que possuem a combinação de resultados a for N_a então sua população é $N = \sum_{a=1}^A N_a$.

Tanto \mathbb{G} quanto \mathbb{O} são exaustivos, no sentido de particionarem completamente a sociedade. Assim, qualquer indivíduo da sociedade pertencerá a algum tipo existente em \mathbb{G} , bem como terá algum resultado que seja elemento de \mathbb{O} .

Se denotarmos o número de indivíduos do tipo t que possuem a combinação de resultados a tem-se que

$$N = \sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A N_a^t.$$

O primeiro índice de dissimilaridade $H_{T,A}^2$ apresentado por Yalonetzky (2010) é dado pela razão $H_{T,A}^2 = \frac{X_{T,A}^2}{X_{T,A,max}^2}$, cujas componentes serão definidas a seguir.

A expressão matemática que define o numerador do índice $H_{T,A}^2$ é idêntica a de um teste de homogeneidade entre distribuições multinomiais cuja estatística é dada por $X_{T,A}^2$:

$$X_{T,A}^2 = \sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A N^t \frac{(p_a^t - p_a^*)^2}{p_a^*},$$

onde

$$p_a^* = \sum_{t=1}^T p_a^t \frac{N^t}{\sum_{t=1}^T N^t} = \frac{\sum_{t=1}^T N_a^t}{\sum_{t=1}^T N^t},$$

dado que $p_a^t = \frac{N_a^t}{N^t}$ é a proporção de indivíduos do tipo t que tem o resultado a , T é o número de tipos, A é a quantidade de resultados possíveis, N é o número total de pessoas na sociedade considerada e p_a^* expressa a proporção da população que tem a vantagem a . $X_{T,A}^2$ é sensível ao quadrado da diferença entre a proporção de indivíduos em dado grupo que tem certa vantagem e a proporção da população que a possui.

Para fins de materialidade, considere-se como única vantagem a escolaridade, sendo que cada indivíduo pode possuí-la em dois níveis: baixo ($\alpha = 0$) ou alto ($\alpha = 1$). Ao passo que todo indivíduo ou está na classe daqueles que tem baixa escolaridade ou está na dos que tem alta, estas duas classes de vantagens geram uma partição da população. Como circunstância, considere-se, apenas para este exemplo, o gênero⁵ dos indivíduos. Assim, aloquem-se os homens na classe de circunstância $t = 0$ e, as mulheres, na $t = 1$. p_0^0 e p_0^1 são, portanto, as proporções de homens e de mulheres que possuem baixa escolaridade, respectivamente; p_0^* é a proporção de indivíduos na população que possuem baixa escolaridade⁶. Quanto maiores forem os desvios de p_0^0 ou p_0^1 em relação a p_0^* - isto é, quanto mais desigual

⁵Por simplicidade, suponha-se que cada elemento da população ou é homem ou é mulher.

⁶Para a classe com alta escolaridade, o tratamento é similar.

for a proporção de homens ou de mulheres com baixa escolaridade em relação à da população que se encontra nessa mesma condição – maior será $X_{T,A}^2$.

Sob a hipótese nula $H_0 = p_a^1 = p_a^2 = \dots = p_a^T, \forall a \in O$, a estatística $X_{T,A}^2$ tem uma distribuição do qui-quadrado com $(T - 1)(A - 1)$ graus de liberdade. Yalonetzky (2009) salienta que uma das características que induziram a escolha para construir os índices de dissimilaridade recair sobre $X_{T,A}^2$ foi que o valor máximo desta estatística depende unicamente do número de tipos T , do número de resultados A e do tamanho da população N :

$$X_{T,A,\max}^2 = \min(T - 1, A - 1)N.$$

O primeiro índice de dissimilaridade apresentado por Yalonetzky (2010) é dado por

$$H_{T,A}^2 = \frac{X_{T,A}^2}{X_{T,A,\max}^2} = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A N^t \frac{(p_a^t - p_a^*)^2}{p_a^*}}{\min(T-1, A-1)N}, \quad (1)$$

que é uma generalização do segundo índice proposto:

$$\bar{H}_{T,A}^2 = \frac{\bar{X}_{T,A}^2}{\bar{X}_{T,A,\max}^2} = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A \frac{(p_a^t - \bar{p}_a)^2}{\bar{p}_a}}{\min(T-1, A-1)T}, \quad (2)$$

com $\bar{p}_a = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_a^t$, que tem, dada a sua formulação, a propriedade de ser invariante em relação à população - bastante útil quando não é desejável que mudanças nas proporções de tipos na sociedade alterem o nível de desigualdade medido.

Tanto $H_{T,A}^2$ quanto $\bar{H}_{T,A}^2$ assumem valor mínimo igual a zero e máximo igual à unidade. Índices nulos apontam para absoluta ausência de desigualdade de oportunidades enquanto que índices iguais a um implicam desigualdade máxima.

Os índices de dissimilaridade encaixam-se adequadamente à mensuração de igualdade de oportunidades conforme a compreensão literal do conceito de Roemer (1998), de acordo com a qual a igualdade de oportunidades é atingida se e somente

se as distribuições cumulativas das vantagens é a mesma entre todos os grupos. Os índices de dissimilaridade capturam a desigualdade de acordo com esta noção: quando as distribuições de uma oportunidade através de grupos distintos são idênticas, o valor calculado para o índice sempre será nulo. Por outro lado, se o índice for zero, então as distribuições comparadas são, necessariamente, idênticas. Ademais, o índice atingirá o seu valor máximo - ou seja, a unidade - se e somente se houver associação completa⁷ entre os grupos e as vantagens consideradas. Essa característica, conforme será visto na próxima seção, é um dos principais benefícios do uso dos índices de dissimilaridade.

1.1.1.3 Os Índices de Dissimilaridade frente a outras Medidas de Desigualdade

A literatura econômica é rica em índices que buscam captar desigualdades socioeconômicas - das quais a de oportunidades é um segmento apenas.

É relevante realçar as principais propriedades e virtudes dos índices de dissimilaridade quando comparado a outras métricas mais conhecidas. Não é objetivo propor um *ranking* de índices - tal esforço nunca atingiria um consenso, dada a riqueza de opções, o espaço informacional usado e a finalidade de cada índice -, mas sim conhecer as situações às quais cada um deles pode proporcionar os melhores resultados analíticos.

O restante desta seção é, assim, dedicado à comparação dos índices de dissimilaridade a outras medidas de desigualdade.

A perspectiva apresentada por Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008) associa a igualdade de oportunidades à não ocorrência de dominância de segunda ordem⁸ através das distribuições de vantagens dadas as circunstâncias distintas dos indivíduos. O critério dos autores se alicerça sobre o critério de dominância de segunda ordem e, portanto, não se alinha ao entendimento de que a igualdade de oportunidades só é possível quando ocorre a compensação das circunstâncias - ou

⁷ *Associação completa* ocorre quando todos os indivíduos que possuem um atributo A também possuem o atributo B, mesmo que nem todos que tenham B também disponham de A. Um conceito adjacente é o de *associação absoluta*, pelo qual todos os tem A também terão B e, reversamente, todos que disporem de B também terão A.

⁸ Dadas duas distribuições X e Y, diz-se que X domina Y em segunda ordem quando, para qualquer ponto, a função acumulada de X é maior do que a de Y.

seja, quando o tipo se torna irrelevante para determinar a probabilidade de determinada pessoa possuir acesso a certa oportunidade. Essa interpretação proposta permite concluir que duas sociedades desfrutam de igualdade de oportunidades mesmo que, em uma, todas as distribuições condicionais sejam idênticas e, na outra, os valores atingidos e a desigualdade dentro de um tipo sejam maiores do que em qualquer outro tipo. A mesma situação, analisada sob a ótica dos índices de dissimilaridade, geraria diagnóstico distinto: igualdade de oportunidades na primeira sociedade e total desigualdade na segunda.

O índice de Gini de Igualdade de Oportunidades (GIO) de Lefranc, Pistolesi e Trannoy para mensurar desigualdade de oportunidades entre dois tipos é dado por:

$$GIO = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^T \sum_{j=1}^T w^i w^j |\mu_i(1 - G_i) - \mu_j(1 - G_j)|$$

A média do parâmetro de bem-estar - a vantagem ou oportunidade enfocada - da sociedade é dada por μ , enquanto que μ_i e μ_j são as médias desta mesma variável para as sub-populações de cada tipo. G_i e G_j são o índice de Gini para cada grupo em relação à medida de bem-estar adotada, e w^i e w^j são seus pesos relativos ao tamanho da população. Comparativamente, quando a aplicação dos índices de dissimilaridade revela ausência de desigualdade de oportunidades - isto é, o índice calculado é nulo - o GIO também assumirá valor nulo. Porém, o contrário não é geralmente verdade. Se o GIO for nulo, isso não implicará que o índice de dissimilaridade calculado também seja nulo, tendo em vista que dominância de segunda-ordem não implica a compensação dos tipos - ou, em outras palavras, não significa que as distribuições condicionais de vantagens sejam idênticas para todos os tipos.

As diferentes respostas fornecidas pelos dois índices para uma mesma situação são oriundas de seus propósitos distintos. As interpretações mais estritas de igualdade de oportunidades conduzem a índices - como os de dissimilaridade - cujo objetivo maior é capturar os desvios de uma distribuição tendo em vista uma situação em que as vantagens são neutras em relação às circunstâncias, não sendo seu objetivo, porém, identificar em quais faixas de vantagem podem ser encontradas

as maiores discrepâncias entre os tipos, nem qual das distribuições condicionais é socialmente mais interessante, seja qual for o critério.

O GIO busca captar desigualdade de oportunidades via dominância de segunda ordem: o que eleva o valor do índice são as discrepâncias entre os grupos em *partes distintas* da distribuição.

A abordagem dos tipos compara através dos grupos um padrão que representa e resume suas distribuições condicionais. Por essa perspectiva, o aumento da desigualdade de oportunidades aparece associado ao crescimento da desigualdade das médias do parâmetro de bem-estar entre os grupos. A principal razão para lançar-se mão de medidas assim definidas é que os *rankings* a partir delas originados respeitam o axioma da desigualdade de neutralidade entre os tipos⁹, o que implica que transferências que preservem a média, que afetem a desigualdade nos tipos, não afetem a desigualdade entre os tipos. Em índices que se valem de outras perspectivas sobre o tema, transferências entre os tipos afetam tanto a desigualdade dentro dos grupos como entre eles.

Os índices baseados nessa abordagem e os índices de dissimilaridade diferem em ao menos dois aspectos. Em primeiro lugar, sempre que não ocorrer diferenças entre o valor obtido para cada grupo, a abordagem dos tipos aponta para a igualdade de oportunidades. Pelas suas características, esse resultado não ocorreria necessariamente quando, às mesmas distribuições, fossem aplicados os índices de dissimilaridade. Por exemplo, mesmo que duas distribuições usufruam de uma mesma média, as distribuições de vantagens dela poderiam ser distintas entre si e, por conseqüência, o índice de dissimilaridade calculado a partir delas seria distinto. Ou seja, o fato de um valor sintético, como uma média, ser comum a dois grupos não implica neutralização das circunstâncias.

Outra fonte de divergência entre as métricas ocorre quando uma versão relativa dos índices baseados em tipos é adotada¹⁰. Suponha-se o caso em que duas populações são comparadas e ambas exibem associação completa, mas uma

⁹ Inequality neutrality within types.

¹⁰ A diferença entre os índices só ocorre quando é adotada uma versão relativa dos índices baseados em tipos, como a componente de desigualdade entre grupos dividida pela desigualdade total.

possui desigualdade entre os grupos associada à não ocorrência de desigualdade intragrupo, e a outra exibe desigualdade intragrupo em alguma escala, tendo ou não desigualdade entre os grupos. Enquanto que os índices de dissimilaridade sentenciariam perfeita desigualdade de oportunidades, devido à incidência de associação completa entre tipos e vantagens, a versão relativa dos índices baseados no princípio dos tipos rotulará a primeira sociedade como perfeitamente desigual e a segunda como um caso menos severo (YALONETZKY, 2010).

Checchi e Peragine (2005) propuseram uma medida alternativa de desigualdade de oportunidades, o "princípio das fatias", a partir de uma interpretação literal de uma noção roemeriana. Para cada tipo, indivíduos do mesmo percentil de esforço devem ter acesso às mesmas vantagens. Assumindo monotonicidade¹¹ entre esforço e vantagens, a desigualdade de oportunidades é definida pela diferença entre as vantagens obtidas por indivíduos que são de tipos distintos, mas que exercem graus idênticos de esforço. Os conjuntos formados pelos indivíduos que ocupam cada percentil de esforço na distribuição são as fatias¹² a que se refere o nome dessa abordagem. Assim como no caso dos índices de dissimilaridade, índices construídos a partir deste princípio indicarão igualdade de oportunidades se e somente se as distribuições condicionais de vantagens forem idênticas, assim como no caso dos índices de dissimilaridade (YALONETZKY, 2010).

Porém, a abordagem relativa das fatias (CHECCHI e PERAGINE, 2005), não considera como sendo perfeitamente desiguais todas as distribuições onde há associação completa, pois, da forma como foi derivada, essa abordagem tem a desigualdade total como o seu valor máximo. Embora a associação absoluta entre os tipos e as vantagens gere índices de dissimilaridade máximos, outras distribuições de vantagens condicionadas aos tipos podem levar uma medida baseada no princípio das fatias a decretar a mesma situação de desigualdade - mesmo que se verifique monotonicidade entre esforço e vantagem.

De acordo com Barros et al. (2009), o Índice de Oportunidade Humana (HOI) aborda as vantagens como grandezas unicamente dicotômicas, como "bens" que os indivíduos possuem ou não possuem - ao contrário dos índices de dissimilaridade,

¹¹ Isto é, há uma relação crescente entre esforço e vantagem. Para um mesmo tipo, quanto maior o esforço exercido, maior a vantagem obtida.

¹² *Tranches*, no original. (CHECCHI e PERAGINE, 2005)

que permitem às vantagens assumir outros valores, níveis intermediários. Por exemplo, enquanto a vantagem "Educação" poderia assumir valores como Ensino Fundamental, Ensino Médio e Ensino Superior no enfoque dos índices de dissimilaridade, no caso do HOI, o parâmetro teria que ser, por exemplo, ou "possuir ensino fundamental", ou "possuir ensino médio" etc. O HOI é definido como:

$$HOI = p_1^*(1 - D)$$

onde p_1^* é a proporção da população que possui a vantagem enfocada e p_1^t é a proporção de indivíduos do tipo t que possuem essa mesma vantagem. D é uma medida de dissimilaridade, definida a seguir:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{w^t |p_1^t - p_1^*|}{p_1^*}$$

Para o caso de o pesquisador utilizar diretamente as observações da base de dados, Barros et al. (2009) sugere um roteiro prático para a estimação da medida D , sem pré-organizá-las em tipos. Os três passos para sua obtenção são os seguintes:

1. Estimar um modelo logístico separável¹³, no qual o fato do indivíduo j ter ou não acesso à oportunidade é expresso como uma função de suas circunstâncias, para obter os parâmetros do modelo.
2. Utilizando-se os coeficientes calculados no passo anterior, obtém-se, para cada indivíduo da amostra, a sua probabilidade calculada de acesso à oportunidade em questão.
3. Fazendo $w_j = \frac{1}{n}$, onde n é o número total de indivíduos considerados, calcula-se

$$\bar{p} = \sum_{j=1}^n w_j \hat{p}_j \text{ e}$$

$$\hat{D} = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{j=1}^n w_j |\hat{p}_j - \bar{p}|$$

¹³ O modelo logístico separável é adotado por Barros (2009) para as análises empíricas presentes na publicação. O autor salienta que pode-se escolher outros modelos.

O Índice de Oportunidade Humana guarda algumas similitudes com o índice de dissimilaridade aplicado neste trabalho. A mais aparente delas é a semelhança entre D e $X_{T,2}^2$ - o numerador do índice de dissimilaridade quando existem apenas dois valores possíveis para a oportunidade analisada, o que se encaixa de forma conveniente com o aspecto binário do HOI. Para ambos, a distribuição das oportunidades - através de cada grupo - é confrontada com a média do grupo. No entanto, enquanto que o índice de dissimilaridade considera esta média apenas como um pivô - e não como a medida direta de algum fenômeno -, o HOI traz em seu cerne o valor de D , uma medida com sentido socioeconômico: é a fração de todas as oportunidades distribuídas que precisaria ser realocada a partir dos tipos mais beneficiados para os menos beneficiados de forma a se atingir a igualdade de oportunidades.

Uma diferença que emerge quando comparados os índices de dissimilaridade D com o $H_{T,A}^2$ é que o primeiro aborda apenas vantagens dicotômicas ao passo que o outro opera com vantagens que podem ser medidas em mais níveis - distribuições multinomiais. Assim, a situação padrão na qual D é aplicado é um caso especial de $H_{T,A}^2$, no qual o número de vantagens A é igual a dois - naturalmente, por se tratarem de índices distintos, eles não geram os mesmos valores. Em outras palavras, para todos os contextos em que D é aplicado, o índice de dissimilaridade multinomial também poderá sê-lo. A diferença - que, aliás, deverá nortear a escolha por uma ou outra medida - está na interpretação direta de D , que, dependendo da situação estudada, poderá ser relevante. Outra diferença, decorrente das interpretações não-alinhadas de D e do índice de dissimilaridade, é que o ordenamento de duas ou mais sociedades gerado por uma medida não coincidirá, necessariamente, com o fornecido pela outra.

IGUALDADE DE OPORTUNIDADES E LITERATURA EMPÍRICA

Igualdade de oportunidades, mobilidade social, educação, renda e crescimento econômico são temas que aparecem entrelaçados não apenas na literatura econômica como na agenda do *policy maker*, muito embora não seja sempre possível, do ponto de vista empírico, lançar sólidas pontes ligando todos

esses aspectos. Assim, o restante dessa seção apresenta resultados da literatura empírica que, em alguma medida, associam igualdade de oportunidades aos outros temas já mencionados.

1.1.1.4 Oportunidades, Mobilidade e Educação

A desigualdade de oportunidades educacionais pode ser tão ou mais relevante para o destino do indivíduo quanto a desigualdade de oportunidades econômicas mais gerais. Barros et al. (2009) sustentam que o nível educacional é um dos principais fatores geradores de bem-estar material para o indivíduo e que, portanto, desigualdade de oportunidades educacionais poderiam se traduzir em desigualdade de oportunidades econômicas e de bem-estar. Além disso, dado o valor do qual a educação *per se* é imbuída, o fato de um ou outro grupo possuir maior facilidade de acesso à instrução pode, destarte, ser considerado injusto.

Além do mais, outras habilidades estão associadas à obtenção de educação formal, como, por exemplo, a efetiva participação do indivíduo na Sociedade - pode-se considerar, assim, que a educação propicia ao indivíduo meios de melhor exercer a cidadania. Por fim, a combinação de alguns dos elementos mencionados pode converter a desigualdade de oportunidades educacionais em ineficiência econômica e institucional.

A medida de desigualdade adotada por Barros et al. (2009) é o índice L de Theil. O autor defende o uso da medida pelo fato dela ser decomponível - no sentido do seu valor para a população ser a soma do valor do índice através dos tipos - e de ser independente da trajetória - ou seja, a *ordem* adotada na mitigação da desigualdade - seja começando pelas disparidades dentro dos grupos ou entre eles - não altera o valor calculado para o índice.

Os dados utilizados na análise empírica são oriundos da edição do ano 2000 do *Programme for International Student Assessment* (PISA) para cinco países da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, México e Peru. A amostra considerada é composta por alunos de 15 anos de idade que freqüentavam a escola à época da aplicação dos testes. São levadas em consideração, para fins do exercício, além das características dos estudantes, as suas notas em matemática e leitura. Barros et al.

(2009) abordam a desigualdade de oportunidades educacionais através do desempenho dos estudantes nos testes do PISA - ou seja, a medida de bem-estar não é apenas o acesso à educação, nem o número de anos de escolaridade ou o nível de instrução conquistado, mas a performance em exames de leitura e matemática. Sob essa ótica, a educação é mensurada de acordo com a *qualidade* do "conhecimento" do aluno, e não pela *quantidade* de anos em sala de aula.

A análise dos dados foi realizada a partir da decomposição da desigualdade educacional total em dois termos, separando a parcela de desigualdade oriunda das circunstâncias às quais o indivíduo está submetido daquela relacionada ao esforço. As circunstâncias são, basicamente, as mesmas para todos os países: gênero, educação da mãe e do pai, profissão do pai e localização da escola, sendo que a dimensão étnica não estava disponível para nenhum país.

As circunstâncias que revelaram maior contribuição para a desigualdade foram aquelas ligadas ao contexto familiar do indivíduo, principalmente a educação da mãe e a profissão do pai. Para o caso dos extremos da distribuição de escores, o gênero revelou-se uma importante fonte de desigualdade de oportunidades, pois as alunas sobressaíram-se em relação aos alunos em ambas as disciplinas; são elas também que, no entanto, foram maioria entre as observações com as menores notas em matemática.

Os jovens do sexo masculino compõem a maior parcela dos estudantes que possuem as piores notas para os testes de leitura. De uma maneira geral, os filhos de agricultores ou de pais com pouca ou nenhuma escolaridade tomam parte dos grupos com pior desempenho no PISA. Quanto à localização das escolas, no Brasil e na Argentina os piores desempenhos se concentram em maior proporção nas cidades, enquanto que, no Chile e no México, as notas mais baixas estão no campo.

Além disso, os resultados obtidos por Barros et al. (2009) indicam a escolaridade materna como um determinante relevante para o sucesso escolar do aluno. De fato, a formação dos pais assume um importante papel na literatura de mobilidade intergeracional, adjacente à de igualdade de oportunidades. Sob esse prisma, o trabalho de Ferreira e Veloso (2003) constitui um clássico para o caso brasileiro.

Com base no suplemento de mobilidade da PNAD de 1996 – último ano em que a pesquisa do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) contemplou tal anexo –, os autores levantaram evidências detalhadas sobre a mobilidade intergeracional de educação no Brasil. Os principais produtos da investigação apontam que o nível de mobilidade de educação entre gerações no Brasil é menor do que o observado em países desenvolvidos e em desenvolvimento, com exceção da Colômbia. Em termos de regiões e raças, a mobilidade observada pelos autores é menor no Nordeste do que no Sudeste, assim como o é a dos negros quando comparada à dos brancos. Há também evidência que a mobilidade é maior para as coortes mais jovens da população. Os filhos de pais com menor instrução apresentaram menor mobilidade em relação àqueles cujos pais alcançaram maior nível educacional.

Na investigação, a mobilidade entre as gerações é obtida através da estimação de um modelo econométrico linear. O modelo, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários, obteve para o coeficiente angular um indicador de persistência intergeracional do nível educacional. Por exemplo, se o valor calculado para o parâmetro é 0,25, então se espera que o filho de um pai cuja educação exceda em quatro anos a média (da educação dos pais) tenha um ano de escolaridade acima da média (da educação dos filhos). Ou seja, quanto maior for o valor do coeficiente estimado, menor é a mobilidade educacional entre as gerações.

1.1.1.5 Mobilidade, Educação e Renda

As características dos pais não afetam apenas a escolaridade dos filhos, mas outros elementos sócio-econômicos que compõem sua jornada, como a renda. A partir dos Censos de 1991 e 2000, Netto Jr., Ramalho e Aragón (2010) examinaram os determinantes da mobilidade intergeracional de renda e os elos estabelecidos desta com a dinâmica intergeracional de educação.

Um fato sugerido pela análise dos autores é que famílias biparentais – ou seja, com o casal vivendo juntamente com os filhos – têm vantagens na dinâmica intergeracional de renda: os atributos do cônjuge afetam de forma significativa a determinação de renda dos filhos. Outra conclusão importante é que a mobilidade de

renda é altamente sensível à mobilidade educacional, sendo esta última condição praticamente necessária para a primeira.

A análise do impacto do *background* familiar sobre a mobilidade de renda dos jovens foi baseada na estimação de um modelo logit ordenado. Os autores justificam tal abordagem pelo fato de estratos de renda e ocupação possuírem ordenação natural e por sua simplicidade de ajuste para grandes amostras. Para fins de identificar as relações vigentes entre mobilidade de renda e educacional, utilizaram um modelo probit bivariado. O intuito era esclarecer como o conjunto de características observadas afeta as chances de um jovem escapar de uma “armadilha intergeracional de pobreza”. Tal armadilha refere-se a um conjunto de regularidades que impedem o indivíduo de romper um ciclo de pobreza, cuja manutenção é determinada, em certa medida, pela dinâmica e tipo de transmissão intergeracional de educação.

Os resultados permitem concluir que, para o período em questão, a mobilidade educacional intergeracional foi mais marcante do que a de renda, sendo que, para a última, mostraram-se relevantes os atributos da pessoa de referência da moradia, do cônjuge, da residência, da família e o conjunto de características pessoais do indivíduo. Ilustrativamente, no Sudeste, tem-se que homens brancos cujos pais são letrados e convivem na mesma residência apresentaram maior probabilidade de galgarem os estratos superiores de renda. Por outro lado, os indivíduos de lares monoparentais chefiados por uma mulher apresentaram maior probabilidade de atingir níveis mais elevados de renda do que aqueles cujos lares tinham um homem como pessoa de referência.

Netto Jr., Ramalho e Aragón (2010), ainda, frisam a relevância da escolaridade dos pais e da estrutura familiar para a transmissão intergeracional de renda e educação, atribuindo parcela significativa da probabilidade dos filhos não se encontrarem nos primeiros estratos de renda e de educação à escolaridade dos pais. Neste ponto, os autores atentam para um fato interessante, que surge em direção oposta à sugerida pela literatura sobre o assunto: enquanto que, no mundo desenvolvido, a mulher tem maior impacto na transmissão educacional para a prole, Netto Jr., Ramalho e Aragón (2010) sugerem que, no Brasil, a escolaridade dos responsáveis pelo lar – homens, mormente – exerce maior efeito sobre as

probabilidades de aumento salarial e educacional dos filhos. No tocante à composição do lar, a exemplo do que se verificou na análise de mobilidade de renda, filhos de lares biparentais guardam maior probabilidade de progresso de renda e de educação do que os oriundos de lares monoparentais. A mobilidade de renda é maior em lares biparentais chefiados por homens, condição ocupada, no caso dos monoparentais, pelos conduzidos por mulheres.

Quanto à relação entre mobilidade de educação e renda, foram encontradas evidências positivas, exceto para os indivíduos presos na armadilha intergeracional da pobreza. De acordo com os autores, os resultados obtidos sugerem aperfeiçoamentos às políticas públicas, tais como destinar maior enfoque dos programas de transferência de renda a lares monoparentais comandados por mulheres, contanto que tal auxílio estivesse condicionado à manutenção dos filhos na escola; e atrelar o investimento em melhoria do acesso e da qualidade da educação à criação de oportunidades de emprego e qualificação, sem as quais o rompimento da armadilha intergeracional de pobreza torna-se sensivelmente mais penoso.

Ainda no âmbito das relações entre educação e renda, tem-se a Equação de Mincer (1974), uma ferramenta clássica da moderna economia do trabalho. Heckman, lochner e Todd (2003) se referem a ela como sendo a pedra fundamental da literatura em economia empírica sobre o tema. O modelo de rendimentos minceriano de 1974 é um dos arcabouços teóricos tradicionais no estudo de retornos à escolaridade e na mensuração do impacto da experiência no mercado de trabalho para os diferenciais de salário entre grupos de uma população.

Ainda de acordo com Heckman, lochner e Todd (2003), o modelo de Mincer se propõe a examinar, através de uma equação básica, uma função de salários hedônicos¹⁴ e uma taxa de retorno à escolaridade – que pode ser comparada à taxa de juros, permitindo determinar o nível ótimo de escolaridade a ser adquirido, ou, em outras palavras, o nível ótimo de investimento em capital humano. O modelo de Mincer, com as devidas ressalvas e adaptações corretivas, segue sendo bastante utilizado pela literatura econômica.

¹⁴ Tal função tem por objetivo expôr como o mercado de trabalho remunera características consideradas importantes para a produtividade, como escolaridade e experiência profissional.

Pinho Neto, Barreto e Feijó (2011), por exemplo, utilizaram o enfoque minceriano para investigar os principais determinantes da recente redução da desigualdade de renda salarial no Brasil durante a primeira década do século XXI, obtendo uma decomposição da variância da variável explicada do modelo – o logaritmo da renda. Trata-se da decomposição em nível, “cujo objetivo é obter a contribuição de cada variável explicativa da equação minceriana para a desigualdade salarial” (PINHO NETO, BARRETO e FEIJÓ, 2011, p. 11). Para cada variável incluída é obtido um peso de desigualdade relativo ao das demais variáveis, sendo que a soma de todos os pesos é igual à unidade. Assim, cada um desses pesos explica o quanto da desigualdade do logaritmo da renda do salário se deve à variável que o originou.

A decomposição da diferença – também utilizada na obtenção dos resultados do artigo – leva em consideração a mudança da desigualdade de renda entre dois períodos, ponderando as variáveis do modelo de acordo com a sua contribuição para o processo. Para a obtenção dos pesos relativos às transformações entre os períodos é necessário escolher um índice de desigualdade, que, a partir de então, condicionará os valores obtidos; em outras palavras, duas decomposições de diferença realizadas sobre a mesma amostra dificilmente gerarão os mesmos resultados, a menos que ambas sejam baseadas no mesmo índice de desigualdade. Para o estudo em questão, foi escolhido o índice de Gini, em virtude da sua exaustiva aplicação na literatura empírica sobre distribuição de renda. A exemplo do que ocorre na decomposição em nível, os pesos relativos de cada um dos fatores denotam a sua contribuição para a queda ou aumento da desigualdade de um período para o outro e, quando somados, devem ser igual à unidade.

Assim, Pinho Neto, Barreto e Feijó (2011) observaram a evolução da desigualdade de renda salarial no Nordeste e no Sudeste do Brasil através da PNAD de 2001 e 2008. As variáveis explicativas do modelo são: educação e idade (heterogeneidade); gênero e raça (discriminação); e formalização do vínculo empregatício indivíduo e filiação à entidade sindical (segmentação). Com exceção de idade e educação, as demais variáveis são binárias, sendo que a associada à raça distingue os indivíduos em brancos e não brancos. O objetivo dos autores não é a estimação da equação minceriana em si, isto é, não é apurar o quanto cada

componente do modelo impacta na renda do indivíduo, mas observá-los como fontes de redução de desigualdade.

Neste sentido, o estudo concluiu que, para a região Nordeste, todos os fatores do modelo foram atuantes na redução da desigualdade salarial no período observado, sendo a educação o principal. Resultado semelhante foi observado para o Sudeste, assim como para o Brasil: em ambos os casos, a educação foi o aspecto mais atuante na redução da desigualdade salarial. Quanto à análise de decomposição em nível, para cada amostra, a educação também foi a fonte, proporcionalmente, da maior parcela da desigualdade de renda entre as observações.

A análise econométrica empreendida evidenciou que a má distribuição de educação é a principal fonte de desigualdade, explicando quase metade das diferenças salariais observadas no Brasil e nas regiões estudadas; foi também a educação quem mais contribuiu para a redução da desigualdade de renda no período. Combinando as duas últimas ponderações, conclui-se que qualquer ação que tenha por objetivo atenuar a concentração de renda deverá conter mecanismos que ensejem a redução do abismo educacional entre os estratos sociais.

1.1.1.6 Igualdade de Oportunidades e Crescimento Econômico

Sociedades com pouca igualdade de oportunidades estão sujeitas, de acordo com Barros et al. (2009), a sofrer com ineficiências econômicas. Em um contexto no qual a economia é altamente dependente de inovações tecnológicas, barreiras ao acesso da população à educação de qualidade refletirão em uma mão-de-obra pouco qualificada para articular conceitos mais sofisticados e despreparada para assimilar e contextualizar novas ferramentas aos desafios de uma era na qual o único princípio que parece se manter firme é o da constante inovação.

Muito embora características étnicas e geográficas também sejam abordadas na literatura que articula igualdade de oportunidades e crescimento econômico, o gênero é uma das circunstâncias que mais figuram em investigações dessa natureza. Para o caso brasileiro, Agénor e Canuto (2013) utilizaram um modelo de

gerações sobrepostas¹⁵ para apontar os benefícios que a mitigação das desigualdades de gênero poderia trazer ao crescimento econômico brasileiro.

A fim de contextualizar os avanços que ocorreram no país de 1991 a 2010 em termos de redução de desigualdades de gênero, os autores apontam para algumas mudanças bastante significativas: a taxa de analfabetismo entre as mulheres com mais de quinze anos de idade caiu de 20,3% em 1991 para 13,5% em 2000, chegando, em 2008, a 9,8%. Outro fato importante diz respeito ao crescimento na proporção de mulheres com Ensino Superior completo.

No mercado de trabalho, a participação de mulheres com diploma de nível terciário - considerando apenas a força de trabalho feminina - cresceu de 7,4% para 8,5%, alcançando, por fim, 11,9%, considerando os anos de 1992, 1999 e 2007, respectivamente. No caso dos homens, a parcela de indivíduos com curso superior, se comparada à das mulheres, foi sempre inferior: 5,3%, 6,2% e 7,3%. Os autores ainda apontam para o crescimento da proporção de mulheres no mercado de trabalho, partindo de 52,8%, em 1998, até alcançar 57,6%, em 2009. A participação de mulheres assalariadas no setor não-agrícola da economia elevou-se de 35,1% para 41,6%, de 1990 para 2007.

Contudo, apesar da inegável ascensão da mulher no mercado de trabalho e em termos educacionais, muitas desigualdades ainda persistem no Brasil. Por exemplo, muito embora a proporção de mulheres em postos de trabalho com carteira assinada tenha crescido na primeira década do século XXI, esta participação ainda é menor do que a observada entre os homens: 48,8% contra 53,2%. Mesmo possuindo escolaridade média superior - em 2007 eram 8,8 anos, contra 7,7 anos para os homens - as mulheres percebem salários menores. Para os estratos populacionais com pelo menos doze anos de escolaridade, o salário percebido por uma mulher, em 2008, era apenas 58% do de um homem. No que tange ao desemprego, os números também desfavorecem as mulheres, superando em 4% a taxa de homens desempregados. Esses indicadores são ainda piores para as mulheres que pertencem às coortes etárias mais jovens.

¹⁵ Os autores calibraram o modelo a partir de dados da PNAD de 2009 e da base de dados de indicadores de desenvolvimento do Banco Mundial

A maior parcela da justificativa para os salários femininos serem tão inferiores aos masculinos origina-se nas práticas discriminatórias e nas normas vigentes na sociedade brasileira, sendo bastante diminuta a contribuição para essa disparidade imputável a fatores como educação, habilidade e experiência.

A partir do o modelo calibrado, Agenór e Canuto simulam os efeitos de da introdução de algumas políticas, como transferência de renda, investimento em infraestrutura e programas pró-gênero. O experimento mostra que investimentos em infraestrutura aumentam o tempo disponível para as mulheres investirem no cultivo de seu próprio capital humano. Outra consequência desse tipo de investimento é o aumento do poder de barganha¹⁶ das mulheres em relação à alocação dos recursos do lar, o que refletiria em um sacrifício do consumo corrente em prol da poupança e do cuidado dos filhos - em especial da canalização de esforços para a educação das filhas.

No entanto, transferindo o foco da desigualdade de renda para a desigualdade de educação, fica claro - conforme os dados que serão apresentados no desenrolar deste trabalho corroboram - que os indivíduos do sexo masculino têm recebido menos instrução do que as mulheres; ou seja, estão tendo menos acesso a oportunidades educacionais. Por outro lado, o estudo a recém apresentado utiliza esse fato como pivô da emergente influência da mulher nas decisões familiares. Talvez, em certas situações, seja necessário conviver com algum grau de desigualdade em certas dimensões a fim de que outras disparidades - pretensamente mais graves - sejam remediadas.

1.1.1.7 Índices de Dissimilaridade: Aplicações na Literatura

As seções anteriores tiveram por finalidade comentar trabalhos empíricos que relacionavam, em alguma medida, igualdade de oportunidades, mobilidade intergeracional, renda e crescimento econômico. Tais investigações acessaram esses fenômenos através de ferramentas como o índice de Gini, o índice de Theil, a

¹⁶ De acordo com Agénor e Canuto (2013) , o poder de barganha entre os cônjuges depende do estoque de capital humano relativo de cada um. Neste sentido, mulheres com elevado nível de instrução deteriam maior influência sobre a alocação dos recursos do lar.

Equação de Mincer, entre outros. Como uma das principais finalidades deste trabalho é apresentar os índices de dissimilaridade propostos por Yalonzky (2010), comenta-se a seguir algumas aplicações empíricas dessa medida. Além de expor exemplos de uso dos índices, aspectos relacionados à composição dos tipos e das vantagens individuais também são comentados.

Yalonzky (2010) estudou a evolução da desigualdade de oportunidades educacionais no Peru. Para tanto, o autor particionou a amostra da *Encuesta Nacional de Hogares*¹⁷ (ENAH) de 2001 em sete vantagens, combinando os valores possíveis das duas oportunidades escolhidas para análise: nível de escolaridade e qualidade da educação.

A escolaridade foi dividida em quatro níveis:

- Sem instrução (1);
- Primário, completo ou incompleto, mas sem freqüentar o secundário (2);
- Secundário, completo ou incompleto, mas sem freqüentar o terciário (3);
- Terciário, completo ou incompleto (4).

Para a qualidade da educação, existem três resultados possíveis:

- Sem instrução (1);
- Estudou em escola pública (2);
- Estudou em escola privada (3);

Note-se que, muito embora existam quatro valores possíveis para escolaridade e três para qualidade da educação, o total de vantagens obtido ao se combinar as duas oportunidades é sete, uma vez que, no caso do indivíduo não possuir instrução, não faz sentido atribuir nível de qualidade de educação que não seja o "sem instrução".

Os tipos são construídos a partir de três variáveis associadas ao indivíduo observado: gênero (masculino e feminino), nível de instrução da mãe ("até primário

¹⁷ Pesquisa amostral de domicílios do Peru.

completo" e "além de primário completo") e nível de instrução do pai ("até primário completo" e "além de primário completo"). Consideradas todas as combinações possíveis, cada participante da amostra pode pertencer a um e somente um entre os oito tipos possíveis, conforme a Tabela 1.

Tabela 1 - Espaço de tipos em Yalonzky (2010)

Homem, mãe até primário completo, pai até primário completo;	Mulher, mãe até primário completo, pai até primário completo;
Homem, mãe até primário completo, pai além de primário completo;	Mulher, mãe até primário completo, pai além de primário completo;
Homem, mãe além de primário completo, pai até primário completo;	Mulher, mãe além de primário completo, pai até primário completo;
Homem, mãe além de primário completo, pai além de primário completo;	Mulher, mãe além de primário completo, pai além primário completo;

Fonte: Yalontezky (2010). Elaboração do autor.

Com o objetivo de observar como a desigualdade de oportunidades educacionais comportou-se no decorrer dos anos, os indivíduos, ainda, foram divididos em coortes etárias. Yalonzky (2010) realça alguns fatos importantes extraídos da simples observação da tabela de frequências. A primeira delas é que a participação dos dois níveis educacionais mais baixos reduz-se de forma monotônica ao longo do tempo, dos mais velhos para os mais jovens, ao passo que a proporção dos níveis mais elevados aumenta. Em segundo lugar, há evidência de dominância estocástica de primeira ordem daqueles indivíduos cujos pais foram mais longe nos estudos sobre aqueles cujos pais têm menor instrução, independente da coorte analisada; isto é, filhos de pais com maior escolaridade são detentores, sistematicamente, de maior escolaridade do que aqueles cujos pais têm menor nível instrucional. Por fim, entre homens e mulheres, as desigualdades educacionais atenuaram-se nas faixas mais jovens.

Consideradas individual ou conjuntamente as oportunidades qualidade de educação e nível de escolaridade, confirmou-se a tendência de redução de desigualdade na direção dos mais jovens. Muito embora esse movimento não tenha ocorrido monotonicamente, os índices de dissimilaridade obtidos para a coorte mais jovem são menores, tanto para oportunidades analisadas conjunta quanto

individualmente, do que os da mais idosa. Por essa ótica, é possível afirmar que existe na população analisada uma inclinação à "neutralização de circunstâncias", com o decorrer dos anos, em favor dos seus representantes mais novos.

Quando o gênero era a única circunstância relevante para a determinação do tipo, todos os ensaios conduzidos - independente da oportunidade educacional considerada - revelaram o seguinte: após um aprofundamento da desigualdade da coorte mais idosa para a subsequente, o que se observa é o seu abrandamento. Ainda, de acordo com o autor, a faixa etária mais jovem apresentou o menor grau de desigualdade da amostra, refletindo um avanço na mitigação na desigualdade de oportunidades educacionais entre os gêneros no Peru, dado o período analisado.

Cruces et al. (2011) também utilizaram os índices de dissimilaridade de Yalonetzky (2010) para detectar a existência ou não de desigualdade entre etnias na mobilidade educacional em educação para Brasil e Chile. A exemplo do que ocorre sistematicamente nos estudos de mobilidade educacional intergeracional para o Brasil, os autores utilizaram os dados da PNAD de 1996 para o país, ao passo que, para o Chile utilizam dados agrupados de 2006 e 2009 da *Encuesta Nacional de Caracterización Socioeconómica*¹⁸ (CASEN). Foram utilizados dois índices de dissimilaridade: um para identificar desigualdade de oportunidades e outro para detectar as diferenças de mobilidade intergeracional através da comparação entre matrizes de transição. As observações das amostras de cada país foram divididas em dois tipos: o primeiro tipo é caracterizado pelo grupo étnico majoritário e, o segundo, pelo minoritário¹⁹.

Quanto à desigualdade de oportunidades, tanto para o Brasil quanto para o Chile, os índices revelaram que a etnia – conforme definida pelos autores – foi discriminatória para a educação. Quanto à faixa etária, verificou-se que a desigualdade de oportunidades está presente em todas as coortes consideradas no estudo, em ambos os países. Análises adicionais sugeriram a existência de um abismo étnico, pelo qual, muito embora a escolaridade das minorias tenha se

¹⁸ Pesquisa a domicílios realizada no Chile, a cada dois ou três anos, pelo governo daquele país.

¹⁹ No caso brasileiro, o grupo majoritário ao qual se referem os autores é formado por descendentes de imigrantes europeus, enquanto que os pardos e negros compõem o grupo minoritário. Para o Chile, a etnia minoritária é formada por indígenas, enquanto que o majoritário é composto pelos não-indígenas.

elevado, a dos grupos majoritários, em termos proporcionais, evoluiu mais ainda em número de anos de estudo. Tal constatação atestaria a persistência do abismo étnico educacional mesmo em um contexto no qual a escolaridade média da população dos dois países eleva-se constantemente.

Como as análises de desigualdade de oportunidade levadas a cabo exploram apenas o estado em que a disparidade entre etnias se encontra, Cruces et al. (2011) empregaram também índices de dissimilaridade às matrizes de transição de escolaridade entre gerações, com a intenção de detectar os grupos para os quais as desigualdades se dissipam mais lentamente – ou mesmo aumentam. Para os dois países, as estimações forneceram índices de dissimilaridade não nulos para cada uma das faixas etárias, indicando a existência de diferenças entre os regimes de mobilidade dos dois grupos. Para o caso brasileiro, os resultados apontaram para o crescimento das desigualdades em direção às coortes mais jovens. No Chile, muito embora o índice de dissimilaridade seja menor, há indícios de manutenção de uma desigualdade étnica na vantagem educação. Porém, uma análise direta das matrizes de transição indica o aumento da mobilidade educacional para os indivíduos mais jovens relativamente aos mais velhos. Em síntese, tal asserção constata que a proporção de indivíduos com maior escolaridade do que os pais supera a proporção daqueles que alcançaram menor instrução. Tal proporção aumenta em direção às coortes mais jovens em ambos os países e grupos étnicos, mas, para o caso brasileiro, o nível de mobilidade das minorias apresenta-se inferior – e esta diferença se agrava para as faixas mais jovens, o que sugere que o grupo com menos acesso à educação se beneficia menos da mobilidade do que a parcela majoritária da população. As minorias étnicas chilenas também desfrutaram de menor mobilidade quando comparadas às majorias.

Em contraste com o Brasil, no entanto, há evidências de que, no Chile, as diferenças entre os mais jovens de cada grupo reduziram-se, esboçando-se, assim, uma convergência. Cruces et al (2011) salientam, porém, que vestígios de convergência não são suficientes para implicar equalização entre o nível educacional dos dois grupos, visto que este é condicionado à *escolaridade de seus pais*.

O esforço empírico que será apresentado e discutido nas próximas seções utiliza os índices de dissimilaridade de Yalonetzky (2010). As características consideradas no desenho dos tipos são, porém, distintas, porém, e os dados são da PNAD de 2011. Este aspecto aproxima este estudo do proposto por Cruces et al. (2011), proporcionando uma comparação entre dois momentos distintos do estado da igualdade de oportunidades educacionais no Brasil.

METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A PNAD é uma fonte de dados muito valiosa para a compreensão e acompanhamento da sociedade e da economia brasileira. Para o estudo de igualdade de oportunidades educacionais, porém, ela se ressentia da falta de informações sobre a escolaridade dos pais dos indivíduos entrevistados. A última vez que essa informação foi alvo de coleta foi em 1996, através do suplemento sobre mobilidade da pesquisa. Por sua vez, a literatura de igualdade de oportunidades costuma enfatizar os atributos dos pais como uma circunstância determinante para a trajetória da prole. Assim, a ausência dessa informação em edições mais recentes da PNAD é restritiva à investigação. Diante dessa limitação, os tipos considerados para o cálculo dos índices de dissimilaridade se baseiam nas dimensões etnia e gênero. As seções a seguir estão voltadas para a apresentação da base de dados e para a construção dos tipos nos quais a amostra foi particionada.

BASE DE DADOS

Para a composição do banco de dados subjacentes ao exercício empírico, foram utilizados os microdados da PNAD de 2011, fornecidos pelo IBGE. A fim de evitar distorções, realizou-se a exclusão de algumas observações da base original. Assim, a amostra a partir da qual foram obtidos os índices de dissimilaridade incorpora apenas os indivíduos que residem em zona urbana, que declararam escolaridade e que recebiam remuneração em dinheiro oriunda de trabalho. Excluídas aquelas observações que não preenchiam as restrições mencionadas, restaram 132.728 observações.

CONSTRUÇÃO DOS TIPOS

A amostra da PNAD 2011, aplicadas as restrições mencionadas na seção anterior, foi seccionada, inicialmente, em coortes etárias e grandes regiões do país, gerando subamostras que, por sua vez, foram divididas em tipos. Essa abordagem permite não só comparar - tanto para os tipos construídos a partir do gênero, quanto para os construídos a partir das características étnicas - as desigualdades educacionais da população de determinada faixa etária *entre* as regiões brasileiras, bem como *através* das coortes nas dimensões gênero e etnia.

Em termos etários, as observações foram divididas nas seguintes faixas, em anos: 15 a 21, 22 a 31, 32 a 41, 42 a 51, 52 a 62 e mais de 62. O espectro étnico é composto por dois tipos: "branco" e "negro ou pardo"²⁰. Os gêneros considerados são o masculino e o feminino. As vantagens possíveis restringem-se, como já foi frisado, às de natureza educacional. Os níveis de oportunidade educacional nos quais um indivíduo pode ser encaixado são os seguintes:

- sem qualquer instrução;
- menos do que o Ensino Fundamental;
- menos do que o Ensino Médio;
- menos do que o Ensino Superior completo e
- *pelo menos* o Ensino Superior completo²¹.

CÁLCULO DOS ÍNDICES DE DISSIMILARIDADE

Foram realizadas essencialmente duas análises, uma de etnia e outra de gênero. Em cada uma delas, foram calculados dois índices de dissimilaridade para as cinco regiões e para as seis coortes etárias, acumulando-se 60 índices por análise.

²⁰ Respondentes das etnias amarela e indígena, quando somados, perfizeram 1,01% da amostra.

²¹ O leitor mais atento deve reparar que – estrita compreensão – todo indivíduo, ao enquadrar-se em um dos cinco níveis educacionais, enquadrar-se-á, automaticamente, nos seguintes, a exceção do patamar educacional máximo. Ao tentar simplificar a descrição das vantagens educacionais, abriu-se mão do preciosismo lógico; portanto, que se compreenda que cada indivíduo é considerado apenas para uma única vantagem, aquela de menor grau de instrução.

Os índices de dissimilaridade em questão são aqueles dados pelas equações (1) e (2) da seção 1.1.1.2. Para calculá-los, foi desenvolvido um programa para o pacote estatístico *Stata* 12, cujo código-fonte é apresentado nos anexos do trabalho.

O capítulo a seguir contemplará os resultados derivados da implementação da estratégia a recém descrita. Além da evolução dos índices de dissimilaridade propriamente ditos, aspectos descritivos da amostra serão evidenciados, visando a qualificar tal trajetória.

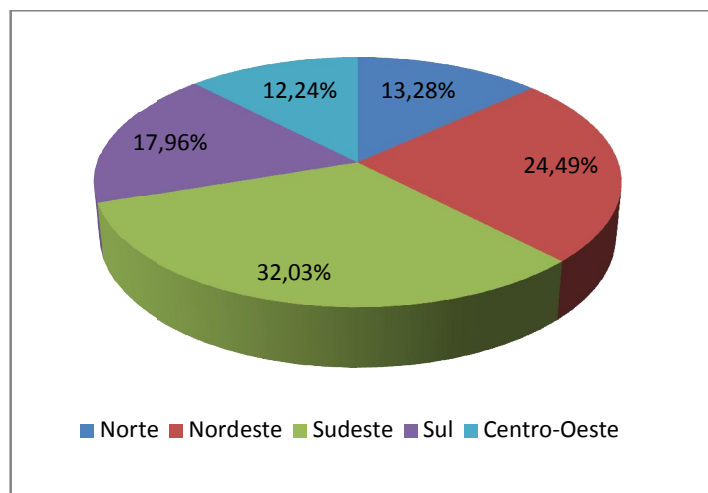
ANÁLISE DOS RESULTADOS

A exposição dos resultados da pesquisa está dividida fundamentalmente em duas partes. Primeiro será feita a exposição das estatísticas descritivas da amostra utilizada, como forma de contextualização. A seguir, os índices de dissimilaridade propriamente ditos terão suas magnitudes e trajetórias comentadas.

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRA

Antes de proceder ao cálculo e análise dos índices de dissimilaridade, é interessante discorrer sobre algumas características descritivas da amostra: tal esforço será recompensado pela qualificação que emprestará à leitura dos índices.

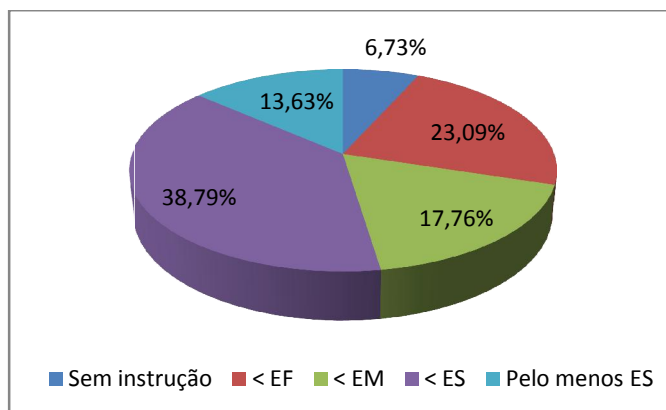
Figura 1 - Distribuição da população, por região brasileira (2011)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

Como indica a Figura 1, a região com maior representação na amostra é o Sudeste, com 32,03% das observações totais, seguido pelo Nordeste, que detém 24,49% de participação. O Centro-Oeste é a região com a menor fração da amostra, com 12,24%.

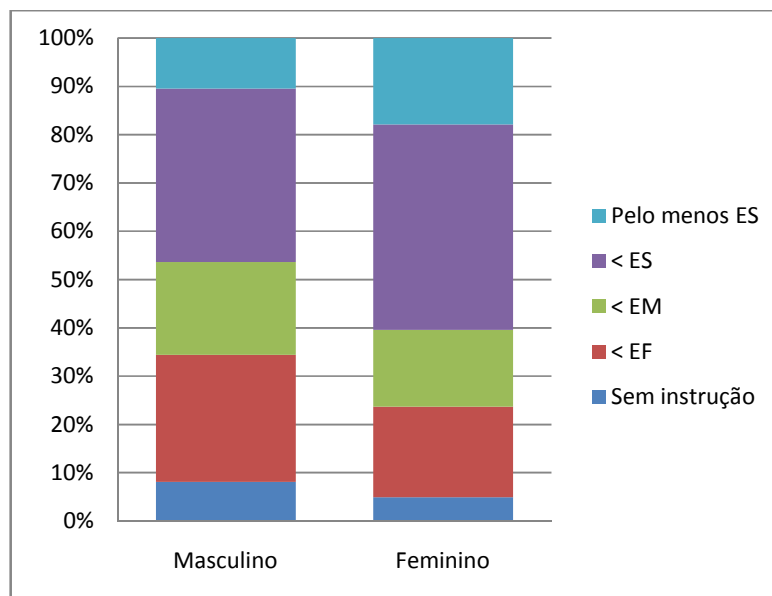
Figura 2 - Distribuição da população, por nível de instrução (2011)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

Em termos das faixas de escolaridade definidas anteriormente, observa-se, a partir da Figura 2, que 6,73% da população não possui qualquer instrução. Por outro lado, tem-se que 13,63% da amostra têm ao menos o Ensino Superior já concluído, ao passo que 38,79% concluiu o Ensino Médio, podendo ou não estar cursando o ensino superior quando da coleta dos dados. Um dado ainda preocupante é a participação de indivíduos que não possuem o primeiro grau completo, muito embora possuam alguma instrução: 23,09%. Quanto às variáveis que dão origem à partição da amostra em tipos, temos que brancos representam 47,28%, e negros e pardos são 52,72% do total; mulheres são 42,95%, ao passo que homens compõem 57,05%.

Figura 3 - Distribuição do nível de instrução, por gênero. (2011)



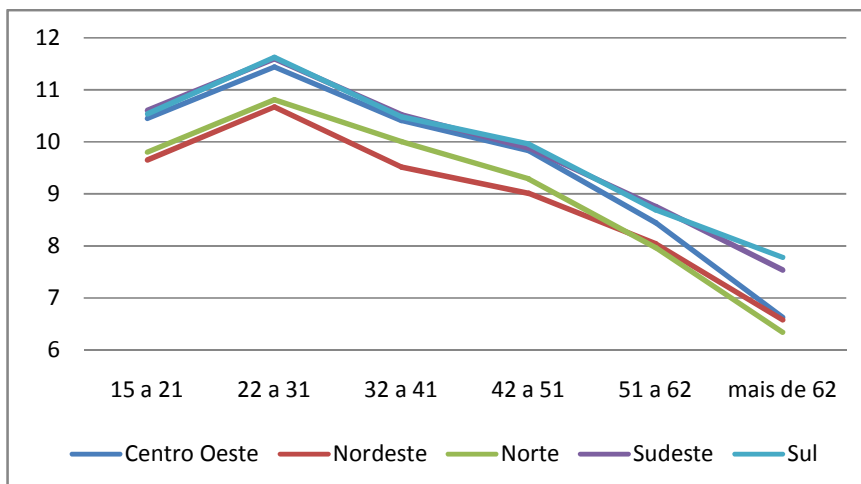
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

A Figura 3 apresenta a distribuição de níveis de instrução dado o gênero, considerada a amostra em sua totalidade. O gráfico explicita o fato de as mulheres, proporcionalmente, possuírem nível mais elevado de instrução do que os homens para os dados analisados - constatação que se manterá inclusive quando a amostra for decomposta em coortes etárias e regiões. Para o caso das mulheres observadas, 17,86% tem pelos menos o Ensino Superior completo. Na distribuição dos indivíduos do sexo masculino, a participação deste nível de instrução é sensivelmente menor: 10,45%. Na base das distribuições, a situação inverte-se: a proporção de mulheres sem instrução é 4,94%, enquanto que nos homens é 8,07%.

Quando as distribuições são geradas a partir de circunstâncias étnicas dos indivíduos, é relevante a vantagem, em termos educacionais, dos brancos em relação aos pardos e negros. Se 19,52% dos brancos tem ao menos Ensino Superior completo, na distribuição de pardos e negros essa proporção é de apenas 8,36%. Já no outro extremo, 8,83% dos pardos e negros não tiveram acesso a qualquer instrução, enquanto que, para os brancos, essa proporção é de 4,38%, aproximadamente metade do outro grupo.

A Figura 4 apresenta o gráfico com a evolução, através das coortes etárias, da escolaridade média recebida pelos habitantes de cada região.

Figura 4 - Escolaridade média em cada coorte etária, por região (2011).



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

Em termos gerais, o que se percebe é um crescimento monótono da instrução média das faixas mais antigas em direção às mais jovens. A única exceção fica por conta do estrato formado pelos representantes mais novos da amostra, que apresenta uma queda na média, frente à faixa etária imediatamente anterior. Tal desvio não indica, necessariamente, que, a partir de um determinado momento, a população optou por interromper sua formação educacional de forma precoce; é mais plausível considerar que indivíduos entre 15 e 21 anos ainda estejam em fase instrucional, tendo assim anos de sala de aula por amearhar ao seu estoque de capital humano. Considerada essa particularidade, é interessante ressaltar que, comparadas as médias, os jovens entre 15 e 21 anos - mesmo que com formação incompleta - vem acumulando tantos anos de escolaridade quanto a população entre 32 e 41 anos.

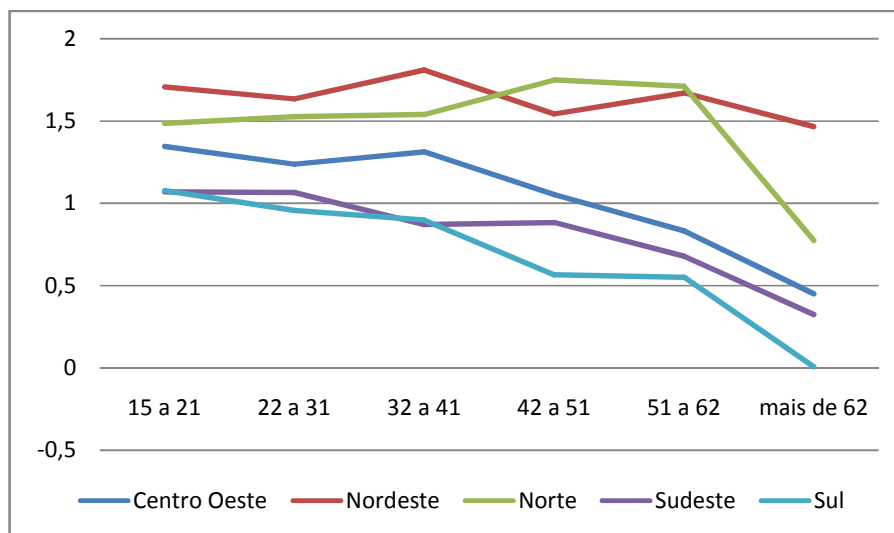
Regionalmente, Norte e Nordeste, da coorte mais antiga à mais nova, apresentam menor escolaridade média entre seus habitantes, ao passo que Sul e Sudeste apresentam a maior. O Centro-Oeste exibe variação mais sensível: parte de um nível semelhante ao nordestino para a coorte com mais de 62 anos até

compatibilizar-se com as médias de escolaridade de Sul e Sudeste, a partir da faixa etária de 42 a 51 anos.

A análise da escolaridade média sugere um crescimento generalizado no nível educacional da população, na direção dos estratos mais jovens, tendência observada em todas as regiões brasileiras.

Um exercício natural - derivado do primeiro e contextualizado às circunstâncias observadas para a definição dos tipos - envolve investigar as diferenças de médias entre gêneros e entre etnias. A Figura 5 exhibe o comportamento da diferença de escolaridade entre mulheres e homens, medida em anos, para cada região, através das faixas etárias. Valores positivos indicam que as observações relativas ao sexo feminino têm média superior às do masculino na amostra.

Figura 5 - Diferença de escolaridade média, em anos, entre os gêneros em cada coorte etária, por região (2011).



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

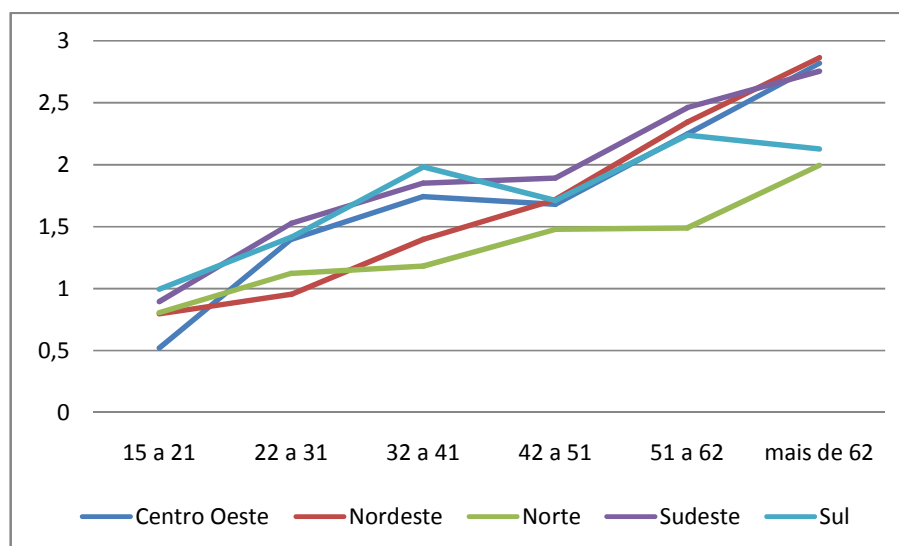
Uma constatação imediata é que as mulheres tomam, de forma generalizada, mais educação do que os homens; ainda, é marcante a sugestão que essa diferença é esgarçada com o passar dos anos. Entre as regiões, o Nordeste é a que apresenta comportamento mais constante: é a região, que através das coortes, apresenta

menor variação entre o primeiro e o último estrato; e também é onde a diferença entre as escolaridades médias dos gêneros atinge seu maior valor.

O Norte - seguindo a ordem decrescente dos valores para a variável - vem logo a seguir. Da coorte mais idosa para a adjacente, a região realizou um "salto" na diferença das médias que lhe permitiu ultrapassar o Nordeste; na faixa dos 32 aos 41 anos ocorre um recuo da variável, colocando o Norte, novamente, na segunda posição. A seguir, aparecem Centro-Oeste, Sudeste e Sul, nesta ordem - que, com raras exceções, é mantida à medida que o foco é deslocado para as faixas etárias mais jovens. Para essas três regiões também se constata um aumento na diferença da escolaridade média dos sexos. Desconsiderada a coorte de 15 a 21 anos - que, conforme já foi observado, potencialmente é formada por jovens que ainda estão estudando -, fica a impressão de que a diferença de escolaridade média entre os gêneros, embora tenha desacelerado, não traz sinais de arrefecimento. Assim, se o ideal for que as desigualdades educacionais entre homens e mulheres sejam imperceptíveis, os dados não revelam indícios de que estejamos próximos desse objetivo.

Por outro lado, quando o foco é transferido do gênero para a etnia, as constatações apontam para a redução da diferença das médias de escolaridade, conforme mostra a Figura 6.

Figura 6 - Diferença de escolaridade média, em anos, entre os grupos étnicos em cada coorte etária, por região (2011).



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

Considerando as trajetórias regionais conjuntamente, há flagrante redução na diferença da escolaridade média entre brancos e o grupo composto por pardos e negros. Medidas positivas indicam que a escolaridade média dos brancos supera a escolaridade média de pardos e negros naquele valor. Assim, a conclusão geral é que, mesmo com média de anos de escolaridade inferior à dos brancos, pardos e negros vem alcançando, *vis-à-vis* o outro grupo, maior nível educacional.

A análise comparativa entre as trajetórias de cada região não traz sugestões contundentes. O Centro-Oeste é a região que apresenta maior redução na desigualdade entre as médias: ao lado de Nordeste e Sudeste, é a que revela, para a coorte mais idosa, maior discrepância; sua coorte mais jovem, por outro lado, é a que apresenta menor diferença entre os grupos. O Nordeste é outro caso em que, na dimensão étnica, observou-se redução acentuada na disparidade entre os tipos, dos mais velhos para os mais novos. O Sudeste, por sua vez, não atingiu redução tão grande quanto as outras duas regiões que partiram de níveis de desigualdade semelhantes ao seu. Os casos para os quais a redução foi mais tímida são o do Sul e do Norte. Para os indivíduos mais velhos, o Sul apresenta a segunda menor diferença, ficando atrás apenas do Norte. Por outro lado, trata-se da região que apresenta a maior disparidade educacional, considerada a coorte mais jovem, tendo ultrapassado todas as demais. Assim como o Sul, o Norte - se comparado com Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste - também apresenta um ritmo de redução de desigualdade inferior.

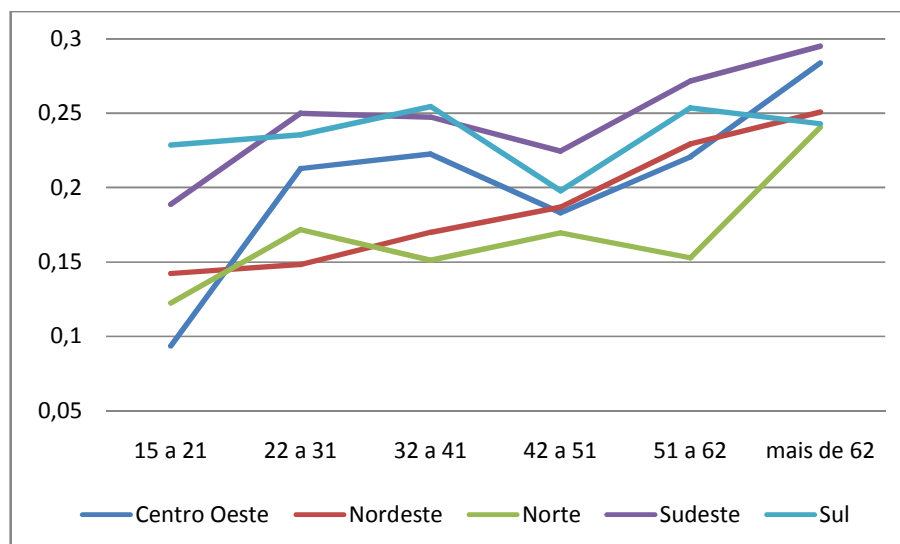
Embora sejam observadas, entre as regiões, cadências distintas na redução da diferença de escolaridade entre os grupos étnicos considerados, a análise apresentada sugere que, considerado o conjunto das regiões, o País está caminhando na direção da mitigação das diferenças educacionais na dimensão étnica. O mesmo não pode ser afirmado, contudo, quando é observado o prisma de gênero. Para a amostra e o período analisados, a escolaridade média das mulheres cresceu mais em comparação à dos homens ao longo dos anos, implicando o aumento da diferença da educação média entre os gêneros.

ÍNDICES DE DISSIMILARIDADE

A trajetória dos índices de dissimilaridade calculados para os tipos étnicos, através das coortes etárias, é ilustrada a seguir.

A Figura 7 apresenta a evolução da desigualdade de oportunidades dada pelo índice de dissimilaridade que possui a propriedade de ser invariante à população dos tipos. Esse índice - calculado conforme a equação (2) da seção Índices de Dissimilaridade 1.1.1.2 - será referido, por simplicidade, como "índice TPI".

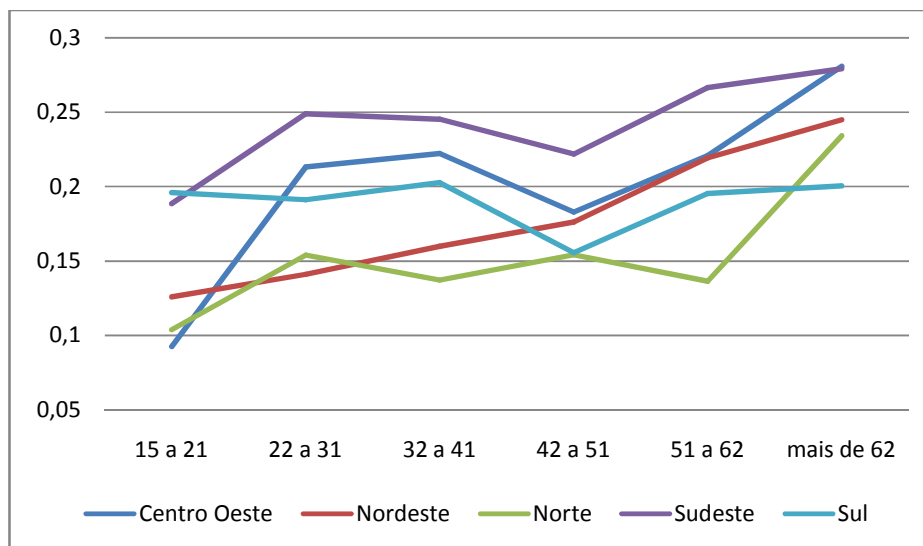
Figura 7 - Índices de dissimilaridade, com propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em etnias (2011).



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

Já a evolução do índice de dissimilaridade que não possui a característica de ser invariante à população dos tipos é exibida na Figura 8. Assim como na Figura 7, as curvas representam o comportamento da desigualdade, da população mais jovem para a mais idosa, em cada região brasileira. Por convenção, o índice da Figura 8 será aludido simplesmente como "índice não-TPI".

Figura 8 - Índices de dissimilaridade, sem propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em etnias (2011).



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

De uma maneira geral, observa-se uma tendência à redução da desigualdade de oportunidades educacionais a partir da coorte mais idosa em direção à mais jovem. Essa tendência se repete tanto para o índice TPI quanto para o índice não-TPI.

A desigualdade educacional entre brancos e não-brancos é menor no Nordeste e Norte, considerando as três primeiras faixas etárias, com exceção da coorte mais jovem do Centro-Oeste. É também para essas duas regiões que a média de anos de escolaridade é menor, quando comparada à das demais. Considerar essas duas observações simultaneamente sugere que, para Norte e Nordeste, além da menor média de anos de escolaridade, também tem-se que a incidência de indivíduos com apreciáveis desvios da escolaridade média é inferior à das outras regiões - isto é, são as unidades para as quais espera-se obter os menores desvios de escolaridade em relação à média, para as três coortes em foco.

A região na qual a incidência de desigualdade de oportunidades educacionais é maior é o Sudeste: é nesta região e no Sul onde a média de anos de escolaridade é maior, seja qual for a coorte enfocada. O elevado índice de desigualdade, tendo em vista os das demais regiões, aponta para o Sudeste como a região em que são observados os maiores desvios em relação à média de anos de escolaridade.

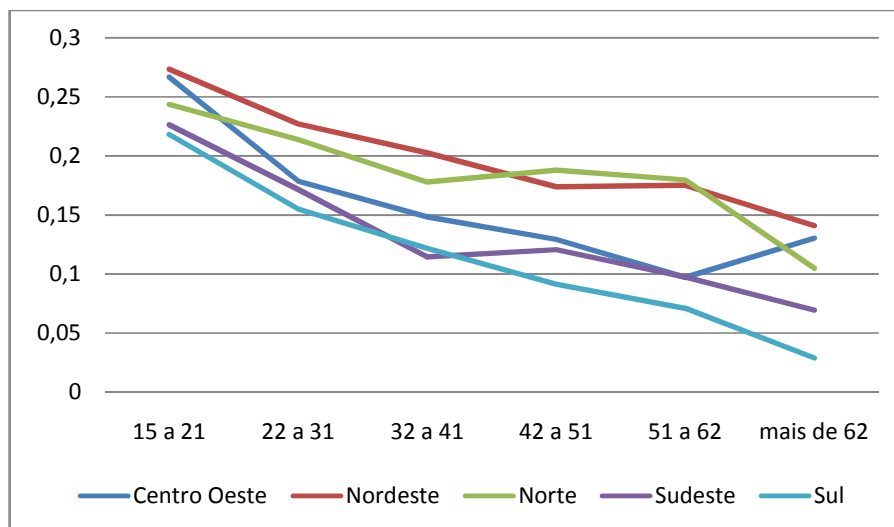
Considerando-se a população total do Sudeste, esse resultado indica que a desigualdade de oportunidades educacionais é elevada no Brasil.

A tendência à redução de desigualdade na direção dos mais jovens, já mencionada anteriormente, não é observada para a região Sul. Entre uma faixa e outra, não se apresenta um padrão definido - ora o índice apresentando um aumento, ora uma redução. Os índices das duas coortes mais novas são bastante próximos ao da coorte mais idosa, sugerindo certa similaridade nas desigualdades de oportunidades educacionais enfrentadas pelos seus cidadãos; o que se altera é a escolaridade média, que cresce a partir dos grupos mais velhos.

Considerado apenas o estrato populacional mais jovem, o Centro-Oeste apresenta um índice de desigualdade inferior ao do Norte e do Nordeste. A diferença em relação às duas regiões, é que o índice de dissimilaridade inferior é atingido em um contexto onde a média de anos de escolaridade é maior. Fora isso, o comportamento da desigualdade de oportunidades educacionais da região Centro-Oeste tem desenvolvimento semelhante ao das regiões Sudeste e Sul inclusive em tendência. A posição da trajetória da desigualdade do Centro-Oeste relativamente às demais regiões dependerá do índice de desigualdade escolhido: para o índice TPI, a região tem, geralmente, desigualdade inferior à observada para Sul e Sudeste; no caso do índice não-TPI, a desigualdade educacional entre etnias no Sul é menor.

Ao contrário do que ocorre no caso das etnias, a desigualdade de oportunidades educacionais aumenta da coorte mais idosa para a mais jovem quando os tipos são construídos com base no gênero dos indivíduos - tendência que, entre a coorte mais idosa e as duas mais jovens, sempre se verifica.

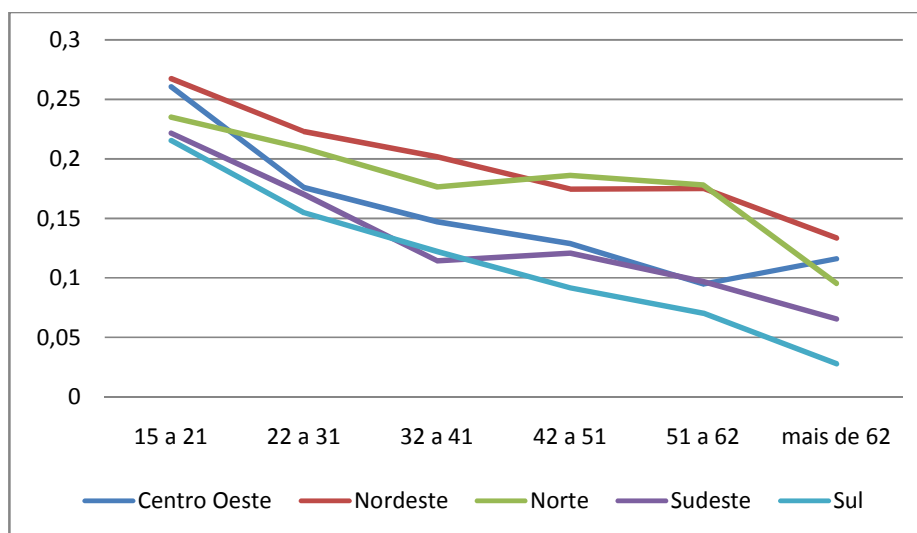
Figura 9 - Índices de dissimilaridade, com propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em gêneros (2011).



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

Se na aplicação com tipos baseados em etnias índices TPI e não-TPI proporcionaram trajetórias diferentes, inclusive levando a alterações na posição relativa das regiões, a Figura 9 e a Figura 10, ao contrário, expõem panoramas bem semelhantes. Embora os valores dos índices não sejam iguais, a posição relativa das curvas é mantida, assim como as oscilações nas tendências.

Figura 10 - Índices de dissimilaridade, sem propriedade TPI, em cada coorte etária, por região, entre tipos baseados em gêneros (2011).



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Elaboração do autor.

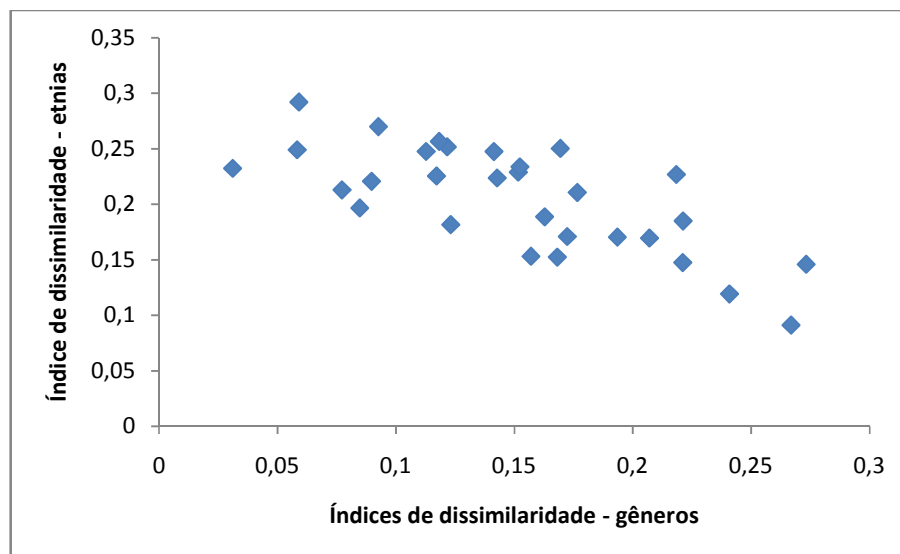
No caso das regiões que representam os extremos para os valores dos índices de dissimilaridade, o Sul é a que apresenta menor desigualdade entre os indivíduos com mais de 62 anos - índice que aumenta até alcançar os mais jovens. O Sul é a região que apresenta a menor desigualdade educacional entre os gêneros, se considerarmos a trajetória global da medida de dissimilaridade. Também de forma monotônica cresce a desigualdade no Nordeste: é a que revela a maior dissimilaridade dentre as cinco regiões, para a maior parte das faixas etárias.

Centro-oeste, Norte e Sudeste alternam incrementos e reduções em seus índices de dissimilaridade através dos grupos etários. A região Norte é aquela que, além do Nordeste, apresenta a maior incidência de desigualdade. O Centro-Oeste também oscila o seu comportamento, mas, em geral, em um nível inferior de desigualdade quando comparado ao Norte. Comparando apenas as faixas etárias mais novas com a mais velha, o Sudeste é a região que, depois do Sul, apresenta a menor desigualdade para tais coortes.

Comparando o desenvolvimento dos índices de dissimilaridade, a desigualdade de oportunidades educacionais aumenta na direção das faixas etárias mais jovens quando os indivíduos são particionados em tipos baseados em seu gênero. No caso das etnias, a desigualdade reduz-se no sentido contrário: os índices de dissimilaridade são menores para as coortes mais jovens do que para as mais velhas.

Estes resultados parecem apontar para uma relação inversa da desigualdade de oportunidades educacionais entre gêneros e etnias, à medida que os estratos etários são percorridos do mais idoso para o mais jovem; por ora, no entanto, é arriscado especular sobre uma relação que pode ter origens bastante complexas. A Figura 11 ilustra a intuição a recém comentada.

Figura 11 - Índices de dissimilaridade para tipos baseados em etnias e tipos baseados em gêneros, por coorte etária e região (2011).



Fonte: Elaboração do autor.

O coeficiente de correlação entre os índices de dissimilaridade de gênero e de etnia é de $-0,73$, aproximadamente, estabelecendo uma quantidade que predica a impressão ora sugerida.

De uma maneira geral, a análise realizada a partir dos dados da PNAD de 2011 permitiu concluir, para a amostra, que há duas tendências comuns às regiões brasileiras. Do ponto de vista étnico, foi apontada a redução das desigualdades ao longo dos anos, dos grupos mais velhos na direção dos mais jovens. Por outro lado, para os tipos baseados nos gêneros, revelou-se um movimento contrário: a desigualdade de oportunidades educacionais entre os sexos têm aumentado, o que é corroborado pelo fato - explicitado na Figura 5 - das mulheres estarem tomando mais educação do que os homens.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Um foco importante das contribuições no debate de Igualdade de Oportunidades tem sido a obtenção de medidas que quantifiquem adequadamente a desigualdade. Nesse sentido, foram apresentados os índices de dissimilaridade de Yalonetzky (2010). Trata-se de índices que apresentam pelo menos duas características importantes. Uma delas é a sua aderência à concepção de igualdade de oportunidades de John Roemer. A outra é que, quando o valor calculado pelo índice é nulo, está-se diante de agrupamentos que possuem distribuições de oportunidades idênticas, situação em que, portanto, há absoluta igualdade. Por outro lado, caso as distribuições não sejam iguais - ou seja, a proporção de indivíduos em cada vantagem varie de uma distribuição para outra - o valor apontado pelo índice sempre será maior do que zero. Convém frisar, no entanto, que os índices de dissimilaridade medem apenas a desigualdade de oportunidades entre sociedades, não fazendo menção, em momento algum, à posição na distribuição em que a desigualdade é mais severa, nem se a média em uma é superior à de outra.

Tendo em vista a posição central que tem sido destinada à educação no rol das forças motrizes do crescimento econômico, foram calculados os índices de dissimilaridade para analisar a evolução da desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil, em cada região, ao longo das faixas etárias. Como a métrica mensura a desigualdade entre as distribuições, não indicando, por exemplo, o nível da oportunidade em que a população se concentra, a utilização de outros dados estatísticos é fundamental para qualificar os valores fornecidos pelos índices. Nesse sentido, a outra medida sobre a qual a análise se amparou foi a diferença da escolaridade média entre os tipos escolhidos.

Para a amostra analisada, as duas regiões que apresentam menor média de anos de escolaridade, para qualquer faixa etária, foram Nordeste e Norte, muito embora essa média tenha crescido monotonicamente na direção dos estratos jovens. Se, por um lado, os índices de dissimilaridade apontam para essas regiões como aquelas em que há menor incidência de desigualdade educacional entre etnias, são elas que concentram a maior desigualdade entre os gêneros. Embora o fato se verifique em todas as regiões brasileiras, é no Norte e no Nordeste que a escolaridade das mulheres supera a dos homens com maior margem; no entanto,

mais do que estimular a permanência de alunos do sexo masculino no sistema educacional, é necessário aumentar a escolaridade média da população, visto que Norte e Nordeste têm as menores médias de escolaridade do Brasil, independente da faixa etária.

Se no Sul e no Sudeste a diferença de escolaridade entre os gêneros é a menor, ao longo das faixas etárias, é nestas regiões em que há maior diferença entre a escolaridade tomada por brancos e não-brancos. Porém, ao contrário do que se dá na diferença entre a escolaridade média de mulheres e homens no Norte e no Nordeste, a diferença entre brancos e não-brancos no Sul tem se reduzido na direção das coortes mais jovens, embora permaneça bastante elevada.

Aliás, em todas as regiões brasileiras, para os dados da amostra analisada, a diferença de nível (média de escolaridade) e a desigualdade entre etnias tem se reduzido em direção às coortes mais jovens. Fenômeno contrário é evidenciado quando a dimensão de comparação é o gênero. Nesse caso, os índices de dissimilaridade têm apontado para o aumento da desigualdade de oportunidades entre homens e mulheres, enquanto que, embora tenha se estabilizado nas faixas mais jovens de algumas regiões, a diferença de anos de escolaridade entre os sexos não demonstra sinais de arrefecimento: no Centro-Oeste, no Sul e no Sudeste - as regiões com maior média de anos de escolaridade - , ao contrário, ela vem aumentando.

As conclusões da investigação sugerem a elaboração de iniciativas que estimulem os homens a permanecerem mais tempo em sala de aula, principalmente no Nordeste e no Norte, onde, tanto a diferença de anos de escolaridade quanto a desigualdade apontada pelos índices, sob o prisma do gênero, são crescentes e são as maiores entre todas as regiões. Pela dimensão étnica, muito embora a desigualdade de oportunidades tenha se reduzido, os índices de dissimilaridade seguem apontando valores elevados, principalmente para Sul e Sudeste. A impactante redução da diferença entre a média de escolaridade dos brancos e não-brancos em todas as regiões é uma conquista significativa rumo à compensação das circunstâncias étnicas.

A sustentação dessas conclusões, no entanto, depende da extensão da dimensão temporal considerada na investigação, o que tornaria possível analisar a evolução da desigualdade para uma série mais longa. Outro desdobramento dessa pesquisa seria examinar, através dos índices de dissimilaridade, as possíveis relações entre o crescimento econômico das regiões brasileiras e a desigualdade de oportunidades educacionais.

ENSAIO II

RENDIMENTOS DOS EGRESSOS DAS UNIVERSIDADES PÚBLICAS
BRASILEIRAS

uma avaliação exploratória

INTRODUÇÃO

No período entre 2000 e 2011, o investimento público em Educação cresceu de 14% para 19,3% (INEP, 2013) em relação ao Gasto Público Social²². No ano 2000, 20,08% desse investimento era aplicado na Educação Superior, enquanto que a Educação Infantil era contemplada com 8,36%. Em 2011, observou-se um tímido aumento na participação da Educação Infantil para 8,80%. Enquanto isso, mesmo tendo sua parcela reduzida, o nível superior ainda era o destino de uma grande parcela do investimento público em Educação, com 17,10%. Os números sugerem que o Ensino Superior é foco de atenção do Governo. Uma das formas de aplicação dos recursos nesse nível de ensino é através das universidades públicas, que, além do expressivo orçamento, desfrutam junto à Sociedade da reputação de formar profissionais e técnicos qualificados.

Foram poucos os esforços empreendidos até hoje para verificar se as universidades públicas vêm desempenhando a contento um dos seus principais papéis: o de preparar profissionais para o mercado de trabalho. O caminho sugerido por este trabalho para observar a resposta das instituições frente a esse desafio é o da consulta àquele que experimentou suas práticas: o egresso. Ao se deparar com o mundo competitivo do trabalho, o diplomado põe à prova a eficácia da universidade em formar indivíduos aptos ao exercício de suas profissões. Assim, pode-se atribuir o sucesso do egresso, ao menos parcialmente, à formação que recebeu enquanto aluno de uma universidade pública.

Para efeito desse trabalho, o impacto da universidade pública será entendido principalmente na forma dos rendimentos que são percebidos pelos seus egressos. Adicionalmente, busca-se verificar se o diploma da instituição pública é suficiente para superar preconceitos de gênero e etnia recorrentes no mercado de trabalho, bem como se o nível e a área do curso são relevantes nesse sentido. Para tanto, foram estimados modelos baseados na Equação de Mincer. Utilizou-se, também, uma especificação de regressão quantílica para comparar os rendimentos dos egressos da Universidade Pública com os de uma amostra de indivíduos com nível

²² O Gasto Público Social é composto por "todas as despesas dos entes federados referentes à Educação, Cultura, Previdência Social, Alimentação e Nutrição, Saúde, Benefícios aos Servidores Públicos, Assistência Social, Trabalho e Renda, Saneamento e Habitação. (INEP, 2013)"

superior completo. A análise baseou-se em uma amostra de egressos da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

A próxima seção apresenta argumentos da literatura que chancelam o acompanhamento dos egressos como importante ferramenta de avaliação institucional, além de comentar trabalhos que se basearam em dados oriundos de pesquisas dessa natureza.

A terceira seção expõe a metodologia utilizada para a coleta dos dados dos egressos, além de apresentar detalhes técnicos da estimação do modelo minceriano e da regressão quantílica.

A quarta seção traz os resultados da estimação da regressão minceriana e da regressão quantílica. Adicionalmente, exhibe uma análise das estatísticas descritivas da base de egressos.

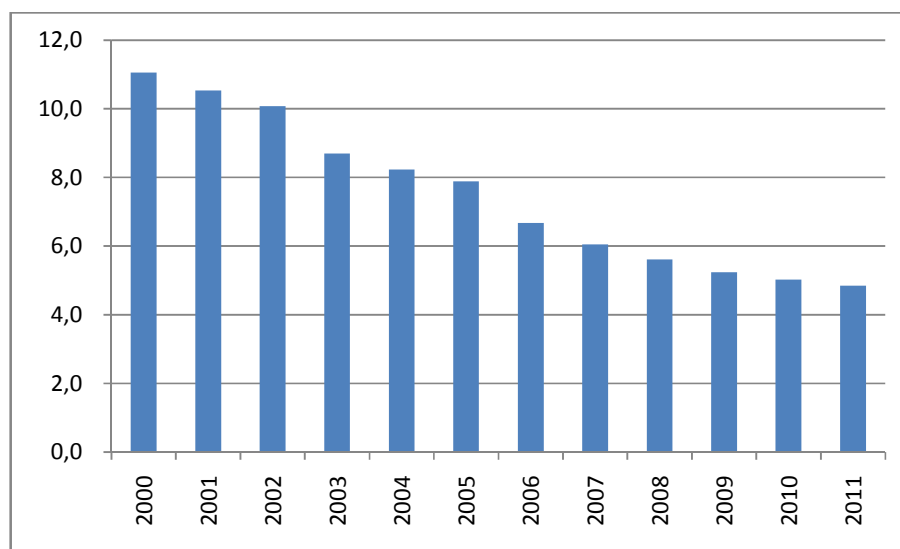
A seção final é dedicada à retomada dos principais resultados apurados para a amostra estudada, frisando suas possíveis implicações. Por fim, desdobramentos da pesquisa são apresentados.

ACOMPANHANDO OS EGRESSOS

POR QUE ACOMPANHAR O EGRESSO?

A Lei n.º 12.798, de 04 de abril de 2013, que fixou o orçamento financeiro da União para 2013, destinou a quantia de R\$ 12.812.923.728 para o Ensino Superior, ou 0,59% da despesa total (BRASIL, 2013). Este valor equivale a 42,60% do estipulado para a Educação Básica²³. Embora as cifras da Educação Básica sejam superiores, a Figura 12 deixa claro que, ao dividirem-se os recursos destinados a cada nível educacional pelo número de alunos atendidos, os gastos *per capita* da União são bastante maiores no Ensino Superior em comparação com a Educação Básica. Muito embora essa proporção tenha se reduzido nos últimos anos, como mostra a Figura 12, o investimento por aluno do nível superior, em 2011, era 380% maior do que o investimento por estudante do nível básico.

Figura 12 - Estimativa da proporção do investimento por estudante da Educação Superior sobre o investimento por estudante da Educação Básica, por ano.



Fonte: INEP/MEC. Elaboração do autor.

Os aportes que a União destina às instituições públicas de Ensino Superior tem por finalidade prover meios financeiros que auxiliem-nas na concretização dos

²³ A Lei Orçamentária de 2013 destina R\$ 30.078.086.121 para o programa de Educação Básica (BRASIL, 2013).

desígnios da Lei n.º 9.394/96, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. Em especial:

II - Formar diplomados nas diferentes áreas de conhecimento, aptos para a inserção em setores profissionais e para a participação no desenvolvimento da sociedade brasileira, e colaborar na sua formação contínua; (BRASIL, 1996, Art. 43)

O vulto do recurso público destinado ao Ensino Superior e o estabelecido pela Lei de Diretrizes e Bases da Educação tornam premente o monitoramento dos resultados obtidos pelas universidades públicas. Com esse objetivo, foi estabelecido, pela Lei n.º 10.861/04, o Sistema Nacional de Avaliação da Educação Superior - SINAES, "com o objetivo de assegurar processo nacional de avaliação das instituições de educação superior, dos cursos de graduação e do desempenho acadêmico de seus estudantes." (BRASIL, 2004, Art. 1º).

A proposta do SINAES não se restringe a averiguar a efetiva formação de profissionais aptos para ingressar no mercado de trabalho; a preocupação com o caráter social do Ensino Superior manifesta-se em uma das dimensões avaliativas obrigatórias:

III – a responsabilidade social da instituição, considerada especialmente no que se refere à sua contribuição em relação à inclusão social, ao desenvolvimento econômico e social, à defesa do meio ambiente, da memória cultural, da produção artística e do patrimônio cultural; (BRASIL, 2004, Art. 3º).

Tendo em vista a necessidade de validar a atuação das instituições de ensino superior públicas, observados os moldes estabelecidos pela Legislação e o uso racional e comprometido do recurso público, práticas de acompanhamento de egressos podem fornecer valioso auxílio à sua gestão; pois o formado, refletirá, em alguma medida, as práticas da universidade que o formou.

As influências recebidas perpassam os limites físicos que vinculavam o aluno à sala de aula e passam a incorporar o substrato do indivíduo que ingressará no mercado de trabalho. Dessa forma, a boa aceitação de um profissional - ou mesmo o seu insucesso - espelha a harmonia entre as práticas da instituição de ensino superior que o originou e a realidade do mundo do trabalho. Assim, ao olhar para o destino dos seus diplomados, as universidades recebem a oportunidade de olhar

para si mesmas, através da retenção de elementos preciosos à reflexão de seus objetivos, práticas e organização:

o *feedback* dos egressos em relação ao ensino ofertado pela instituição é necessário para a proposição das mudanças nos currículos, nos processos de ensino-aprendizagem, na gestão universitária e para averiguar a trajetória profissional e acadêmica após a conclusão do curso. (BRANDALISE, 2012, p. 4).

Dessa forma, analisar a trajetória do egresso é uma estratégia que pode gerar importantes subsídios à gestão e ao planejamento de uma instituição educacional:

Nesse sentido, o egresso do curso de graduação pode constituir-se como um indicador de avaliação institucional e uma referência para a avaliação da qualidade acadêmica da instituição formadora. (BRANDALISE, 2012, p. 4)

Adicionalmente, de acordo com Brandalise (2012, p. 3), o acompanhamento dos egressos é uma iniciativa que se enquadra na 9ª dimensão de avaliação institucional prevista pelo SINAES, que diz respeito às políticas de atendimento aos estudantes. Além disso, ante a já ressaltada significância da vivência experimentada pelo aluno quando ele deixa a universidade para tomar parte do mercado de trabalho, acompanhá-lo é consonante às finalidades do SINAES em buscar

(...) a melhoria da qualidade da educação superior, a orientação da expansão da sua oferta, o aumento permanente da sua eficácia institucional e efetividade acadêmica e social e, especialmente, a promoção do aprofundamento dos compromissos e responsabilidades sociais das instituições de educação superior, por meio da valorização de sua missão pública, da promoção dos valores democráticos, do respeito à diferença e à diversidade, da afirmação da autonomia e da identidade institucional. (BRASIL, 2004, Art. 1º § 1º).

Outra motivação para o seguimento dos egressos das instituições públicas advém do fato de seus recursos serem oriundos do contribuinte. Nesse contexto, surge naturalmente a preocupação com a eficiência do gasto, com o retorno do investimento e com o resultado social obtido em termos de distribuição de oportunidades. É fundamental, nessa direção, verificar se os egressos alcançam resultados profissionais semelhantes, independente de gênero, etnia ou origem social.

A importância do papel do egresso na avaliação das instituições de ensino superior não é nova. Ao apresentar projeto de pesquisa cujo objetivo era analisar a trajetória acadêmica e profissional dos egressos da USP, Schwartzman e Castro (1991) já reconheciam o valor do acompanhamento dos diplomados para o

aprimoramento da gestão da universidade paulista. Os autores realçam uma preocupação válida não apenas para a USP, mas para universidade públicas em geral, entre elas a UFRGS:

O consenso existente é que a Universidade forma técnicos e profissionais altamente qualificados, desenvolve pesquisas de ponta, transfere tecnologia para a indústria e para o setor agrícola, forma professores para o sistema educacional em todos os níveis, e assim por diante, o que justificaria amplamente sua relevância social e econômica. Falta, no entanto, evidência mais circunstanciada sobre estes resultados de suas atividades. (SCHWARTZMAN e CASTRO, 1991, p. 3)

Assim, as credenciais que a sociedade confere às instituições precisam ser sustentadas por argumentos objetivos, que vão além do imaginário popular.

Em termos de impacto sobre o sucesso do estudante no mercado de trabalho, pesquisas desse tipo permitiriam "verificar os graus de congruência entre as habilitações profissionais oferecidas pela Faculdade e as carreiras efetivamente seguidas pelos alunos depois de deixar a Faculdade (SCHWARTZMAN e CASTRO, 1991, p. 3)". A falta de um acompanhamento sistemático do egresso impede a análise da eficácia de proposta e de gestão da instituição a partir de um prisma bastante promissor, posto que as percepções do aluno que a frequentou permitiriam

(...) conhecer como e por que funcionam de certo modo os cursos de graduação de uma instituição de ensino superior, quais seus impactos na formação acadêmica e na inserção dos formados no mercado de trabalho, enfim, é compreender e explicar a sua natureza e melhorar sua prática, enriquecendo as suas ações (BRANDALISE, 2012, p. 8).

Assim, a inexistência de rotinas sistemáticas de seguimento dos egressos frustra, em grande medida, às instituições de ensino o conhecimento da magnitude de seu sucesso - ou fracasso - enquanto formadoras de competentes atores para o mundo do trabalho.

O SEGUIMENTO DE EGRESSOS NA LITERATURA

Nas últimas décadas, algumas instituições brasileiras de ensino superior mobilizaram esforços, isolada e espontaneamente, para conhecer o paradeiro daqueles que, tempos antes, foram por elas diplomados. O que sobreleva a

importância dessas iniciativas enquanto fonte de informações preciosas à gestão e aprimoramento institucional é que elas não foram determinadas por lei, mas por necessidades identificadas pelas próprias entidades. Em outras palavras, a motivação que levou esses estabelecimentos a preocuparem-se com a sorte de seus antigos alunos é interior a eles e, muito provavelmente, origina-se da premência de avaliar o trabalho que é realizado tendo em vista seu aprimoramento.

A Universidade Estadual de Londrina empreendeu essa iniciativa através da criação do Portal do Egresso, uma página na internet com a finalidade específica de acolher informações disponibilizadas pelo próprio egresso. Os dados coletados em 2005 deram origem às informações apresentadas no "Acompanhamento do Egresso". A publicação da entidade paranaense acena para o potencial avaliativo da prática:

São informações importantes, pois é do interesse de toda a comunidade universitária saber da trajetória dos profissionais formados na UEL: se estão bem empregados, se tiveram dificuldades para obter emprego, se a formação proporcionada é adequada ao exercício profissional, como também saber o que a nossa universidade representa para os nossos ex-alunos. (UEL, 2006, p. 9)

A população pesquisada é composta por 12 mil indivíduos, contemplando formados entre os anos de 1998 e 2003, de todos os cursos. Desse universo, houve a adesão de 2.253 alunos (18,78%).

O instrumento que foi disponibilizado no Portal do Egresso da UEL convidava o respondente a fornecer, além de informações pessoais, dados vinculados à articulação entre a formação recebida no estabelecimento paranaense e sua inserção no mercado de trabalho, como a segurança para atual ao conclui o curso, se está atuando na área de formação, a satisfação com a atividade profissional, a dificuldade em acompanhar transformações tecnológicas, dificuldade de contratação no mercado de trabalho, se a estrutura da UEL foi utilizada para o desenvolvimento profissional etc. O egresso também foi chamado a contribuir com suas impressões quanto ao curso realizado em específico, opinando quanto à organização curricular do curso realizado, à relação entre teoria e prática, à adequação da duração do curso, à relevância das disciplinas básicas na formação profissional, à importância dos conhecimentos adquiridos durante o curso para a formação profissional.

Os resultados mais marcantes da pesquisa com os egressos da UEL apontam para o fato de 15,85% dos respondentes sentirem-se inseguros para exercer a profissão, contra os 42,79% que se sentem aptos. A incidência de insatisfeitos com a atividade profissional também chama a atenção, com apenas 6,70%. Por outro lado, é de se salientar que 52,29% declararam dificuldades para ingressar no mercado de trabalho, apontando a concorrência e a inexperiência como principais motivos. Outra conclusão impactante é que 50,11% julgam a grade curricular das licenciaturas pouco compatíveis à realidade do aluno. É interessante salientar que, ao enunciar tais resultados pouco positivos, a publicação alude a essas informações como "muito importantes para a reavaliação dos programas curriculares". (UEL, 2006, p. 58). Por fim, o estudo da UEL não apresenta nenhuma informação que articule renda, etnia ou gênero com o curso realizado.

No âmbito da UFRGS, Machado (2010) utilizou-se de dados do Portal do Egresso - página disponibilizada pela instituição - para traçar o perfil do egresso da Universidade. De acordo com o autor, a página foi instalada em 2004, desde então, foi repositório de uma quantia orbitando os sete mil registros, servindo esses de fomento à pesquisa desenvolvida. São abordados aspectos como a importância que o egresso atribui ao conhecimento adquirido na Universidade para a prática da profissão, a distinção entre os perfis daqueles que cursaram graduação em relação aos que freqüentaram a pós-graduação, a participação feminina em cada modalidade de curso.

Muito embora Machado (2010) estenda sua análise a outros níveis de ensino disponibilizados pela Universidade²⁴, o interesse sobre esse estudo recai na atenção lançada sobre os cursos de nível superior. Para cada graduação, o autor apresenta a distribuição dos egressos de acordo com o sexo, com a idade, com a área profissional, com o vínculo profissional, entre outras informações. Para cada característica, são realizados testes de hipótese para determinar se há diferença entre as características dos egressos do curso em relação aos egressos de todos os cursos a uma significância de 5%.

²⁴ A UFRGS abrange o ensino fundamental e médio, através do Colégio de Aplicação. Até 2008, a UFRGS coordenava o funcionamento da Escola Técnica do Comércio, instituição de nível técnico que, a partir de Dezembro daquele ano, tornou-se independente autônomo daquela Universidade.

Os resultados obtidos por Machado (2010) apontam para resultados que corroboram com as estratégias de ensino adotadas pela UFRGS frente às demandas do mercado de trabalho: 76,3% dos graduados, 70% dos especialistas e 84,6% dos mestres e dos doutores declararam que o legado da Universidade foi de máxima importância para o seu desempenho profissional. É feita também uma distinção entre os cursos, sob esse prisma: Medicina, Odontologia e Enfermagem contam com maior incidência de avaliações positivas, ao passo que Administração, Economia, Ciências Sociais e Publicidade e Propaganda ocupam o outro oposto.

Quanto ao desemprego, Machado (2010) reporta-se a uma proporção de 5,4% entre os egressos, sobretudo para aqueles que se formaram após 2000. Os cursos com maior incidência de desempregados foram Ciências Sociais, Enfermagem e Pedagogia, enquanto que Medicina, Odontologia e Música assinalaram completa ocupação para seus egressos.

No que se refere à renda dos egressos, o estudo de Machado (2010) foi prejudicado pela supressão - a partir de 2005 - da pergunta que consultava o salário do respondente. Com os menos de 900 registros coletados até então, o autor concluiu que formados em cursos de mestrado e doutorado recebiam salário mensal médio de 15,9 salários mínimos, enquanto que egressos de especialização e graduação recebiam, respectivamente, 12,9 e 13,1 salários mínimos. Na comparação entre os sexos, o estudo conclui que homens recebem remunerações 48,1% superiores a das mulheres. Para os graus de mestrado e doutorado, porém, não foi apontada diferença estatisticamente significativa entre os sexos.

As conclusões às quais chega Machado (2010) fornecem um parâmetro relevante de comparação à iniciativa do presente trabalho, com a diferença que, neste caso, buscou-se considerar a dimensão étnica na análise e utilizar técnicas econométricas como o modelo minceriano, além de confrontar a situação do egresso da UFRGS ao contexto dos habitantes da Região Metropolitana de Porto Alegre que possuem curso superior.

METODOLOGIA

A COLETA DOS DADOS

O instrumento de coleta²⁵ foi aplicado na forma de questionário eletrônico. Para respondê-lo, foram convidados egressos da Universidade que tivessem nela obtido algum grau de nível superior. Os convites foram enviados através de e-mail, o que restringiu a amostra a indivíduos que tivessem endereço cadastrado na base do Centro de Processamento de Dados (CPD) da UFRGS, departamento que não apenas fez o envio das convocações como implementou a versão digital do questionário e armazenou as respostas obtidas.

O período de coleta dos dados se deu entre os dias 20 de janeiro e 16 de fevereiro de 2012. Dos 38.965 convites enviados, houve adesão de 17,74% egressos²⁶.

À base de dados obtida, foram realizadas restrições de forma a permanecerem apenas observações (1) completas; (2) com idade do respondente entre 20 e 100 anos, inclusive; e (3) com a variável que armazena o primeiro curso completo na UFRGS²⁷ preenchida.

Após a aplicação dessas três restrições, restaram 6.897 observações na base, volume de dados utilizado na pesquisa.

É conveniente comentar algumas conseqüências da opção pelo método de coleta *on-line*. Dessa forma, ao optar-se por convidar os egressos através de e-mail cadastrado na base do CPD, foram excluídos da pesquisa todos aqueles diplomados pela UFRGS que não cumpriam esse requisito. A massificação da internet é um fenômeno recente. Sua proliferação entre os brasileiros não tem mais do que 15 anos. A Universidade foi criada em 1934. Essas considerações deslocam a efetiva

²⁵ A coleta dos dados dos egressos ocorreu no contexto da pesquisa Impactos da Atuação da UFRGS na Economia do Rio Grande do Sul, promovida pela Reitoria da UFRGS em conjunto com a Faculdade de Ciências Econômicas e realizada entre 2011 e 2012.*

²⁶ São computados apenas o questionários completamente preenchidos. O total de resposta obtidas foram 7711 registros, das quais 6914 (89,7%) estavam completas e 797 (10,3%), incompletas.

²⁷ Informação de controle, oriundo do banco de dados CPD.

população de egressos que é atingida pela metodologia de coleta, que vies a seleção em favor dos diplomados mais recentes.

A REGRESSÃO MINCERIANA

Com base na equação clássica de Jacob Mincer, foram propostas duas especificações distintas para examinar os fatores com maior influência para a determinação dos rendimentos oriundos do trabalho dos egressos da UFRGS.

Os modelos estimados apresentam uma diferença fundamental em relação à especificação original de Mincer. A escolaridade, que no modelo clássico é medida em anos, é abordada através da introdução de variáveis binárias, uma para cada nível de curso superior. Tal opção é tomada com o objetivo de permitir analisar, isoladamente, a contribuição de cada nível do ensino superior. Ao abordar a escolaridade enquanto número de anos, o modelo original parte do princípio que cada ano adicional afeta de forma idêntica a renda do indivíduo, independente do nível de ensino atingido - ou seja, um ano adicional no ensino fundamental afetaria a renda da mesma forma que um ano a mais na graduação.

A primeira especificação estimada foi

$$\ln w_i = b_0 + b_1 \text{expe}_i + b_2 \text{expe}_i^2 + \sum_{j=3}^k b_j x_{ij} + u_i \quad (3)$$

onde $\ln w_i$ é o salário mensal²⁸, em reais, da i -ésima observação, expe_i é a sua experiência²⁹ no mercado de trabalho, as $k - 2$ variáveis x_{ij} estão associadas às características do indivíduo e de seus pais, além das variáveis binárias associadas aos níveis de ensino superior concluídos na UFRGS e em outras instituições de ensino superior.

Para analisar a influência das diferentes áreas de conhecimento da UFRGS sobre os salários de seus respectivos egressos, foi estimado um segundo modelo incorporando uma variável *dummy* para cada área:

²⁸ Pereira e Martins (2001) mostram que o coeficiente obtido é insensível à escolha entre medir a variável renda através do salário mensal ou do salário por hora.

²⁹ A exemplo de Salvato e Silva (2008), a experiência é dada por $\text{expe} = \text{idade} - 6 - \text{anos_estudo}$.

$$\ln w_i = b_0 + b_1 \text{expe}_i + b_2 \text{expe}_i^2 + \sum_{j=3}^k b_j x_{ij} + \sum_{l=1}^{64} c_l y_{il} + u_i \quad (4)$$

Em comparação à da anterior, a equação dessa especificação inclui as variáveis binárias y_{il} para cada uma das 64 áreas de conhecimento apontadas pelos egressos³⁰.

A REGRESSÃO QUANTÍLICA

A modelagem através da regressão quantílica foi introduzida na literatura econométrica através do trabalho de Koenker e Bassett (1978), e pode ser vista como uma extensão natural dos modelos de regressão linear à média tradicionais, com a diferença de que, para a primeira, é estimado um conjunto de equações condicionadas aos quantis da amostra (KOENKER e HALLOCK, 2000).

Em um modelo de regressão linear à média, supõe-se que a resposta da variável dependente às explicativas é idêntica, independente do nível daquela. A regressão quantílica gera, por sua vez, para cada quantil da variável explicada, um conjunto distinto de parâmetros. Ou seja, o efeito das variáveis independentes sobre a dependente passa a variar de acordo do patamar - o quantil - dessa última.

Uma regressão quantílica foi estimada com o objetivo de investigar se os egressos da universidade pública possuem maior renda do que os indivíduos com diploma de nível superior em geral.

A idéia encontrou uma série de obstáculos para ser levada em frente. A estratégia mais adequada seria obter um conjunto de indivíduos que não são egressos a partir de uma amostra formada por pessoas que começaram a freqüentar algum curso na UFRGS, mas que, em determinado momento, evadiram antes de concluí-lo.

Tal precaução na concepção amostral visa a evitar problemas de viés de seleção e endogeneidade. Por exemplo, o fato do vestibular para ingresso na UFRGS ser costumeiramente mais concorrido do que os de outras universidades gaúchas por si só acaba por esboçar o perfil do aluno que freqüenta a instituição. Os

³⁰ Note-se que esse modelo contempla o caso do egresso que fez cursos em áreas distintas.

calouros destacam-se no universo de postulantes como aqueles que detêm maior habilidade cognitiva e capacidade de resolver os problemas propostos pelo concurso. Fica a dúvida: será que os candidatos aprovados no vestibular da UFRGS não estariam aptos a ser bem sucedidos no mercado de trabalho mesmo que freqüentando outra universidade? Vislumbrada esta possibilidade, emerge a possibilidade de, ao comparar as trajetórias de egressos da UFRGS com a de não-egressos, serem obtidas estimativas distorcidas. Um caminho para contornar esse inconveniente seria o proposto anteriormente: construir uma base de alunos que, uma vez tendo freqüentado algum curso superior na UFRGS, abandonaram-no antes de concluído. Seguindo esta estratégia, seria expurgado o problema de seleção associado ao vestibular, tendo em vista que todas as observações da amostra teriam sido a ele submetidas.

Como, no entanto, a idéia de conduzir esse tipo de estudo foi posterior à coleta dos dados, não foi possível obter essa amostra ideal para confrontar com a dos egressos.

Uma saída encontrada foi comparar os dados da base de egressos com os microdados da PNAD de 2011, restritos aos oriundos da Região Metropolitana de Porto Alegre que possuíssem, pelo menos, ensino superior completo.

Após selecionar as variáveis que seriam utilizadas na modelagem econométrica, foi realizada a união dos registros da base de egressos com os da base da PNAD.

O modelo base das estimações, para a i -ésima observação, é

$$\ln renda_i = b_0 + b_1 idade_i + b_2 idade_i^2 + b_3 ufrgs_i + \sum b_j x_{ji} + u_i \quad (5)$$

onde *ufrgs* é a variável binária que vale um se a observação refere-se a um egresso da UFRGS e, zero, caso contrário. Outras características da observação, como sexo, idade e cor são representadas no modelo pelas variáveis x_j . Como a estratégia para a obtenção dos anos de experiência para a base de egressos é

distinta à adotada na PNAD³¹, optou-se, evitando evitar distorções, por utilizar a idade dos indivíduos com *proxy* para experiência.

³¹ Na PNAD, o entrevistado responde a idade exata com que começou a trabalhar, enquanto que, na consulta aos egressos, a experiência era diretamente coletada, porém em faixas.

DESCRIÇÃO DOS DADOS E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Antes de apresentar o resultado da estimação dos modelos propostos no capítulo anterior, é conveniente analisar algumas características da amostra utilizada.

A base original será vista também por um ângulo adicional, no qual a unidade observacional é o curso concluído e não o egresso³². Assim, a análise descritiva é dividida em dois momentos, o primeiro enfocando os egressos e, o segundo, alguns cursos. Em seguida, são apresentados e discutidos os resultados das estimações dos modelos mincerianos e da regressão quantílica.

DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS

A base de dados de egressos, após a aplicação das restrições mencionadas no capítulo anterior, totalizou 6.897 observações.

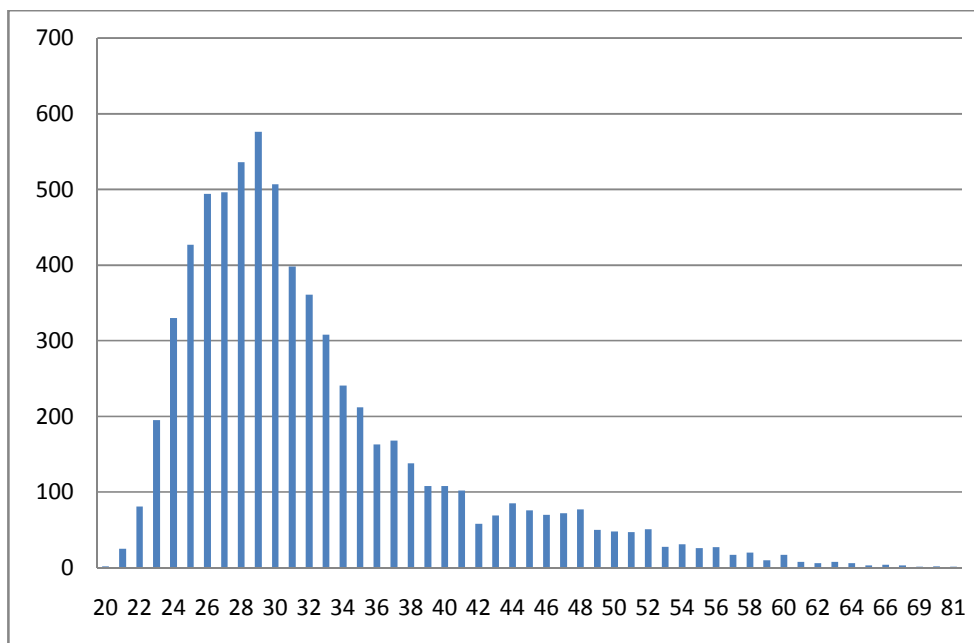
A participação dos gêneros foi equilibrada entre os respondentes, sendo 52,2% mulheres e 47,8% homens. Quanto à etnia, a maior proporção foi a de autodeclarados brancos, com 92%, seguida da de pardos (5,1%) e negros (2%); indígenas e amarelos compuseram 0,55% e 0,29% da amostra, respectivamente.

O local de residência de 58,6% dos participantes é a cidade de Porto Alegre. O segundo grupo mais freqüente, refere-se aos que moram fora do RS, mas dentro do Brasil, com 14,8%, seguido pelos que optaram pelo interior do Estado (11,7%) e pela Região Metropolitana de Porto Alegre (10,7%). Informaram residir fora do Brasil 4,2% dos respondentes.

No que diz respeito à idade, a pouca simetria da distribuição etária, conforme exibe a Figura 13, e a reduzida média entre os participantes (32,42 anos) podem ser consequência da metodologia de coleta escolhida. O desvio-padrão foi de 8,1 anos, sendo que 25% dos egressos têm até 27 anos, 50% tem até 30 e 75%, até 35.

³² Cada participante da pesquisa pode apontar até três cursos realizados na UFRGS. Na base de dados que considera o curso como unidade observacional, um egresso que respondeu ter duas formações pela UFRGS, por exemplo, contará como duas observações.

Figura 13 - Histograma da quantidade de egressos por idade, em anos.

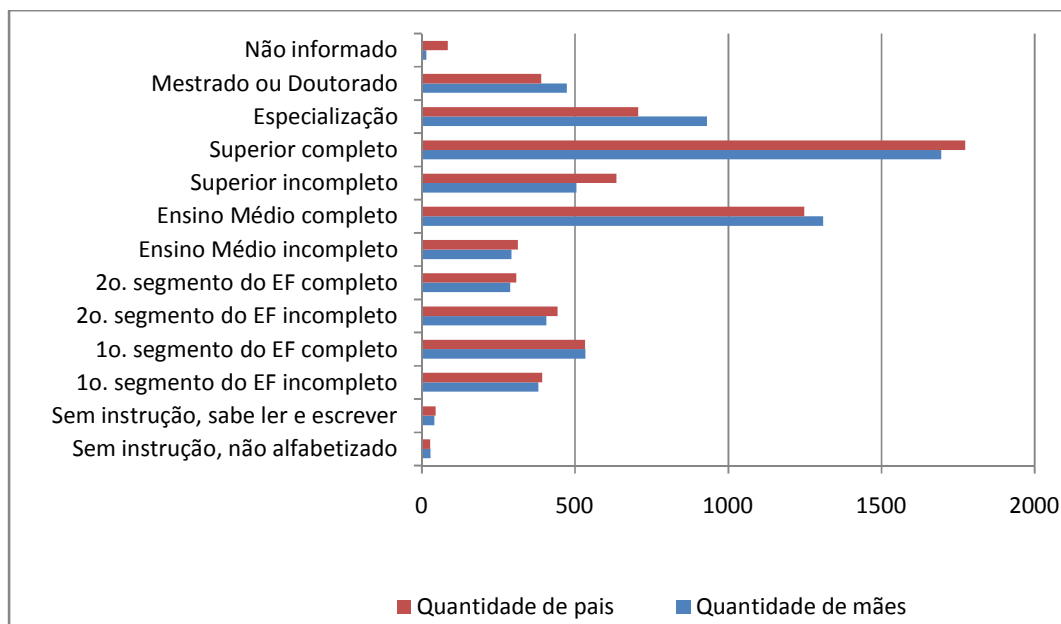


Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS(2012). Elaboração do autor.

Conforme indica a Figura 14, pais e mães dos egressos têm elevada escolaridade, sendo que 41,6% dos pais têm pelo menos o Ensino Superior completo - para as mães, essa proporção é de 45,2%, condizente com a baixa mobilidade intergeracional de educação no Brasil, conforme apontam Ferreira e Veloso (2003).

A distribuição da escolaridade dos pais dos egressos não é constante através das etnias. Mães de egressos negros com pelo menos ensino superior completo são 23,57%, proporção bem inferior à verificada para os autodeclarados brancos, 45,64%. Entre os pais de egressos brancos, 42,47% concluíram pelo menos o ensino superior. Entre os negros, a incidência de pais nessa condição é ainda menor do que a de mães: 13,57%.

Figura 14 - Quantidade de pais e mães de egressos, conforme legenda, por nível de instrução.



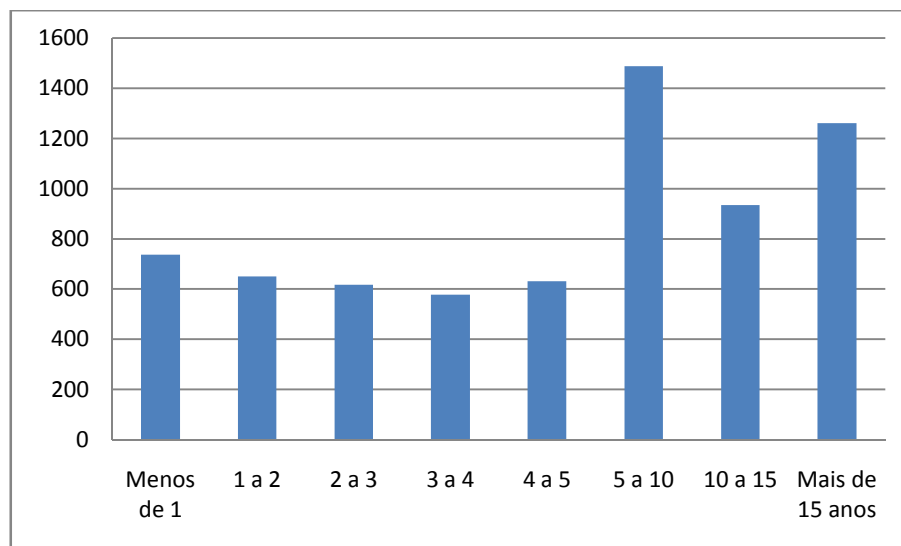
Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS(2012). Elaboração do autor.

Quanto à quantidade de cursos superiores realizados na UFRGS, a maioria dos participantes da pesquisa informou ter concluído apenas um. Esse é o caso de 72,35% dos egressos, seguido por aqueles que alcançaram duas e três formações na instituição, com 20,40% e 7,25%, respectivamente. Ainda quanto à formação, 62,24% não realizou cursos de ensino superior em outra instituição. Dos que realizaram, considerando apenas o curso de titulação mais elevada, 16,73% reportaram-se a especializações, 11,24% a graduações, 7,25% a mestrados(16,7%), e 2,54% a doutorados.

No que diz respeito à ocupação, a resposta que obteve maior participação foi a de funcionário público, com 40,70% dos egressos, seguida pelos funcionários de empresas privadas. Autônomos, aposentados e estudantes representam 14,19%, 0,46% e 19,79% da amostra. A taxa de desemprego é de 4,71%.

Provavelmente em virtude da idade média reduzida, a Figura 15 evidencia pouca experiência dos respondentes no mercado de trabalho: os que possuem até 5 anos de atuação somam 46,5%. No outro extremo, aqueles que estão no mercado há mais de 15 anos são 18,3% do conjunto de dados.

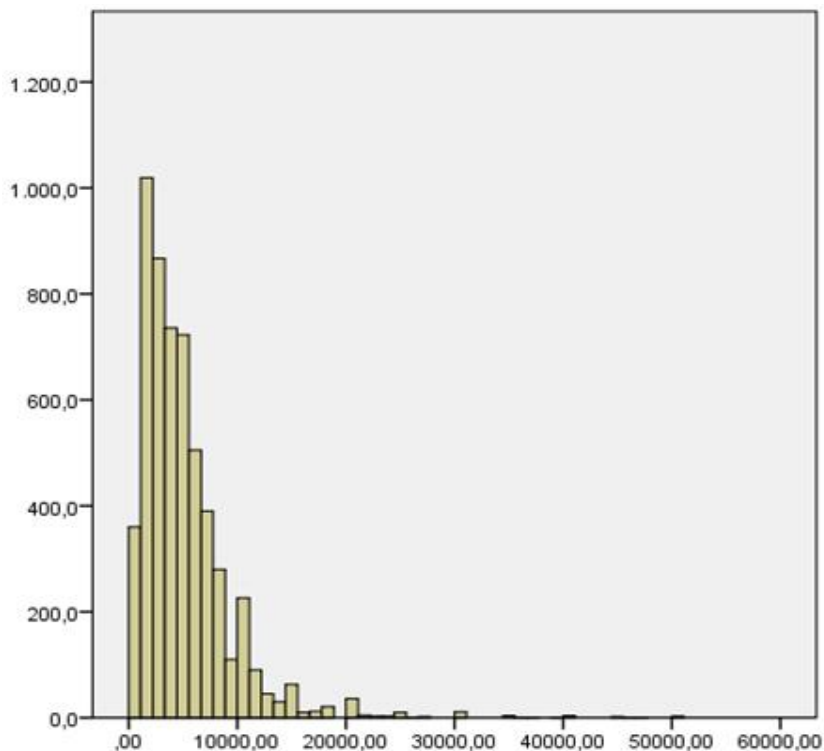
Figura 15 - Quantidade de egressos por anos de experiência no mercado de trabalho.



Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS(2012). Elaboração do autor.

O rendimento oriundo do trabalho é um elemento indissociável da trajetória profissional. Dentre as observações da base de dados, para fins de análises derivadas dessa dimensão, foram desconsideradas aquelas em que os valores eram iguais a zero ou superiores a R\$ 50.000,00. Impostas essas restrições, a base reduziu-se a 5.576 observações, que geraram uma renda média de R\$ 5.103,08, com mediana de R\$ 4.000,00 e desvio padrão de R\$ 4.365,56. O primeiro quartil de renda foi de R\$ 2.300,00, enquanto que o terceiro atingiu R\$ 6.500,00. O histograma dos rendimentos do trabalho dos egressos é exibido na Figura 16.

Figura 16 - Quantidade de egressos por renda oriunda do trabalhando.



Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS(2012). Elaboração do autor.

A distribuição dos salários dos egressos varia de acordo com a característica considerada, dado o grupo a que o indivíduo pertence. A Tabela 2 sintetiza a discussão que se segue.

Do ponto de vista de comparação étnica, brancos percebem, em média, na amostra analisada, salários 24,75% superiores aos egressos negros. Os rendimentos dos brancos são, a 5% de significância, superiores aos dos negros. Com médias muito próximas, os salários de brancos e pardos não são, em média, estatisticamente diferentes. A abordagem dos intervalos de confiança para os salários médios de pardos e negros não possibilita afirmar, porém, que eles sejam distintos.

A diferença de rendimentos do trabalho entre homens e mulheres é bastante expressiva, além de significativa a 95% de confiança. Enquanto que, em média, homens recebem salários mensais de R\$ 6.127,59, mulheres recebem R\$ 4.094,60; ou seja, os egressos do sexo masculino ganham, em média, 49,65% a mais do que as respondentes do feminino.

Cursos adicionais concluídos pela UFRGS representam retornos adicionais na remuneração. Ter realizado três ou mais cursos confere ao egresso salário 22,59% maior do que concluir dois e 60,55% superior em relação a uma única formação.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das distribuições de rendimentos do trabalho dos egressos, com intervalo de confiança, para etnias, gêneros e quantidade de cursos concluídos na UFRGS, em 2012.

Grupo	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	1º Quartil	Mediana	3º Quartil	Intervalo de Confiança (95%)	
Amostra	5.576	5.103,08	4.365,56	200,00	50.000,00	2.300,00	4.000,00	6.500,00	4.988,47	5.217,87
ETNIAS										
Amarelos	31	5.693,55	7.066,73	800,00	40.000,00	2.200,00	3.900,00	6.500,00	3.101,45	8.252,65
Brancos	5.142	5.121,84	4.350,55	200,00	50.000,00	2.300,00	4.000,00	6.500,00	5.002,90	5.240,78
Indígenas	16	4.587,50	3.435,48	1.000,00	12.000,00	2.250,00	3.500,00	5.000,00	2.756,86	6.418,14
Negros	112	4.105,75	2.916,27	360,00	16.000,00	1.950,00	3.511,50	5.900,00	3.559,71	4.651,79
Pardos	275	5.151,78	4.755,42	400,00	50.000,00	2.300,00	4.000,00	6.010,00	4.557,24	5.686,31
GÊNEROS										
Homens	2.766	6.127,59	5.071,90	300,00	50.000,00	3.000,00	5.000,00	7.600,00	5.938,49	6.316,69
Mulheres	2.810	4.094,60	3.233,01	200,00	40.000,00	2.000,00	3.247,50	5.100,00	3.975,02	4.214,19
CURSOS										
1	3.987	4.592,38	4.132,61	200,00	50.000,00	2.000,00	3.500,00	6.000,00	4.464,06	4.720,70
2	1.156	6.014,16	4.560,91	300,00	40.000,00	3.130,00	5.000,00	7.316,50	5.750,97	6.277,36
3 ou mais	433	7.373,13	4.791,32	500,00	50.000,00	5.000,00	6.410,00	8.500,00	6.920,57	7.825,69

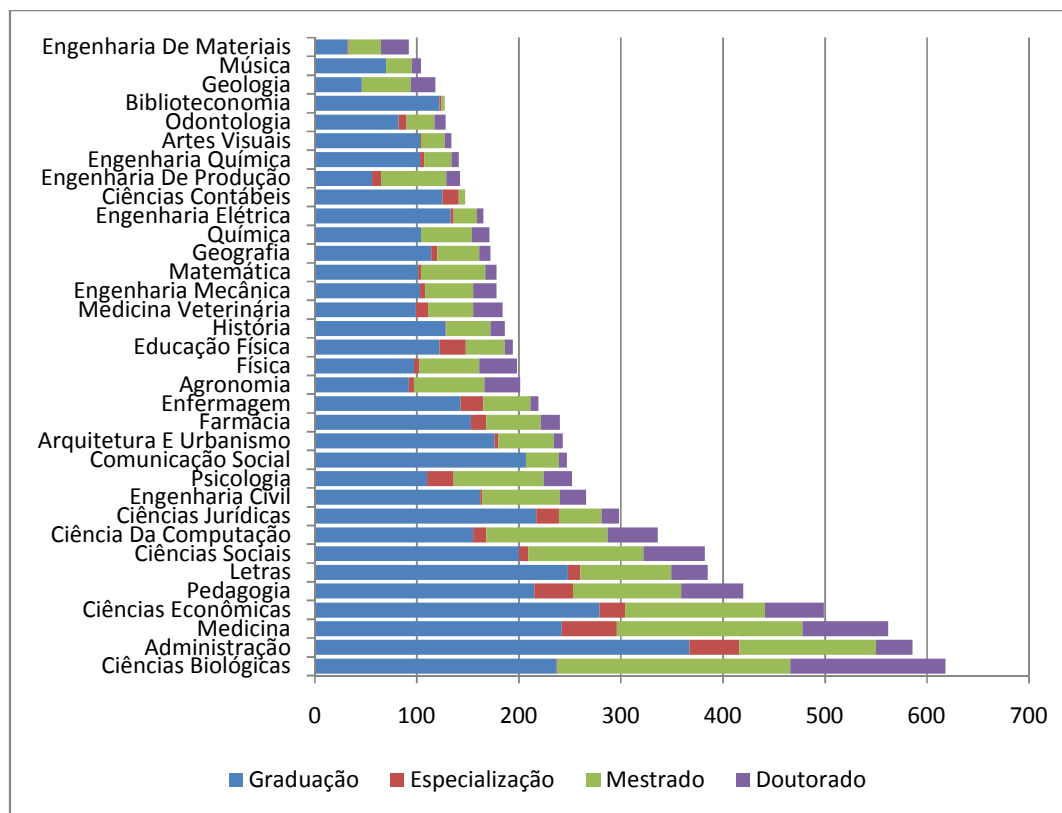
Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS(2012). Elaboração do autor.

Para a análise econométrica que se seguirá, é importante observar a base de dados também sob a ótica dos cursos. Os comentários realizados até o momento enfocavam o egresso como unidade observacional. Porém, para que seja possível depreender as particularidades associadas aos cursos realizados, outra perspectiva é necessária. Para tanto, foi necessário, a partir da base original, criar um novo conjunto de dados. Nessa nova coleção de dados, cada curso informado pelo respondente origina um registro independente, que conterà, além das informações do egresso, como salário e situação ocupacional, a área do curso, seu nível, a relevância para a inserção no mercado de trabalho e o vínculo com a atividade exercida pelo egresso. A apresentação desses dados será mais breve do que ocorreu com os dos egressos, priorizando os aspectos mais relevantes para a melhor contextualização das aplicações econométricas que serão discutidas a seguir.

Construída da forma descrita, a base de cursos totalizou somou 9.300 observações, das quais 52,7% referiam-se a cursos concluídos por mulheres e 47,3%, a cursos concluídos por homens. Quanto às etnias, 0,6% dos cursos foram tomados por amarelos, 92,4% por brancos, 0,2% por indígenas, 1,9% por negros e 4,9% por pardos. Entre os níveis, as graduações foram a maioria, com 58,1% de participação, seguidas pelos mestrados (26,3%), doutorados (11%) e especializações (4,6%). Em relação à profissão exercida pelo egresso os cursos informados encontram-se vinculados às atividades profissionais exercidas pelos seus egressos em 84,7% dos casos.

No que tange à relevância, os cursos foram citados como muito relevantes em 59,3% dos casos; e foram apontados como relevantes, pouco relevantes ou irrelevantes em 29,5%, 8,2% e 2,9% dos registros, respectivamente. As áreas do conhecimento que respondem pelo maior número de cursos mencionados foram Ciências Biológicas (6,6%), Administração (6,3%), Medicina (6%), Ciências Econômicas (5,4%), Educação (4,5%), Letras (4,1%), Ciências Sociais (4,1%), Ciências da Computação (3,6%), Ciências Jurídicas (3,2%) e Engenharia Civil (2,9%). A Figura 17 apresenta a distribuição, por nível, dos cursos concluídos em cada área, de acordo com os dados coletados.

Figura 17 - Quantidade de cursos concluídos, segmentado por nível, conforme a legenda, para áreas citadas em pelo menos 1% das respostas.



Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS(2012). Elaboração do autor.

Considerada a relevância como condicionada ao vínculo, tem-se um resultado ainda mais contundente: os cursos vinculados são considerados irrelevantes em apenas 1% das vezes. Para as formações não vinculadas, essa proporção é de 13,40%. Egressos cujo exercício profissional se dá em campo afim à sua formação, julgaram-na relevante ou muito relevante em 94,2% das respostas; quando em ramo distinto, porém, a participação dessas repostas cai para 59,4%.

As áreas que mais se destacaram, tendo sido avaliadas como muito relevantes ou relevantes por seus egressos em maior proporção do que as outras, foram Química (94,7%), Medicina Veterinária (94,6%), Engenharia Civil (94,4%), Medicina (94%), Engenharia Química (93,7%), Agronomia (93,6%), Farmácia (93,3%), Geologia (93,2%), Engenharia Elétrica (92,8%) e Enfermagem (92,7%). Os cursos que apresentaram a maior razão de avaliações "pouco relevante" ou "irrelevante" foram Comunicação Social (23%), Artes Visuais (21,6%), Ciências Contábeis (19%), Ciências Sociais (18,1%), Educação Física (16,5%), Administração

(15,7%), História (15,1%), Ciências Econômicas (14,6%), Ciências Biológicas (13,8%) e Engenharia de Produção (12,7%).

É importante verificar qual a composição dos cursos de cada área do ponto de vista dos gêneros e das etnias. Conforme será visto a seguir, algumas áreas do conhecimento remuneram seus egressos de forma bem mais satisfatória do que outras.

A composição étnica dos cursos de cada área do conhecimento. A proporção de egressos negros é maior nas áreas de Biblioteconomia (9,4%), Ciências Sociais (5,2%) e Matemática (5,1%), sendo inexistente sua participação em áreas como Agronomia e Psicologia. Em carreiras ligadas à Medicina, Arquitetura e Urbanismo, Engenharia Química, Engenharia de Produção, Odontologia, Engenharia Civil, Enfermagem, Ciência da Computação a proporção de negros não chega a 1%. A participação de egressos pardos é maior nas áreas de Biblioteconomia (8,7), História (8,6%) e Ciências Sociais (8,1%), Artes Visuais (7,5%) e Ciências Econômicas (7,4%). As áreas de cursos cuja maior proporção foi realizada por brancos são Engenharia Química (96,5%), Arquitetura e Urbanismo (95,9%), Medicina (95,7%), Psicologia (95,6%), Engenharia Mecânica (95,5%) e Engenharia Civil (95,5%).

Quanto à composição dos cursos por gênero, há algumas áreas com forte participação de mulheres enquanto que outras têm elevada proporção de homens. As áreas com maior predominância feminina são as ligadas à Educação (87,4%), Enfermagem (86,8%), Psicologia (84,5%), Biblioteconomia (81,9%), Letras (77,4%) e Farmácia (75,4%). Constituem-se domínios masculinos as áreas de Engenharia Elétrica (94,5%), Engenharia Mecânica (91,6%), Ciência da Computação (84,8%) e Física (72,7%).

As áreas que apresentam a maior proporção de desempregados são Artes Visuais (10,4%), Enfermagem (9,1%), Ciências Sociais (8,4%), Ciências Biológicas (8,3%), Biblioteconomia (7,9%) e História (7,5%). No outro extremo, os menores

índices de desempregos são apresentados por cursos associadas à Pedagogia (1,2%), Ciência da Computação (1,5%), Medicina (1,6%), Odontologia (1,6%), Física (2%), Engenharia Química (2,1%), Ciências Jurídicas (2,3%), Engenharia Civil (2,3%), Administração (2,4%) e Engenharia Elétrica (2,4%).

Encerrando a descrição da base de cursos, a Tabela 3 e a Tabela 4 relacionam, respectivamente, as 10 áreas com egressos melhor e pior remunerados em média, segundo os dados da amostra coletada.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas da renda média mensal das 10 áreas com egressos melhor remunerados, em ordem decrescente.

Curso	Observações	Média	Mediana	Desvio Padrão	Percentil 25	Percentil 75
Eng. de Controle e Automação	4	11.250,00	8.000,00	8.655,44	6.000,00	16.500,00
Museologia	2	10.044,00	10.044,00	-	10.044,00	10.044,00
Medicina	562	9.665,96	8.000,00	7.193,52	5.000,00	12.000,00
Ciências Jurídicas	298	8.534,12	6.000,00	6.998,04	4.000,00	10.200,00
Engenharia Hídrica	24	7.595,24	8.000,00	2.219,12	7.000,00	9.000,00
Engenharia Elétrica	165	7.244,21	6.000,00	5.877,40	5.000,00	8.000,00
Engenharia de Produção	142	7.202,39	6.000,00	6.024,53	4.000,00	8.500,00
Engenharia de Minas	39	7.128,32	6.990,00	2.096,86	5.973,00	9.000,00
Engenharia Mecânica	178	7.055,49	6.500,00	4.551,93	5.000,00	8.000,00
Ciências para Ens. Fund.	5	6.900,00	6.000,00	5.683,31	2.000,00	10.000,00

Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS (2012). Elaboração do autor.

Tabela 4 - Estatísticas descritivas da renda média mensal das 10 áreas com egressos pior remunerados, em ordem decrescente.

Curso	Observações	Média	Mediana	Desvio Padrão	Percentil 25	Percentil 75
Comunicação Social	247	3.429,21	2.800,00	2.366,58	1.900,00	4.500,00
Nutrição	62	3.351,47	2.500,00	3.002,28	2.000,00	4.000,00
Arquivologia	41	3.246,74	3.000,00	1.444,98	2.000,00	4.000,00
Artes Visuais	134	3.204,00	2.850,00	2.098,40	1.500,00	4.500,00
Educação Física	194	3.060,72	2.450,00	2.173,90	1.600,00	4.000,00
Biblioteconomia	127	3.054,43	2.989,00	1.750,17	1.800,00	4.000,00
Design	23	2.706,25	2.500,00	1.438,27	1.400,00	4.000,00
Engenharia Física	2	2.000,00	2.000,00	-	2.000,00	2.000,00
Biomedicina	49	1.905,71	1.550,00	1.171,78	1.200,00	2.500,00
Teatro	40	1.726,47	1.500,00	1.022,34	950,00	2.200,00

Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS (2012). Elaboração do autor.

A EQUAÇÃO DE MINCER DOS EGRESSOS DA UFRGS

A estimação do modelo minceriano indicou um coeficiente R^2 ajustado de 0,2913, que é bastante próximo ao 0,285 encontrado por Mincer (1974) para os Estados Unidos. À exceção das variáveis binárias que indicavam se a observação declarou ser amarelo ou indígena, ou respondeu ter cursado graduação em outro estabelecimento de ensino superior, todos os coeficientes foram significativos a 5%³³. As conclusões apontadas a seguir têm por base os dados da Tabela 5.

Tabela 5 - Resultado da estimação do modelo minceriano a partir dos dados dos egressos da UFRGS

Variáveis	Coeficientes	Desvio padrão	t	Valor p	Efeito no rendimento
experiencia	0,0459	0,0051	8,9500	0,0000	
experiencia ²	-0,0006	0,0001	-5,5800	0,0000	
graduacao_ufrgs	0,1045	0,0279	3,7400	0,0000	11,01%
especializ_ufrgs	0,2127	0,0356	5,9700	0,0000	23,70%
mestrado_ufrgs	0,2680	0,0222	12,0400	0,0000	30,73%
doutorado_ufrgs	0,4006	0,0277	14,4600	0,0000	49,27%
Homem	0,4003	0,0175	22,8600	0,0000	49,22%
mae_ensino_superior	0,0706	0,0198	3,5700	0,0000	7,31%
pai_ensino_superior	0,1170	0,0198	5,9000	0,0000	12,41%
Negro	-0,2232	0,0625	-3,5700	0,0000	-20,00%
Pardo	-0,0974	0,0405	-2,4100	0,0160	-9,28%
amarelo	0,0770	0,1171	0,6600	0,5110	8,01%
indigena	-0,1615	0,1629	-0,9900	0,3210	-14,92%
func_publico	0,2510	0,0182	13,7800	0,0000	28,53%
graduacao_outra_ies	0,0702	0,0328	2,1400	0,0320	7,28%
especializ_outra_ies	0,3118	0,0240	13,0000	0,0000	36,59%
mestrado_outra_ies	0,2581	0,0378	6,8300	0,0000	29,45%
doutorado_outra_ies	0,3280	0,0556	5,9000	0,0000	38,82%
constante	6,9892	0,0626	111,7200	0,0000	

Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS (2012). Elaboração do autor.

O gênero revelou-se a variável com maior impacto³⁴ sobre os rendimentos, indicando que homens percebem 49,22% a mais do que as mulheres. Quanto à influência de escolaridade dos pais, foi significativo o efeito de pais e mães sobre o

³³ Precisamente, foram encontrados valores p muito próximos de zero para os coeficientes significativos, com exceção das variáveis que identificam o respondente como pardo ou como tendo cursado graduação em outra instituição, que apresentaram valor p superior a 1%.

³⁴ Seguindo a sugestão de Salvato e Silva (2008), o efeito sobre de uma variável sobre a renda é dado por $(\exp(\hat{\beta}) - 1) \cdot 100$, onde $\hat{\beta}$ é o valor estimado para o coeficiente cujo efeito deseja-se calcular.

salário dos filhos, com 12,41% e 7,31%, respectivamente. Do ponto de vista das etnias, indivíduos que se declararam negros tem renda 20% inferior aos brancos. Para os pardos a diferença é negativa em 9,28%. No que diz respeito ao vínculo empregatício, ser funcionário público afeta positivamente a renda do pesquisado em 28,53%.

Graduados pela UFRGS têm impacto de 11,01% sobre sua renda, enquanto que os graduados de outras instituições têm um efeito de 7,28%. Ao comparar os intervalos de confiança não é possível, a 5% de significância, refutar a hipótese nula desses coeficientes - e, portanto, dos efeitos sobre os rendimentos - serem idênticos. O egresso que cursou doutorado na UFRGS tem um acréscimo em sua renda de 49,22%, ao passo que ter frequentado o mestrado na instituição impacta positivamente na renda em 30,73%. Embora os coeficientes estimados sejam maiores, não é possível afirmar, a 5% de significância, que o incremento na renda do egresso do mestrado ou do doutorado da UFRGS apresenta renda superior aos daqueles que frequentaram esses cursos em outras IES. Quanto ao nível de especialista, no entanto, respondentes que alcançaram esse grau em outra IES tem um efeito em seu salário de 29,7%, enquanto que para aqueles que obtiveram-no na UFRGS esse impacto é de 18,2%. Também para esse caso, a análise dos intervalos de confiança apontou igualdade estatística a 5% entre as estimativas obtidas.

A segunda especificação baseada na equação de Mincer incluiu variáveis binárias para a área do curso, além do número de cursos que foram realizados na UFRGS e o nível de instrução dos pais, visto como uma quantidade discreta e ordinal. A inclusão dessas dimensões elevou o R^2 para 0,4177, indicando melhoria no ajuste do modelo. A Tabela 6 apresenta³⁵ os resultados da estimação dessa especificação.

Tabela 6 - Resultado da estimação do modelo minceriano a partir dos dados dos egressos da UFRGS, com variáveis binárias para área dos cursos.

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t	Valor p	Efeito no rendimento
experiência	0,0513	0,0048	10,7000	0,0000	

³⁵ Para facilitar a visualização, não são apresentados os resultados para as variáveis que, a significância de 10%, não foram estatisticamente diferentes de zero.

experiência2	-0,0007	0,0001	-6,8200	0,0000	
mestrado (ufrgs)	0,1125	0,0429	2,6200	0,0090	11,91%
doutorado (ufrgs)	0,2504	0,0449	5,5700	0,0000	28,45%
homem	0,2742	0,0178	15,4400	0,0000	31,54%
instrução da mãe	0,0110	0,0039	2,8400	0,0050	1,11%
instrução do pai	0,0118	0,0039	3,0500	0,0020	1,18%
negro	-0,1641	0,0592	-2,7700	0,0060	-15,14%
funcionário público	0,2789	0,0172	16,2100	0,0000	32,17%
graduação (outra ies)	0,1038	0,0304	3,4200	0,0010	10,94%
especialização (outra ies)	0,2557	0,0224	11,4300	0,0000	29,14%
mestrado (outra ies)	0,2905	0,0346	8,3900	0,0000	33,71%
doutorado (outra ies)	0,3271	0,0507	6,4500	0,0000	38,69%
número de cursos (ufrgs)	0,1853	0,0390	4,7500	0,0000	20,36%
administração	0,1635	0,0404	4,0500	0,0000	17,76%
arquivologia	-0,2405	0,1048	-2,2900	0,0220	-21,37%
artes visuais	-0,5087	0,0754	-6,7500	0,0000	-39,87%
biblioteconomia	-0,2977	0,0685	-4,3500	0,0000	-25,75%
biomedicina	-0,3467	0,1603	-2,1600	0,0310	-29,30%
ciências atuariais	0,2978	0,1150	2,5900	0,0100	34,69%
ciências biológicas	-0,3305	0,0469	-7,0500	0,0000	-28,14%
ciências jurídicas	0,2800	0,0512	5,4700	0,0000	32,31%
ciências sociais	-0,2946	0,0506	-5,8200	0,0000	-25,52%
comunicação social	-0,1211	0,0513	-2,3600	0,0180	-11,40%
design	-0,4386	0,1496	-2,9300	0,0030	-35,51%
educação física	-0,4934	0,0621	-7,9400	0,0000	-38,95%
engenharia civil	0,2491	0,0535	4,6500	0,0000	28,29%
engenharia de computação	0,3285	0,0986	3,3300	0,0010	38,89%
engenharia de controle e automação	0,5097	0,2963	1,7200	0,0850	66,47%
engenharia de minas	0,3882	0,1301	2,9800	0,0030	47,44%
engenharia de produção	0,1966	0,0626	3,1400	0,0020	21,73%
engenharia elétrica	0,2678	0,0601	4,4500	0,0000	30,71%
engenharia mecânica	0,2446	0,0585	4,1800	0,0000	27,71%
engenharia química	0,3185	0,0657	4,8500	0,0000	37,51%
filosofia	-0,3384	0,0931	-3,6300	0,0000	-28,71%
física	-0,3027	0,0663	-4,5700	0,0000	-26,12%
geografia	-0,4779	0,0659	-7,2500	0,0000	-37,99%
história	-0,4105	0,0647	-6,3400	0,0000	-33,67%
letras	-0,4478	0,0510	-8,7700	0,0000	-36,10%
matemática	-0,2977	0,0658	-4,5300	0,0000	-25,75%
medicina	0,4010	0,0443	9,0600	0,0000	49,33%
música	-0,3883	0,0827	-4,7000	0,0000	-32,18%
nutrição	-0,2049	0,0945	-2,1700	0,0300	-18,53%
pedagogia	-0,3619	0,0477	-7,5800	0,0000	-30,36%
políticas públicas	-0,3850	0,1879	-2,0500	0,0410	-31,95%
psicologia	-0,2578	0,0601	-4,2900	0,0000	-22,72%
química	-0,1193	0,0672	-1,7700	0,0760	-11,24%

relações internacionais	0,1734	0,0944	1,8400	0,0660	18,93%
teatro	-0,8176	0,1268	-6,4500	0,0000	-55,85%
zootecnia	-0,2777	0,1138	-2,4400	0,0150	-24,25%
constante	6,8638	0,0711	96,5700	0,0000	

Fonte: Dados da consulta aos egressos da UFRGS (2012). Elaboração do autor.

Boa parte dos resultados encontrados na primeira especificação se mantém para o segundo modelo testado. O efeitos associados ao gênero e à etnia permanecem presentes, com o fato de ser homem afetar a renda positivamente em 31,54% e de ser negro implicar numa redução, em média, de 15,14%. A escolaridade dos pais, agora entendido como o nível de instrução, também mantém efeito estatisticamente não nulo sobre a renda do egresso. A análise dos intervalos de confiança dos coeficientes dessas variáveis aponta para igualdade do impacto, a 5% de significância.

Em relação ao nível do curso concluído, é interessante ressaltar que o impacto de ter cursado uma graduação na UFRGS não foi estatisticamente diferente de zero, fato que, provavelmente, está associado à correlação estatisticamente significativa entre o número de cursos concluídos na UFRGS e a variável binária que indica a realização de um curso de graduação. Cada curso realizado na Universidade tem um efeito médio de 20,36% sobre a renda do egresso. Os intervalos de confiança apontaram para um efeito estatisticamente maior do mestrado cursado em outras instituições em relação ao realizado na UFRGS. Para o caso do doutorado, os impactos são, a significância de 5%, idênticos. O coeficiente associado à conclusão de um curso de especialização na Universidade foi apontado como estatisticamente nulo. Aparentemente, a inclusão da quantidade de cursos realizados reduziu o impacto das variáveis binárias vinculadas a cada nível de ensino. A explicação mais plausível para o ocorrido remete à correlação positiva estabelecida entre a quantidade de cursos e as variáveis que indicam a conclusão de cada nível de formação pela UFRGS.

Quanto aos salários médios, as cinco áreas que registraram os maiores efeitos são Engenharia de Controle e Automação (66,47%), Medicina (49,33%), Engenharia de Minas (47,44%), Engenharia da Computação (38,89%) e Engenharia Química (37,51%). No outro extremo, as áreas associadas aos efeitos mais

negativos nos rendimentos dos egressos são Teatro (-55,85%), Artes Visuais (-39,87), Educação Física (-38,95%), Geografia (-37,99%) e Letras (-36,10%). A área com maior efeito sobre o rendimento - Medicina - é a mesma que encabeça a relação de áreas com maiores salários médios presente na Tabela 3. Teatro, além de ser a área com impacto mais negativo sobre os salários, é a que, de acordo com a Tabela 4, apresenta o menor rendimento médio.

OS EGRESSOS DA UFRGS E OS GRADUADOS DA REGIÃO METROPOLITANA DE PORTO ALEGRE: UMA COMPARAÇÃO VIA REGRESSÃO QUANTÍLICA

Os resultados da estimação da regressão quantílica para os quantis 10%, 25%, 50%, 75% e 90% aparecem na Tabela 7.

Tabela 7 - Coeficientes estimados para a regressão quantílica, por quantil

Variável Explicativa	10%	25%	50%	75%	90%
idade	0,0493*	0,0562*	0,0589*	0,0445*	0,0149*
idade ²	-0,0007*	-0,0007*	-0,0007*	-0,0005*	-0,0002*
mestrado_doutorado	0,3881*	0,3391*	0,1992*	0,1019*	0,0476*
ufrgs	0,0496	0,0922**	0,0886**	0,0668**	0,0401*
homem	0,1859*	0,1872*	0,1737*	0,1292*	0,0766*
negro	-0,2501**	-0,2095**	-0,1916**	-0,1561**	-0,0184
pardo	-0,1076	-0,2009*	-0,1482**	-0,0502	0,0020
func_publico	0,4055*	0,3807*	0,2769*	0,1703*	0,0653*
constante	5,8377*	6,0141*	6,3873*	7,0521*	7,8906*
pseudo R2	0,0772	0,0837	0,0849	0,0590	0,0192

Fonte: Base de dados da pesquisa com os egressos da UFRGS e PNAD 2011. Elaborado pelo autor.
Obs.: * coeficientes significativos a 1% ** coeficientes significativos a 5% *** coeficientes significativos a 10%. A ausência de qualquer marcação indica que o coeficiente não é estatisticamente distinto de zero.

Os coeficientes estimados pela regressão quantílica proposta apontam para as variáveis *func_publico* e *mestrado_doutorado* como fatores importantes para a determinação de renda, muito embora seu efeito decresça à medida que se avançam em direção aos quantis superiores. Tal resultado deve, no entanto, ser apreciado com cautela, uma vez que, conforme foi salientado no decorrer da comparação das estatísticas descritivas entre amostra de egressos da UFRGS e PNAD 2011, a proporção de observações com mestrado ou doutorado ou que pertence ao funcionalismo público é bastante superior na primeira.

O efeito da variável *ufrgs* apresenta um comportamento decrescente. A exceção do quantil 10% - para o qual não foi apurado estatisticamente diferente de

zero -, o coeficiente da variável foi sempre não nulo a, pelo menos, 5% de significância.

A variável *idade* manteve um valor aproximadamente constante através dos quantis estudados, sugerindo que a idade não impacta de forma diferente a renda dos indivíduos que pertencem a um mesmo quantil. Confirmando o esperado pela teoria, *idade*² apresentou sinal negativo em seu coeficiente, independente do quantil.

O efeito do gênero sobre a renda apresenta um comportamento decrescente através das faixas. Quanto menos aquinhoado o quantil, mais o fato da observação ser homem contribuiu marginalmente para a renda. Do quantil 10% à mediana, os homens possuem uma renda em torno de 20% superior à das mulheres com as mesmas características. A partir daí, o impacto reduz-se, caindo para 13,8% no quantil 75% e para 8% no quantil 90%.

As variáveis relacionadas à etnia do indivíduo apresentam, quando significativas, forte efeito sobre a renda. A mais impactante é a que está vinculada aos negros. Para as quatro primeiras faixas estudadas, o coeficiente associado à variável é negativo e elevado, embora decrescente. Para o quantil 10%, os negros percebem salários 22,1% menores do que os brancos, diferença que decai até 14,5% no quantil 75%. À exceção do quantil 90%, para o qual não foi possível refutar a hipótese nula, o coeficiente da variável *negro* foi significativo a um nível de 5%. Para o caso dos indivíduos pardos, a renda foi inferior à dos brancos em 18,2% e 13,8%, no quantis 25% e 50%, respectivamente; para os demais, não foi possível concluir que o coeficiente fosse não nulo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

As investigações conduzidas a partir dos dados dos egressos revelaram algumas regularidades importantes. Do ponto de vista social, talvez a mais relevante seja o fato de um título da universidade pública não ser suficiente para compensar circunstâncias que são alvo de discriminação no mercado de trabalho. Tanto a análise descritiva da amostra quanto as conclusões oriundas dos modelos mincerianos permitem concluir que o gênero e a etnia são dimensões bastante significativas para a determinação da renda do egresso.

A estimação da equação de Mincer que incluiu as áreas de conhecimento apontou que o fato de ser homem impacta positivamente em 31,54% na renda, enquanto que os autodeclarados negros tem salários 15,14% menores. A titulação em algumas carreiras tradicionais - e também melhor remuneradas - é monopolizada pelos homens e restritas a algumas etnias, sobretudo à branca. Da mesma forma, algumas formações que registraram a maior participação de egressos negros - como Biblioteconomia e Ciências Sociais - constam entre aquelas com menores rendas mensais e maior incidência de desemprego.

Cursos como Comunicação Social, Artes Visuais, Ciências Contábeis, Ciências Sociais, Educação Física, Administração e História foram os mais frequentemente apontados como de baixa relevância pelos egressos que compuseram a amostra analisada.

A amostra de egressos analisada, quando comparada à de residentes na Região Metropolitana com nível superior, exibiu rendimentos mensais estatisticamente maiores para os quantis 25%, 50%, 75% e 90%. Contudo, características étnicas, de gênero e o fato do indivíduo ser funcionário público impactam, em média, mais do que o diploma da UFRGS. Porém, todas essas variáveis têm o impacto reduzido à medida que se avança através nos quantis de renda.

Não é possível, no entanto, expandir os resultados deste estudo a todo o Ensino Superior Público, uma vez que a análise baseou-se nos dados de egressos de uma única universidade pública. Nessa direção, um desdobramento proveitoso da pesquisa seria realizar uma investigação semelhante para outras universidades

públicas brasileiras. A partir das análises de cada instituição seria possível sustentar - ou refutar - regularidades entre a formação recebida e o perfil do egresso. Uma análise de dados em painel seria especialmente útil para esse fim, possibilitando observar as trajetórias individuais das instituições, expondo as particularidades de cada uma. A introdução de novas variáveis - como o orçamento da instituição e a nota do ENADE³⁶ - permitiria identificar a relevância de outros fatores para o sucesso profissional do egresso. A concretização dessas investigações depende, contudo, da disponibilidade de dados sobre os egressos das universidades públicas do País, o que ainda é uma possibilidade distante.

A investigação empírica apresentada no decorrer do trabalho deixa evidente o potencial das pesquisas de seguimento de egressos enquanto ferramenta de análise do desempenho institucional da Universidade Pública. Além de mensurar o impacto social, elas permitem ao gestor tomadas de decisão baseadas em fatos concretos, com base na trajetória pós-universidade do formado. Para ter efetividade, porém, o acompanhamento do egresso deve ser contínuo, estando inserido na cultura de auto-avaliação da Instituição.

³⁶ O Exame Nacional de Desempenho de Estudantes " tem o objetivo de aferir o rendimento dos alunos dos cursos de graduação em relação aos conteúdos programáticos, suas habilidades e competências" (INEP, 2013).

REFERÊNCIAS

- AGÉNOR, P.-R.; CANUTO, O. Gender Equality and Economic Growth in Brazil: a Long-Run Analysis. **Policy Research Working Paper**, n. 6348, jan. 2013.
- ANDERSON, G. Nonparametric Tests of Stochastic Dominance in Income Distributions. **Econometrica**, 64, set. 1996. 1183-1193.
- BARBOSA FILHO, F. H.; PESSOA, S. A. Educação e Crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra? **Economia**, 11, 2010. 265-303.
- BARROS, R. P. D. et al. **Measuring inequality of opportunity in Latin America and the Caribbean**. [S.I.]: The World Bank, 2009.
- BARROS, R.; MENDONÇA, R. Diferenças entre discriminação racial e por gênero. **Estudos Feministas**, Rio de Janeiro, jan. 1996. 183-193.
- BRANDALISE, M. Â. **Avaliação dos cursos de graduação na perspectiva dos egressos**: um indicador de avaliação institucional. Anais do IX ANPED Sul. Caxias do Sul: [s.n.]. 2012.
- BRASIL. **Lei n.º 9394/96, de 20 de dezembro de 1996**. Brasília: MEC, 1996.
- BRASIL. Lei n.º 10.861, de 14 de abril de 2004. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, v. Seção 1, p. 3, 15 abr. 2004. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/lei/l10.861.htm>. Acesso em: 02 jul. 2013. Institui o Sistema Nacional de Avaliação da Educação Superior - SINAES.
- BRASIL. **Lei n.º 12.798, de 04 de abril de 2013**. Brasília: [s.n.], 2013.
- BRASIL. Portal da Transparência do Governo Federal. **Portal da Transparência**, 20 maio 2013. Disponível em: <<http://www.portaldatransparencia.gov.br/PortalComprasDiretasOEElementoDespesa.asp?Ano=2012&Valor=141600095007589&CodigoOS=26000&NomeOS=MINISTERIO%20DA%20EDUCACAO&ValorOS=5132357498499&CodigoOrgao=26244&NomeOrgao=UNIVERSIDADE%20FEDERAL%20DO%20RIO%20GRANDE%20>>. Acesso em: 20 maio 2013.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Regional disparities and inequality of opportunity: the case of Italy. **IZA Discussion Paper**, n. 1874, 2005.
- CRUCES, G. et al. Are there ethnic inequality traps in education? Empirical evidence on intergenerational mobility for Brazil and Chile. **Poverty and Economic Policy Network Project**, n. PMMA-12219, 30 ago. 2011.

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. Igualdade De Oportunidades no Brasil: Uma Análise Microeconômica Desagregada Por Estado. **Anais do IX do Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, 2011.

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

DWORKIN, R. What is equality? Part 2: Equality of resources. **Philosophy and Public Affairs**, n. 10, p. 283-345, 1981.

FERREIRA, F. H. G.; GIGNOUX, J. The measurement of inequality of opportunity : theory and an application to Latin America. **Policy Research Working Paper Series**, n. 4659, 2008.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, 33, n. 3, 2003. 481-513.

FIRMO, M. G. **Uma análise da transmissão intergeracional de capital humano no Brasil**. PUC-RJ. [S.l.]. 2008.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. Fifty Years of Mincer Earnings Regressions. **NBER Working Papers**, n. 9732, 2003.

INEP. Instituto Nacional de Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. **INEP**, 2013. Disponível em: <<http://www.inep.gov.br/>>. Acesso em: 25 jul. 2013.

KOENKER, R.; GILBERT BASSETT, J. Regression Quantiles. **Econometrica**, 46, n. 1, jan. 1978. 33-50.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile Regression: An Introduction. **Journal of Economic Perspectives**, n. 15, 2000.

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are western societies all alike. **Review of Income and Wealth**, n. 54, 2008. 513-43.

LEITE, A. R.; JUSTO, W. R.; NETTO JUNIOR, J. L. D. S. Análise dos principais determinantes da mobilidade intergeracional de educação entre as regiões Nordeste e Sudeste. **Anais do XVI Encontro Regional de Economia**, Fortaleza, 2011.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, n. 22, 1988. 3-42.

MACHADO, G. R. **Perfil do egresso da Universidade Federal do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: UFRGS: Programa de Pós-Graduação em Educação. (Dissertação de Mestrado), 2010.

MINCER, J. **Schooling, Experience and Earnings**. New York: NBER, 1974.

MORENO-TERNERO, J. On Roemer's Equality of Opportunity. **Working Paper Yale University**, 2004.

NETTO JUNIOR, J. L. D. S.; RAMALHO, H. M. B.; ARAGON, E. K. B. Transmissão Intergeracional de Educação e Mobilidade de Renda no Brasil. **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia**, Salvador, 2010.

PEREIRA, P. T.; MARTINS, P. S. Returns to Education and Wage Equations. **IZA Discussion Papers**, n. 298, 2001.

PINHO NETO, V. R.; BARRETO, F. A. F. D.; FEIJÓ, J. R. A Importância da Educação para a Recente Queda da Desigualdade de Renda Salarial no Brasil: Uma análise de decomposição para as regiões Nordeste e Sudeste. **Anais do I Circuito de Debates Acadêmicos - CODE 2011**, Brasília, 2011.

RAMALHO, H. M. DE B.; ARAGON, E. K. B.; NETTO JUNIOR, J. L. D. S. Transmissão Intergeracional de Educação e Mobilidade de Renda no Brasil. **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia**, Salvador, 2010.

RAMOS, L.; REIS, M. A Escolaridade dos Pais, os Retornos à Educação no Mercado de Trabalho e a Desigualdade de Rendimentos. **Discussion Papers 1442**, 2009.

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

REIS, M. C.; RAMOS, L. Escolaridade dos pais, desempenho no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos. **Revista Brasileira de Economia**, 65, n. 2, 2011. 177-205.

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

ROEMER, J. Equality of Opportunity: A progress report. **Social Choice and Welfare**, n. 19, p. 455-471, 2002.

ROEMER, J. Economic development as opportunity equalization. **Cowles Foundation Discussion Paper**, n. 1583, 2006.

ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy**, 94, n. 5, 1986. 1002-1037.

SALVATO, M. A.; SILVA, D. G. **O Impacto da Educação nos Rendimentos do Trabalhador**: Uma Análise para região Metropolitana de Belo Horizonte. Anais do XIII Seminário sobre Economia Mineira. Belo Horizonte: Cedeplar, UFMG. 2008.

SALVATO, M. A.; SOUZA, P. F. L. Decomposição da Desigualdade de Renda Brasileira em Fatores Educacionais e Regionais. **Anais do V Encontro Nacional da ABER, 2007**, Recife, 85, 2007.

SCHWARTZMAN, S.; CASTRO, M. H. D. M. **A trajetória acadêmica e profissional dos alunos da USP**. São Paulo. 1991. (2/91).

SEN, A. Real National Income. **The Review of Economic Studies**, 43, fev. 1976. 19-39.

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

UEL. **Acompanhamento do egresso**. Londrina: UEL, 2006. Cadernos de avaliação institucional, 5.

WORLD BANK. **World Development Report 2006: Equity and Development**. Washington, DC. 2006.

YALONETZKY, G. Comparing Economic Mobility with Heterogeneity Indices: an Application to Education in Peru. **OPHI Working Papers**, n. 33, 2009.

YALONETZKY, G. A Dissimilarity Index of Multidimensional Inequality of Opportunity (Revised and Updated). **OPHI Working Papers**, n. 39, 2010.

YALONETZKY, G.; ASADULLAH, N. Inequality of Educational Opportunity in India: Changes over Time and across States. **IZA Discussion Papers**, n. 5146.

APÊNDICE - ÍNDICES DE DISSIMILARIDADE

Os índices de dissimilaridade foram calculados através de uma rotina criada pelo autor no *software* Stata 12.0.

Tabela 8 - Índices para os tipos baseados em gêneros, por região e coorte etária (2011).

TPI	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	51 a 62	mais de 62
Centro Oeste	0,266888	0,176604	0,142818	0,123205	0,089763	0,12170584
Nordeste	0,273257	0,221174	0,193548	0,162842	0,151712	0,141466
Norte	0,24086	0,207122	0,168183	0,172385	0,15708	0,07728978
Sudeste	0,221267	0,169472	0,112841	0,117167	0,092699	0,05913073
Sul	0,218475	0,152375	0,118321	0,084808	0,058369	0,03116335
Não TPI	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	51 a 62	mais de 62
Centro Oeste	0,260594	0,174093	0,141974	0,123201	0,087976	0,11359919
Nordeste	0,26579	0,217276	0,192886	0,163403	0,152072	0,1337801
Norte	0,232743	0,202534	0,167142	0,171342	0,156218	0,0723886
Sudeste	0,216761	0,168182	0,112657	0,117293	0,092234	0,05627498
Sul	0,215736	0,152073	0,118452	0,084898	0,057938	0,03022269

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Cálculos do autor.

Tabela 9 - Índices para os tipos baseados em etnias, por região e coorte etária (2011).

TPI	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	51 a 62	mais de 62
Centro Oeste	0,09117591	0,21073862	0,22379127	0,18173565	0,22078994	0,2517733
Nordeste	0,14601416	0,14757949	0,17048382	0,18877441	0,22906569	0,24755969
Norte	0,1192982	0,16966005	0,15251649	0,17100399	0,15320999	0,21296792
Sudeste	0,18505106	0,25038191	0,24769249	0,22554124	0,27004673	0,29219281
Sul	0,22693862	0,23377962	0,25677149	0,19677894	0,2491619	0,23243163
Não TPI	15 a 21	22 a 31	32 a 41	42 a 51	51 a 62	mais de 62
Centro Oeste	0,09024005	0,21111015	0,22355422	0,18154717	0,22104935	0,24931176
Nordeste	0,12888851	0,14045183	0,16013534	0,17725276	0,21806804	0,24223628
Norte	0,10249428	0,15166159	0,13818038	0,15496843	0,1371321	0,20994387
Sudeste	0,18488407	0,24948644	0,245759	0,22297661	0,2649819	0,27616218
Sul	0,19353482	0,18922269	0,20504028	0,15495492	0,19099775	0,1891792

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE. Cálculos do autor.

ANEXOS – ROTINAS PARA O PACOTE STATA 12.0

Rotinas criadas pelo autor para o cálculo dos índices de dissimilaridade.

ipc2_main.do

```
// Arquivo principal do programa de cálculo dos índices de dissimilaridade

local do_files_path "F:\Arquivos\Pato\Acadêmico\Dissertacao\run\" //
Diretório onde as demais rotinas para cálculo dos IDs estão armazenadas

set more off

do "`do_files_path'matgen_etnia" // Arquivo para a geração/construção da
matriz/tabela de tipos, com os tipos definidos no próprio arquivo

mat M_index = J(n_regs/n_tipos,1,0)

local i_matgen 1
local i_max_matgen n_regs
while `i_matgen' <= `i_max_matgen' {
    mat subM = M1[`i_matgen'..`i_matgen'+n_tipos-1, 1..n_vantagens]
    scalar index_aux = 0
    do "`do_files_path'ipc2" subM index_aux
    local i_matgen = `i_matgen'+n_tipos
    mat M_index[(`i_matgen'-1)/n_tipos,1] = index_aux
}

display ">SAÍDA: Índices de dissimilaridade não TPI:"
mat list M_index
mat list diff_escol_media
mat list media_escol
mat list rotulos
/*
local i_matgen 1
local i_max_matgen n_regs
while `i_matgen' <= `i_max_matgen' {
    mat subM = M1[`i_matgen'..`i_matgen'+n_tipos-1, 1..n_vantagens]
```

```

    scalar index_aux = 0
    do "`do_files_path'ipc2_tpi" subM index_aux
    local i_matgen = `i_matgen'+n_tipos
    mat M_index[(`i_matgen'-1)/n_tipos,1] = index_aux
}

```

```

display ">SAÍDA: Índices de dissimilaridade TPI:"
mat list M_index
mat list media_salarial
mat list media_escol
mat list rotulos
*/

```

ipc2.do

// calcula o índice de dissimilaridade que não tem a propriedade TPI para a matriz `1', retornando-o no parâmetro `2'

```

local do_files_path "F:\Arquivos\Pato\Acadêmico\Dissertacao\run\"

```

```

//mat M = (7,3\2,8\1,9)
//mat M =
(29,882,1366,438\3,41,297,245\1,17,314,544\157,1293,1138,469\1,66,297,261\3
,21,295,556)
mat M = `1'
scalar A= colsof(M)
scalar T= rowsof(M)
scalar N= 0
mat N_T=J(T,1,0)
mat N_A=J(A,1,0)
mat p_A=J(A,1,0)
mat p_ACondT=J(T,A,0)
mat sqDiff = J(T,A,0)
scalar x2=0
scalar x2_max=0
scalar index=0

```

```

local rows=T
local cols=A

do "`do_files_path'matsumall" M N // calcula N
// calcula N_T, N_A
forvalues i=1/`rows' {
    forvalues j=1/`cols' {
        mat N_T[`i',1] = N_T[`i',1]+M[`i',`j']
        mat N_A[`j',1] = N_A[`j',1]+M[`i',`j']
    }
}

// calcula p_A, p_ACondT
forvalues i=1/`rows' {
    forvalues j=1/`cols' {
        mat p_ACondT[`i',`j'] = M[`i',`j']/N_T[`i',1]
        mat p_A[`j',1] = N_A[`j',1]/N
    }
}

display N
mat list M
mat list p_ACondT
mat list p_A

// calcular sqDiff
forvalues i=1/`rows' {
    forvalues j=1/`cols' {
        mat sqDiff[`i',`j'] = N_T[`i',1]*(p_ACondT[`i',`j'] -
p_A[`j',1])^2/p_A[`j',1]
    }
}

do "`do_files_path'matsumall" sqDiff x2 // calcula x2

```

```

scalar x2_max = min(T-1,A-1)*N
scalar index = x2/x2_max
scalar `2' = sqrt(index)

```

ipc2_tpi.do

```

// calcula o índice de dissimilaridade que não tem a propriedade TPI para a
matriz `1', retornando-o no parâmetro `2'

```

```

local do_files_path "F:\Arquivos\Pato\Acadêmico\Dissertacao\run\"
// file open resultados using
"F:\Arquivos\Pato\Acadêmico\Dissertacao\run\log.txt", write replace
set more off
//mat M = (7,3\2,8\1,9)
//mat M =
(29,882,1366,438\3,41,297,245\1,17,314,544\157,1293,1138,469\1,66,297,261\3
,21,295,556)
mat M = `1'
scalar A= colsof(M)
scalar T= rowsof(M)
scalar N= 0
mat N_T=J(T,1,0)
mat N_A=J(A,1,0)
mat p_A=J(A,1,0)
mat p_ACondT=J(T,A,0)
mat sqDiff = J(T,A,0)
scalar x2=0
scalar x2_max=0
scalar index=0

local rows=T
local cols=A

```



```

do "`do_files_path'matsumall" M N // calcula N
// calcula N_T, N_A
forvalues i=1/`rows' {
    forvalues j=1/`cols' {
        mat N_T[`i',1] = N_T[`i',1]+M[`i',`j']
        mat N_A[`j',1] = N_A[`j',1]+M[`i',`j']
    }
}

// calcula p_A, p_ACondT
forvalues i=1/`rows' {
    forvalues j=1/`cols' {
        mat p_ACondT[`i',`j'] = M[`i',`j']/N_T[`i',1]
        mat p_A[`j',1] = N_A[`j',1]/N
    }
}

//display N
//mat list M
//mat list p_ACondT
//mat list p_A

// calcular sqDiff
forvalues i=1/`rows' {
    forvalues j=1/`cols' {
        scalar p_ASumByType = 0
        mat p_ACondTCol = p_ACondT[1..T,`j']
        do "`do_files_path'matsumall" p_ACondTCol p_ASumByType
        mat sqDiff[`i',`j'] = ((p_ACondT[`i',`j']-
(p_ASumByType/T))^2)/(p_ASumByType/T)
//          file write resultados "`i',`j'" _tab (sqDiff[`i',`j']) _n
    }
}

do "`do_files_path'matsumall" sqDiff x2 // calcula x2

```

```

scalar x2_max = min(T-1,A-1)*T
scalar index = x2/x2_max
scalar `2' = sqrt(index)

```

matgen.do

```

// Arquivo que gera monta a matriz de tipos a partir das dimensões gênero e
etnia

```

```

local regioao 5 2 1 3 4 // preencher manualmente
local idade 3 4 5 6 7 8 // preencher manualmente
local sexo 2 4 // preenchar manualmente
local etnia 1 2 // preencher manualmente
local escolaridade 1 2 3 4 5 // preencher manualmente
scalar n_regs = 5*6*2*2 // preencher manualmente
scalar n_tipos = 2 // preencher manualmente
scalar n_vantagens = 5 //preencher manualmente
set matsize 10000
mat M1 = J(n_regs,n_vantagens,0)
mat rotulos = J(n_regs,1,0)
scalar cnt_tipos=0
scalar cnt_vantagens=0
foreach r1 in `regiao' {
    foreach i1 in `idade' {
        foreach s1 in `sexo' {
            foreach e1 in `etnia' {
                scalar cnt_vantagens=0
                scalar cnt_tipos=cnt_tipos+1
                foreach esc1 in `escolaridade' {
                    scalar cnt_vantagens = cnt_vantagens+1
                    quietly count if regioao==`r1' & idade==`i1' &
etnia==`e1' & escolaridade==`esc1' & sexo==`s1'
                    mat M1[cnt_tipos,cnt_vantagens] = r(N)
                    mat rotulos[cnt_tipos] = `r1'`i1'`s1'`e1'
                }
            }
        }
    }
}

```

```

    }
  }
}

```

ipc2_etnia.do

```
// monta a matriz de tipos a partir da dimensão etnia
```

```

local regioao 5 2 1 3 4 // preencher manualmente
local idade 3 4 5 6 7 8 // preencher manualmente
// local sexo 2 4 // preenchar manualmente
local etnia 1 2 // preencher manualmente
local escolaridade 1 2 3 4 5 // preencher manualmente
scalar n_regs = 5*6*2 // preencher manualmente
scalar n_tipos = 2 // preencher manualmente
scalar n_vantagens = 5 //preencher manualmente
set matsize 10000
mat M1 = J(n_regs,n_vantagens,0)
mat rotulos = J(n_regs/n_tipos,1,0)
mat media_salarial = J(n_regs/n_tipos,1,0)
mat media_escol = J(n_regs/n_tipos,1,0)
mat diff_escol_media = J(n_regs/n_tipos,1,0)
scalar cnt_tipos=0
scalar cnt_vantagens=0
scalar cnt_indices=0
foreach r1 in `regiao' {
    foreach i1 in `idade' {
        scalar cnt_indices = cnt_indices+1
        mat rotulos[cnt_indices,1] = `r1'`i1'
        quietly sum renda_familiar if regioao==`r1' & idade==`i1'
        mat media_salarial[cnt_indices,1] = r(mean)
        quietly sum escol_anos if regioao==`r1' & idade==`i1'
        mat media_escol[cnt_indices,1] = r(mean)
        quietly sum escol_anos if regioao==`r1' & idade==`i1' &
etnia==1, detail
        scalar esc_media_branco = r(mean)
    }
}

```

```

        quietly sum escol_anos if regioa==`r1' & idade==`i1' &
etnia==2, detail
        scalar esc_media_naobranco = r(mean)
        mat diff_escol_media[cnt_indices,1] = esc_media_branco -
esc_media_naobranco
//      foreach s1 in `sexo' {
            foreach e1 in `etnia' {
                scalar cnt_vantagens=0
                scalar cnt_tipos=cnt_tipos+1
                foreach esc1 in `escolaridade' {
                    scalar cnt_vantagens = cnt_vantagens+1
                    quietly count if regioa==`r1' & idade==`i1' &
etnia==`e1' & escolaridade==`esc1'
                    mat M1[cnt_tipos,cnt_vantagens] = r(N)
                }
            }
        }
//      }
    }
}

```

matgen_sex0.do

```

// monta a matriz de tipos a partir do gênero

local regioa 5 2 1 3 4 // preencher manualmente
local idade 3 4 5 6 7 8 // preencher manualmente
local sexo 2 4 // preenchar manualmente
// local etnia 1 2 // preencher manualmente
local escolaridade 1 2 3 4 5 // preencher manualmente
scalar n_regs = 5*6*2 // preencher manualmente
scalar n_tipos = 2 // preencher manualmente
scalar n_vantagens = 5 //preencher manualmente
set matsize 10000
mat M1 = J(n_regs,n_vantagens,0)
mat rotulos = J(n_regs/n_tipos,1,0)
mat media = J(n_regs/n_tipos,1,0)
mat diff_escol_media = J(n_regs/n_tipos,1,0)

```

```

scalar cnt_tipos=0
scalar cnt_vantagens=0
scalar cnt_indices=0
foreach r1 in `regiao' {
    foreach i1 in `idade' {
        scalar cnt_indices = cnt_indices+1
        mat rotulos[cnt_indices,1] = `r1'`i1'
        quietly sum renda_familiar if regiao==`r1' & idade==`i1'
        mat media[cnt_indices,1] = r(mean)
        quietly sum escol_anos if regiao==`r1' & idade==`i1' & sexo==2,
detail
        scalar esc_media_masc = r(mean)
        quietly sum escol_anos if regiao==`r1' & idade==`i1' & sexo==4,
detail
        scalar esc_media_fem = r(mean)
        mat diff_escol_media[cnt_indices,1] = esc_media_fem -
esc_media_masc
        foreach s1 in `sexo' {
//            foreach e1 in `etnia' {
                scalar cnt_vantagens=0
                scalar cnt_tipos=cnt_tipos+1
                foreach esc1 in `escolaridade' {
                    scalar cnt_vantagens = cnt_vantagens+1
                    quietly count if regiao==`r1' & idade==`i1' &
sexo==`s1' & escolaridade==`esc1'
                    mat M1[cnt_tipos,cnt_vantagens] = r(N)
                }
//            }
        }
    }
}

```

matsumall.do

```
// soma todas as entradas da matriz `1' retornando-a no escalar `2'
```

```
mat M_auxsum = `1'
```

```
scalar A_auxsum= colsof(M_auxsum)
scalar T_auxsum= rowsof(M_auxsum)

local rows=T_auxsum
local cols=A_auxsum

scalar s_auxsum=0
forvalues i_auxsum=1/`rows' {
    forvalues j_auxsum=1/`cols' {
        scalar s_auxsum = s_auxsum + M_auxsum[`i_auxsum',`j_auxsum']
    }
}
scalar `2' = s_auxsum
```