

# DISTÂNCIA À INSTITUIÇÃO DE ENSINO E DEMANDA POR EDUCAÇÃO SUPERIOR<sup>1</sup>

Bruna Letícia Ribeiro de Araújo<sup>2</sup>  
Leonardo Chaves Borges Cardoso<sup>3</sup>

## Resumo

A inexistência e falta de proximidade com as instituições de ensino em algumas regiões pode ser vista como fator limitante ao acesso à educação. O presente trabalho buscou analisar o efeito da distância à instituição de ensino na probabilidade de ingresso no ensino superior, utilizando dados do Censo Demográfico e Censo do Ensino Superior 2010. As evidências apontam para uma relação negativa entre as variáveis, onde os indivíduos que distam a mais de 38 km de uma instituição de ensino têm 20,5 p.p. menos chances de cursarem a educação universitária. Ao analisar as diferenças regionais, no Norte e Nordeste as chances de ingresso são 32 p.p. e 21,5 p.p. menores, relativamente ao Sudeste. Adicionalmente, explorando a criação de novas instituições de ensino, especificamente públicas, como fonte de variação exógena para a distância, verificou-se que a presença de uma nova instituição pública tende a aumentar em 38 p.p. a probabilidade dos indivíduos ingressarem no ensino superior público, enquanto as chances de frequentar o setor privado reduzem.

**Palavras-chave:** Distância à instituição de ensino, demanda por ensino superior, novas instituições públicas.

## Abstract

Due the inexistence and lack of proximity to educational institutions in many places can be seen as a barrier access to education. This study examines the effect of distance to school on the likelihood to attend a postsecondary education, using data from the Demographic Census and Census of Higher Education, both of 2010. The evidences points for a negative relationship between the variables, where is observed that individuals are 20,5 p.p. less likely to attend postsecondary education if the nearest institution is 38 km from their residence town. When analyzed the regional differences, the North and Northeast are 32 p.p. and 21.5 p.p. less likely to attend to the higher education when compared to the Southeast .In addition, exploring the effect of the creation of new public institutions as a source of exogenous variation for distance, we could identify that the presence of new public institution increses in 38 p.p. the likelihood of individuals to attend a public higher education, while the probability to attend the private institution decreases.

**Keywords:** Distance to school; demand for higher education; new public institutions.

**Área temática:** Economia social e Demografia Econômica

**Classificação JEL:** I23, I24, I28

---

<sup>1</sup> Os autores agradecem o apoio da CAPES no desenvolvimento deste trabalho, através da concessão de bolsa de pesquisa.

<sup>2</sup>Mestranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/DER-UFV), Brasil, e-mail: blaraujo853@gmail.com.

<sup>3</sup>Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV), Brasil, e-mail:leonardocardoso005@gmail.com.

## 1. Introdução

É comum na literatura o reconhecimento do importante papel que a educação tem no crescimento e desenvolvimento dos países, e a na renda dos trabalhadores (ACEMOGLU; PISCHKE, 2001; BECKER, 1962; HANUSHEK, 2013; SCHULTZ, 1961; TODARO; SMITH, 2012). Diante destes efeitos positivos, os estudos que discutem a estratégia educacional dos indivíduos destacam o papel dos retornos privados e dos custos diretos, indiretos ou de oportunidade envolvidos na demanda por escolaridade.

Em relação à demanda por ensino superior, seus principais determinantes seriam a expectativa de ganhos futuros (FLANNERY; O'DONOGHE, 2013; LAUER, 2002; WILSON; WOLF; HAVERMAN, 2005) e o *background* familiar (ACEMOGLU; PISCHKE, 2001; ALBERT, 2000; BELLEY; COELLI, 2011). Outros trabalhos apontam os custos diretos, sendo o preço das mensalidades uma barreira financeira (HELLER, 1996; HEMELT; MARCOTTE, 2008, 2011) e os subsídios, na forma de crédito escolar, uma forma de promover o acesso (DAMON; GLEWWE, 2011; NEILL, 2009).

Outro fator que afeta a demanda por educação é a localização da instituição de ensino. A inexistência e falta de proximidade com as instituições em algumas regiões pode ser vista como fator limitante ao acesso à educação. A distância tende a reduzir a probabilidade do estudante frequentar o ensino superior, uma vez que a necessidade de deslocamento aumenta os custos incorridos no processo de qualificação educacional (ABEL; DEITZ, 2012; ALM; WINTERS, 2009). Além dos custos financeiros, a distância aumenta tanto a assimetria de informação em relação à qualidade da instituição de ensino, quanto os custos emocionais envolvidos no processo de mudança (LEPPEL, 1993). Por sua vez, morar próxima de uma instituição além de tornar a educação mais barata e acessível, pode provocar o chamado “efeito vizinhança” ou “efeito *spillover*”. Neste processo de escolha entre, se e onde frequentar a educação universitária, dois determinantes são a renda familiar e distância à instituição de ensino. A distância mantém uma correlação negativa com a probabilidade de ingresso no ensino superior, mesmo após controlar os efeitos da renda (DESJARDINS; DUNDAR; HENDEL, 1999; FRENETTE, 2002; GIBBONS; VIGNOLES, 2012; TURLEY, 2009).

Considerando que os residentes de municípios vizinhos se locomovem para as cidades com instituição de ensino com propósito de estudar, tal situação pode ser vista como uma externalidade positiva entre as localidades próximas. Devido aos fluxos de informação e contato com o corpo acadêmico, os estudantes locais podem levar em consideração a oferta de ensino pelas cidades vizinhas, afetando a sua decisão na demanda por educação (DO, 2004; SPIESS; WROHLICH, 2010).

Ao levar em conta o local que os indivíduos vivem, em geral, os estudos concentram-se em analisar as diferenças de acesso entre residentes de áreas rurais e urbanas (PROVASNIK et al., 2007; ROSCIGNO; TOMASKOVIC-DEVEY; CROWLEY, 2006). Os dados do Censo Demográfico 2010 mostram que, após controlado por diversos fatores associados à demanda por educação, estudantes residentes em áreas rurais têm 27,8 p.p. menos chances de frequentar o ensino superior.

Ao distinguir a localização entre ambiente rural e urbano, assume-se que os estudantes de áreas urbanas são mais propensos a se matricularem no ensino superior por estarem mais próximos às instituições de ensino. No entanto, alguns *campi* universitários podem estar localizados próximos aos residentes de áreas rurais, fazendo com que essa medida dicotômica não capture o real efeito da acessibilidade às instituições sobre a participação no ensino superior (FRENETTE, 2002). Ademais, existem também áreas urbanas que não têm instituição de ensino, sendo necessário que os indivíduos se desloquem para a cidade mais próxima, a fim de estudar (SPIESS; WROHLICH, 2010).

Diante da falta de proximidade, ao analisar a distância às instituições públicas, Jones e Kauffman (1994) observam que o aumento de 1% na distância reduz em 3,7 p.p. a matrícula no ensino universitário no Texas. Jepsen e Montgomery (2009), ao analisar o ingresso de pessoas entre 25 a 49 anos em instituições universitárias comunitárias, apontam que o aumento de 1 desvio-padrão na distância entre instituição e residência, reduz a probabilidade de matrícula aproximadamente 15%. Spiess e Wrohlich (2010) também encontram um diferencial na participação dos estudantes alemães, onde os residentes a mais de 12,5 km de distância são 7 p.p. menos propensos a entrarem no ensino superior que os residentes até 6,5 km.

Embora a literatura internacional indique que a distância limita o acesso dos estudantes ao ensino superior, na literatura nacional, a temática ainda não foi devidamente explorada. Sendo esta uma das contribuições deste trabalho.

No Brasil, no que se refere à distribuição das instituições, com base nos dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa Educacionais Anísio Teixeira (INEP), em 2010, apenas 21% dos municípios possuía pelos menos uma instituição de ensino ou *campi* ofertando vagas em ao menos um dos mais de 28 mil cursos de graduação presencial.

O ensino superior no país tem experimentando crescimento motivado por políticas públicas. Direcionados aos alunos de baixa renda do setor privado, o Programa Universidade para Todos (Prouni)<sup>4</sup> e o Programa de financiamento Estudantil (Fies)<sup>5</sup>. Diretamente ao setor público, as políticas foram a de expansão da oferta via criação de novas universidades e novos *campi* universitários a partir de 2003. E, posteriormente, a criação do Programa de Reestruturação e Expansão das Instituições Federais de Ensino Superior (Reuni) buscando ampliar as vagas nas universidades federais e diminuir a taxa de evasão no ensino superior (SECRETARIA DE EDUCAÇÃO SUPERIOR, 2014).

Estando a oferta de educação concentrada em grandes centros urbanos, principalmente no eixo Sul-Sudeste, a política de distribuição de instituições públicas foi importante para alcançar os municípios no interior do país. Nas regiões Norte e Nordeste, uma maior oferta foi uma oportunidade de promover a educação de indivíduos sem condições de se deslocar para locais com oferta de ensino superior, devido a menor cobertura educacional nessas regiões (SECRETARIA DE EDUCAÇÃO SUPERIOR, 2014). Do ponto de vista espacial, além de promover o acesso dos residentes locais, a interiorização estimulou o acesso da população de municípios vizinhos, aos quais, a opção seria buscar instrução na capital ou região metropolitana do estado em que residia (FUSCO; OJIMA, 2016).

Diante disso, enfatiza-se a importância de análises que aprofundem o entendimento do papel da distância na decisão de demandar o ensino superior, pois espera-se que os custos de deslocamento sejam um componente relevante das despesas associadas à escolarização. Deste modo, o presente estudo procura compreender o efeito da distância na probabilidade de cursar o ensino superior.

Porém, a localização das famílias pode estar correlacionada com o valor que estas dão à educação. Famílias residentes próximas às instituições de ensino podem ter características diferentes das que moram mais distantes. Ou seja, pode ser que famílias mais escolarizadas e com maior renda, que dão alto valor à educação, escolham morar mais próximas de instituições universitárias (BARUFI, 2012; BARYLA E.A.; DOTTERWEICH, 2001; TURLEY, 2009). Assim, o *background* familiar pode explicar porque as famílias moram próximas a estabelecimentos universitários e a maior propensão do estudante frequentar o ensino superior.

---

<sup>4</sup> O Prouni é um programa do governo federal destinados à estudantes de baixa renda, permitindo que estes concorram a bolsas de estudo integral ou parcial (50% e de 25%) em instituições privadas com ou sem fins lucrativos, e que não possuem diploma possuem diploma de curso superior.

<sup>5</sup> Criado pelo Ministério da Educação (MEC) em 1999, o Fies oferece financiamento estudantil para estudantes de baixa renda em cursos de graduação presencial em instituições privadas.

Assim sendo, utiliza-se da criação de novas instituições de ensino, especificamente públicas, como uma variação exógena para tentar captar o efeito da distância na demanda por educação. A escolha das instituições públicas para as análises tem como referência o Plano Nacional de Educação (PNE), que desde 2000 busca promover a expansão e financiamento do ensino superior, com foco no acesso à educação pública. Apesar de ser minoria no sistema universitário, o alcance da rede pública em diversos municípios brasileiros que antes não tinham oferta de educação é uma das importantes ações do governo a fim de promover o acesso ao ensino universitário. As respostas aqui encontradas servirão de subsídio a políticas públicas com a finalidade de diminuir desigualdades de oportunidades entre os indivíduos. Melhorando, principalmente, o foco de políticas que visam aumentar a oferta de educação.

O artigo está organizado em mais três seções além desta introdução. Na seção 2 são apresentados os dados e o método de análise e na 3 são descritos os resultados. Por último, são feitas as considerações finais.

## 2. Fonte de dados e método de análise

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de duas fontes: o Censo Demográfico disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Censo do Ensino Superior, disponibilizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), ambos de 2010. Enquanto a primeira base oferece informações das características dos indivíduos, a segunda fornece o município de localização da oferta de cursos de graduação presencial das instituições de ensino superior<sup>6</sup>. As bases foram compiladas através do código dos municípios. A amostra consiste em indivíduos com idade entre 18 a 24 anos, pois, em geral, é a idade em que estão aptos a ingressar no ensino superior. Ademais, para obter informações dos membros da família, os dados limitam-se aos jovens que possuem papel de filhos ou netos no domicílio.

As variáveis explicativas utilizadas nas estimações são: sexo, raça/cor, horas trabalhadas por semana, *dummies* dos quintos de renda familiar *per capita*, *dummies* do nível de escolaridade de pelo menos um dos pais, *dummy* indicando se a família possui outra fonte de renda (*proxy* para poupança), número de irmãos, possui carro ou moto, presença de mãe no domicílio, *dummies* de distância, densidade da população estudantil de municípios universitários e presença de nova instituição pública.

Em relação à variável de distância, esta é calculada a partir da distância em quilômetros entre os centroides do município que o estudante vive e do município da instituição de ensino superior mais próxima<sup>7</sup>. Em seguida são construídas as *dummies* para dividir a distância em quartis. A variável de densidade estudantil do município vizinho que possui instituição de ensino, *proxy* para captar a existência do “efeito vizinhança”, foi construída utilizando a quantidade de alunos matriculados no ensino superior para cada 1.000 habitantes. Pressupõe-se que esse efeito tenha impacto positivo na probabilidade de ingresso, devido ao transbordamento de informações advinda do contato com o corpo estudantil e demais recursos acadêmicos (DO, 2004; SPIESS; WROHLICH, 2010). Já a variável *dummy* que indica a

---

<sup>6</sup> Foram consideradas instituições públicas (federais, estaduais e municipais) e privadas (com e sem fins lucrativos), e todos os tipos de organizações acadêmicas (universidades, faculdades, centros universitários, ifet e cefet).

<sup>7</sup> O trabalho limita-se a calcular a distância utilizando os centroides dos municípios devido a indisponibilidade de dados. O ideal seria calcular a distância entre o CEP da residência do indivíduo e da instituição.

presença de nova instituição de ensino pública no município foi construída a partir do Censo do Ensino Superior, através da análise da diferença da oferta de IES no ano de 2005 e 2010. Ademais, foram adicionadas nas análises variável indicando localização rural e *dummies* de região. As variáveis utilizadas nas estimações são apresentadas no Quadro 1.

Para a análise dos fatores relacionados com a decisão de ingresso no ensino superior, foram utilizados dois modelos de regressão *logit*. Primeiramente, utilizou-se o modelo *logit* binário, em que a variável dependente corresponde ao fato de o indivíduo ingressar na educação universitária. Além de decidir frequentar este nível de ensino, o estudante deve escolher em que tipo de instituição estudará, pública ou privada. Desta forma, utilizou-se o *logit* multinomial, em que a variável dependente inclui o tipo de instituição que o indivíduo ingressa, ou seja, nos permite analisar a probabilidade de o indivíduo  $i$  escolher a instituição  $j$ . Neste estudo, considerando que o indivíduo  $i$  que mora próximo a instituição  $j$  faz a escolha  $k$  (1= ingressar em IES pública, 2=ingressar em IES privada) em relação à opção 0, não ingressar no ensino superior (categoria de referência).

A equação estimada através do *logit* para a análise da probabilidade de ingresso no ensino superior é especificada da seguinte forma:

$$P_i = [ES = 1] = \alpha + \beta_1\omega_j + \beta_2\gamma_j + \beta_3\theta_i + \beta_4\varphi_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

em que,  $P_i$  representa a probabilidade de ingresso no ensino superior. Esta é função de:  $\omega_j$  que representa o conjunto de variáveis *dummies* referente a distância à instituição mais próxima,  $\gamma_j$  representa o “efeito vizinhança” captado pela densidade da população estudantil do município próximo que possui IES,  $\theta_i$  refere-se as características dos indivíduos e  $\varphi_i$  refere-se as características da família. Por sua vez,  $\alpha$  é uma constante,  $\beta$ 's são os parâmetros a serem estimados e  $\varepsilon$  corresponde ao erro aleatório.

Por sua vez, a especificação da equação estimada pela regressão multinomial para a análise da decisão de ingresso entre instituições é:

$$P_i = \ln\left(\frac{P_{ijk}}{P_{ij0}}\right) = \alpha_k + \beta_1\delta_j + \beta_{2k}\gamma_j + \beta_{3k}\theta_i + \beta_{4k}\varphi_i + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

A equação (2) além de nos permitir analisar quais das  $j$  categorias o jovem escolhe, quando comparada a equação (1), capta a diferença no tipo de instituição próximo ao local que o estudante vive. Logo,  $P_i$  representa as diferentes probabilidades de ingresso no ensino superior, segundo tipo de instituição. Esta é função de:  $\delta_j$  que, através de um conjunto de variáveis *dummies*, capta a distância que as instituições, pública e privada, estão do município em que o indivíduo vive.

Com o propósito de explorar o efeito da variação na oferta de instituições de ensino superior na decisão de ingresso do indivíduo, é estimada uma terceira regressão, representada pela equação (3). Para isso, criou-se uma variável *dummy* que indica a abertura de novas instituições públicas. Essa variável é construída a partir da comparação entre a oferta de vagas em instituições existentes e a oferta de novas vagas em instituições novas, em um intervalo de cinco anos, sendo representada por  $IESlocal_{j,t-5}$ . Esse período de tempo proposto para a comparação entre os municípios que adquiriram novas instituições deve-se ao fato da decisão de entrar no ensino superior não ocorrer imediatamente após a abertura da instituição.

$$P_i = \ln\left(\frac{P_{ijk}}{P_{ij0}}\right) = \alpha_k + \beta_{1k}IESlocal_{j,t-5} + \beta_{2k}\gamma_i + \beta_{3k}\theta_i + \beta_{4k}\varphi_i + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

Quadro 1: Variáveis a serem utilizadas nas estimações.

Dimensão	Variáveis	Fonte de dados
Variável dependente	$Y_i$ ( <i>logit</i> ) 1= se ingressa no ensino superior; 0=caso contrário.	Censo Demográfico 2010
	$Y_{ij}$ ( <i>logit</i> multinomial) 0= não ingressa no ensino superior; 1= ingressa em IES pública; 2= ingressa em IES privada	
Características do indivíduo	<i>Dummy</i> de sexo (1=feminino, 0=caso contrário)	
	<i>Dummies</i> de raça/cor (1=branco, 0=caso contrário; 1=negro e pardo, 0=caso contrário; 1=amarelo, 0=caso contrário; 1=indígena, 0=caso contrário)	
	Quantidade de horas que o indivíduo trabalha	
Característica da família	<i>Dummies</i> indicando a escolaridade de pelo menos um dos pais, considerando os níveis: sem instrução, ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo	
	<i>Dummies</i> de quinto de renda familiar <i>per capita</i>	
	<i>Dummy</i> indicando se possui outra fonte de renda (1=possui outras rendas, 0=caso contrário)	
	Número de irmãos	
	Mãe mora no domicílio (1=sim; 0=caso contrário)	
	<i>Dummy</i> indicadora de domicílio sem cônjuge (1=monoparental, 0=caso contrário)	
Localização	Possui carro ou moto (1=sim, 0=caso contrário)	Censo Demográfico 2010 e/ou Censo do Ensino Superior 2005 e 2010
	<i>Dummies</i> de regiões geográfica	
	<i>Dummy</i> de localização da moradia (1=rural, 0=caso contrário)	
	Distância entre município de residência e município mais próximo com IES ( <i>dummies</i> conforme quartis de distância)	
	Densidade da população estudantil dos municípios que possuem IES	
<i>Dummy</i> indicadora de presença de nova IES pública local (1=possui nova IES pública; 0=caso contrário)		

Fonte: Elaboração própria.

### 3. Resultados

Esta seção é dividida em duas subseções: a primeira apresenta as estatísticas descritivas, e a segunda subseção apresentam os resultados da probabilidade de ingresso no ensino superior através das estimações do *logit* binomial e multinomial, respectivamente.

#### 3.1. Estatísticas descritivas

No que se refere às características da amostra, observa-se, através da Tabela 1, que aproximadamente 36,9% de indivíduos estavam matriculados no ensino superior, sendo 24,8% na rede privada e 11,6% em instituição pública. Metade dos indivíduos são mulheres e a maioria das pessoas são jovens autodeclarados brancos (55%). Com relação as características da família, cerca de 15,5% dos indivíduos possui pelo menos um dos pais com ensino superior, 23% são provenientes de famílias monoparentais e a média do número de irmãos é em torno de 1,3.

Tabela 1: Estatísticas descritivas da amostra.

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Min	Máx
<b>Características dos indivíduos</b>				
Cursa o ensino superior	0.36	0.48	0	1
Sexo	0.49	0.49	0	1
Branco	0.55	0.49	0	1
Negro e Pardo	0.43	0.49	0	1
Amarelo	0.009	0.09	0	1
Indígena	0.001	0.03	0	1
Horas trabalhadas pelo indivíduo	39.5	12.8	1	140
<b>Características da família</b>				
Família monoparental	0.23	0.42	0	1
Número de irmãos	1.3	1.2	0	25
Possui outras fontes de renda	0.01	0.10	0	1
Renda familiar <i>per capita</i>	843.7	1648.09	0	200000
1º quintil de renda familiar <i>per capita</i>	0.20	0.40	0	1
2º quintil de renda familiar <i>per capita</i>	0.20	0.40	0	1
3º quintil de renda familiar <i>per capita</i>	0.20	0.40	0	1
4º quintil de renda familiar <i>per capita</i>	0.20	0.40	0	1
5º quintil de renda familiar <i>per capita</i>	0.20	0.40	0	1
<i>Escolaridade de pelos menos um dos pais</i>				
Sem instrução	0.57	0.49	0	1
Ensino fundamental completo	0.22	0.41	0	1
Ensino médio completo	0.34	0.47	0	1
Ensino superior completo	0.15	0.36		
<b>Localização</b>				
Distância contínua (km)	12,8	20,65	0	378,5
1º quartil (<12 km )	0.63	0.48	0	1
2º quartil (≥ 12 km e < 23 km)	0.14	0.34	0	1
3º quartil (≥ 23 km e < 38 km)	0.12	0.32	0	1
4º quartil (≥ 38 km)	0.11	0.31	0	1
Norte	0.05	0.23	0	1
Nordeste	0.26	0.43	0	1
Sudeste	0.44	0.49	0	1
Sul	0.18	0.38	0	1
Centro-Oeste	0.07	0.24	0	1
Densidade da pop. estudantil dos municípios que possui IES	39,5	31,16	0.017	237,15
Distância à IES mais próxima (se estuda)	9.5	17.1	0	378
Distância à IES mais próxima (não estuda)	14.7	21.88	0	378

Fonte: Elaboração própria.

A renda familiar média *per capita* é de R\$ 843,00 para toda a amostra e R\$1.319, 00 para aqueles que cursavam o ensino superior. No que diz respeito à distância, o município com instituição mais próxima fica, em média à 13 km, correspondendo o valor mínimo ao município

que o indivíduo mora e que têm instituição (0 km), enquanto a distância máxima é 378 km. Aproximadamente 18% dos indivíduos da amostra se deslocava para estudar em municípios diferentes do de residência. A maioria dos indivíduos está situada no primeiro quartil de distância (63%), estando os jovens que cursam o ensino superior, em média à 9,5 km de um município com instituição, enquanto aqueles que não estudam moram aproximadamente à 15 km da instituição mais próxima. A maioria dos indivíduos residem em áreas urbanas, estando a maior proporção de jovens situados nas regiões Sudeste e Nordeste.

### 3.2. Fatores de influência na probabilidade de ingresso no ensino superior

Considerando demandar educação, o modelo *logit* binomial foi estimado por três especificações diferentes de localização: rural, distância contínua (km) e *dummies* de distância. Através da Tabela 2 é possível observar que em todas as especificações as variáveis de localização possuem efeito negativo na decisão de ingresso.

Observa-se que estudantes situados em áreas rurais, coluna (1), possuem menor probabilidade de ingressarem no ensino superior como já apontado pela literatura (BYUN; MEECE; IRVIN, 2012). Na coluna (2), foi incluída a distância na forma contínua, variável de interesse, em que se observa o efeito negativo e significativo desta na decisão de ingresso neste nível de ensino, -0,38 p.p. a cada quilômetro a mais de distância.

Analisando como os diferentes padrões de distância afetam a probabilidade de ingresso dos indivíduos, a coluna (3) inclui *dummies* de quartis de distância. Observa-se que quão maiores são os intervalos de distância à instituição, a probabilidade de frequentar a educação universitária se reduz consideravelmente. Indivíduos que vivem acima de 38 km de distância possuem 20,6 p.p. menos chances de entrarem no ensino superior quando comparados aos residentes no primeiro quartil de distância (menos de 12 km). Enquanto isso, os estudantes que moram no segundo e terceiro quartis de distância apresentam aproximadamente 9 p.p. menores chances de ingresso. Esse resultado é semelhante aos encontrados em Desjardins, Dundar, Hendel (1999), Frenette (2002) e Spiess e Wrohlich (2010) que apontam para um efeito negativo da distância na demanda por educação.

Por facilitar o deslocamento dos indivíduos, foi incluída nas estimações a posse de veículos. Observa-se que, dada a renda familiar, o fato do indivíduo possuir moto ou carro aumenta a probabilidade de ingresso no ensino superior em 42,5 p.p.

Já a variável densidade da população estudantil, que busca capturar a existência do “efeito vizinhança” na decisão de ingresso, apresenta resultado positivo e estatisticamente significativo. Isso indica que cidades universitárias geram externalidades positivas sobre os seus municípios vizinhos, podendo esse efeito ser decorrente do fluxo de informações propagado pelo corpo estudantil e outros recursos acadêmicos. Spiess e Wrohlich (2010) também encontram resultado positivo, contudo não significativo.

Na coluna (4) foram incluídos termos interativos de regiões e distância, a fim de analisar se existe um diferencial de resposta entre as regiões brasileiras. As estimativas indicam que no Norte e Nordeste as chances de ingresso são 32 p.p. e 21,5 p.p. menores, respectivamente, comparativamente ao Sudeste. Os resultados são estatisticamente significativos e esperados, devido a menor oferta educacional nessas regiões, resultando em menores oportunidades de acesso para os estudantes.

No que tange aos demais controles, verifica-se que mulheres têm maior probabilidade de ingressar no ensino superior em relação aos homens. A variável raça/cor é significativa para todos os grupos, exceto o de pessoa amarelas, provavelmente por ser um grupo composto por poucas observações. Indivíduos autodeclarados indígenas e negros ou pardos são 38,4 p.p. e



30,6 p.p., respectivamente, menos propensos de cursarem a educação universitária, quando comparados aos estudantes branco, sendo estes resultados consistes com a literatura (EMILIO; BELLUZZO JR; ALVES, 2004; LOBO, 2017; SALATA, 2018; UCHÔA, 2010). Em relação ao número de horas trabalhadas<sup>8</sup>, esta variável possui relação negativa com a probabilidade do indivíduo entrar no ensino superior, devido ao menor tempo disponível que os indivíduos dispõem para estudar.

Em relação à renda familiar *per capita*, os dados apontam que os rendimentos dos indivíduos situados no quinto superior de renda são 16,2 vezes maiores quando comparado ao quinto inferior. Esta diferença confere ao quinto superior uma probabilidade de ingresso 458 vezes maior do que o primeiro quinto, o que está de acordo com os trabalhos de Hoy, Christofides e Cirello (2001), Huang et al. (2010) e Kim e Sherraden (2011). Além da renda familiar, possuir outra fonte de renda<sup>9</sup>, *proxy* para poupança, tem relação positiva com a entrada na educação superior, aumentando a probabilidade em aproximadamente 30%, correlação essa encontrada também por Flint (1992) e Nguyen e Taylor (2003).

Por sua vez, quanto maior o nível de escolaridade dos pais relativamente a pais sem instrução, maior tende a ser a demanda por educação dos filhos. O fato de pelo menos um dos pais ter cursado o ensino superior aumenta em 250,5 p.p. a probabilidade do filho também cursá-lo. Trabalhos como de Barros et al. (2001) e Marteleto (2004) destacam o nível educacional dos pais como uma das principais variáveis na explicação da realização educacional dos filhos, com destaque para a escolaridade mãe. Emilio, Belluzzo e Alves (2004) ao estimarem a probabilidade de acesso à Universidade de São Paulo, apontam que o efeito da mãe possuir ensino superior (1,7 %) é maior que o do pai (0,7 %).

No que se refere à composição do domicílio, indivíduos provenientes de famílias monoparentais possuem 2,48 p.p. menos chances de ingressar no ensino superior, resultado semelhante ao encontrado por Salata (2018). Na maioria das vezes, os estudantes provenientes desse tipo de arranjo familiar podem receber menos atenção do responsável, além desse arranjo apresentar dificuldades de investimentos na vida escolar dos filhos (GLÓRIA, 2005).

Já a presença de mãe no domicílio é positivamente correlacionada com o processo de escolarização, já que, em geral, elas são as pessoas responsáveis pela criação dos filhos. No presente estudo, verifica-se que esta variável aumenta em 11,7 vezes a probabilidade do indivíduo frequentar o ensino superior. Esse resultado é semelhante ao de Lobo (2017), que encontra probabilidade de 9,3 p.p., usando dados de 2015 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

O número de irmãos tem efeito negativo na demanda por educação superior, dado que irmãos da mesma idade ou mais novos também estão em processo de escolarização, reduzindo os gastos *per capita* em educação entre os filhos. Esse resultado é consistente com os estudos realizados por Lam e Marteleto (2002), Marteleto (2002) e Pedrosa e Teixeira (2018) que concluem que um grande número de irmãos afeta o nível de escolaridade.

---

<sup>8</sup> Número de horas trabalhadas, por semana, no trabalho principal.

<sup>9</sup> Variável referente a posse de rendimento mensal habitual de outras fontes tais como juros de poupança, aplicações financeiras, aluguel, pensão ou aposentadoria de previdência privada.

Tabela 2: Razão de chances estimados pelo modelo Logit para a probabilidade de ingresso no ensino superior, Brasil- 2010.

	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Variáveis de interesse</b>				
Rural	0.7219*** (0.0131)			
Distância contínua (em km)		0.9962*** (0.0004)		
2º quartil (≥ 12 km e < 23 km)			0.9085*** (0.0216)	0.9100*** (0.0218)
3º quartil (≥ 23 km e < 38 km)			0.9231*** (0.0215)	0.9226*** (0.0216)
4º quartil (≥ 38 km)			0.7941*** (0.0207)	0.9466 (0.0494)
Densidade pop. estudantil dos municípios que possui IES	1.0039*** (0.0003)	1.0039*** (0.0003)	1.0039*** (0.0003)	1.0039*** (0.0003)
Norte*4º quartil de distância				0.6795*** (0.0675)
Nordeste*4º quartil de distância				0.7852*** (0.0519)
Sul*4º quartil de distância				0.8877 (0.0722)
Centro-Oeste*4º quartil de distância				0.7943*** (0.0626)
<b>Controles individuais e familiares</b>				
Sexo	2.1577*** (0.0248)	2.1653*** (0.0251)	2.1658*** (0.0252)	2.1662*** (0.0252)
Negro ou Pardo	0.6905*** (0.0081)	0.6932*** (0.0082)	0.6934*** (0.0083)	0.6921*** (0.0082)
Amarelo	0.9539 (0.0667)	0.9515 (0.0666)	0.9524 (0.0663)	0.9504 (0.0665)
Indígena	0.6162*** (0.1110)	0.6178*** (0.1119)	0.6155*** (0.1119)	0.6150*** (0.1118)
Horas de trabalho, por semana	0.9680*** (0.0005)	0.9681*** (0.0005)	0.9681*** (0.0005)	0.9681*** (0.0005)
2º rfp	1.4095*** (0.0300)	1.4342*** (0.0304)	1.4350*** (0.0305)	1.4320*** (0.0303)
3º rfp	1.9689*** (0.0437)	2.0146*** (0.0444)	2.0165*** (0.0446)	2.0148*** (0.0444)
4º rfp	2.8891*** (0.0681)	2.9551*** (0.0680)	2.9578*** (0.0677)	2.9582*** (0.0675)
5º rfp	5.5879*** (0.1666)	5.6781*** (0.1631)	5.6842*** (0.1606)	5.6847*** (0.1604)
Outra fonte de renda	1.3065*** (0.0508)	1.2999*** (0.0506)	1.3008*** (0.0506)	1.3005*** (0.0506)
Possui carro ou moto	1.4450*** (0.0159)	1.4253*** (0.0159)	1.4256*** (0.0159)	1.4273*** (0.0159)
Presença de mãe no domicílio	1.1241*** (0.0191)	1.1173*** (0.0190)	1.1174*** (0.0190)	1.1182*** (0.0190)
Família monoparental	0.9627*** (0.0100)	0.9753** (0.0100)	0.9752** (0.0100)	0.9748** (0.0100)
Número de irmãos	0.9380*** (0.0043)	0.9358*** (0.0043)	0.9357*** (0.0043)	0.9355*** (0.0043)
<i>Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais</i>				
Ensino fundamental	1.2427*** (0.0127)	1.2568*** (0.0130)	1.2563*** (0.0130)	1.2566*** (0.0131)
Ensino médio	1.5640*** (0.0265)	1.5961*** (0.0282)	1.5958*** (0.0287)	1.5951*** (0.0287)
Ensino superior	3.4219***	3.5063***	3.5052***	3.5032***

	(0.0645)	(0.0644)	(0.0642)	(0.0643)
Constante	0.2260***	0.2228***	0.2226***	0.2211***
	(0.0087)	(0.0087)	(0.0089)	(0.0089)
<b>Controles de região</b>	Sim	Sim	Sim	Sim
Pseudo $R^2$	0.193	0.192	0.192	0.192
Log lik	-179054.8	-179199.3	-179210.2	-179181.3
Prob> Chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros padrão clusterizados para municípios em parênteses. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.001$ . As regressões possuem também *dummies* para regiões (não reportados aqui).

Distinguindo a entrada na educação superior entre instituições públicas e privadas, é possível obter mais informações sobre quais fatores influenciam as escolhas dos indivíduos entre as instituições comparada a decisão de não frequentar este nível de ensino. A Tabela 3 apresenta os resultados estimados através do modelo *logit* multinomial.

Para analisar a relação entre distância e a demanda por educação (estimação 1), é considerado “próxima” a instituição que está abaixo do raio de 38 km de distância do município de residência do indivíduo. Observando-se as variações nas chances de ingresso para as *dummies* de distância, quando comparados a residentes próximos de IES pública e privada, indivíduos residentes acima de 38 km (sem IES próxima) possuem 25,7 p.p. menos chances de ingressarem em instituição privada. Já as chances de ingressar em IES pública apesar de ser negativa, é não significativa. Por sua vez, se o estudante mora perto de apenas de IES pública, este tem 30,7 p.p. mais de chances de ingressar neste tipo de instituição relativamente a decisão de não frequentar o ensino superior. Enquanto isso, a proximidade com instituição pública reduz a probabilidade de cursar o ensino superior na rede privada em 15,6 p.p., sendo os resultados significativos ao nível de 1%.

Tais resultados mostram que a dificuldade de acessibilidade enfrentadas pelos estudantes reduz suas chances de cursar a educação universitária, e o tipo de instituição que o estudante ingressa dependerá do quão próxima ela está de sua residência. Em relação às características dos indivíduos, mulheres são mais propensas a ingressarem em instituições tanto na rede pública quanto na privada, do que os homens. Indivíduos não brancos são menos propensos a ingressarem em ambas instituições, especialmente em instituições privadas. As demais variáveis mantêm os sinais e significância conforme esperado.

Com relação ao nível de renda, estudantes provenientes de famílias de alta renda são mais propensos a ingressarem nos dois tipos de instituições quando comparadas aos estudantes pobres. Assim como Mont’Alvão (2011), observa-se que o efeito da renda familiar é maior na rede privada, destacando o seu importante papel no acesso à educação paga, comparativamente ao ensino público.

Em geral, indivíduos situados nas faixas de renda mais baixa têm menor acesso à educação superior e, na maioria das vezes, o acesso ocorre com maior frequência no setor público (ANDRADE; DACHS, 2007; VONBUN; MENDONÇA, 2012). Devido à gratuidade dos estabelecimentos de ensino público, esperava-se que os estudantes do quinto de renda mais pobre tivessem mais chances de ingresso nessas instituições, contudo, os resultados mostram que a probabilidade é maior para os quintos superiores.

Tabela 3: Razão de chances estimadas através do *Logit* Multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior), Brasil-2010.

	(1)		(2)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
<b>Variáveis de interesse</b>				
Sem IES próxima	0.9404 (0.0517)	0.7437*** (0.0268)	-0.1370** (0.0570)	0.8720** (0.0497)
IES pública próxima	1.3077*** (0.0598)	0.8435*** (0.0232)	-0.1717*** (0.0277)	0.8422*** (0.0233)
Densidade da população estudantil dos municípios que possui IES Norte*sem IES próxima	1.0045*** (0.0005)	1.0040*** (0.0004)	0.0040*** (0.0004)	1.0040*** (0.0004)
Nordeste*sem IES próxima			0.6466*** (0.0867)	0.6953*** (0.0798)
Sul*sem IES próxima			0.7426*** (0.0708)	0.8381** (0.0670)
Centro-Oeste*sem IES próxima			1.0703 (0.1379)	0.8673 (0.0798)
			0.8444 (0.1095)	0.7591*** (0.0676)
<b>Controles individuais e familiares</b>				
Sexo	1.9007*** (0.0309)	2.2719*** (0.0299)	1.9013*** (0.0309)	2.2721*** (0.0299)
Negro ou Pardo	0.7513*** (0.0129)	0.6793*** (0.0101)	0.7497*** (0.0129)	0.6781*** (0.0099)
Amarelo	1.0381 (0.1020)	0.9339 (0.0655)	1.0369 (0.1021)	0.9316 (0.0657)
Indígena	0.6454* (0.1591)	0.6112** (0.1217)	0.6444* (0.1584)	0.6111** (0.1217)
Horas de trabalhadas, por semana	0.9559*** (0.0009)	0.9729*** (0.0005)	0.9559*** (0.0009)	0.9729*** (0.0005)
2º rfpc	1.4341*** (0.0457)	1.5160*** (0.0394)	1.4272*** (0.0455)	1.5161*** (0.0391)
3º rfpc	1.8112*** (0.0611)	2.2699*** (0.0610)	1.8045*** (0.0608)	2.2731*** (0.0606)
4º rfpc	2.1883*** (0.0790)	3.5490*** (0.1007)	2.1835*** (0.0788)	3.5571*** (0.1001)
5º rfpc	3.7729*** (0.1634)	7.0414*** (0.2352)	3.7677*** (0.1630)	7.0552*** (0.2349)
Outra fonte de renda	1.4800*** (0.0896)	1.2504*** (0.0504)	1.4794*** (0.0896)	1.2503*** (0.0504)
Possui carro ou moto	1.2882*** (0.0261)	1.4726*** (0.0189)	0.3876*** (0.0128)	1.4735*** (0.0189)
Presença de mãe no domicílio	1.1328*** (0.0322)	1.1112*** (0.0212)	1.1343*** (0.0322)	1.1119*** (0.0212)
Família monoparental	0.9619** (0.0162)	0.9925 (0.0115)	0.9614** (0.0162)	0.9922 (0.0115)
Número de irmãos	0.9843** (0.0068)	0.9179** (0.0048)	0.9844** (0.0068)	0.9175** (0.0048)
<i>Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais</i>				
Ensino fundamental	1.1863*** (0.0213)	1.2920*** (0.0139)	0.2566*** (0.0108)	1.2925*** (0.0139)
Ensino médio	1.4439*** (0.0374)	1.6764*** (0.0289)	0.5164*** (0.0172)	1.6761*** (0.0288)
Ensino superior	3.5830*** (0.1034)	3.5317*** (0.0658)	1.2615*** (0.0187)	3.5306*** (0.0659)
Constante	0.0699*** (0.0050)	0.1379*** (0.0065)	0.0699*** (0.0051)	0.1370*** (0.0064)
<b>Controles de região</b>		Sim		Sim

Pseudo R <sup>2</sup>	0.162	0.162
Log lik	-238576.0	-238538.1
Prob>Chi2	0.0000	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros padrão clusterizados para municípios em parênteses. \* p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.001. As regressões possuem também *dummies* para regiões (não reportados aqui).

As diferenças regionais captadas pelos termos interativos de região e distância (estimação 2) mostram que a distância é estatisticamente significativa para explicar a menor probabilidade de ingresso Norte e Nordeste, especialmente em instituições públicas. Os residentes destas regiões são 32 p.p. e 21,5 p.p menos propensos a ingressarem no ensino superior se a instituição de ensino estiver longe de seu município de residência. Já para o Sul e Centro-Oeste essa relação não apresenta significância estatística. No que se refere ao ingresso na rede privada, a distância tem efeito negativo e estatisticamente significativo para todas as regiões, exceto o Sul.

Por conseguinte, a Tabela 4 reporta os resultados do efeito da criação de novas instituições no município de residência dos indivíduos como variação exógena na probabilidade de cursar a educação. Mantendo os demais controles os sinais e significância esperados, a presença de uma nova instituição pública aumenta em 38 p.p. as chances do indivíduo cursar o ensino superior nesse tipo de estabelecimento. Por outro lado, a probabilidade do estudante frequentar o ensino superior privado quando a sua cidade tem uma nova instituição pública se reduz 12,8 p.p., indicando um *crowding out* entre o investimento público e o privado na educação. A maior propensão dos estudantes ingressarem no setor público dada o aumento da oferta deste pode ser referente ao seu financiamento ou a percepção de maior qualidade que sistema de ensino oferece. Já o difícil acesso à educação universitária tanto em termos de distância quanto a falta de recursos financeiros para arcar com os custos do ensino privado pode ser um empecilho para a continuidade dos estudos entre os jovens.

Tabela 4: Efeito da criação de novas instituições públicas na probabilidade de ingresso no ensino superior público e privado, (grupo base: não ingressa no ensino superior), Brasil-2010.

	IES Pública	IES Privada
<b>Variáveis de interesse</b>		
IES pública nova	1.3797*** (0.1532)	0.8716** (0.0606)
Densidade da população estudantil dos municípios que possui IES	1.0050*** (0.0005)	1.0039*** (0.0004)
<b>Controles individuais e familiares</b>		
Sexo	1.9048*** (0.0310)	2.2717*** (0.0298)
Negro ou Pardo	0.7503*** (0.0128)	0.6774*** (0.0100)
Amarelo	1.0373 (0.1023)	0.9308 (0.0652)
Indígena	0.6384* (0.1590)	0.6091** (0.1202)
Horas de trabalhadas, por semana	0.9559*** (0.0009)	0.9729*** (0.0005)
2º rfp	1.4630*** (0.0467)	1.5283*** (0.0398)
3º rfp	1.8701*** (0.0633)	2.2932*** (0.0621)
4º rfp	2.2801*** (0.0829)	3.5811*** (0.1033)
5º rfp	3.9716*** (0.1725)	7.0889*** (0.2428)
Outra fonte de renda	1.4772*** (0.0895)	1.2492*** (0.0503)
Possui carro ou moto	1.2787*** (0.0260)	1.4750*** (0.0190)
Presença de mãe no domicílio	1.1340*** (0.0322)	1.1121*** (0.0212)
Família monoparental	0.9708* (0.0165)	0.9920 (0.0116)
Número de irmãos	0.9848** (0.0067)	0.9169*** (0.0047)
<i>Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais</i>		
Ensino fundamental	1.1960*** (0.0216)	1.2925*** (0.0139)
Ensino médio	1.4613*** (0.0382)	1.6751*** (0.0286)
Ensino superior	3.5881*** (0.1042)	3.5265*** (0.0658)
Constante	0.0825*** (0.0050)	0.1171*** (0.0051)
<b>Controles de região</b>		Sim
Pseudo R <sup>2</sup>		0.161
Log lik.		-238788.3
Prob>Chi2		0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros padrão clusterizados para municípios em parênteses. \* p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.001. As regressões possuem também dummies para regiões (não reportados aqui).

#### 4. Conclusão

O objetivo deste trabalho foi estimar o efeito da distância na probabilidade de ingresso no ensino superior. Os resultados indicam que a distância tem efeito negativo e estatisticamente significativo na probabilidade de ingresso ensino superior. Através da análise dos quartis de distância, observou-se que os jovens residentes no último quartil ( $\geq 38$  km) possuem 20,5 p.p. menos chances de frequentar a educação universitária. Tal resultado mostra como a distância pode ser uma barreira no acesso a esse nível de ensino.

Quando analisado se o indivíduo ingressa no setor público e privado relativamente a decisão de não ingressar no ensino superior, estando os dois tipos de instituições distantes do município de residência, menor é a probabilidade de ingresso em ambos estabelecimentos. Já a proximidade do local de residência do indivíduo com municípios que têm instituições públicas aumenta as chances de ingresso no ensino superior público, enquanto a probabilidade de se matricular no setor privado reduz.

Cabe ressaltar que os efeitos estimados apresentam apenas uma correlação entre as variáveis e, não um efeito causal. Pressupõe-se que existem outras variáveis que afetam a probabilidade de ingressar no ensino superior, que não são captadas pelo modelo aqui estimado. Ademais, para obter um efeito de causalidade, as famílias e instituições deveriam se localizar aleatoriamente no espaço, o que muitas das vezes pode não ocorrer.

Sendo a distância uma barreira ao acesso educacional, criar novas instituições de ensino pode ser uma forma de promover a educação em áreas de pouca oferta. Assim sendo, este estudo buscou analisar o efeito da criação de novas instituições de ensino, especificamente públicas, na decisão de cursar o ensino superior no setor público e privado. Os resultados apontam que uma nova instituição aumenta a probabilidade de participação de jovens locais no ensino superior público em 38 p.p..

Este resultado é importante na discussão sobre a oferta educacional universitária. Por exemplo, ofertar novas instalações de IES em regiões periféricas pode ser um meio de promover o ingresso da população na rede escolar, reduzindo os efeitos negativos da distância no acesso à educação. Tal política gera diferentes consequências como, permanência dos estudantes na cidade quando há mais instituições disponíveis, aproveitamento desses indivíduos como potenciais trabalhadores e crescimento econômico local. O conhecimento sobre os efeitos da distância no acesso à educação permite aos formuladores de política debater se as suas ações devem ser voltas para levar os estudantes à instituição de ensino ou levar as instituições aos estudantes.

O presente trabalho limita-se ao calcular a distância utilizando os centroides dos municípios de residência do indivíduo e da instituição de ensino, devido a indisponibilidade de dados. Recomenda-se para pesquisas a utilização do CEP de residência e da localização da IES para melhorar análise da relação entre distância e demanda por educação. Cabe destacar que nos últimos anos foram implementadas políticas para a democratização do acesso ao ensino superior a grupos socioeconomicamente desfavorecidos. Apesar de não captadas pelos modelos aqui estimados, estas são de grande importância para aumentar as oportunidades de acesso no processo de escolarização e promover a mudança na composição social dos estudantes de ensino superior. Logo, ressalta-se a inclusão destas em pesquisas futuras.

## Referências

ABEL, J. R.; DEITZ, R. Do colleges and universities increase their region's human capital? **Journal of Economic Geography**, v. 12, n. 3, p. 667–691, 2012.

ACEMOGLU, D.; PISCHKE, J. Changes in the wage structure, family income, and children's education. **European Economic Review**, v. 45, p. 890–904, 2001.

ALBERT, C. Higher education demand in Spain: The influence of labour market signals and family background. **Higher Education**, v. 40, n. 2, p. 147–162, 2000.

ALM, J.; WINTERS, J. V. Distance and intrastate college student migration. **Economics of Education Review**, v. 28, n. 6, p. 728–738, 2009.

ANDRADE, C. Y. DE; DACHS, N. Acesso à educação nas diferentes faixas etárias segundo a renda e a raça/cor. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 131, p. 399–422, 2007.

BARROS, R. P. DE et al. **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**. [s.l.: s.n.].

BARUFI, A. M. B. Impactos do crescimento de vagas em cursos universitários sobre a migração de estudantes: uma análise preliminar com o Censo Demográfico de 2010. **TD Nereus**, v. 13, 2012.

BARYLA E.A., J.; DOTTERWEICH, D. Student migration: Do significant factors vary by region? **Education Economics**, v. 9, n. 3, p. 269–280, 2001.

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9–49, 1962.

BELLEY, P.; LOCHNER, L. The changing role of family income and ability in determining educational achievement. **Journal of Human Capital**, v. 1, n. 1, p. 37–89, 2007.

BYUN, S.; MEECE, J. L.; IRVIN, M. J. Rural-nonrural disparities in postsecondary educational attainment revisited. **American Educational Research Journal**, v. 49, n. 3, p. 1–26, 2012.

COELLI, M. B. Parental job loss and the education enrollment of youth ☆. **Labour Economics**, v. 18, n. 1, p. 25–35, 2011.

DAMON, A.; GLEWWE, P. Valuing the benefits of the education provided by public universities: A case study of Minnesota. **Economics of Education Review**, v. 30, n. 6, p. 1242–1261, 2011.

DESJARDINS, S. L.; DUNDAR, H.; HENDEL, D. D. Modeling the College Application Decision Process in a Land-Grant University. **Economics of Education Review**, v. 18, n. 1, p. 117–132, 1999.

DO, C. The effects of local colleges on the quality of college attended. **Economics of Education Review**, v. 23, n. 3, p. 249–257, 2004.



EMILIO, D. R.; BELLUZZO JR, W.; ALVES, D. C. O. Uma análise econométrica dos determinantes do acesso à Universidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 4, n. 2, p. 275–305, 2004.

FLANNERY, D.; O'DONOGHE, C. The demand for higher education: A static structural approach accounting for individual heterogeneity and nesting patterns. **Economics of Education Review**, v. 34, p. 243–257, 2013.

FLINT, T. A. Parental and planning influences on the formation of student college choice sets. **Research in Higher Education**, v. 33, n. 6, p. 689–708, 1992.

FRENETTE, M. Too far to go on? Distance to school and university participation. **Analytical Studies Research Paper Series**, v. 14, n. 1, p. 31–58, 2002.

\_\_\_\_\_. Access to college and university: does distance matter? **Business and Labour Market Analysis**, n. 201, p. 1–22, 2003.

FUSCO, W.; OJIMA, R. **A interiorização do ensino superior em Pernambuco e seus efeitos na mobilidade pendular**. Anais do IX Encontro Nacional Sobre Migrações - IX GT Migração [=Blucher Social Science Proceedings, v.2, n.2]. **Anais...2016**

GIBBONS, S.; VIGNOLES, A. Geography, choice and participation in higher education in England. **Regional Science and Urban Economics**, v. 42, n. 1–2, p. 98–113, 2012.

GLÓRIA, D. M. A. Relação entre escolaridade e diferenças constitutivas das fratrias. **Paidéia (Ribeirão Preto)**, v. 15, n. 30, p. 31–42, 2005.

HANUSHEK, E. A. Economic growth in developing countries: The role of human capital. **Economics of Education Review**, v. 37, p. 204–212, 2013.

HELLER, D. E. **Tuition prices, financial aid, and access to public higher education: a state-level analysis**. Paper presented at the meeting of the American Educational Research Association, New York, NY. **Anais...1996** Disponível em: <<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=eric&AN=ED394469&site=ehost-live>>

HEMELT, S. W.; MARCOTTE, D. E. Rising Tuition and Enrollment in Public Higher Education. **Ssrn**, n. 3827, 2008.

HEMELT, S. W.; MARCOTTE, D. E. The impact of tuition increases on enrollment at public colleges and universities. **Educational Evaluation and Policy Analysis**, v. 33, n. 4, p. 435–457, 2011.

HOY, M.; CHRISTOFIDES, L. N.; CIRELLO, J. Family income and postsecondary education in Canada. **The Canadian Journal of Higher Education**, v. 31, n. 1, p. 177–208, 2001.

HUANG, J.; GUO, B.; KIM, Y.; SHERRADEN, M. Parental income, assets, borrowing constraints and children's post-secondary education. **Children and Youth Services Review**, v. 32, n. 4, p. 585–594, 2010.

JEPSEN, C.; MONTGOMERY, M. Miles to go before I learn : The effect of travel distance on

the mature person ' s choice of a community college ☆. **Journal of Urban Economics**, v. 65, n. 1, p. 64–73, 2009.

JONES, R. C.; KAUFFMAN, A. Accessibility to comprehensive higher education in Texas. **The Social Science Journal**, v. 31, n. 3, p. 263–283, 1994.

KIM, Y.; SHERRADEN, M. Do parental assets matter for children's educational attainment?: Evidence from mediation tests. **Children and Youth Services Review**, v. 33, n. 6, p. 969–979, 2011.

LAM, D.; MARTELETO, L. **A dinâmica da escolaridade das crianças brasileiras durante a transição demográfica: um aumento no tamanho da coorte versus diminuição no tamanho da família**. Anais do XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais. **Anais...**2002

LAUER, C. Enrolments in higher education: Do economic incentives matter? **Education + Training**, v. 44, p. 179–185, 2002.

LEPPEL, K. Logit estimation of a gravity model of the college enrollment decision. **Research in High Education**, v. 34, n. 3, p. 387–398, 1993.

LOBO, G. D. **Determinantes da demanda por educação superior no Brasil: o impacto dos ciclos econômicos e do family background sobre a tomada de decisão dos jovens**. [s.l: s.n.].

MARTELETO, L. J. O papel do tamanho da família na escolaridade dos jovens. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 159–177, 2002.

\_\_\_\_\_. **Desigualdade intergeracional de oportunidades educacionais: uma análise da matrícula e escolaridade das crianças brasileiras** Texto para discussão nº 242, **Cedeplar** , **Universidade Federal de Minas Gerais**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/cbdv.200490137/abstract>>.

MCHUGH, R.; MORGAN, J. N. The determinants of interstate student migration: a place-to-place analysis. **Economics of Education Review**, v. 3, n. 4, p. 269–278, 1984.

MONT'ALVÃO, A. Estratificação Educacional no Brasil do Século XXI. **Revista de Ciências Sociais**, v. 54, n. 2, p. 389–430, 2011.

NEILL, C. Tuition fees and the demand for university places. **Economics of Education Review**, v. 28, p. 561–570, 2009.

NGUYEN, A. N.; TAYLOR, J. Post-high school choices : New evidence from a multinomial logit model. **Journal of Population Economics**, v. 16, n. 2, p. 287–306, 2003.

PEDROSA, E. N.; TEIXEIRA, E. C. Relação entre o tamanho da família e a formação superior dos brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 12, n. 4, p. 291–305, 2018.

PROVASNIK, S. et al. **Status of education in rural america**. [s.l: s.n.].

ROSCIGNO, V. J.; TOMASKOVIC-DEVEY, D.; CROWLEY, M. Education and the

inequalities of place. **Social Forces**, v. 84, n. 4, p. 2121–2145, 2006.

SALATA, A. Ensino Superior no Brasil das últimas décadas: redução nas desigualdades de acesso? **Tempo Social**, v. 30, n. 2, p. 219–253, 2018.

SCHULTZ, T. W. American Economic Association Investment in Human Capital. **The American economic review**, v. 51, n. 1, p. 1–17, 1961.

SECRETARIA DE EDUCAÇÃO SUPERIOR. A democratização e expansão da educação superior no país Índice. **Ministério da Educação**, v. 1, p. 1–106, 2014.

SPIESS, C. K.; WROHLICH, K. Does distance determine who attends a university in Germany? **Economics of Education Review**, v. 29, n. 3, p. 470–479, 2010.

TODARO, M. P.; SMITH, S. C. Human capital: education and health in economic development. In: **Economic development**. [s.l: s.n.]. p. 359–415.

TURLEY, R. N. L. College Proximity: Mapping Access to Opportunity. **Sociology of Education**, v. 82, n. 2, p. 126–146, 2009.

UCHÔA, C. B. E. **Determinantes de se cursas educação superior no Brasil: 2001-2006**. [s.l: s.n.].

VONBUN, C.; MENDONÇA, J. L. DE O. **Educação superior uma comparação internacional e suas lições para o Brasil** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. [s.l: s.n.]. Disponível em: <[http://flacso.org.br/files/2017/05/td\\_1720.pdf](http://flacso.org.br/files/2017/05/td_1720.pdf)>.

WILSON, K.; WOLF, B.; HAVERMAN, R. The role of expectations in adolescent schooling choices: Do youths respond to economic incentives? **Economic Inquiry**, v. 43, n. 3, p. 467–492, 2005.