

GUSTAVO DANTAS LOBO

**DETERMINANTES DA DEMANDA POR EDUCAÇÃO SUPERIOR NO
BRASIL: O IMPACTO DOS CICLOS ECONÔMICOS E DO *FAMILY
BACKGROUND* SOBRE A TOMADA DE DECISÃO DOS JOVENS**

Dissertação apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das
exigências do Programa de Pós-Graduação
em Economia, para obtenção do título de
Magister Scientiae.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2017

Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa

T

L799d Lobo, Gustavo Dantas, 1991-
2017 Determinantes da demanda por educação superior no Brasil
: o impacto dos ciclos econômicos e do family background sobre
a tomada de decisão dos jovens / Gustavo Dantas Lobo. –
Viçosa, MG, 2017.
viii, 60f : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui anexo.

Orientador: Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f.52-55.

1. Ensino superior - Demanda. 2. Capital Humano. 3. Ciclos
Econômicos. I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento
de Economia Rural. Programa de Pós-graduação em Economia.
II. Título.

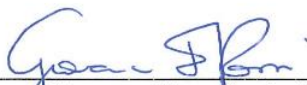
CDD 22. ed. 338.81

GUSTAVO DANTAS LOBO

**DETERMINANTES DA DEMANDA POR EDUCAÇÃO SUPERIOR NO
BRASIL: O IMPACTO DOS CICLOS ECONÔMICOS E DO *FAMILY
BACKGROUND* SOBRE A TOMADA DE DECISÃO DOS JOVENS**

Dissertação apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das
exigências do Programa de Pós-Graduação
em Economia, para obtenção do título de
Magister Scientiae.

APROVADA: 13 de fevereiro de 2017.



Giovana Figueiredo Rossi



Jader Fernandes Cirino



Francisco Carlos da Cunha Cassuce
(Orientador)

*Dedico este trabalho aos meus pais
Francisval de Oliveira Lobo e Magda
Dantas Lobo e ao meu irmão João Paulo
Dantas Lobo pelo apoio incondicional.*

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço aos meus pais Francisval de Oliveira Lobo e Magda Garcia Dantas Lobo pelo apoio, amor e compreensão de sempre. Com certeza só sou o que sou graças a vocês.

Ao meu irmão João Paulo Dantas Lobo, a pessoa que sempre esteve ao meu lado e sempre foi o melhor companheiro que alguém poderia ter.

À minha namorada Letícia Costa Ferreira, por estar ao meu lado tanto nos momentos bons e ruins durante tanto tempo e sempre me dar motivação para alcançar meus objetivos.

Ao meu irmão de coração Victor Lana Gonçalves, por ter compartilhado comigo na mesma casa todos esses 7 anos de Viçosa.

Ao meu orientador Francisco Carlos da Cunha Cassuce, pela sinceridade e empenho em me orientar da melhor maneira possível e ter me ajudado a tornar realidade este trabalho.

Ao meu coorientador Jader Fernandes Cirino e ao membro da banca Giovana Figueiredo Rossi, por me acompanharem desde a graduação e por terem feito contribuições valiosas a este trabalho.

Ao CNPQ e à CAPES, pelo financiamento do estudo.

Por último, gostaria de agradecer à Viçosa, melhor cidade do mundo, que me acolheu, me deu a oportunidade de me formar e me deu os melhores amigos e as melhores experiências que alguém poderia ter.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	v
LISTA DE GRÁFICOS	vi
RESUMO	vii
ABSTRACT	viii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 O problema e sua importância	1
1.2. Hipótese	4
1.3. Objetivos	5
1.3.1. Objetivo geral	5
1.3.2 Objetivos específicos	5
2. REFERENCIAL TEÓRICO	5
2.1. Um modelo de decisão de investimento em educação	5
3. REVISÃO DE LITERATURA	9
4. METODOLOGIA	14
4.1. Logit Multinomial	14
4.2. Fontes de dados	21
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	23
5.1. Análise descritiva dos dados.....	23
5.2. Probabilidade de ingresso no ensino superior no Brasil.....	32
5.3. Estimação dos cenários para o <i>Family Background</i> e para os choques econômicos.....	39
5.3.1. Cenários do <i>Family Background</i>	40
5.3.2. Cenários referentes aos choques econômicos.....	46
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	50
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	52
ANEXOS.....	56

LISTA DE TABELAS

		Página
1	Proporção de jovens entre 16 e 24 anos de idade matriculados e não matriculados no Ensino Superior entre os anos de 2002 e 2015.....	24
2	Estatísticas descritivas das variáveis referentes à família do indivíduo.....	25
3	Proporção de faixas educacionais do chefe de família por categoria.....	28
4	Proporção das características individuais dos jovens por categoria.....	29
5	Teste da razão de verossimilhança.....	32
6	R ² de McFadden para os anos de 2002 2015.....	33
7	Impacto marginal no ponto médio das variáveis independentes sobre a probabilidade de apenas estudar no ensino superior.....	33
8	Impacto marginal no ponto médio das variáveis independentes sobre a probabilidade de apenas trabalhar.....	37
A.1	Modelos Logit Multinomial estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015 para a categoria trabalha.....	57
A.2	Modelos Logit Multinomial estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015 para a categoria estuda.....	58
A.3	Modelos Logit Multinomial estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015 para a categoria trabalha e estuda.....	59
A.4	Impacto marginal no ponto médio das variáveis independentes sobre a probabilidade de estar trabalhando e estudando.....	60

LISTA DE GRÁFICOS

		Página
1	Taxa de desemprego média entre os homens para as diferentes regiões brasileiras.....	30
2	Taxa de desemprego média entre as mulheres para as diferentes regiões brasileiras.....	31
3	Evolução das probabilidades de se estudar para o cenário de referência e para os cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6 referentes à mudanças individuais e no <i>family background</i>	40
4	Evolução das probabilidades de se trabalhar para o cenário de referência e para os cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6 referentes à mudanças individuais e no <i>family background</i>	43
5	Evolução das probabilidades de se trabalhar e estudar para o cenário de referência e para os cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6 referentes à mudanças individuais e no <i>family background</i>	46
6	Evolução das probabilidade de se estudar para o indivíduo de referência e para os cenários 2, 7, 8, 9 e 10.....	47
7	Evolução das probabilidade de se trabalhar para o indivíduo de referência e para os cenários 2, 7, 8, 9 e 10.....	48

RESUMO

LOBO, Gustavo Dantas, Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2017. **Determinantes da Demanda por Educação Superior no Brasil: o Impacto dos Ciclos Econômicos e do *Family background* Sobre a Tomada de Decisão dos Jovens.** Orientador: Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

Devido as recentes transformações socioeconômicas que o Brasil vivenciou nas últimas décadas juntamente com as mudanças estruturais ocorridas no setor da educação superior, compreender como ocorre o processo de tomada de decisão de ingresso na universidade se torna relevante. Este trabalho buscou construir um modelo que tenta simular quatro possíveis decisões que um jovem de 16 a 24 anos que tenha concluído o ensino médio poderia tomar: permanecer desocupado, trabalhar, estudar ou trabalhar e estudar. Para tal, utilizou-se do método Logit Multinomial para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015 a fim de analisar de forma estática a evolução da probabilidade de ocorrência de cada evento. Verificou-se que as variáveis referentes ao *family background* foram as que mais impactaram na decisão de ingresso no ensino superior, principalmente a escolaridade do chefe de família. Além disso, a demanda por ensino superior reagiu de forma anticíclica em relação aos choques na economia, o que implica que em momentos de crise os indivíduos buscarão aumentar seu estoque de capital humano. No que diz respeito ao acesso ao ensino superior por indivíduos considerados vulneráveis, percebeu-se uma evolução considerável na probabilidade de se ingressar no ensino superior para aqueles não brancos e para os que têm renda familiar de três salários mínimos. Por último, verificou-se que não existem diferenças significativas entre as elasticidades da demanda educacional tanto dos homens quanto das mulheres em relação aos choques no emprego.

ABSTRACT

LOBO, Gustavo Dantas, Universidade Federal de Viçosa, February, 2017.
Determinants of Demand for Higher Education in Brazil: The Impact of Economic Cycles and the Family Background on the Decision Making of Young People.
Adviser: Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

Due to the recent socioeconomic transformations that Brazil has experienced in the last decades together with the structural changes that have occurred in the higher education sector, understanding how the decision-making process of university entrance takes place becomes relevant. This work aimed to construct a model that tries to simulate four possible decisions that a 16 to 24 year old student who has finished high school could take: to remain unemployed, to work, to study, or to work and study. For that, the Logit Multinomial method was used for the years 2002, 2005, 2008, 2012 and 2015 in order to analyze in a static way the evolution of the probability of occurrence of each event. It was verified that the variables related to the family background were the ones that most impacted the decision to enter higher education, mainly the schooling of the head of the family. Moreover, the demand for higher education reacted counter cyclically to shocks in the economy, which implies that in times of crisis individuals will seek to increase their stock of human capital. With regard to access to higher education by individuals considered vulnerable, there was a considerable evolution in the likelihood of joining higher education for non-whites and for those with a family income of three minimum wages. Finally, it was found that there are no significant differences between the elasticities of the educational demand of both men and women in relation to the employment shocks.

1. INTRODUÇÃO

1.1 O problema e sua importância

A demanda por anos adicionais de estudo vem sendo foco de análises nos últimos anos. Fatores como a capacidade cognitiva dos indivíduos, o ambiente e as condições familiares, a renda e a escolaridade dos pais foram diversas vezes identificados como decisivos na escolha por mais anos de estudo. Componentes exógenos à família como investimentos e políticas públicas também teriam importância na tomada de decisão dos indivíduos de demandar anos adicionais de estudo. Entretanto, tão importante quanto esses argumentos, seriam a viabilidade de retornos financeiros significativos que justificassem a realização de tais investimentos, retornos estes fortemente influenciáveis pelas condições econômicas do país e por custos de oportunidade. Diante disso, seria interessante observar como a demanda por educação no Brasil, ou mais especificamente, a decisão de ingresso no ensino superior reagiria em períodos de flutuações econômicas.

Os primeiros autores da teoria do Capital Humano, Mincer (1958), Schultz (1961), e Becker (1962) analisaram a tomada de decisão de se estudar, dando um caráter de investimento para a educação, em que o indivíduo incorre em custos (pecuniários e de oportunidade), a fim de obter um aumento de renda no futuro propiciado pela maior escolaridade, caracterizando a educação como o investimento em capital humano. Portanto, fatores relacionados às capacidades individuais e familiares, condições macroeconômicas e financiamento tenderiam a alterar o custo marginal de se demandar educação, afetando, portanto, as escolhas dos agentes. Ao se demandar mais anos de estudo, os indivíduos optam por incorrer em um custo de oportunidade de não estar trabalhando, ou seja, deixam de auferir rendimentos presentes com o intuito de aumentarem seus rendimentos futuros, já que um maior nível educacional afeta diretamente a produtividade do trabalho e, portanto, o desenvolvimento econômico como um todo (BECKER, 1975).

Além dos fatores inatos aos indivíduos, existe um componente intergeracional na demanda por educação que é determinada pelo estoque de capital previamente acumulado pelas suas famílias. As variáveis referentes à condição socioeconômica do

domicílio, o chamado *family background* seria de suma importância na tomada de decisão de se demandar mais anos de estudo. As variáveis utilizadas na literatura para captarem o impacto do *family background* são: escolaridade dos pais, renda familiar, número de filhos na família, sexo do chefe de família e estrutura familiar.

Diversos trabalhos buscaram identificar quais são os determinantes da demanda por educação superior no caso brasileiro. Uchôa (2010) aponta que fatores como a idade, ter cor branca, nível de escolaridade da mãe, presença de computador em casa e condições de infraestrutura básicas como saneamento e coleta de lixo afetam positivamente na disposição do indivíduo cursar o ensino superior.

Silva Júnior e Sampaio (2013) identificaram que a pobreza tem uma forte relação negativa com a demanda por mais anos de estudo, especialmente no ingresso no ensino superior, e que a participação feminina neste nível educacional é ainda mais condicionada às questões de renda do que para os homens.

Ao se estimar os determinantes do ingresso de estudantes na Universidade de São Paulo, Emilio, Belluzzo e Alves (2004) identificaram que a escolaridade materna, o tipo de escola frequentada e o fato de ter cursado curso específico preparatório são os fatores que afetam positivamente o ingresso na USP.

No mesmo sentido, Godoy (2015) procurou encontrar os determinantes da taxa de matrícula no ensino superior, incorporando, ainda, variáveis referentes à facilidade de financiamento via programas governamentais como FIES e PROUNI. O resultado encontrado foi que a facilidade de financiamento ofertada pelo governo, bem como a escolaridade da mãe, são fundamentais para aumentar a taxa de matrícula no ensino superior.

Quando se trata da decisão de se investir em capital humano, não são só as variáveis referentes ao *family background* que são fundamentais. A situação macroeconômica também deve ser levada em conta, já que ela altera diretamente os rendimentos presentes e futuros dos indivíduos, alterando, portanto, o seu processo de tomada de decisão por mais anos de estudo ou não. A teoria do Capital Humano prevê que em momentos de retração econômica, devido à escassez de empregos que pagam bons salários e que não necessitam de especialização, os indivíduos tendem a demandar mais educação como forma de aumentar seus rendimentos futuros e se proteger de possíveis retrações. Portanto, os ciclos econômicos também são responsáveis por explicar a demanda educacional de uma nação. Os ciclos foram tratados neste trabalho como variações na taxa de desemprego nos anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015.

Dellas e Sakellaris (2003), através de modelos de escolha binária e simulações, identificaram um padrão anticíclico da demanda por educação nos EUA, e que esta responde fortemente e de forma negativa aos fatores relacionados aos custos de oportunidade (variáveis referentes ao mercado de trabalho). Em contrapartida, a demanda por mais anos de estudo reage de forma positiva quando o retorno futuro esperado da educação aumenta. As condições de financiamento também apresentaram efeitos negativos sobre o investimento em capital humano, portanto, períodos em que a taxa de juros está alta implicam em uma redução do número de matrículas. Foi encontrada uma resposta pequena dos custos diretos da educação na demanda por mais anos de estudo.

De acordo com Bedard e Herman (2008), ao estudarem os efeitos dos ciclos de negócios na demanda pelos níveis mais elevados de educação (PhD, mestrado e cursos profissionalizantes) nos EUA, haveriam diferenças substanciais entre gênero e tipos de graduação. Para os homens, foi encontrado um efeito anticíclico na decisão por ingressar em um PhD e um efeito pró-cíclico naqueles que decidiram por fazer mestrado. Já para as mulheres, o resultado encontrado foi que para quase todos os tipos de graduação (menos o profissionalizante), não há efeitos dos ciclos de negócios na demanda por educação. Percebe-se, portanto, uma sensibilidade maior aos custos de oportunidade por parte dos homens do que das mulheres. Assim, os homens estariam mais dispostos a mudar suas trajetórias educacionais em detrimento de maiores salários.

Flannery e O'Donoghue (2009) realizaram um estudo para identificar o padrão da demanda por educação na Irlanda. Além de encontrarem relações positivas entre desemprego e mais educação, foi verificado que a escolaridade dos pais é fundamental na decisão de se estudar mais, enquanto a renda familiar não aparenta ser significativa. Tal resultado indica que as gerações passadas mais educadas impactam mais na demanda por educação que a condição financeira dos domicílios. Além disso, foram verificadas diferenças na demanda por educação entre homens e mulheres no modelo, enquanto a localidade do domicílio (urbana ou rural) não impactou na decisão dos indivíduos.

Em sua história recente, o Brasil passou por diversos períodos de declínio e crescimento econômico. A partir de 2014, entretanto, a economia brasileira parece ter entrado em uma fase de declínio, com uma previsão de redução do PIB, para o período de 2014 a 2016, de aproximadamente 8,1% (IBGE, 2016). Mesmo apresentando flutuações no crescimento econômico, o país experimentou uma expansão do ensino

superior, principalmente o privado. O número de cursos de graduação presenciais saltou de 4.908 para 32.878 no período de 1991 a 2014, enquanto o número de matrículas cresceu de 1.565.056 para 7.828.013 no mesmo período (INEP, 2015), o que equivale a um crescimento acumulado de 500%. A evolução das matrículas no setor privado foi ainda maior, com um acumulado de 611%, enquanto as matrículas no ensino superior público teve um aumento de 323%. Além disso, a média de anos de estudo passou de 4,8 anos em 1990 para 7,8 em 2014 (IPEA, 2015). Todos esses fatos demonstram que a demanda por mais anos de estudo vem aumentando substancialmente no Brasil.

Diante do exposto, é importante analisar quais são os fatores que propiciaram tal aumento na demanda pelo ensino superior. Para tal, será estimado um modelo Logit Multinomial a fim de determinar quais são as probabilidades de um indivíduo de 16 a 24 anos incorrer em quatro escolhas possíveis: i) estudar; ii) trabalhar; iii) estudar e trabalhar; iv) não estudar e nem trabalhar.

Uma possível contribuição à literatura brasileira presente neste trabalho consiste na incorporação de fatores referentes aos ciclos econômicos na estimação da demanda por educação. Para captar os diferentes ciclos, foram calculadas taxas de desemprego para todos os estados brasileiros. Portanto, caracterizam-se por ciclos econômicos, as variações das taxas de desemprego entre estados nos anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015.

A amostra utilizada neste trabalho foi limitada aos indivíduos entre 16 e 24 anos devido ao fato da mesma ser representada, em sua maior parte, por indivíduos dependentes e que estão aptos a ingressarem no ensino superior, visto que uma das condições da amostragem é ter terminado o ensino médio.

Pretendeu-se com este trabalho, produzir resultados que possam contribuir para a compreensão de como ocorre o processo de acumulação de capital humano no Brasil, além de tentar identificar o padrão da tomada de decisão dos jovens brasileiros entre estudo e trabalho.

1.2. Hipótese

A hipótese deste trabalho consiste em considerar que a demanda por ensino superior no Brasil seria positivamente relacionada ao *family background* e seria inversamente afetada pelos resultados econômicos, ou seja, se elevaria em períodos de recessão econômica.

1.3. Objetivos

1.3.1. Objetivo geral

Analisar os determinantes da demanda por educação superior entre jovens brasileiros de 16 a 24 anos que para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015.

1.3.2 Objetivos específicos

- Analisar como fatores do *background* familiar são capazes de afetar a decisão de indivíduos entre 16 e 24 anos de estudar, trabalhar, estudar e trabalhar, ou nenhum dos dois.

- Analisar o impacto de flutuações econômicas na tomada de decisão dos indivíduos de estudar, trabalhar, estudar e trabalhar.

- Construir diferentes cenários para diversos tipos de indivíduos a fim de analisar qual a trajetória das probabilidades de se estar estudando, trabalhando ou ambos.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Um modelo de decisão de investimento em educação

O *framework* apresentado é derivado dos modelos de decisão ótima de investimento em capital humano propostos por Mincer (1958), Becker (1964) e Rice (1999). O estoque de capital humano prévio dos indivíduos reflete em seus rendimentos auferidos, que por sua vez são utilizados tanto para satisfazer o consumo imediato ou para demandar mais educação. Os indivíduos, portanto, enfrentam processos decisórios entre trabalhar e estudar a fim de maximizar seus rendimentos futuros.

Segundo Rice (1999), após o término do ensino médio, o indivíduo precisa decidir entre ingressar no mercado de trabalho ou em alguma instituição de ensino. Ao optar por estudar, o indivíduo aumenta seu estoque de capital humano, que é função tanto de suas habilidades pessoais (θ) quanto de seu estoque de capital prévio ($S(t)$). O valor dos rendimentos que seriam auferidos no futuro ao se investir em educação trazidos para o presente $V^e(t)$ é dado por:

$$V^e(t) = C^e(t) + V^*(S(t) + I^e(\theta, S(t))) \quad (2.1.1)$$

C^e representa o consumo líquido, ou seja, os benefícios do consumo menos os custos diretos e indiretos de se demandar mais educação. $I^e(\theta, S(t))$ representa o incremento em capital humano que é função tanto do estoque prévio ($S(t)$) quanto das habilidades inatas do indivíduo (θ). $V^*(S + I^e)$ é a função que maximiza os rendimentos futuros do investimento em capital humano trazidos para o valor presente, que é função tanto do estoque prévio quanto do incremento em capital humano.

A alternativa contrária a demandar mais educação é se integrar ao mercado de trabalho. Ao trabalhar, o indivíduo recebe um incremento em seu capital humano derivado da experiência profissional e do treinamento ao longo do trabalho. O valor presente dos rendimentos futuros $V^w(t)$ da decisão de se optar por trabalhar em detrimento do estudo é dada por:

$$V^w(t) = w(\theta, S(t)) + V^w(S(t) + I^w(\theta, S(t))) \quad (2.1.2)$$

Em que w representa os rendimentos esperados frutos do trabalho, que é função tanto das habilidades inatas do indivíduo quanto de seu estoque prévio de capital humano. $V^w(S + I^w)$ é a função que maximiza o valor presente dos benefícios futuros, que é função tanto do estoque de capital humano prévio quanto do incremento de capital.

De acordo com Rice (1999), ao ser confrontado com estas duas opções, o indivíduo irá escolher por demandar mais educação quando a diferença entre os benefícios presentes líquidos de se estudar e de trabalhar for positiva, ou seja, quando $V^e(t) - V^w(t) > 0$.

Para propósitos empíricos, Rice (1999) estipula dois conjuntos de variáveis capazes de determinar os respectivos retornos futuros de cada uma das decisões que o indivíduo pode tomar. O primeiro conjunto de termos refere-se ao *family background* do indivíduo (X_{kj}), enquanto o segundo refere-se às condições macroeconômicas e de mercado (Z_j). Portanto temos:

$$(V^e - V^w)_{kj} = R(X_{kj}, Z_j, u_{kj}) \quad (2.1.3)$$

Assim, pode-se definir uma função de probabilidade FE_{kj} para o k -ésimo indivíduo, que assume o valor 1 caso o indivíduo incorra com mais educação e 0 caso ingresse no mercado de trabalho.

$$\Pr(FE_{kj} = 1) \equiv \Pr(R(X_{kj}, Z_j, u_{kj}) > 0) \quad (2.1.4)$$

Assumindo que a função distribuição de probabilidade do termo de erro u_{kj} segue uma distribuição logística, obtém-se um modelo logit básico para escolha binária em que o indivíduo deve decidir entre o trabalho e o estudo.

$$\Pr(FE_{kj} = 1) = \frac{\exp(X'_{kj}\alpha + Z'_j\beta)}{1 + \exp(X'_{kj}\alpha + Z'_j\beta)} \quad (2.1.5)$$

Checchi (2006) apresenta um framework de demanda por educação frisando seu componente intergeracional, em que pais com maior dotação de capital humano tenderiam a ter filhos igualmente bem dotados. Uma vez que o estoque de capital humano da família determina o nível de renda auferida pela mesma, as habilidades adquiridas dos pais afetam tanto na restrição orçamentária familiar, que define a capacidade de financiar a educação superior dos filhos, quanto na importância que os pais darão à um maior nível educação para seus filhos.

Primeiramente, o modelo define uma função de rendimentos futuros que se relaciona ao estoque de capital humano adquirido:

$$I_{it+1} = f(S_{it}, A_{it}) + \varepsilon_{it+1} \quad (2.1.6)$$

O rendimento I_{it+1} auferido pelo indivíduo i quando adulto ($t + 1$) depende do seu nível educacional alcançado quando jovem S_{it} , de suas habilidades inatas A_{it} e de um componente aleatório ε_{it+1} que representa sua sorte ou azar no mercado de trabalho. Se o indivíduo maximiza sua renda esperada dada uma restrição orçamentária e uma produtividade do capital humano, tem-se o nível ótimo de educação que o indivíduo irá demandar:

$$S_{it} = g(A_{it}, X_{it}, \beta_t, E_t) \quad (2.1.7)$$

Quanto maior as habilidades inatas do indivíduo A_{it} , maior será seu tempo despendido em educação, já que indivíduos mais inteligentes tem mais facilidade de aprendizado e tendem a não evadir à escola. Da mesma forma que, quanto maior a renda familiar X_{it} , maior será o estoque de capital alcançado pelos filhos, uma vez que quanto maior a renda, maior a capacidade de financiamento estudantil. Quanto maiores são os retornos da educação β_t no mercado de trabalho e os investimentos públicos em educação feitos pelo governo E_t , que por sua vez pode reduzir os custos à entrada na universidade via financiamento facilitado ou até mesmo total para aqueles que possuem menor renda, maior será a demanda individual por educação.

Uma vez que se presume que as habilidades individuais A_{it} dependem das habilidades dos pais A_{it-1} , tem-se:

$$A_{it} = h(A_{it-1}) \quad (2.1.8)$$

Substituindo a equação (2.1.8) em (2.1.7), tem-se:

$$S_{it} = g(h(A_{it-1}), X_{it}, \beta_t, E_t) \quad (2.1.9)$$

Defasando-se a equação (2.1.6) em uma geração e invertendo para a habilidade dos pais, tem-se:

$$A_{it-1} = l(S_{it-1}, X_{it}) \quad (2.1.10)$$

Inserindo a equação (2.1.10) em (2.1.9), finalmente se obtém:

$$S_{it} = g(h(l(S_{it-1}, X_{it})), X_{it}, \beta_{t+1}, E_t) \quad (2.1.11)$$

Algumas inferências podem ser feitas a respeito da relação entre a demanda por educação e a renda dos pais. A primeira é que pais com maior estoque de capital humano tendem a ter filhos que buscarão por mais educação. A segunda refere-se a uma restrição de liquidez, uma vez que, sob um mercado de crédito imperfeito, famílias mais pobres serão relegadas a não demandar anos adicionais de estudo, cabendo ao Estado amenizar tais efeitos via aumento do gasto público em educação (CHECCHI, 2006).

3. REVISÃO DE LITERATURA

Trabalhos empíricos buscaram estimar modelos a fim de identificar os determinantes do acúmulo de capital humano. De forma geral, os trabalhos apontam para uma maior importância dos fatores relacionados à situação socioeconômica familiar, como o nível de escolaridade dos pais, a renda familiar e a organização e estabilidade do domicílio, bem como fatores inatos ao indivíduo (LAM & SCHOENI, 1993; REGAN, OAXACA & BURGHARDT, 2007; LI, 2007; BJORKLUND & SALVANES, 2010).

Segundo Checchi (2006), o *background* familiar é fator fundamental da demanda por educação, pois altera os custos marginais de se demandar anos de estudo. Uma vez que os indivíduos apresentam melhores condições socioeconômicas advindas de um estoque de capital humano acumulado por seus antepassados, as suas chances de ingressarem em níveis educacionais mais elevados aumentam devido à maior possibilidade de financiamento e ao capital cultural que é transmitido entre as gerações. Fatores como o número de filhos na família, por exemplo, pode exercer tanto efeitos positivos quanto negativos na demanda por educação. Negativo por que, dada uma restrição orçamentária, quanto maior a quantidade de filhos, menores são os recursos per capita para se investir em educação. O efeito positivo se deve, por sua vez, ao possível incentivo que irmãos mais velhos podem dar aos mais novos, visto que, quanto maior o número de irmãos, maior a probabilidade de algum deles ter cursado mais anos de estudo, incentivando os mais novos a fazerem o mesmo (CHECCHI, 2006).

Ambos os efeitos do número de filhos na demanda por anos de estudo descritos por Checchi, foram documentados por Buchmann e Hannum (2001). Os autores identificaram que alguns países em desenvolvimento apresentam o mesmo padrão dos EUA, o chamado “*resource dilution hypothesis*”, em que o número de filhos limita a capacidade de financiamento do estudo por parte das famílias. Porém, em alguns países africanos e asiáticos, tal padrão não é identificado, como em Parish e Willis (1993), que diagnosticaram que no caso de Taiwan, os primogênitos tendem a ter um menor investimento em educação que os filhos mais novos, indicando um efeito positivo entre número de filhos e demanda por educação dos filhos mais novos.

Ainda no que diz respeito à estrutura familiar, Buchmann e Hannum (2001) afirmam que crianças norte americanas que pertencem à famílias em que os pais são casados apresentam melhor rendimento escolar e maiores probabilidades de alcançarem maiores níveis educacionais, mas, mais uma vez, este resultado diverge entre países, já que em países africanos, famílias chefiadas somente por mulheres apresentam melhores rendimentos acadêmicos dos filhos. Portanto, tais diferenças podem ser atribuídas às questões culturais.

O nível educacional dos pais, principalmente a da mãe, é apontado como um dos principais determinantes da demanda por educação. Currie e Moretti (2003) argumentam que um maior nível educacional materno contribui não só para um aumento dos rendimentos da família, permitindo um maior gasto com educação por filho, como também induz hábitos mais saudáveis e a busca por mais anos de estudo por parte dos filhos. Além disso, existe uma relação inversa entre anos de estudo da mãe e fertilidade, implicando em um possível *trade-off* entre “quantidade” e “qualidade” dos filhos (BECKER & LEWIS, 1973).

Berhman e Rosenzweig (2005) argumentam que a educação materna afeta a demanda por educação dos filhos via renda por duas formas. A primeira é diretamente, já que mães mais instruídas irão contribuir para uma maior renda familiar, ampliando a capacidade de financiamento da educação dos filhos. Além disso, existe um efeito indireto da educação materna sobre a renda familiar e, consequentemente, sobre a educação dos filhos, uma vez que mães instruídas tendem a melhorarem seus prospectos de bons casamentos, aumentando ainda mais as chances da renda familiar ser alta e as capacidades de financiamento estudantil dos filhos aumentam. De forma geral, quanto mais instruída a família, ou seja, quanto maior o estoque de capital humano acumulado previamente, maior será o efeito intergeracional da demanda por educação, uma vez que a renda familiar de pais mais educados é maior, reduzindo drasticamente os custos de oportunidade de se demandar mais educação por parte de seus filhos, além de existir um componente de cobrança maior, tanto implícita quanto explícita, para que os filhos alcancem o mesmo patamar de renda dos pais (BARROS & LAM, 1993; BARROS ET ALL, 2001; FERREIRA & VELOSO, 2003; LI, 2007).

Segundo Checchi (2006), considerando um mercado de crédito imperfeito, diferenças no *background* familiar implicam em diferentes custos marginais ao se demandar mais educação, portanto, crianças advindas de famílias mais pobres enfrentam altos custos para a educação, tendendo, portanto, a perpetuarem o ciclo da

pobreza em que estão inseridas. Rumberger (2010) argumenta na mesma linha, no sentido de que crianças advindas de famílias mais abastadas tendem a ter maiores níveis educacionais e maiores rendimentos futuros, e que tal fato se sobrepõe às habilidades cognitivas individuais. Portanto, mesmo que um indivíduo pobre possua as mesmas capacidades individuais que um indivíduo rico, sua probabilidade de ingressar no ensino superior continuaria menor.

O *background* familiar também é fator fundamental na qualidade da educação ofertada. Isto por que, indivíduos que apresentam melhor *background* familiar tendem a procurar as melhores escolas, criando um incentivo para que os melhores professores também as procurem, reforçando assim, o caráter intergeracional do estoque de capital humano e relegando aqueles indivíduos com piores *backgrounds* às piores escolas, aumentando assim seu custo marginal de demandar mais educação (CHECCHI, 2006). No Brasil, onde as piores escolas são as públicas, o efeito do tipo de escola foi captado por vários autores, com destaque para os trabalhos de Albernaz, Ferreira e Franco (2002) e Menezes Filho (2007), que encontraram efeitos negativos no desempenho estudantil quando a escola é pública.

Os trabalhos empíricos também demonstraram haver um fator racial na demanda por educação. Collins e Margo (2006) verificaram que ocorreu um processo de convergência entre anos de estudo de negros e brancos após a guerra civil americana, mas ainda sim, existem diferenças tanto no número de anos de estudo quanto nos retornos da educação entre negros e brancos, e muito disso se dá por fatores relacionados à situação socioeconômica histórica de famílias negras, que tendem a ser mais pobres que as brancas. Resultados semelhantes foram encontrados por Arias et al. (2002). Os autores constataram que, por possuírem melhores condições socioeconômicas, filhos de famílias brancas tenderiam a estudar nas melhores escolas, enquanto os alunos negros seriam relegados às piores escolas, perpetuando assim, a diferença entre classes.

Para os economistas da Teoria do Capital Humano, boa parte das diferenças socioeconômicas entre brancos e negros é derivada do menor nível educacional por parte dos negros. Uma vez que seu estoque de capital humano cresça, as disparidades de renda reduziriam. Carnoy (1996), ao analisar o período entre 1940 e 1990, identificou que, mesmo com um aumento substancial no número de anos estudados entre negros e latinos, a redução das disparidades de renda entre negros e brancos não ocorreu majoritariamente devido a este aumento do estoque de capital humano das minorias, e

que os retornos da educação para negros e latinos são reduzidos se comparados aos dos brancos.

Outro fator estudado quando se trata de demanda por educação é a questão do gênero. Matos e Machado (2006), através da decomposição de Oaxaca-Blinder, verificaram que, mesmo as mulheres apresentando um estoque de capital humano maior que os homens, e serem responsáveis pela maioria das matrículas no ensino superior, ainda existe um *gap* salarial, que só pode ser explicado por fatores relacionados à discriminação por sexo presente no mercado de trabalho.

Com o intuito de dar uma explicação plausível à diferença entre matrículas no ensino superior entre homens e mulheres, Jacob (2002) apontou que, por problemas de simultaneidade, fatores como mudanças matrimoniais, de fertilidade, no mercado de trabalho e nos retornos da educação, torna complexa a detecção dos fatores que determinam o *gap* educacional. Porém, o autor identificou que existem fatores não cognitivos que afetam a decisão de demandar mais educação, podendo comparar em termos de impacto, à fatores socioeconômicos e às habilidades individuais.

Alguns trabalhos empíricos buscaram compreender a tomada de decisão de se estudar e trabalhar porém, os até aqui realizados apresentaram resultados muitas vezes contraditórios no que diz respeito à tomada de decisão de se trabalhar e estudar e seus possíveis resultados para a vida de um indivíduo (RIGGER ET AL, 2006). Optar por trabalhar enquanto se está inserido em uma universidade pode representar uma maior independência em termos familiares, já que a necessidade dos pais financiarem os estudos dos filhos se reduz. Além disso, alguns ganhos de produtividade podem ocorrer, uma vez que o contato precoce com o mercado de trabalho pode trazer habilidades que não são adquiridos em uma universidade. Outro ponto apontado como favorável é que há uma redução de custos ao se transferir para um trabalho de período integral a partir do momento em que o indivíduo se forma (STEPHENSON, 1982; DAVIES, 1999). Em contrapartida, alguns resultados apontam que o trabalho durante o ensino superior pode acarretar em maior probabilidade de evasão devido ao acúmulo de obrigações (STERN & NAKATA, 1991; GLEASON, 1993), em piores resultados acadêmicos, uma vez que os alunos que trabalham tem menos tempo para se dedicarem aos estudos em relação aqueles que somente estudam (ASTIN, 1993) e possível atraso na conclusão do curso, já que alunos que trabalham tendem a cursar menos créditos que aqueles que somente estudam (TRIVENTI, 2014).

As condições macroeconômicas também são fundamentais para explicar a demanda por educação, visto que as mesmas alteram os rendimentos tanto presentes quanto futuros dos indivíduos, alterando, portanto, as tomadas de decisão individuais entre trabalho e educação. Presume-se que em períodos de progresso há uma maior disponibilidade de trabalhos que pagam bons salários, portanto, as pessoas preferirão ingressar no mercado de trabalho em detrimento da universidade. Diversos trabalhos empíricos buscaram identificar as relações entre a demanda por educação e os ciclos econômicos, bem como as diferenças de elasticidades da demanda por mais anos de estudo em relação à choques macroeconômicos entre homens e mulheres (RITZEN, 1987; DUCHESNE & NONNEMAN, 1998; RICE, 1999; CANTON & DE JONG, 2005).

De acordo com Ghez e Becker (1975), a propensão de estudar é inversamente relacionada aos salários reais dos trabalhos de baixa especialização, da taxa de juros e do custo direto da educação (lembrando que o custo da educação é função das habilidades inerentes ao indivíduo e do seu *background*) e positivamente relacionada aos salários futuros de trabalhos especializados. Portanto, em períodos em que o salário real de trabalhos não especializados está baixo e a condição de financiamento está favorável, os indivíduos tendem a demandar educação como forma de aumentarem seus rendimentos futuros. Logo, em períodos de recessão, os indivíduos tendem a demandar mais educação como forma de proteção e para aumentarem suas chances de melhores salários no futuro. Em contrapartida, em períodos de progresso, quando há um aumento na oferta de empregos menos especializados, mas que pagam salários reais altos, os indivíduos tendem a demandar menos educação. Ewing, Beckert e Ewing (2010), usando o método de vetores auto-regressivos (VAR), tentaram estimar a resposta da taxa de matrícula de homens e mulheres a variações na performance econômica nos Estados Unidos. Para tal, eles utilizaram séries temporais referentes à taxa de matrícula, à produção industrial e à inflação. Os resultados encontrados foram que, para os homens, o crescimento da taxa de matrícula cai quando há crescimento econômico, provavelmente para aproveitar as melhores oportunidades no mercado de trabalho. Já para as mulheres, a taxa de matrícula é insensível ao crescimento econômico. Os resultados também indicaram que um aumento tanto na taxa de matrícula masculina quanto feminina é associado a um aumento inesperado da inflação, porém este impacto é menor para os homens do que para as mulheres. Tal fato ocorre por que os agentes

veem no investimento em educação uma forma de se protegerem contra os processos inflacionários.

Canton e Jong (2005), ao estudarem a demanda pelo ensino superior na Holanda no período pós segunda guerra, identificaram um padrão diferente daquele encontrado por Ewing, Beckert e Ewing (2010). Os autores verificaram que as respostas de curto prazo da demanda por educação entre homens e mulheres é maior entre as mulheres, ou seja, a demanda por mais anos de estudo é mais elástica entre as mulheres em relação à variações macroeconômicas. Uma vez que há variações nos salários pagos no mercado, as mulheres tenderam a demandar mais trabalho em detrimento da educação em relação aos homens. Além disso, os autores identificaram que a demanda por educação holandesa teve forte estímulo quando o prêmio futuro por mais anos de estudo aumenta.

Para Rice (1999), ao estudar jovens que acabavam de terminar o ensino compulsório nos países da Grã Bretanha, identificou que aqueles indivíduos homens que obtiveram as piores notas nos exames de qualificação eram justamente aqueles mais sensíveis às condições de mercado quando decidiam por demandar mais educação ou não. Ou seja, em períodos de progresso, quando a taxa de desemprego cai, é exatamente este grupo que ingressa no mercado de trabalho, aumentando ainda mais o número de indivíduos jovens com pouca ou nenhuma qualificação.

4. METODOLOGIA

4.1. Logit Multinomial

O logit multinomial consiste em uma extensão do modelo de regressão logística em que se utilizam variáveis dependentes que assumam mais de duas categorias e que não tenham uma ordem de preferência entre si. Utiliza-se tal técnica, pois ela permite determinar a probabilidade de um indivíduo fazer certa escolha a partir de características pré-determinadas (BELFIORE & FÁVERO, 2015). Um Logit Multinomial que não é ordenado, ou seja, não possui a priori uma categoria de escolha que seja melhor que a outra, baseia-se no princípio da maximização de uma utilidade (GREENE, 2003; CAMERON & TRIVEDI, 2010). Neste trabalho, estimou-se um modelo a fim de determinar as probabilidades de ocorrência de quatro possíveis eventos: o indivíduo estar desocupado, trabalhando, estudando ou trabalhando e estudando. Partindo do pressuposto de que a ação escolhida por cada indivíduo reflete a

escolha que maximiza sua satisfação, é razoável supor que o método escolhido se encaixa no problema de pesquisa. Além disso, optou-se por definir quatro categorias ao invés de somente duas (estuda ou não estuda) devido à necessidade das categorias serem mutuamente exclusivas. Além disso, a escolha das categorias teve o intuito de expandir e tornar mais realista o modelo de tomada de decisão dos jovens que acabam de terminar o ensino médio, abrangendo todas as possíveis escolhas que um indivíduo nestas circunstâncias poderia tomar. Por último, existe uma escassez de trabalhos que tratam do indivíduo que decide por trabalhar e estudar, portanto, este trabalho pretende trazer alguma contribuição no sentido de compreender melhor aqueles indivíduos que optam por trabalhar como forma de financiar seus estudos presentes.

Portanto, para um indivíduo qualquer i e para uma alternativa qualquer j , supõe-se que a utilidade U_{ij} é composta por um componente determinístico V_{ij} e um componente aleatório ε_{ij} :

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3.1.1)$$

Se, por acaso, o indivíduo i , escolher a categoria j , isso significa que a opção j é aquela que maximiza a utilidade do indivíduo i (CAMERON & TRIVEDI). Portanto, têm-se:

$$\Pr(y_i = j) = \Pr(U_{ij} > U_{ik}), \text{ para toda alternativa } k. \quad (3.1.2)$$

$$\Pr(y_i = j) = \Pr(U_{ik} - U_{ij} \leq 0), \text{ para toda alternativa } k. \quad (3.1.3)$$

$$\Pr(y_i = j) = \Pr(\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} \leq V_{ij} - V_{ik}), \text{ para toda alternativa } k. \quad (3.1.4)$$

Assim, pode-se estabelecer a função do logit multinomial capaz de calcular a probabilidade de ocorrência dos eventos pré determinados em função de características intrínsecas à cada indivíduo da amostra. Tem-se:

$$\text{Prob}(Y_i = j | x_i) = \frac{e^{\beta' j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta' k x_i}}, \text{ para } j = 0, 1, \dots, J, \beta_0 = 0. \quad (3.1.5)$$

As equações estimadas fornecem um conjunto de probabilidades para as $j+1$ escolhas do indivíduo de características x_i (GREENE, 2003).

A partir daí, pode-se obter a função de razão de probabilidade:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = x'_j (\beta_j - \beta_k) = x'_i \beta_j \text{ se } k=0. \quad (3.1.6)$$

As variáveis independentes que compõe o vetor x'_i são divididas em quatro grupos distintos. O primeiro grupo refere-se aos fatores inatos aos indivíduos. O segundo agrupamento de variáveis refere-se ao *family background*. O terceiro grupo refere-se às condições macroeconômicas, e por ultimo, variáveis de controle que pretendem estimar diferenças entre localidade de residência encerram as variáveis escolhidas para estimar a demanda por educação superior.

(a) Variáveis inatas ao indivíduo:

- Idade, cor, sexo: variáveis que controlam diferenças de idade, cor e gênero. Espera-se que a probabilidade do indivíduo ingressar numa instituição de ensino superior seja positivamente influenciada quando o indivíduo pertence ao sexo feminino e é branco, refletindo possíveis diferenças tanto de gênero quanto de raça já apontadas na literatura. Além disso, espera-se que quanto mais velho o indivíduo, menor a probabilidade do mesmo ingressar no ensino superior.

(b) Variáveis do *family background*:

- Nível de escolaridade do chefe de família: serão estimadas três variáveis dicotômicas: a primeira refere-se aos indivíduos que possuem de 4 a 7 anos de estudo, indicando que o mesmo cursou o ensino fundamental e pode o ter completado; a segunda representa o chefe de família que tem de 8 a 11 anos de instrução, indicando que o mesmo cursou o ensino médio e pode o ter completado; por último, criou-se uma variável *dummy* que se refere àqueles chefes de família que possuem 11 anos ou mais de instrução, ou seja, completaram o ensino médio e cursaram o ensino superior. Assume valor um quando o chefe apresenta algum dos níveis de instrução e zero caso contrário. Espera-se que quanto maior o nível educacional alcançado pelo chefe do lar, maior a probabilidade do indivíduo ingressar numa instituição de ensino graças ao componente intergeracional da demanda por educação.

- Renda familiar per capita: renda familiar total dividida pela quantidade de membros da família. Espera-se que quanto maior a renda familiar per capita, maior a capacidade de financiamento dos anos de estudo adicionais, portanto, uma maior renda implicaria em uma maior probabilidade de se demandar educação.

- Tamanho da família: número de membros da família que residem no domicílio. Espera-se que quanto maior o número de familiares, menor seria a capacidade de investimento em educação por indivíduo, reduzindo, portanto, a probabilidade do indivíduo estudar.

- Sexo do chefe de família: variável dicotômica que determina qual o sexo do chefe de família. Assume valor 1 para famílias chefiadas por homens e valor 0 para aquelas chefiadas por mulheres. Espera-se que famílias chefiadas por mulheres apresentem uma maior probabilidade de ingressarem no ensino superior.

- Mãe residente no domicílio: Variável dicotômica que pretende captar como a estrutura familiar, em especial a presença da mãe no lar, afeta na probabilidade do indivíduo ingressar no ensino superior. Espera-se um efeito positivo da presença materna na demanda por educação superior.

(c) Variável macroeconômica:

- Desemprego: a variável desemprego foi calculada a partir da razão entre o total de desempregados e a população economicamente ativa, que vai dos indivíduos de 15 a 65 anos. A variável foi calculada para todas as regiões brasileiras. Além disso, calcularam-se taxas de desemprego diferentes entre os gêneros, a fim de captar possíveis diferenças nas sensibilidades das demandas por educação de homens e de mulheres em relação à taxa de desemprego. Espera-se que os homens desviem suas trajetórias educacionais em detrimento de maiores salários devido a uma maior sensibilidade aos custos de oportunidade. Além disso, espera-se que de uma forma geral, a demanda por ensino superior tenha comportamento anticíclico, ou seja, aumente em períodos de alta do desemprego.

(d) Variáveis de residência:

- Regiões brasileiras: foram criadas dummies para captar diferentes impactos das diferentes regiões brasileiras em que o indivíduo reside. As regiões foram: Centro-oeste, Nordeste, Sudeste e Sul.

- Região metropolitana: dummy que indica se o indivíduo reside ou não em uma região metropolitana. Assume valor 1 caso o indivíduo reside, e 0 caso contrário.

Foram estimados 4 modelos, um para cada categoria, descritos pela equação (7):

$$L_i = \ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = x'_i \beta_j = \beta_0 + \beta_1 cor + \beta_2 sex + \beta_3 idade + \beta_4 nummenbrosfam + \beta_5 sexocheefe + \beta_6 maedom + \beta_7 desemp + \beta_8 rendafam + \beta_9 chefeescol + 4 - 7 +$$

$$\beta_{10}chefeescol8 - 11 + \beta_{11}chefeesco11_+ + \beta_{12}centro + \beta_{13}nordeste + \beta_{14}sudeste + \beta_{15}sul + \beta_{16}RM \quad (7)$$

A equação 7 representa a função de razão de probabilidade. Foram estimadas quatro funções como esta para cada possível evento. L_i corresponde ao logaritmo da razão das chances de ocorrência dos eventos. β_j ($j= 1, 2, \dots, n$) são os parâmetros estimados para a função de regressão logística. A variável *cor* é uma variável dicotômica, que assume valor 1 caso o indivíduo seja branco e 0 caso contrário; *sex* refere-se à variável dicotômica sexo, que assume valor 1 para indivíduos do sexo masculino e 0 do sexo feminino; *idade* é uma variável contínua que vai de 16 a 24 anos; *nummenbrosfam* refere-se ao número de membros da família que residem no domicílio, sendo esta também contínua; *sexochefe* e *maedom* são variáveis dicotômicas referentes à estrutura familiar, representando o sexo do chefe de família e se a mãe reside no domicílio; a variável *desemp* refere-se às condições de mercado de trabalho, refletindo a taxa de desemprego de todos os estados brasileiros; *rendafampc* representa a renda familiar per capita para os valores de 2015; *chefeescol4-7*, *chefeescol8-11* e *chefeescol11_+* são as variáveis dicotômicas para a escolaridade do chefe de família, que tem de 4 a 7, ou 8 a 11 ou mais de 11 anos de estudo respectivamente; por fim as variáveis *centro*, *nordeste*, *sudeste*, *sul* e *RM* são dicotômicas para as diferentes regiões brasileiras e para a residência ou não em região metropolitana por parte do indivíduo.

A função de verossilhança pode ser determinada definindo, para cada indivíduo, $d_{ij} = 1$ se a alternativa j for escolhida pelo indivíduo i , e 0 se não, para as $j-1$ possíveis escolhas (GREENE, 2003). Portanto, tem-se:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J d_{ij} \ln Prob(Y_i = j) \quad (3.1.7)$$

Devido à dificuldade de interpretação dos β 's estimados, recorre-se aos efeitos marginais via diferenciação da função de probabilidade. Dessa forma, obtêm-se os efeitos marginais das variáveis independentes escolhidas sobre a probabilidade de ocorrência do evento j . Assim, temos:

$$\delta_j = \frac{\delta P_j}{\delta x_i} = P_j [\beta_j - \sum_{k=0}^J P_k \beta_k] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}]. \quad (3.1.8)$$

Como forma de testar a adequação do modelo, estimou-se o teste de razão de verossimilhança (LR Test). Ele parte do mesmo princípio do teste F em que a hipótese nula é de que não existe nenhum parâmetro estatisticamente significativo em contraposição à hipótese alternativa de que há pelo menos um parâmetro estatisticamente significativo (CAMERON & TRIVEDI, 2010).

Segundo Gujarati (2011), a estatística de ajustamento R^2 não é significativa nos modelos multinomiais. Portanto, utiliza-se para análise o R^2 de McFadden. Essa estatística pode ser calculada pela razão de log verossimilhança do modelo final com o modelo composto apenas do intercepto. Sua interpretação é análoga ao R^2 dos modelos de regressão linear.

Visto a ausência de testes que captam a presença de heterocedasticidade nos modelos Logit Multinomial, é recomendável a estimação do modelo com erros-padrão robustos a fim de realizar uma comparação com o modelo sem a presença dos erros robustos. Se por ventura os parâmetros estimados, bem como os intervalos de confiança e as estatísticas Z não se diferenciarem muito entre as duas estimações, garante-se a ausência de heterocedasticidade (GREENE, 2003; CAMERON & TRIVEDI, 2010).

Após realizado todo o processo de estimação e adequação do modelo, foram construídos cenários, que nada mais são que os cálculos dos efeitos marginais para valores diferentes das médias observadas para cada variável explicativa. Foram construídos 10 cenários além do cenário do indivíduo de referência que foram determinados com base nos resultados dos efeitos marginais para o indivíduo médio. São eles:

- Cenário de referência: indivíduo do sexo masculino, de cor branca, que tem 21 anos de idade, que possui 4 membros da família que residem em seu domicílio, que possui mãe residindo no domicílio, com o chefe de família com 8 a 11 anos de instrução e do sexo masculino, possui renda familiar média per capita referente à classe C nas faixas de renda, ou seja, possui renda familiar entre 4 a 10 salários mínimos, está exposto à taxa de desemprego média observada para cada período, além de residir na região sudeste e numa região não metropolitana. Tal cenário serve de referência para comparação com os demais cenários.

-Cenário 1: Variação da cor do indivíduo de referência, passando de branco para não branco. Tal cenário é proposto a fim de identificar possíveis diferenças de raça no acesso ao ensino superior, já que em geral, indivíduos não brancos, especialmente os negros, advêm de condições socioeconômicas desfavoráveis, o que aumenta

radicalmente seus custos de oportunidade ao se demandar educação (ARIAS ET AL, 2002; COLLINS E MARGO, 2006).

-Cenário 2: variação do sexo do indivíduo de referência, passando de homem para mulher. Pretende-se com este cenário captar diferenças de gênero, principalmente na demanda por trabalho, já que historicamente, o acesso das mulheres ao mercado de trabalho e a renda auferida por elas sempre foi aquém da dos homens (MATOS & MACHADO, 2006).

-Cenários 3 e 4: variação dos anos de estudo do chefe de família do indivíduo de referência, passando de 8 a 11 para mais de 11 (3) e reduzindo para 4 a 7 anos de estudo (4). Com estes cenários pretende-se identificar o impacto que pais mais instruídos tem sobre a demanda por educação de seus filhos, evidenciando o papel intergeracional da demanda por educação (LAM & SCHOENI, 1993; FERREIRA & VELOSO, 2003).

-Cenário 5: Alteração da faixa de renda do indivíduo da classe C para a classe A, passando de uma renda familiar de 4 a 10 salários mínimos para 21 salários mínimos. Tal cenário foi proposto como forma de verificar como a capacidade de financiamento da família afeta a demanda por educação. Pressupõe-se que quanto maior a renda familiar, maior a probabilidade do indivíduo ingressar no ensino superior, e conseqüentemente, menor a de que esteja trabalhando (CHECCHI, 2006; RUMBERGER, 2010).

-Cenário 6: Altera-se a faixa de renda da classe C para a classe D, onde o indivíduo tem renda familiar de 3 salários mínimos, valor este, que é o máximo permitido para se considerar elegível aos programas de financiamento estudantil. Pretende-se com este cenário comparar os diferentes níveis de renda ao longo do tempo, e como estes afetam a demanda por educação, além de ser uma possível forma de avaliar a evolução das matrículas daqueles indivíduos que foram beneficiados com os programas de financiamento e de ações afirmativas do governo, uma vez que o limite máximo de renda familiar para que o indivíduo seja elegível ao benefício é de 3 salários mínimos.

- Cenário 7: aumento da taxa de desemprego em 5 pontos percentuais (p.p.) para o indivíduo de referência. Espera-se que a probabilidade do indivíduo ingressar no ensino superior apresente um padrão anticíclico, ou seja, aumente quando as taxas de desemprego também aumentem. Isto se dá graças à escassez de empregos que pagam bons salários, fazendo com que os indivíduos busquem aumentar seus estoques de capital humano como forma de enfrentarem de forma mais estável as crises vindouras (GHEZ & BECKER, 1975).

- Cenário 8: aumento da taxa de desemprego em 5p.p. para o indivíduo do cenário 2, ou seja, aquele que possui todas as características do indivíduo de referência mas que é do sexo feminino. Este cenário foi proposto como forma de identificar possíveis diferenças entre gêneros na demanda por educação quando há um choque no cenário macroeconômico. Espera-se que indivíduos do sexo masculino possuam demandas por educação mais sensíveis à variações nas taxas de desemprego, uma vez que presume-se que os homens são mais dispostos à desviarem suas trajetórias de trabalho e estudo de forma mais fácil que as mulheres (EWING, BECKERT & EWING, 2010).
- Cenários 9 e 10: análogos aos cenários 7 e 8, só que apresentam uma redução na taxa de desemprego média observada para cada período de 5 p.p..

4.2. Fontes de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa são referentes à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015. Serão considerados apenas os indivíduos entre 16 e 24 anos para todos os estados brasileiros e que completaram o ensino médio, ou seja, são elegíveis tanto ao mercado de trabalho quanto ao ensino superior. Os dados serão devidamente setados para amostragem complexa.

A variável monetária referente à renda mensal das famílias foi devidamente deflacionada para valores de 2015. O quadro 1 apresenta a descrição das variáveis utilizadas para a construção do modelo.

Quadro 1: descrição das variáveis selecionadas

<i>Variáveis do modelo</i>	<i>Dados originários ou selecionados na PNAD</i>	<i>Descrição</i>
Idade	Idade do morador	Número de anos de vida do indivíduo.
Cor	Cor ou Raça	Característica declarada pela pessoa com base nas seguintes opções: branca, preta, amarela (pessoa de

		origem japonesa, chinesa, coreana etc.), parda (mulata, cabocla, cafuza, mameluca ou mestiça de preto com pessoa de outra cor ou raça) ou indígena (pessoa indígena ou índia).
Renda Familiar per capta	Rendimento Mensal Familiar per capta	Soma dos rendimentos mensais dos componentes da família, exclusive os das pessoas de menos de 10 anos de idade e os daquelas cuja condição na família é de pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico dividido pelo número de familiares no domicílio.
Sexo	Sexo	Variável indicativa do gênero do indivíduo.
Região metropolitana	Unidade da federação	Região metropolitana em que o indivíduo reside.
Chefe de família com 4 a 7 anos de estudo	Anos de estudo	Instrução máxima alcançada pelo chefe de família foi de até 7 anos de estudo.
Chefe de família com 8 a 11 anos de estudo	Anos de estudo	Instrução máxima alcançada pelo chefe de família foi de até 11 anos de estudo.

Chefe de família com mais de 11 anos de estudo	Anos de estudo	Instrução máxima alcançada pelo chefe de família foi de mais de 11 anos de estudo.
Número de familiares no domicílio	Número de componentes da família.	Número de indivíduos da mesma família que residem no mesmo domicílio.
Mãe residente	Mãe mora no domicílio	Domicílios que possuem ou não a presença materna.
Desemprego	Desemprego por Estados brasileiros e por gênero.	Taxa de desemprego calculada pela razão dos desempregados e da população economicamente ativa (15 a 65 anos) por estados e por gênero.

Fonte: IBGE.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1. Análise descritiva dos dados

Como forma de dar respaldo aos resultados encontrados, foram calculadas algumas estatísticas descritivas que ilustram de forma geral as características da amostra.

A Tabela 1 apresenta a proporção de indivíduos entre 16 e 24 anos (de maneira descontínua) para os anos de 2002 a 2015 considerando os quatro diferentes eventos aqui estudados: se o indivíduo está desocupado, se ele somente trabalha, se ele somente estuda ou se o indivíduo trabalha e estuda.

Ao se analisar a Tabela 1, pode-se perceber que os anos em que a proporção de indivíduos que estão somente trabalhando é mais baixa são exatamente aqueles anos considerados com baixa atividade econômica. Após um período turbulento do fim dos

anos 90, com a crise do petróleo, o abandono das taxas de câmbio fixa e a busca por ajuda financeira junto ao FMI, o ano de 2002 ainda estava com baixa atividade econômica e registrava altas taxas de inflação (ABREU, 2014). Em 2012 por sua vez, a economia brasileira dava os primeiros sinais de que o modelo de crescimento vigente até então estava saturado, culminando com a crise de insolvência da dívida pública em 2014, que se agravou em 2015 até os dias de hoje.

De forma análoga, ambos os anos, 2002 e 2015, possuem a maior proporção de indivíduos que somente estudam, 15.47% e 18.79% respectivamente. Tal fato pode ser um bom indicativo de que a demanda por educação realmente se comporta de forma anticíclica em relação às crises econômicas, ou seja, em períodos de crise, os indivíduos buscam se especializar, visto que há uma redução na oferta de trabalho. Além disso, o aumento da renda das famílias nos períodos anteriores e a própria expansão do ensino superior, tanto por parte do Estado quanto por parte das instituições privadas, além das melhores condições de financiamento estudantil propiciaram um aumento substancial nas matrículas do ensino superior (CARVALHO, 2008; SECCÁ & LEAL, 2009; ANDRADE, 2012).

Pode-se perceber também que a proporção de indivíduos que trabalhavam e estudavam passou de 18.65% em 2002 para 16.81% em 2015. Tal redução pode ser corroborado pela expansão ao longo do tempo das formas de financiamento do estudo via Prouni e Fies, reduzindo portanto, a necessidade de se trabalhar para financiar o investimento em capital humano dos indivíduos.

Tabela 1: Proporção de jovens entre 16 e 24 anos de idade matriculados e não matriculados no Ensino Superior entre os anos de 2002 e 2015.

Ano	Categoria	Brasil
2002	Quantidade	14335
	Desocupados	12.81%
	Trabalhando	53.07%
	Estudando	15.47%
	Trabalhando/Estudando	18.65%
2005	Quantidade	18844
	Desocupados	13.57%
	Trabalhando	55.55%
	Estudando	13.73%

	Trabalhando/Estudando	17.15%
	Quantidade	20186
	Desocupados	12.97%
2008	Trabalhando	56.01%
	Estudando	13.29%
	Trabalhando/Estudando	17.72%
	Quantidade	17420
	Desocupados	10.42%
2012	Trabalhando	57.04%
	Estudando	14.14%
	Trabalhando/Estudando	18.40%
	Quantidade	18435
	Desocupados	15.45%
2015	Trabalhando	49.15%
	Estudando	18.79%
	Trabalhando/Estudando	16.61%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2015.

A Tabela 2 sintetiza de forma geral algumas características dos domicílios como a renda familiar média (a preços de 2015), a média do número de membros da família, a proporção de indivíduos que possuem a mãe que reside no domicílio e a proporção de indivíduos que possuem como chefe de família um indivíduo do sexo masculino.

Em relação à renda familiar, pode-se perceber uma real evolução da renda média ao longo do tempo. Em 2002, a renda média das famílias para preços de 2015 era de R\$2.234,89, enquanto em 2015 a renda familiar foi de R\$3.591,91, um aumento acumulado de 60.71%.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis referentes à família do indivíduo.

Ano	Categoria	Proporção da amostra total	Renda familiar média (R\$)*	Número de componentes da família	Mãe residente	Sexo do chefe de família
	Total	14335	2,234.89	3.98	75.37%	76.33%
2002	Desocupados	12.81%	1,338.57	4.22	77.51%	76.77%
	Trabalhando	53.07%	1,591.12	3.97	69.78%	76.75%

	Estudando	15.47%	3,873.75	4.00	84.23%	76.45%
	Trabalhando/Estudando	18.65%	3,327.44	3.86	82.20%	74.69%
	Total	18844	2,267.63	3.84	73.21%	72.86%
2005	Desocupados	13.57%	1,375.10	4.05	75.65%	71.00%
	Trabalhando	55.55%	1,730.66	3.81	67.75%	73.77%
	Estudando	13.73%	3,766.22	3.90	84.33%	72.02%
	Trabalhando/Estudando	17.15%	3,513.41	3.72	79.71%	72.03%
	Total	20186	2,506.03	3.74	71.07%	66.60%
2008	Desocupados	12.97%	1,593.53	3.94	71.72%	63.67%
	Trabalhando	56.01%	2,008.98	3.71	65.49%	66.98%
	Estudando	13.29%	4,131.78	3.81	82.02%	67.15%
	Trabalhando/Estudando	17.72%	3,525.92	3.66	79.65%	67.12%
	Total	17420	3,243.44	3.61	69.76%	64.19%
2012	Desocupado	10.42%	1,980.13	3.84	71.35%	61.41%
	Trabalhando	57.04%	2,837.33	3.58	64.17%	64.40%
	Estudando	14.14%	4,544.78	3.69	82.87%	65.55%
	Trabalhando/Estudando	18.40%	4,218.21	3.54	75.90%	64.07%
	Total	18435	3,591.91	3.57	69.47%	60.51%
2015	Desocupado	15.45%	2,274.88	3.80	73.50%	57.70%
	Trabalhando	49.15%	3,264.02	3.51	62.16%	62.18%
	Estudando	18.79%	4,611.59	3.62	79.63%	59.85%
	Trabalhando/Estudando	16.61%	4,633.66	3.48	75.65%	58.89%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 1999-2015.

Outro ponto relevante na Tabela 2 em relação à renda das famílias é que a renda dos indivíduos que somente estudam ou que trabalham e estudam é substancialmente maior que aqueles que somente trabalham ou que estão desocupados. Por exemplo, a renda familiar média dos indivíduos que estudavam em 2002 era de R\$3.873,75, enquanto a renda dos que trabalhavam era de R\$1.591,12. Já em 2015, o rendimento familiar médio para os que estudavam era de R\$4.611,59, em detrimento daqueles que trabalhavam, que auferiam uma renda familiar da magnitude de R\$3.264,02. Observa-se ainda que houve queda da desigualdade de renda entre os dois grupos, já que a renda familiar dos indivíduos que trabalhavam era 41.07% da renda familiar daqueles que estudavam em 2002, enquanto que em 2015 tal proporção passou a ser 70.77%. Tal fato pode respaldar o argumento de que quanto maior a renda familiar, maior a capacidade

da família de financiar os estudos de seus filhos, aumentando, portanto, a probabilidade de se ingressar no ensino superior e, consequentemente, reduzindo a probabilidade de que jovens ingressem no mercado de trabalho (CHECCHI, 2006; RUMBERGER, 2010).

Ainda de acordo com a Tabela 2, percebe-se que houve uma redução demográfica na composição familiar, visto que ao longo dos anos o número médio de componentes da família caiu de 3.98 em 2002 para 3.57 em 2015, podendo contribuir para a capacidade de financiamento familiar da educação dos filhos (CHECCHI, 2006).

Outra mudança na estrutura familiar dos indivíduos ao longo do tempo foi a redução da proporção de indivíduos que possuem como chefe de família, uma pessoa do sexo masculino. Em 2002, 76.33% dos indivíduos entre 16 e 24 anos possuíam como chefe família, indivíduos do sexo masculino, enquanto em 2015, tal proporção caiu para 60.51%.

Observa-se ainda uma possível importância da presença da mãe na decisão do indivíduo estudar, já que em todos os anos, a categoria que possuiu maior proporção de indivíduos que tem a mãe residindo no mesmo domicílio é a daqueles que só estudam. A presença da mãe pode afetar a demanda educacional de duas formas. A primeira é via nível de instrução materno, já que mãe mais instruídas tendem a se preocuparem mais com a “qualidade” de seus filhos, aumentando portanto, gastos com educação e saúde (CURRIE & MORETTI, 2003). A segunda forma de impacto na demanda por educação é via renda, tanto direta, quanto indiretamente, já que a mãe contribui para o rendimento familiar total, e ao mesmo tempo, quanto maior seu nível de instrução, maior a chance de que a mesma faça um bom casamento, aumentando as chances de sua família possuir um nível de renda mais alto, ampliando a capacidade de financiamento estudantil dos filhos (BERHMAN & ROSENZWEIG, 2002).

A Tabela 3 apresenta os níveis de instrução dos chefes de família. Percebe-se que ao longo do tempo, a proporção de indivíduos que possuem como chefe de família uma pessoa com nenhuma ou quase nenhuma instrução (0 a 3 anos de estudo) reduziu bastante, de 23,96% em 2002 para 15.06% em 2015. Enquanto que a proporção de indivíduos com chefes de família que cursaram ou concluíram o ensino médio (8 a 11 anos de estudo) aumentou consideravelmente, de 37.24% em 2002 para 45.56% em 2015.

A Tabela 3 apresenta números de que a escolaridade do chefe de família seria fundamental para a decisão dos indivíduos ingressarem no ensino superior. Isso fica

explícito quando se observa que, independente do ano analisado, o percentual de indivíduos estudando é consideravelmente maior para aqueles cujos chefes de família apresentam maior nível de escolaridade. Esta observação fica ainda mais evidente quando são somados os indivíduos que estudam aos que trabalham e estudam.

Tabela 3: Proporção de faixas educacionais do chefe de família por categoria.

Ano	Categorias	Proporção da amostra total	Faixas educacionais do chefe de família.			
			0 a 3 anos	4 a 7 anos	8 a 11 anos	Mais de 11 anos
2002	Total	14335	23.96%	21.88%	37.24%	18.82%
	Desocupados	12.81%	27.76%	27.76%	36.85%	9.03%
	Trabalhando	53.07%	29.84%	24.67%	38.64%	7.84%
	Estudando	15.47%	9.24%	13.75%	34.50%	45.96%
	Trabalhando/Estudando	18.65%	16.79%	16.60%	35.75%	34.25%
2005	Total	18844	21.3%	22.67%	40.62%	16.86%
	Desocupados	13.57%	25.42%	28.66%	38.13%	8.68%
	Trabalhando	55.55%	25.47%	25.48%	42.15%	7.57%
	Estudando	13.73%	10.24%	12.33%	36.99%	43.41%
	Trabalhando/Estudando	17.15%	13.55%	17.04%	40.53%	32.14%
2008	Total	20186	19.05%	22.35%	42.83%	16.08%
	Desocupados	12.97%	21.26%	26.84%	40.89%	9.43%
	Trabalhando	56.01%	22.53%	24.76%	44.32%	8.17%
	Estudando	13.29%	8.57%	13.52%	39.32%	39.69%
	Trabalhando/Estudando	17.72%	14.28%	18.05%	42.13%	28.23%
2012	Total	17420	16.36%	21.94%	44.69%	17.30%
	Desocupados	10.42%	19.93%	26.21%	42.73%	8.92%
	Trabalhando	57.04%	18.69%	24.01%	46.78%	10.72%
	Estudando	14.14%	9.09%	14.65%	39.66%	36.94%
	Trabalhando/Estudando	18.40%	12.66%	18.75%	43.15%	27.30%
2015	Total	18435	15.06%	21.90%	45.56%	18.26%
	Desocupados	15.45%	18.43%	26.47%	43.36%	10.25%
	Trabalhando	49.15%	17.19%	24.12%	48.60%	10.93%
	Estudando	18.79%	9.00%	15.56%	41.07%	35.76%
	Trabalhando/Estudando	16.61%	12.44%	18.25%	43.66%	27.56%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 1999 a 2015.

A Tabela 4 sumariza as estatísticas descritivas referentes aos jovens de 16 a 24 anos que compõem a amostra. No que se refere à cor dos indivíduos, percebe-se que a categoria que possui maior proporção de brancos para todos os períodos é a daqueles que somente estudam ou que trabalham e estudam, demonstrando que o acesso à universidade por parte dos não brancos, em especial os negros, ainda está bem aquém do ideal. Apesar disso, tal proporção vai reduzindo ao longo do tempo, visto que em

2002 a proporção de indivíduos que estudavam e eram da cor branca era de 77.22%, enquanto que em 2015 tal proporção se reduziu para 51.88%, indicando uma maior diversificação em termos de cor nas universidades brasileiras. Isso pode ter sido causado por diversos fatores, que vão desde a recente melhora da distribuição de renda, até os programas de financiamento estudantil e ações afirmativas, que são focalizados para aqueles indivíduos mais vulneráveis economicamente (CARVALHO, 2008; ANDRADE, 2012; DAFLON, FERES JÚNIOR E MORATELLI, 2014).

No que se refere ao sexo do jovem, percebe-se que os homens têm uma maior inserção no mercado de trabalho, visto que em todos os períodos a proporção de homens que somente trabalham é maior do que a proporção de mulheres. Por outro lado, as mulheres tem uma maior inserção no ensino superior, tanto de forma exclusiva, quanto dividindo o seu tempo trabalhando. Mesmo que a proporção de desocupados seja maior entre as mulheres, tal proporção vem caindo ao longo do tempo, demonstrando que a mulher vem ganhando independência tanto para o mercado de trabalho quanto para ingressar em uma faculdade, mesmo que existam diferenças, principalmente salariais e que tais diferenças sejam explicadas por fatores discriminatórios presentes no mercado de trabalho, uma vez que as mulheres apresentam um maior estoque de capital humano (MATOS & MACHADO, 2006; ANDRADE, 2012).

Tabela 4: Proporção das características individuais dos jovens por categoria.

Características dos Indivíduos								
Ano	Categoria	Proporção do total da amostra	Não Brancos	Brancos	Região metrop.	Outra área censi.	Feminino	Masculino
2002	Total	14335	36.30%	63.70%	47.16%	52.84%	53.21%	46.79%
	Desocupados	12.81%	47.57%	52.42%	53.45%	46.54%	62.32%	37.68%
	Trabalhando	53.07%	41.55%	58.44%	43.74%	56.25%	48.16%	51.84%
	Estudando	15.47%	22.77%	77.22%	49.21%	50.79%	58.77%	41.23%
	Trabalhando/Estudando	18.65%	24.75%	75.16%	50.82%	49.18%	56.70%	43.30%
2005	Total	18844	42.76%	57.24%	44.25%	55.75%	51.87%	48.13%
	Desocupados	13.57%	54.75%	45.25%	50.52%	49.48%	62.10%	37.90%
	Trabalhando	55.55%	46.50%	53.50%	41.09%	58.91%	46.88%	53.12%
	Estudando	13.73%	31.97%	68.03%	44.68%	55.32%	57.71%	42.29%
	Trabalhando/Estudando	17.15%	29.76%	70.24%	49.16%	50.84%	55.25%	44.75%

		o						
	Total	20186	47.50%	52.50%	41.60%	58.40%	51.74%	48.26%
2008	Desocupados	12.97%	59.41%	40.58%	48.49%	51.51%	61.36%	38.64%
	Trabalhando	56.01%	51.54%	48.46%	38.81%	61.19%	46.78%	53.22%
	Estudando	13.29%	36.52%	63.74%	44.72%	55.78%	59.41%	40.58%
	Trabalhando/Estudando	17.72%	34.24%	65.76%	43.02%	56.98%	54.62%	45.38%
	Total	17420	50.42%	49.58%	40.00%	60.00%	51.88%	48.12%
2012	Desocupados	10.42%	63.76%	36.24%	43.90%	56.10%	63.60%	36.40%
	Trabalhando	57.04%	53.57%	46.43%	38.70%	61.30%	46.51%	53.49%
	Estudando	14.14%	41.00%	59.00%	40.64%	59.34%	59.07%	40.93%
	Trabalhando/Estudando	18.40%	40.34%	59.56%	41.40%	58.60%	56.35%	43.65%
	Total	18435	55.19%	44.81%	49.89%	60.11%	51.10%	48.90%
2015	Desocupados	15.45%	64.68%	35.32%	43.15%	56.85%	58.70%	41.30%
	Trabalhando	49.15%	58.13%	41.87%	38.86%	61.14%	44.67%	55.33%
	Estudando	18.79%	48.12%	51.88%	39.20%	60.80%	59.44%	40.56%
	Trabalhando/Estudando	16.61%	45.69%	54.31%	40.69%	59.31%	53.62%	46.38%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 1999 a 2015.

Para finalizar a análise descritiva dos dados, os Gráficos 1 e 2 apresentam a taxa de desemprego médio para homens e mulheres por região brasileira.



Gráfico 1: Taxa de desemprego média entre os homens para as diferentes regiões brasileiras.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

Ao se analisar o Gráfico 1, a partir de 2003 a trajetória da taxa de desemprego para os homens foi decrescente, refletindo o período de bonança econômica. Porém, percebe-se uma reversão desta tendência em 2015, quando a recessão econômica aprofundou-se no Brasil, trazendo as taxas de desemprego de volta aos patamares de 2002-2003. Por exemplo, a região sudeste, que registrou em 2003 uma taxa de desemprego de 17.64%, terminou o ano de 2015 com uma taxa de 17.23%. Já a região Nordeste registrou a maior retração em termos de emprego, visto que em 2002, sua taxa de desemprego estava em torno de 18% e, ao terminar o exercício de 2015, sua taxa de desemprego se encontrava em 19.68%.

O Gráfico 2 por sua vez, mostra a evolução da taxa de desemprego feminina. Para todas as regiões, a taxa de desemprego entre as mulheres é superior à dos homens, refletindo uma maior exclusão das mulheres no mercado de trabalho. Da mesma forma que a taxa de desemprego masculina, a feminina vivenciou uma queda substancial a partir de 2003, que foi interrompida em 2015 devido à crise econômica. Vale ressaltar que as taxas de desemprego entre as mulheres nas diferentes regiões não foram tão sensíveis à crise como no caso da taxa de desemprego entre os homens, já que elas não tornaram para os patamares de 2002 como no caso masculino. Tal fato pode ser explicado pela maior inserção feminina no mercado de trabalho nos dias de hoje, se comparada com o ano de 2002. (MATOS & MACHADO, 2006).

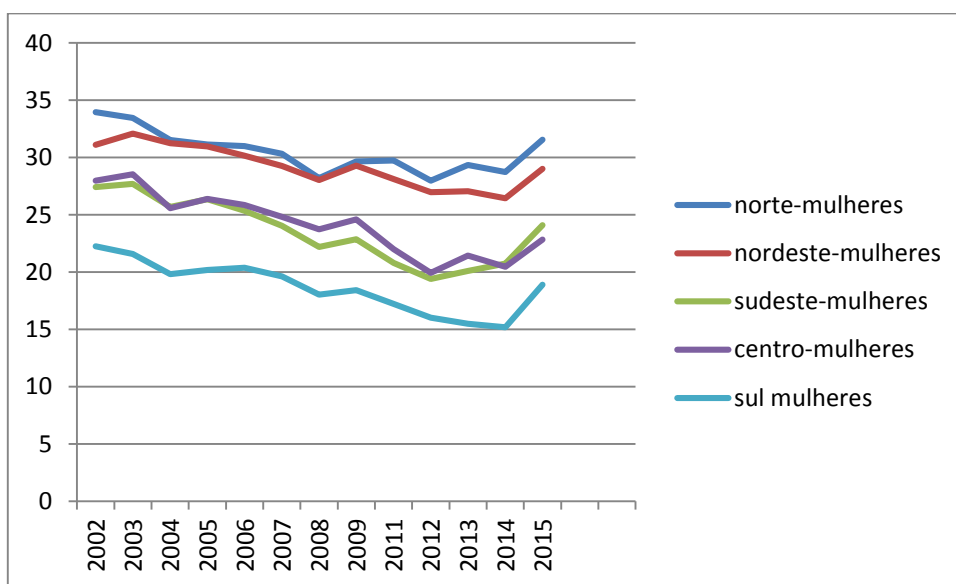


Gráfico 2: Taxa de desemprego média entre as mulheres para as diferentes regiões brasileiras.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

5.2. Probabilidade de ingresso no ensino superior no Brasil.

Antes de estimar o modelo propriamente dito, é necessário verificar se ele está devidamente especificado. Um dos testes mais recorrentes neste caso é o teste de razão de verossimilhança (LR Test), que se assemelha ao teste F da regressão linear. O teste usa uma estatística qui-quadrado para analisar a significância conjunta do modelo (BELFIORI & FÁVERO, 2015). A hipótese nula a ser testada é a de que todos os parâmetros são iguais à zero, em detrimento à hipótese alternativa de que há pelo menos um parâmetro diferente de zero. Os resultados para todos os anos estão expostos na Tabela 5 a seguir.

Tabela 5: Teste da razão de verossimilhança.

Modelo/Ano	Teste para Significância Global do Modelo	
	LR Test	
	Valor Calculado	Prob>Chi ²
2002	2048267.28	0,0000
2005	2585664.61	0,0000
2008	2638972.43	0,0000
2012	2363152.56	0,0000
2015	2638251.41	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

Para todos os anos rejeitou-se a hipótese nula de que todos os parâmetros são iguais a zero, portanto, existe pelo menos uma variável explicativa em que o parâmetro é significativo. Assintoticamente, o LR Test é equivalente ao teste de Wald, que é comumente utilizado para testar a significância global em modelos não lineares (CAMERON E TRIVEDI, 2010).

Para se medir o poder explicativo do modelo, utiliza-se a estatística R^2 de McFadden. Verificou-se, através da Tabela 6, que o modelo estimado para 2002 teve um maior poder de previsão, já que 13.60% do processo de tomada de decisão individual é explicada pelas variáveis independentes. O modelo apresenta um poder de explicação relativamente baixo. Tal fato demonstra que a decisão de se demandar educação pode estar fortemente relacionada à fatores não observáveis, referentes às

habilidades inatas do indivíduo e das variáveis não cognitivas, assim como em Jacob, (2002).

Tabela 6: R² de McFadden para os Anos de 2002-2015.

ano	R ² de McFadden
2002	0.136
2005	0.132
2008	0.120
2012	0.102
2015	0.103

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

Para garantir os princípios da variância mínima e da normalidade da distribuição dos resíduos, o modelo foi estimado com e sem os erros robustos, porém não foram verificadas diferenças estatisticamente significantes tanto nos parâmetros quanto nas estatísticas do teste Z e dos intervalos de confiança.

Na sequencia foram analisados os resultados probabilísticos de ocorrência de cada evento, bem como seus efeitos marginais. Para a realização de tal análise, serão propostos alguns cenários para a análise da evolução das probabilidades ao longo do tempo.

As Tabelas 7 e 8 apresentam, respectivamente, os efeitos marginais para os indivíduos que estudam e que trabalham. Aqueles indivíduos que estão desocupados não foram inseridos na análise, já que esta categoria é utilizada como base para a estimação das demais. Todos os parâmetros foram estatisticamente significativos e quase todos apresentaram sinais de acordo com o esperado.

Tabela 7: Impacto marginal no ponto médio das variáveis independentes sobre a probabilidade de apenas estudar no ensino superior.

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2012	2015
Probabilidade	11.78%	10.12%	9.62%	11.14%	16.43%
Cor	0.05499*	0.02879*	0.03167*	0.04388*	0.04899*
	(0.00029)	(0.00023)	(0.0002)	(0.00022)	(0.00026)

Sexo	0.00701*	-0.01634*	0.00239*	0.02013*	-0.01528*
	(0.00072)	(0.00061)	(0.00047)	(0.00043)	(0.00049)
Idade	-0.02535*	-0.02407*	-0.02384*	-0.02202*	-0.03035*
	(0.00007)	(0.00005)	(0.00005)	(0.00005)	(0.00006)
Renda per capita	0.00010*	0.00008*	0.00007*	0.00004*	0.00005*
	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)
Mãe residente	0.06587*	0.07150*	0.06808*	0.08899*	0.09394*
	(0.00029)	(0.00022)	(0.0002)	(0.00021)	(0.00026)
Desemprego	0.00472*	0.00249*	0.00537*	0.00857*	0.00738*
	(0.00006)	(0.00005)	(0.00004)	(0.00005)	(0.00006)
Número de membros da família	0.00323*	0.00229*	-0.00065*	-0.00327*	0.00153*
	(0.00011)	(0.00009)	(0.00008)	(0.00009)	(0.00011)
Sexo do Chefe de Família	0.00248*	0.00557*	0.01344*	0.01917*	0.01094*
	(0.00032)	(0.00024)	(0.0002)	(0.00021)	(0.00025)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0.01682*	-0.00718*	-0.00022	-0.00882*	-0.00476*
	(0.00043)	(0.00031)	(0.00029)	(0.00031)	(0.00037)
Chefe de Família com 8 a 11 anos de estudo	0.07981*	0.05900*	0.04355*	0.03786*	0.05360*
	(0.0004)	(0.0003)	(0.00026)	(0.00028)	(0.00033)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0.25317*	0.22877*	0.18854*	0.17751*	0.23643*
	(0.0007)	(0.0006)	(0.00055)	(0.00054)	(0.00057)
Centro-Oeste	0.00981*	-0.01872*	-0.01645*	0.03251*	0.02403*
	(0.00088)	(0.00048)	(0.00044)	(0.0007)	(0.00074)
Nordeste	0.00626*	-0.01316*	-0.01043*	0.00752*	-0.00700*
	(0.00072)	(0.00044)	(0.00038)	(0.00045)	(0.00047)
Sudeste	-0.03489*	-0.06002*	-0.03929*	-0.00649*	-0.05055*
	(0.00074)	(0.0005)	(0.00045)	(0.00053)	(0.00054)
Sul	0.00498*	-0.03450*	-0.01837*	0.00794*	-0.04020*
	(0.00097)	(0.00055)	(0.0005)	(0.00067)	(0.00065)
Região metropolitana	-0.02140*	-0.02281*	-0.00799*	-0.01364*	-0.02089*
	(0.00027)	(0.00022)	(0.0002)	(0.00022)	(0.00026)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015.

Se o indivíduo fosse da cor branca, sua probabilidade de ingressar no ensino superior aumentaria em 5.5 pontos percentuais. Já em 2015, tal probabilidade teria um acréscimo de 4.9 pontos percentuais. Pode se perceber, portanto um forte componente racial na demanda por educação, em que os não brancos, em especial os negros e pardos, por advirem de situações socioeconômicas adversas, possuem um custo de

oportunidade de estudar muito maior que os brancos (COLLINS & MARGO, 2006; ARIAS ET AL, 2002).

Os resultados em relação ao sexo variam nos diferentes períodos. Para 2002, 2008 e 2012, existiu um efeito positivo de ser homem na probabilidade de apenas cursar o ensino superior, enquanto para 2005 e 2015 tal padrão se inverte. Se este indivíduo fosse do sexo masculino, em 2002 sua probabilidade de estudar teria um aumento de 0.7 pontos percentuais (p.p.), enquanto que em 2015 haveria um decréscimo de 1.5 p.p. nesta mesma probabilidade. De qualquer forma, quando se verifica o efeito do sexo sobre a probabilidade de se estudar e trabalhar (vide anexos), percebe-se que ser do sexo masculino afeta negativamente na probabilidade de se estudar e trabalhar. Tal resultado reflete a maior presença feminina no ambiente universitário, porém, tal diferença não se reflete em ganhos salariais, uma vez que existe um *gap* de rendimentos entre homens e mulheres e que é fortemente explicado por um componente discriminatório do mercado de trabalho (MATOS & MACHADO, 2006).

Quanto mais velho o indivíduo, menor sua probabilidade de estar cursando o ensino superior. Em 2002, para cada ano a mais de vida, a probabilidade de se estudar seria reduzida em 2.5 pontos percentuais. Em 2015, tal impacto é um pouco maior, apresentando uma redução de 3.0 p.p. na probabilidade do indivíduo demandar educação superior.

No que se refere à renda familiar per capita, para cada R\$1.000,00 de acréscimo na renda proporcionaria um aumento de 1.0 p.p. na probabilidade do indivíduo estar estudando. Já em 2015, percebe-se uma ligeira mudança, já que para cada R\$1.000,00 a mais implicaria em um aumento de 0.5 pontos percentuais na probabilidade de se cursar um curso superior, podendo indicar, portanto, uma redução da dependência da renda para financiar a própria educação, provavelmente devido à expansão das formas de subsídio ao ensino. De forma geral, o resultado demonstra que quanto maior a capacidade de financiamento do ensino superior por parte família do jovem, maior a probabilidade do mesmo ingressar em uma instituição de ensino (CHECCHI, 2006; RUMBERGER, 2010).

A presença da mãe no domicílio apresenta fortes indicativos de que é fundamental na decisão por demandar mais educação já que em 2002 o impacto da presença da mãe aumenta a probabilidade do indivíduo estar estudando em 6.5 pontos percentuais. Em 2015, tal impacto é ainda maior, chegando à magnitude de 9.3 pontos percentuais. O papel que a mãe desempenha no estoque de capital humano de seus

filhos pode se dar de algumas maneiras. O primeiro deles é via participação na renda familiar, já que observa-se uma maior inserção das mulheres no mercado de trabalho, mesmo ainda havendo a presença de diferenciais de renda entre homens e mulheres (MATOS & MACHADO, 2006). O segundo vetor de impacto da presença da mãe na demanda por educação dos filhos é via nível de instrução materno, já que mães mais instruídas tendem a ter filhos mais saudáveis e a se preocuparem mais com os investimentos em educação dos filhos (CURRIE & MORETTI, 2003).

A demanda por educação se relaciona positivamente ao desemprego em todos os anos, demonstrando, portanto, que demandar mais investimento em capital humano apresenta um comportamento anticíclico, já que um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego promove um aumento na probabilidade de se estudar de 0.4 p.p. em 2002, chegando a 0.7 pontos percentuais em 2015. Ou seja, aqueles indivíduos que são expostos à taxas de desemprego mais altas, tendem a ingressar no ensino superior como resposta à baixa oferta de trabalhos que pagam bons salários e que não necessitam de muita especialização e como forma de aumentar seus rendimentos futuros e se blindarem contra possíveis flutuações econômicas no longo prazo (GHEZ & BECKER, 1975).

A quantidade de familiares residentes no domicílio se mostrou positivo em relação à demanda por educação em alguns anos, já em outros o impacto demonstrou ser negativo, mesmo os efeitos sendo bem marginais. Em 2002, para cada indivíduo a mais na família, havia um acréscimo de 0.3 pontos percentuais na probabilidade do indivíduo estar estudando, enquanto que em 2012, por exemplo, houve um decréscimo de mesma magnitude na probabilidade de se cursar um curso superior. Tal resultado pode ser justificado por Checchi (2006) em que a autora afirma que podem existir efeitos tanto positivos quanto negativos do tamanho do domicílio na propensão a se cursar o ensino superior. Por um lado, menos indivíduos significaria maior renda per capita, portanto uma melhor condição de financiamento. Por outro lado, indivíduos mais velhos na família podem se sacrificar e incentivar os mais novos a cursarem o ensino superior.

Caso o chefe de família seja do sexo masculino, a probabilidade do indivíduo estar estudando é aumentada em 0.2 pontos percentuais em 2002, aumentando para 1.0 em 2015. É possível que exista um componente de renda implícito neste resultado. Já que homens auferem rendas maiores que as mulheres, é de se imaginar que famílias chefiadas por homens tendam a possuir uma renda familiar mais elevada. Ao se levar

em consideração o nível educacional do chefe de família, quanto maior sua instrução, maior a probabilidade do indivíduo cursar o ensino superior. Em 2005, por exemplo, caso o chefe tivesse 4 a 7 anos de estudo, a probabilidade de seu dependente optar por estudar seria reduzida em 0.7 pontos percentuais, passando para uma redução de 0.4 pontos percentuais em 2015. Agora, se o chefe da família tiver 8 a 11 anos de estudo, o impacto sobre a demanda por educação é positivo, aumentando em 7.9 pontos percentuais a probabilidade de se estudar em 2002 e 5.3 em 2015.

O fator que se mostrou mais relevante em termos de impacto na probabilidade do indivíduo optar por estudar mais é se o chefe da família apresenta mais de 11 anos de estudo. Em 2002, a probabilidade do dependente estar cursando o ensino superior aumentaria em 25.3 pontos percentuais, enquanto que em 2015 o impacto foi de 23.6 pontos percentuais. Ou seja, existe um componente intergeracional na demanda por educação, em que o nível educacional dos pais apresenta efeitos positivos fortíssimos no estoque de capital humano dos filhos (FERREIRA & VELOSO, 2003; LAM & SCHOENI, 1993).

Em suma, verifica-se através dos resultados, que o *background* familiar tem papel principal da demanda por educação. Portanto, famílias que possuem um estoque de capital humano previamente acumulado, tem uma estrutura familiar estável e condições socioeconômicas favoráveis, tem uma maior probabilidade em investir na educação de seus próprios filhos (REGAN, BURGHARDT & OAXACA, 2007; BJÖRKLUND & SALVANES, 2010).

Tabela 8: Impacto marginal no ponto médio das variáveis independentes sobre a probabilidade de apenas trabalhar.

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2012	2015
Probabilidade	59.41%	61.99%	62.02%	63.10%	54.64%
Cor	-0.09254* (0.00048)	-0.06001* (0.00039)	-0.07701* (0.00036)	-0.06998* (0.00036)	-0.06893* (0.00036)
Sexo	0.03695* (0.00121)	0.07458* (0.00109)	0.04360* (0.00087)	0.05689* (0.00071)	0.06848* (0.0007)
Idade	0.03201* (0.00012)	0.02906* (0.00009)	0.02929* (0.00009)	0.03259* (0.00009)	0.03863* (0.00009)
Renda per capita	-0.00006* (0.00000)	-0.00004* (0.00000)	-0.00004* (0.00000)	-7.12e-06* (0.00000)	0.00004* (0.00000)

Mãe residente	-0.18909*	-0.17240*	-0.18740*	-0.18266*	-0.19041*
	(0.00051)	(0.00042)	(0.00038)	(0.00037)	(0.00038)
Desemprego	-0.00781*	-0.00534*	-0.00874*	-0.00940*	-0.00890*
	(0.0001)	(0.00009)	(0.00008)	(0.00008)	(0.00008)
Número de membros da família	0.00255*	0.00320*	0.00676*	0.01004*	0.00393*
	(0.00018)	(0.00015)	(0.00014)	(0.00015)	(0.00015)
Sexo do Chefe de Família	-0.02172*	-0.00687*	-0.03057 *	-0.02024*	0.00157*
	(0.00053)	(0.00042)	(0.00036)	(0.00036)	(0.00035)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	-0.02377*	-0.00577*	-0.01078*	0.00232*	0.00504*
	(0.00058)	(0.00048)	(0.00046)	(0.00048)	(0.00048)
Chefe de Família com 8 a 11 anos de estudo	-0.12611*	-0.09505*	-0.08826*	-0.06431*	-0.06442*
	(0.00054)	(0.00045)	(0.00042)	(0.00043)	(0.00043)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	-0.38569*	-0.35479*	-0.32381*	-0.26290*	-0.27971*
	(0.00064)	(0.00059)	(0.00057)	(0.00059)	(0.00052)
Centro-Oeste	-0.04378*	0.01116*	0.01572*	-0.05565*	-0.03339*
	(0.00146)	(0.00106)	(0.00094)	(0.00105)	(0.00099)
Nordeste	-0.00453*	.0365316*	0.03147*	-0.00221*	0.01304*
	(0.00118)	(0.00087)	(0.00074)	(0.00076)	(0.00071)
Sudeste	0.05478*	0.08359*	0.06599*	0.02325*	0.03345*
	(0.0012)	(0.00088)	(0.00082)	(0.00089)	(0.00077)
Sul	-0.00171	0.03292*	0.04076*	-0.03252*	-0.00001
	(0.00156)	(0.00121)	(0.001)	(0.00111)	(0.00105)
Região metropolitana	-0.01834*	-0.02745*	-0.02443*	-0.00406*	0.00715*
	(.00046)	0.0004	(0.00037)	(.00037)	(0.00037)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

A Tabela 8 explora os efeitos marginais de cada variável explicativa no ponto médio na probabilidade do indivíduo estar apenas trabalhando. O primeiro ponto refere-se à variável cor. Percebe-se que para um indivíduo branco, sua probabilidade de estar trabalhando é reduzida em 9.2% em 2002 e 6.9% em 2015. Tal resultado poderia ser explicado pelo simples fato do custo de oportunidade de se demandar mais educação é menor para os brancos que para os não brancos devido as condições socioeconômicas desfavoráveis (COLLINS E MARGO, 2006). Portanto, quando os brancos são expostos ao *trade-off* de se trabalhar ou estudar, existe uma maior probabilidade que os optem por estudar, fazendo com que o efeito da cor seja negativo em relação à probabilidade de se trabalhar.

Os efeitos marginais da variável sexo se mostram positivos em relação à probabilidade de se estar trabalhando para todos os períodos. Tal fato reforça os resultados encontrados por Matos e Machado (2006), de que ainda existe um tratamento diferencial entre homens e mulheres no mercado de trabalho, e isso é explicitado pelo menor percentual de mulheres que trabalham, além dos rendimentos menores que elas auferem.

Outro grupo de variáveis que merece destaque são aquelas referentes à instrução do chefe de família. Percebe-se que quanto maior o nível de instrução, maior o efeito negativo sobre a probabilidade do indivíduo estar trabalhando, isto por que, quanto maior o estoque de capital humano realizado pela família, maior será a influência sobre a decisão dos próprios filhos de se demandar mais educação FERREIRA & VELOSO, 2003; LAM & SCHOENI, 1993). Daí o fato do efeito de um maior nível de instrução por parte dos pais ser negativo sobre a probabilidade do jovem ingressar no mercado de trabalho.

5.3. Estimação dos cenários para o *Family Background* e para os choques econômicos.

A construção dos cenários teve como intuito a comparação entre diferentes indivíduos que apresentam diferenças entre algumas variáveis referentes ao background familiar e às características individuais, além das variações na variável desemprego. Além disso, estes foram construídos com a intenção de verificar uma possível eficácia das políticas públicas de acesso ao ensino superior. As variáveis individuais e da situação socioeconômica familiar escolhidas foram: sexo, cor, renda familiar e escolaridade dos pais. Ainda foram criados quatro cenários referentes às diferentes situações macroeconômicas para verificar se existem diferenças substanciais nas elasticidades da demanda por educação em relação aos ciclos econômicos tanto para homens, quanto para mulheres.

As análises das evoluções das probabilidades para cada cenário foram divididas em dois momentos. O primeiro refere-se àqueles cenários que representam características diversas, tanto individuais, quanto do *background* familiar (cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6). Estes cenários representam as variáveis que mais impactam a demanda por educação superior (REGAN, BURGHARDT & OAXACA, 2007; BJÖRKLUND & SALVANES, 2010).

A segunda análise realizada teve por objetivo analisar quais os impactos na evolução das probabilidades de se trabalhar ou de se ingressar no ensino superior quando ocorrem choques, tanto positivos quanto negativos no mercado de trabalho (cenários 7, 8, 9 e 10). Esperou-se com ela, identificar possíveis diferenças nas sensibilidades das demandas por educação e trabalho entre homens e mulheres.

5.3.1. Cenários do *Family Background*.

O gráfico 3 apresenta a evolução das probabilidades de se estudar para os cenários que se referem às variáveis individuais e do *family background*.

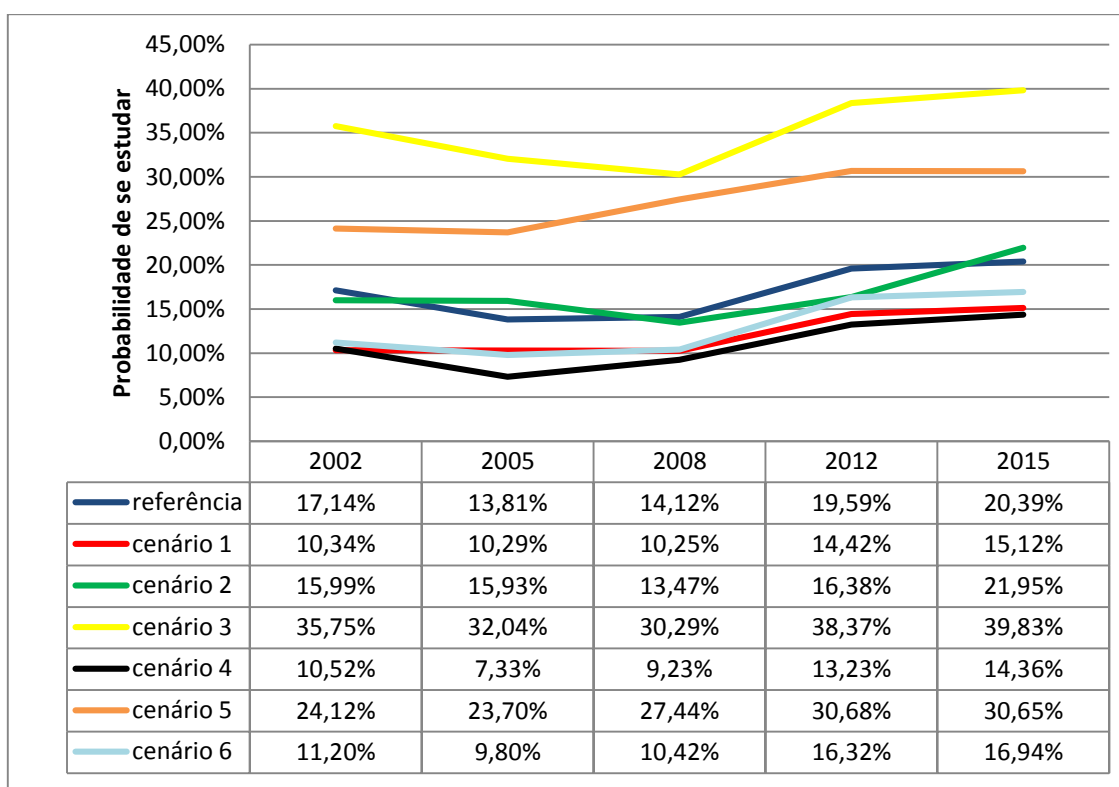


Gráfico 3: Evolução das probabilidades de se estudar para o cenário de referência e para os cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6 referentes à mudanças individuais e no *family background*.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

Comparando-se o cenário de referência com o cenário 1, ou seja, variando a cor do indivíduo de branco para não branco, percebe-se que as probabilidades de um jovem não branco estar cursando o ensino superior são bem menores que para o jovem branco. Enquanto que no cenário de referência o indivíduo apresentava uma probabilidade de 17.14% em 2002, o indivíduo do cenário 1 obteve uma probabilidade bem menor, de 10.34%. Até 2008 o padrão para o indivíduo não branco se manteve constante, até 2012,

em que sua probabilidade de estar estudando passou para 14.42%, atingindo 15.12% em 2015. Para o cenário de referência, a probabilidade de estar matriculado no ensino superior foi de 20.39%. Tal diferença justifica-se primordialmente devido às diferenças socioeconômicas entre brancos e não brancos, uma vez que, advindos de famílias menos abastadas, os jovens não brancos possuem um custo de oportunidade de estudar muito maior que aqueles brancos, possuindo, portanto, uma menor probabilidade de cursar o ensino superior (ARIAS, ET AL, 2002; MATOS & MACHADO, 2006).

Mesmo existindo uma diferença enorme entre brancos e não brancos é inegável a evolução da probabilidade dos não brancos cursarem o ensino superior. Tal fato pode ser justificado pela expansão do ensino superior e das condições de acesso ao mesmo, como uma maior facilidade de financiamento e auxílios para permanência na universidade, além das políticas de ação afirmativa (CARVALHO, 2008; DAFLON, FERES JÚNIOR E MORATELLI, 2014). Percebe-se ainda que a expansão do ensino superior, principalmente o privado, no fim dos anos 90 e início dos anos 2000, não teve efeito sob a demanda por educação dos não brancos, uma vez que esta só começou a apresentar evoluções a partir de 2008. Este fato deve-se provavelmente à incapacidade das famílias não brancas, principalmente as pardas e negras, de financiarem o ensino superior privado de seus filhos, uma vez que estas famílias figuram nas que possuem menor renda familiar. Tal padrão só se reverteu quando o acesso e permanência no ensino superior passou a ser facilitado via políticas públicas de expansão e financiamento, além de políticas afirmativas como as cotas raciais e de renda (ANDRADE, 2012).

Ao se analisar o cenário 2, referente aos indivíduos do sexo feminino, percebe-se um aumento da probabilidade de estar estudando. Em 2002, tal probabilidade se equivalia a 15.99%, passando para 21.95% em 2015. Tal resultado é reflexo da progressiva ocupação feminina dos espaços, tanto no mercado de trabalho, quanto na universidade, já que as mesmas ocupam a maioria dos lugares naqueles cursos de maior oferta de vagas (humanas, saúde e educação) (QUEIROZ, 2001). Percebe-se que a probabilidade de uma mulher estar somente estudando é maior que a dos homens e alguns períodos, e quando se trata da categoria trabalho e estudo, que será analisada mais a frente, as mulheres possuem uma probabilidade expressivamente maior que a dos homens. Mudanças no mercado de trabalho, na fertilidade e na estrutura familiar são fatores que podem ter influenciado tal diferencial, porém, de acordo com Jacob (2002), fatores não cognitivos (*soft skills*), diferenças nas preferências e uma maior renda

esperada fazem com que a demanda por educação das mulheres seja mais elevada que a dos homens.

O cenário 3 simula um jovem que tem família chefiada por um indivíduo com mais de 11 anos de estudo, ou seja, aquele chefe que terminou o ensino médio e cursou, podendo ter terminado, cursos de graduação ou pós graduação. Percebe-se que ao se comparar com o cenário de referência, que possui como chefe de família um indivíduo com 8 a 11 anos de estudo, a probabilidade do indivíduo do cenário 3 estar cursando o ensino superior é muito maior, sendo de 35.75% em 2002 e chegando a 39.83% em 2015. Tal resultado corrobora com a hipótese do componente intergeracional da demanda por educação, em que pais mais instruídos tendem a fazer maiores investimentos no estoque de capital humano de seus filhos, aumentando assim a probabilidade dos mesmos cursarem o ensino superior (LAM & SCHOENI, 1993; FERREIRA & VELOSO, 2003; REGAN, OAXACA & BURGHARDT, 2007) .

Comparando-se os cenários 3 e 4 nota-se como a escolaridade do chefe de família apresenta um efeito significativo sobre a demanda por ensino superior. Percebe-se que ao se reduzir a escolaridade dos pais para 4 a 7 anos, a probabilidade do indivíduo ingressar no ensino superior era de 10.52%, passando para 14.33% em 2015. Tal cenário é o que apresenta menor probabilidade do indivíduo estar inserido no ensino superior, e quando comparado com o aumento do estoque de capital do chefe de família (cenário 3), percebe-se como anos a mais de estudo do chefe de família tem efeito exponencial sobre a demanda por educação.

O cenário 5 por sua vez, simula um indivíduo que pertence a classe A de faixa de renda familiar, possuindo 21 salários mínimos. Percebe-se que ao se comparar o cenário 5 com o de referência, a probabilidade do indivíduo de maior renda estar estudando é bem maior que o indivíduo representativo. Enquanto que em 2002, o indivíduo de referência possuía uma probabilidade de estar estudando de 17.14%, o indivíduo do cenário 5 tinha 24.12%. Em 2015, os valores foram de 20.39% e 30.65% respectivamente. Tal resultado é elementar, uma vez que quanto maior a renda familiar per capita, maior a capacidade de financiamento da educação por familiar, reduzindo assim os custos marginais de se demandar um ano a mais de estudos (CHECCHI, 2006; RUMBERGER, 2010). Além disso, indivíduos mais ricos possuem um custo de oportunidade de se estudar menor que os mais pobres, o que permite que os mesmos optem por demandar mais educação em detrimento do trabalho.

Por fim, ao se analisar o cenário referente aquele indivíduo que auferia renda familiar de 3 salários mínimos (cenário 6), identifica-se que sua probabilidade de estar cursando o ensino superior é bem mais reduzida que o indivíduo de referência, que pertence à classe C de renda familiar. Os motivos por tal ocorrência são os mesmos dos citados acima para o cenário 5. Além de reduzida capacidade de financiamento estudantil por parte da família, os custos de oportunidade de se demandar educação são mais altos para aqueles de baixa renda, relegando-os ao mercado de trabalho. Vale ressaltar porém, que houve um aumento considerável na probabilidade deste indivíduo estar estudando, e juntamente com o cenário 1 (dos não brancos), tal aumento nas probabilidades podem ser fruto das políticas recentes de acesso ao ensino superior via financiamento facilitado (FIES) e bolsas de estudo (Prouni), além das políticas de ação afirmativa, que aumentaram a inserção, tanto na esfera pública quanto na privada, de indivíduos que se encontravam em situação de vulnerabilidade socioeconômica (ANDRADE, 2012; DAFLON, FERES JÚNIOR E MORATELLI, 2014). As reduções do custo de entrada na universidade por parte do Estado reduzem portanto, os custos de oportunidade de se estudar, permitindo que pessoas com baixa capacidade de financiamento privado possam ingressar no ensino superior (CHECCHI, 2006).

O gráfico 4 mostra a evolução das probabilidades dos indivíduos do cenário de referência e dos cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6 para a categoria trabalha.

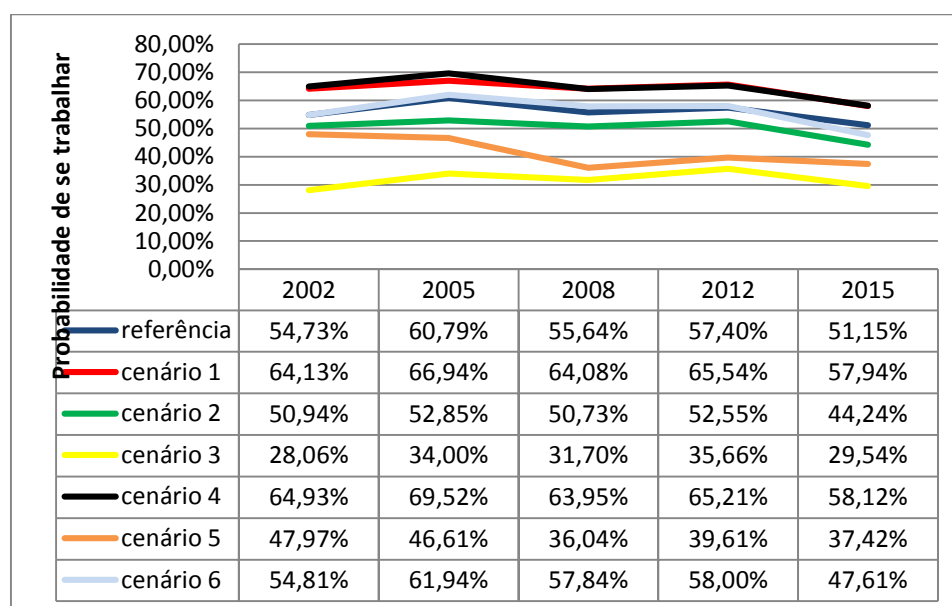


Gráfico 4: Evolução das probabilidades de se trabalhar para o cenário de referência e para os cenários 1, 2, 3, 4 e 5 referentes à mudanças individuais e no family background.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

Dentre todas as categorias, as que possuem a maior probabilidade de estar trabalhando são formadas pelos indivíduos referentes aos cenários 1 e 4, ou seja, aquele não branco e aquele que possui chefe de família com 4 a 7 anos de estudo. Em 2002, a probabilidade de um indivíduo não branco estar trabalhando era de 64.13%, enquanto que em 2015, tal probabilidade passou a ser 57.94%. Já o indivíduo do cenário 4 possuía uma probabilidade de estar trabalhando de 64.93% em 2002, passando para 58.12% em 2015. Tais variações podem ser explicadas por algumas hipóteses. A primeira delas é a expansão tanto das políticas de acesso e financiamento ao ensino superior quanto da oferta por mais cursos e universidades, (públicas e privadas), que facilitaram a entrada, principalmente de indivíduos em situação de vulnerabilidade, reduzindo, portanto, a necessidade do mesmo se inserir no mercado de trabalho e dando a oportunidade para o mesmo ingressar em uma faculdade (CARVALHO, 2008; SECCÁ & LEAL, 2009). O segundo fator que pode ter proporcionado uma redução na probabilidade do indivíduo não branco (assim como todos os demais cenários) é o aumento do desemprego, principalmente para o ano de 2015, que alcançou patamares a muito não vistos.

Ao comparar o cenário de referência com o cenário 2, mais uma vez percebe-se que a probabilidade de uma mulher se inserir no mercado de trabalho é menor que a de um homem. Tal diferença, tanto de inserção quanto de rendimento, apresentou nos últimos 50 anos, uma redução substancial, mas, mesmo apresentando níveis de escolaridade mais altos, ainda existem diferenças, principalmente de rendimento (MATOS & MACHADO, 2006). Percebe-se que ao longo do tempo, a inserção feminina em trabalhos de “colarinho branco” (administrativo, gestão) evoluiu consideravelmente, enquanto a entrada nos trabalhos caracterizados como “colarinho azul” (manufatura, trabalho manual) não cresceu na mesma proporção, fazendo com que homens com ensino médio tenham uma maior chance de encontrar um trabalho em manufaturas que pagam bons salários do que as mulheres (RESKIN & ROOS, 2009).

O cenário 3 apresenta as menores probabilidades de o indivíduo ingressar em atividade laboral. Isto por que quanto maior a escolaridade dos pais, mais forte é o componente intergeracional da demanda por educação, portanto, pais mais estudados prezam que seus filhos também o seja, induzindo os mesmos a optarem por estudar ao invés de trabalhar, quando expostos ao trade off trabalho-estudo (LAM & SCHOENI, 1993; FERREIRA & VELOSO, 2003; REGAN, OAXACA & BURGHARDT, 2007).

O cenário 5, por sua vez, apresentou uma redução na probabilidade de se trabalhar, quando comparado com o cenário de referência. Já que indivíduos com renda familiar per capita mais alta, possuem maiores condições de financiarem maiores investimentos em capital humano, seus custos de oportunidade de se demandar educação são reduzidos, portanto, a escolha que trará maior maximização de sua utilidade será a de ingressar no ensino superior como forma de aumentar seus rendimentos futuros (RUMBERGER, 2010).

Por fim, percebe-se que o cenário 6 teve a maior redução na probabilidade de se trabalhar entre os períodos de 2012 e 2015. Isto se deve provavelmente ao fato de que, na crise, os primeiros à serem afetados são aqueles trabalhadores menos especializados e com menor experiência (OLIVEIRA, SCORZAFAVE & PAZELLO, 2009).

O Gráfico 5 apresenta a evolução das probabilidades de se trabalhar e estudar para os indivíduos do cenário de referência e dos cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6. Como dito anteriormente, a probabilidade de se estar trabalhando e estudando é maior para as mulheres (cenário 2) que para o indivíduo de referência. Tal diferença provavelmente acontece devido à características intrínsecas aos indivíduos, uma vez que foram controladas as variáveis socioeconômicas para ambos os grupos, sugerindo que variáveis não observáveis como habilidades não cognitivas possam gerar tal *gap* na demanda por educação de homens e mulheres (JACOB, 2002).

Como era de se esperar, os grupos referentes àqueles indivíduos em situação de vulnerabilidade (cenários 1, 4 e 6) apresentaram as menores probabilidades de estarem trabalhando e estudando. Uma vez que seus custos de oportunidade são muito elevados, dividir seu tempo escasso para o trabalho e para o estudo reduziriam as oportunidades de rendimento de curto prazo, fazendo com que os indivíduos optem somente pelo trabalho. Em contrapartida, quando se trata daqueles indivíduos que possuem melhores condições socioeconômicas (cenários 3 e 5), a probabilidade do indivíduo estar trabalhando e estudando aumenta consideravelmente. Uma vez que tais jovens possuem menores custos de oportunidade, eles podem optar por trabalhar enquanto cursam o ensino superior. Já que possuem famílias com condições de financiarem seus estudos, tal demanda por trabalho pode ser justificada pelas novas necessidades que o mercado de trabalho impõe ou até mesmo pela vontade de adquirir habilidades que só se encontram na prática do ambiente de trabalho e não em uma universidade (STEPHENSON, 1982; DAVIES, 1999).

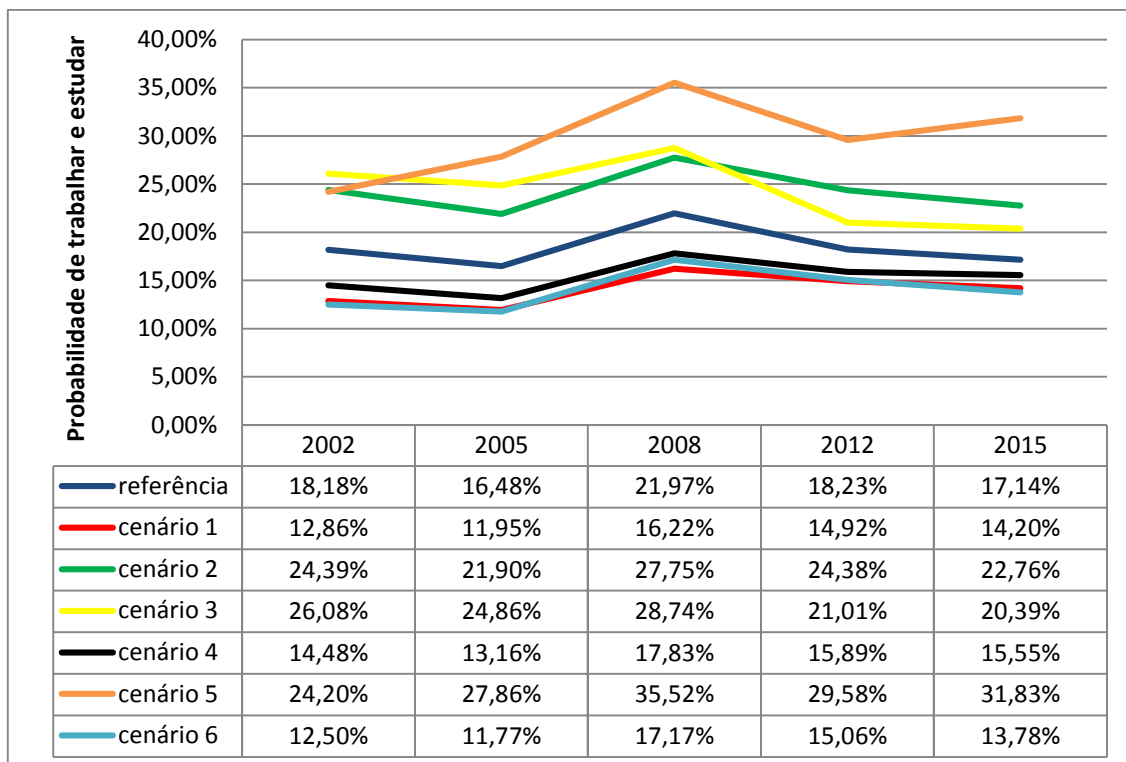


Gráfico 5: Evolução das probabilidades de se trabalhar e estudar para o cenário de referência e para os cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6 referentes à mudanças individuais e no family background.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

5.3.2. Cenários referentes aos choques econômicos.

Após a análise dos impactos das mudanças nas variáveis individuais e do background familiar (cenários 1, 2, 3, 4, 5 e 6) sobre as probabilidades de se estudar, trabalhar ou trabalhar e estudar realizou-se a análise do impacto de um aumento e de uma diminuição na taxa de desemprego sobre a probabilidade do indivíduo de referência e de um indivíduo do sexo feminino demandar educação ou trabalho.

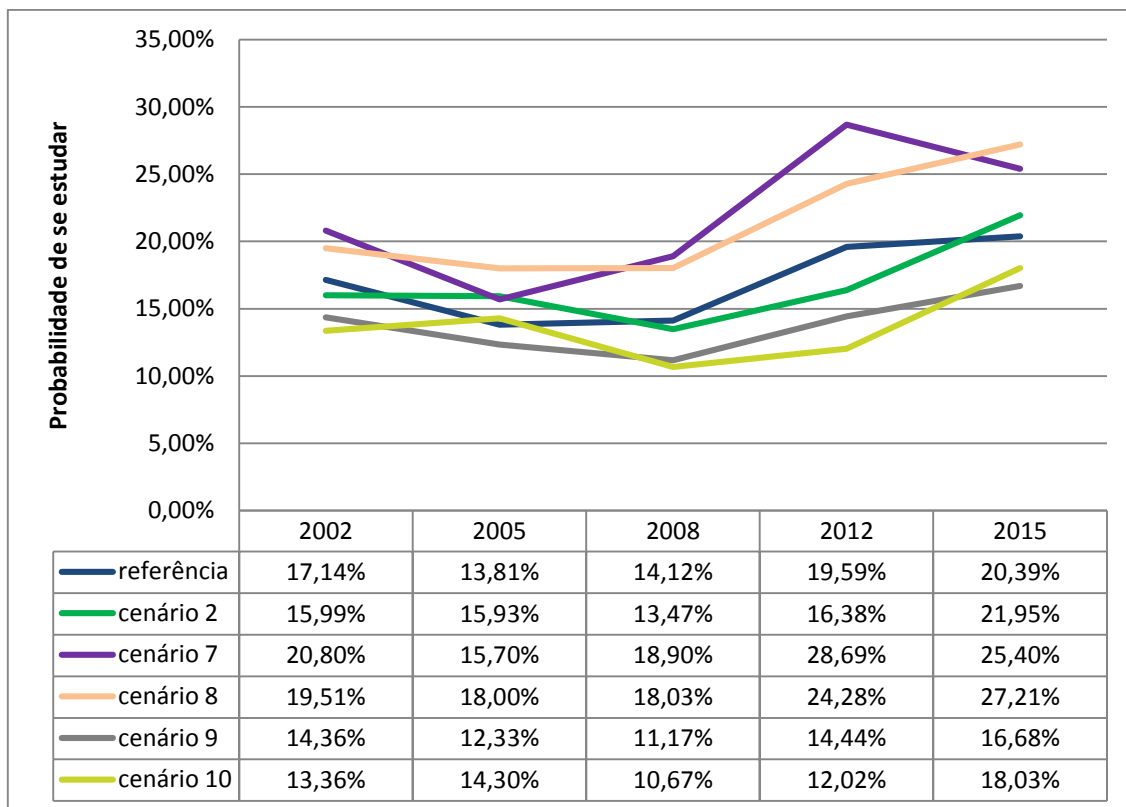


Gráfico 6: Evolução das probabilidades de se estudar para o indivíduo de referência e para os cenários 2, 7, 8, 9 e 10.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

Com o intuito de identificar algum padrão diferente entre homens e mulheres em relação à possíveis mudança nas taxas de desemprego sobre a demanda por educação, é apresentado o Gráfico 6. Ao se comparar o indivíduo de referência com o cenário 7, que é o mesmo indivíduo só que com taxas de desemprego 5 p.p. acima da média observada para cada período, observa-se um aumento substancial na demanda por educação, fato este já esperado, já que a demanda por mais anos de estudo age de forma anticíclica, uma vez que a oferta de bons empregos que pagam bons salários sem a necessidade de maiores níveis de instrução se reduzem. Portanto, como forma de aumentar as chances de conseguir um bom emprego no futuro e de se proteger contra momentos de crise, os indivíduos tendem a aumentar sua demanda por educação (GHEZ & BECKER, 1975). O mesmo ocorre quando se compara o cenário 2, referente ao indivíduo representativo do sexo feminino, e o cenário 8, que é o mesmo indivíduo porém com uma taxa de desemprego 5 pontos percentuais acima da média observada. Além disso, não foram identificadas diferenças significativas nas sensibilidades de homens e mulheres em relação a um aumento na taxa de desemprego. Percebe-se que para os anos de 2002, 2008 e 2012, o aumento na probabilidade de se estudar é maior entre os homens

Enquanto isso, em 2005 e 2015, as mulheres foram mais sensíveis a uma variação positiva do desemprego.

O mesmo ocorre quando há uma redução na taxa de desemprego de 5 p.p. em relação à media observada (cenários 9 e 10) . Percebe-se que em 2002, 2008 e 2012, quando a taxa de desemprego se reduz, mais homens se sentiram compelidos a saírem do ensino superior para procurarem melhores oportunidades no mercado de trabalho do que as mulheres, enquanto que em 2005 e 2015, ocorreu exatamente o contrário, já que as mulheres apresentaram uma maior sensibilidade que os homens.

De maneira geral, não se pode afirmar, para o período em análise, que a demanda por educação masculina é mais sensível à variações na taxa de desemprego, tanto para baixo quanto para cima, contrariando o resultado obtido por Ewing, Beckert e Ewing (2010) para a economia britânica. Os Gráficos 6 e 7 demonstram que não existem diferenças relevantes na sensibilidade aos choques macroeconômicos entre os gêneros.

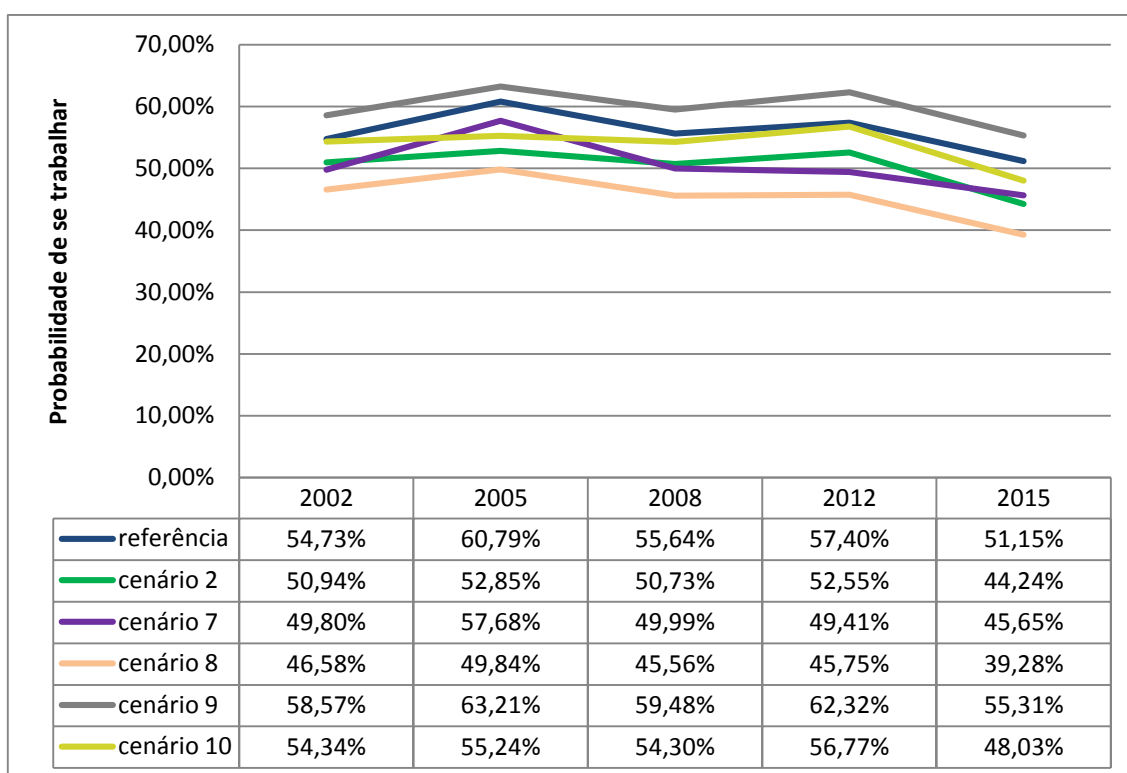


Gráfico 7: Evolução das probabilidades de se trabalhar para o indivíduo de referência e para os cenários 2, 7, 8, 9 e 10.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas PNAD'S de 2002 a 2015.

Algumas inferências podem ser feitas de forma a sumarizar os resultados obtidos pela estimação dos cenários. O indivíduo não branco (cenário 1) apresentou as maiores chances de estar inserido no mercado de trabalho e as menores chances de estar

matriculado no ensino superior. Uma vez que os custos de oportunidades de se estudar para indivíduos inseridos em situação de vulnerabilidade são mais altos, este será relegado ao mercado de trabalho. Porém, percebeu-se uma inversão deste padrão, uma vez que as chances de um indivíduo não branco estar matriculado no ensino superior subiu nos últimos períodos, o que pode sugerir que as políticas de acesso ao ensino superior para indivíduos em situação econômica frágil estejam alcançando seus objetivos.

No que diz respeito ao sexo, percebeu-se que as mulheres (cenário 2) tem maiores probabilidades de estarem matriculadas no ensino superior, tanto na categoria estuda quanto na categoria trabalha e estuda. Em contrapartida, suas probabilidades de estarem inseridas no mercado de trabalho são relativamente menores que a dos homens. Tal diferença pode ser justificada por questões não observáveis como as habilidades cognitivas e não cognitivas que fazem com que exista uma diferença nas preferências entre homens e mulheres.

A escolaridade do chefe de família (cenários 3 e 4) reforça a ideia de que existe um componente intergeracional da demanda por educação que tem grande impacto sobre a tomada de decisão individual. Verificou-se que quanto mais instruído é o chefe de família, maior a probabilidade de seu dependente estar matriculado no ensino superior, e tal efeito é significativo.

De forma análoga, quanto maior a renda familiar do indivíduo (cenários 5 e 6) maior é sua chance de estar matriculado no ensino superior. Tal fato demonstra que a capacidade de financiamento estudantil por parte da família é fundamental, uma vez que reduz os custos marginais de se demandar mais anos de estudo.

No que diz respeito aos indivíduos que optam por trabalhar e estudar percebe-se que aqueles que o fazem pertencem exatamente àqueles cenários onde a condição socioeconômica da família é mais favorável. Tal fato pode indicar que a decisão de trabalhar e estudar na realidade esta atrelada a uma necessidade de adquirir habilidades que só são encontradas no mercado de trabalho e não por uma necessidade de financiar os próprios estudos.

Em relação aos choques na variável desemprego (cenários 7, 8, 9 e 10), verificou-se que as variações na taxa de desemprego tem impacto negativo sobre a demanda por trabalho, ou seja, em períodos de crise, os indivíduos tendem a demandar mais educação devido à uma escassez de trabalhos com pouca especialização que pagam bons salários e como uma forma de se proteger de futuras crises. Percebeu-se

ainda que não existem diferenças significativas entre as elasticidades das demandas por educação e trabalho entre homens e mulheres em relação aos choques nas taxas de desemprego.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A demanda por educação superior de um indivíduo varia ao longo do tempo. Isto porque fatores relacionados ao estoque de capital humano acumulado pelos seus antepassados e as flutuações econômicas afetam diretamente na tomada de decisão individual de demandar ou não mais anos de estudo. Assim, entender como ocorre o processo de tomada de decisão de se ingressar no ensino superior pode ser útil, inclusive na formulação de possíveis políticas públicas. Partindo-se da teoria de que as variáveis referentes ao *family background* são as que mais afetam tal decisão, e que a demanda por educação superior varia de forma anticíclica em relação aos choques na economia, construiu-se um modelo de tomada de decisão via maximização da satisfação, em que o indivíduo pode incorrer em quatro categorias: estar desocupado, estar trabalhando, estar estudando e estar trabalhando e estudando. Estimou-se um modelo Logit Multinomial, a fim de identificar como as variáveis propostas afetam a probabilidade de ocorrência de cada evento. Além disso, foram construídos cenários com o intuito de verificar a evolução das probabilidades de cada evento ao longo do tempo. Primeiro, através da estimação dos efeitos marginais no ponto médio das variáveis explicativas, verificou-se que realmente as variáveis referentes à condição e estrutura familiar são as que mais afetam a demanda por educação superior. A que apresentou maiores impactos sobre a probabilidade do indivíduo estar estudando foi a escolaridade do chefe de família, corroborando com o fato de que existe um componente intergeracional na demanda por educação, ou seja, pais mais instruídos tenderão a ter filhos igualmente bem instruídos.

Fatores como a presença da mãe no domicílio, a renda familiar per capita e o sexo do chefe de família também se tiveram impactos positivos na probabilidade do indivíduo cursar o ensino superior, sendo um grande indicativo de que a estrutura familiar tem impacto relevante sobre a decisão de se ingressar no ensino superior.

Em relação aos ciclos econômicos, representados aqui pelas taxas de desemprego por estado e por sexo, a demanda por ensino superior reagiu de forma anticíclica em relação aos choques na economia. Ou seja, dado um aumento nas taxas de desemprego, a demanda por educação aumenta. Isto ocorre devido à redução da oferta

de empregos que pagam bons salários e que não necessitam de altos níveis de instrução. Desta forma, o indivíduo prefere estudar a trabalhar como forma de aumentar seu estoque de capital humano e se proteger contra futuras flutuações da taxa de desemprego e inflação.

Em seguida, foram realizadas as análises das evoluções das probabilidades de um indivíduo estar trabalhando, estudando e trabalhando e estudando para os diferentes cenários propostos. O primeiro grupo de cenários buscou verificar como mudanças nas variáveis do *family background* e naquelas características inatas ao indivíduo afetam as probabilidades de ocorrência de cada evento. Verificou-se que a expansão da oferta de ensino superior não foi acompanhada por um aumento na demanda pelo mesmo para indivíduos que possuíam 3 salários mínimos (cenário 6) e para indivíduos não brancos (cenário 1), porém tal cenário se inverte, provavelmente devido à expansão das políticas públicas de acesso à educação superior. Foi identificado um efeito significativo da escolaridade do chefe de família na demanda por educação, o que demonstra a magnitude do efeito intergeracional da demanda por educação.

O segundo grupo de cenários, referentes aos choques na variável desemprego, demonstraram que a demanda educacional é positivamente relacionada à aumentos na taxa de desemprego, o que implica que em momentos de crise, indivíduos vão buscar maiores níveis educacionais devido à queda dos salários dos postos de trabalho pouco especializados. Verificou-se que a demanda por um maior estoque de capital humano entre homens e mulheres são igualmente elásticas a variações no emprego, ou seja, ambos os sexos estão mais dispostos a mudarem suas trajetórias de trabalho e estudo para aproveitarem melhores oportunidades e auferirem maiores rendimentos quase que na mesma proporção.

Algumas sugestões podem ser propostas diante dos resultados expostos. Primeiramente, visto o expressivo aumento da probabilidade de indivíduos em situação de vulnerabilidade ingressarem no ensino superior, uma maior expansão dos programas de financiamento estudantil de baixo custo poderia auxiliar no aumento de estoque de capital humano destes grupos nos próximos anos.

Além disso, uma vez que a demanda por educação aumenta em momentos de depressão, uma estratégia para a aceleração do processo de estocagem de capital humano seria a facilitação por meio do Estado das condições de acesso ao ensino superior, o que permitira inclusive uma saída mais rápida dos momentos de crise e a atenuação das crises vindouras.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, F. H.; & FRANCO, C. Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira. *Textos para discussão* n° 455, PUC-Rio, 2002.
- ANDRADE, E. C. Higher education: free tuition vs. quotas vs. targeted vouchers. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 40, n. 1, p. 43-66, 2010.
- DE ANDRADE, Cibeley Yahn. Acesso ao ensino superior no Brasil: equidade e desigualdade social. *Revista Ensino Superior Unicamp*, 2012. Disponível em: http://www.revistaensinosuperior.gr.unicamp.br/edicoes/ed06_julho2012/Cibeley_Yahn.pdf>. Acesso em 15 de jul. 2016.
- ARIAS, O; YAMADA, G; TEJERINA, L. Educação, antecedentes familiares e desigualdade de renda entre os grupos raciais no Brasil. 2002. *Publicações do Banco Mundial Interamericano de Desenvolvimento*.
- ASTIN, A. W. *Preventing students from dropping out*. San Francisco: Jossey-Bass, 1975, 220 p.
- BARROS, R.; LAM, D. Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.23, n.2, p. 191-218, Ago. 1993.
- BARROS, R. P. D.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. D. D. & QUINTAIS, G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Textos para discussão* n° 834, IPEA, 2001.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: A theoretical analysis. *The journal of political economy*, v. 70, n. 5, Part 2, p. 9-49, 1962.
- BECKER, G. S.; LEWIS, H. G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of political Economy*, v. 81, n. 2, Part 2, p. S279-S288, 1973.
- BEDARD, K; HERMAN, D. A. Who goes to graduate/professional school? The importance of economic fluctuations, undergraduate field, and ability. *Economics of Education Review*, v. 27, n. 2, p. 197-210, 2008.
- BEHRMAN, J. R.; ROSENZWEIG, M. R. Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation? *The American economic review*, v. 95, n. 5, p. 1745-1751, 2005.
- BUCHMANN, C.; HANNUM, E. Education and stratification in developing countries: A review of theories and research. *Annual review of sociology*, v. 27, n. 1, p. 77-102, 2001.

- CANTON, E.; DE JONG, F. The demand for higher education in the Netherlands, 1950–1999. *Economics of Education Review*, v. 24, n. 6, p. 651-663, 2005.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics using stata*. College Station, TX: Stata press, 2009.
- CARNOY, M. Education and racial inequality: The human capital explanation revisited. *Economics of Education Review*, v. 15, n. 3, p. 259-272, 1996.
- CARVALHO, C. H. A. Política para o ensino superior no Brasil (1995-2006): ruptura e continuidade nas relações entre público e privado. *Reforma universitária: dimensões e perspectivas*. Campinas: Alínea, p. 125-139, 2006.
- CHECCHI, D. *The economics of education: Human capital, family background and inequality*. Cambridge University Press, 2006
- COLLINS, W. J.; MARGO, R. A. Historical perspectives on racial differences in schooling in the United States. *Handbook of the Economics of Education*, v. 1, 2006 p. 107-154.
- CURI, A. Z.; MENEZES FILHO, N. A. Determinantes dos gastos com educação no Brasil. *Pesquisa e planejamento Econômico*, v.40, n.1, 2011.
- CURRIE, J.; MORETTI, E. Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: evidence from college openings and longitudinal data. *National Bureau of Economic Research*, 2002.
- DAVIES, P. Half Full, Not Half Empty: A Positive Look at Part-time Higher Education. *Higher Education Quarterly*, v. 53, n. 2, p. 141-155, 1999.
- DELLAS, H.; SAKELLARIS, P. On the cyclicity of schooling: theory and evidence. *oxford Economic papers*, v. 55, n. 1, p. 148-172, 2003.
- DUCHESNE, I.; NONNEMAN, W. The demand for higher education in Belgium. *Economics of Education Review*, v. 17, n. 2, p. 211-218, 1998.
- EMILIO, D. R.; BELLUZO J, W. & ALVES, D. C. Uma análise econométrica dos determinantes do acesso à Universidade de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.34, n.2, 2004.
- EWING, K. M.; BECKERT, K. A.; EWING, B. T. The response of US college enrollment to unexpected changes in macroeconomic activity. *Education Economics*, v. 18, n. 4, p. 423-434, 2010.
- BELFIORE, P.; FÁVERO, L P. *Métodos Quantitativos com Stata: Procedimentos, Rotinas e Análise de Resultados*. São Paulo: Elsevier Brasil, 2015. 520 p.

- FERREIRA, S.; VELOSO, F. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.33, n.3. 2003.
- FLANNERY, D.; O'DONOGHUE, C. The determinants of higher education participation in Ireland: A micro analysis. *The Economic and Social Review*, v. 40, n. 1, p. 73, 2009.
- GHEZ, G.; BECKER, G. S. *The allocation of time and goods over the life cycle*. NBER Books, 1975. 150 p.
- GLEASON, P. M. College Student Employment, Academic Progress, and Postcollege Labor Market Success. *Journal of Student Financial Aid*, v. 23, n. 2, p. 5-14, 1993.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. India: Pearson Education, 2003. 1232 p.
- GUJARATI, D. N., & PORTER, D. C. *Econometria Básica-5*. AMGH Editora, 2011.
- JACOB, B. A. Where the boys aren't: Non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education. *Economics of Education review*, v. 21, n. 6, p. 589-598, 2002.
- LI, W. Family background, financial constraints and higher education attendance in China. *Economics of Education Review*, v. 26, n. 6, p. 724-734, 2007.
- MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006.
- MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes do desempenho escolar do Brasil. *Instituto Futuro Brasil*, 2007.
- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of political economy*, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.
- MINCER, J. Schooling and earnings. In: *Schooling, experience, and earnings*. NBER, 1974. p. 41-63.
- PARISH, W. L.; WILLIS, R. J. Daughters, education, and family budgets Taiwan experiences. *Journal of Human Resources*, p. 863-898, 1993.
- RESKIN, B. F.; ROOS, P. A. *Job queues, gender queues*: Explaining women's inroads into male occupations. Temple University Press, 2009.
- RICE, P. The impact of local labour markets on investment in further education: Evidence from the England and Wales youth cohort studies. *Journal of Population Economics*, v. 12, n. 2, p. 287-312, 1999.
- RIGGERT, S. C. et al. Student employment and higher education: Empiricism and contradiction. *Review of educational research*, v. 76, n. 1, p. 63-92, 2006.
- .

- RITZEN, J. M. M. Human capital and economic cycles. *Economics of Education Review*, v. 6, n. 2, p. 151-160, 1987.
- RUMBERGER, R. W. Education and the reproduction of economic inequality in the United States: An empirical investigation. *Economics of Education Review*, v. 29, n. 2, p. 246-254, 2010.
- SÉCCA, R. X., SOUZA, R. M. L. Análise do setor de ensino superior privado no Brasil. BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n. 30 , p. 103-156, set. 2009.
- DA SILVA JÚNIOR, L. H.; SAMPAIO, Y.. Pobreza e Demanda por Educação no Brasil: Uma Análise à Luz da Teoria do Capital Humano. *Ensaio FEE*, v. 34, n. 1, 2013.
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. *The American economic review*, p. 1-17, 1961.
- STEPHENSON, S. P. Work in college and subsequent wage rates. *Research in Higher Education*, v. 17, n. 2, p. 165-178, 1982.
- STERN, D.; NAKATA, Y. F. Paid employment among US college students: Trends, effects, and possible causes. *The Journal of Higher Education*, v. 62, n. 1, p. 25-43, 1991.
- TRIVENTI, M. Does working during higher education affect students' academic progression? *Economics of education review*, v. 41, p. 1-13, 2014.
- UCHÔA, C. B. E. *Determinantes de se cursar educação superior no Brasil: 2001-2006*. Texto para discussão n°27, CEDE-UFF, 2010.

ANEXOS

Tabela A.1. – Modelos Logit estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015 para a categoria trabalha.

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2012	2015
R² de McFadden	13.64%	13.18%	11.98%	10.22%	10.33%
Cor	0.08333* (0.00277)	0.09719* (0.00229)	-0.00702* (0.00224)	0.11536* (0.00249)	-0.00811* (0.00206)
Sexo	-0.06499* (0.00738)	0.18320* (0.00662)	0.06579* (0.00545)	0.42549* (0.00503)	0.12134* (0.00404)
Idade	0.15113* (0.00068)	0.12950* (0.00055)	0.11482* (0.00054)	0.14002* (0.00058)	0.16576* (0.00049)
Renda per capita	0.00175* (6.00e-06)	0.00147* (4.64e-06)	0.00126* (3.84e-06)	0.00154* (3.72e-06)	0.00149* (2.58e-06)
Mãe residente	-0.35411* (0.00342)	-0.35145* (0.00285)	-0.29077* (0.00261)	-0.34974* (0.00289)	-0.46024* (0.00234)
Desemprego	-0.05364* (0.00061)	-0.04037* (0.00055)	-0.04905* (0.00049)	-0.02857* (0.00051)	-0.05336* (0.00045)
Número de membros da família	0.00240* (0.00096)	0.00841* (0.00083)	-0.00778* (0.00078)	0.02944* (0.00091)	0.01577* (0.00077)
Sexo do Chefe de Família	-0.18907* (0.00319)	-0.01948 (0.00249)	-0.02712* (0.00224)	-0.01826* (0.00243)	-0.00741* (0.00197)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	-0.15877* (0.00313)	-0.07412* (0.00264)	-0.07760* (0.00266)	-0.04114* (0.00298)	0.00397 (0.00250)
Chefe de Família com 8 a 11 anos de estudo	-0.31875* (0.00309)	-0.09639* (0.00259)	-0.13208* (0.00253)	0.00392* (0.00283)	-0.06805* (0.00234)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	-1.0031* (0.00514)	-0.69704* (0.00445)	-0.80937* (0.00409)	-0.50883 (0.00456)	-0.51645* (0.00367)
Centro-Oeste	-0.12602* (0.00866)	0.05916* (0.00659)	-0.08613* (0.00592)	0.07858* (0.00688)	-0.20706* (0.00597)
Nordeste	-0.03392* (0.00673)	0.01191** (0.00520)	-0.14919* (0.00442)	0.02616* (0.00462)	-0.05771* (0.00392)
Sudeste	-0.17492* (0.00713)	-0.02843* (0.00527)	-0.01982* (0.00504)	-0.02568* (0.00580)	-0.32584* (0.00441)
Sul	0.06713* (0.00968)	0.05371* (0.00766)	0.22477* (0.00664)	0.26616* (0.00744)	-0.35179* (0.00622)
Região metropolitana	-0.37297* (0.00270)	-0.34318* (0.00233)	-0.34677* (0.00225)	-0.26091* (0.00253)	-0.13644* (0.00209)
Constante	-0.31491* (0.02604)	-0.69596* (0.02093)	-0.06324* (0.01851)	-1.7151* (0.01946)	-1.7765* (0.01734)

Tabela A.2. – Modelos Logit estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015 para a categoria estuda.

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2012	2015
R² de McFadden	13.64%	13.18%	11.98%	10.22%	10.33%
Cor	0.74672* (0.00400)	0.48802* (0.00327)	0.45384* (0.00308)	0.62571* (0.00314)	0.41587* (0.00248)
Sexo	-0.06765* (0.00934)	-0.09944* (0.00876)	0.02033* (0.00709)	0.51575* (0.00613)	-0.09754* (0.00480)
Idade	-0.11792* (0.00090)	-0.15529* (0.00074)	-0.18003* (0.00073)	-0.10927* (0.00073)	-0.08969* (0.00059)
Renda per capta	0.00272* (6.17e-06)	0.00237* (4.83e-06)	0.00209* (4.01e-06)	0.00192* (3.85e-06)	0.00172* (2.68e-06)
Mãe residente	0.61178* (0.00479)	0.77578* (0.00417)	0.84726* (0.00383)	0.88766* (0.00394)	0.52393* (0.00303)
Desemprego	-0.00040 (0.00078)	-0.00709* (0.00073)	0.020895* (0.00064)	0.06325* (0.00063)	0.00786* (0.00052)
Número de membros da família	0.02554* (0.00135)	0.02591* (0.00118)	-0.02549* (0.00112)	-0.01584* (0.00120)	0.01790* (0.00097)
Sexo do Chefe de Família	-0.13163* (0.00416)	0.04739 (0.00340)	0.16507* (0.00304)	0.19026* (0.00308)	0.05683* (0.00239)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0.01903* (0.00464)	-0.13714* (0.00411)	-0.06243* (0.00397)	-0.12576* (0.00408)	-0.03446* (0.00329)
Chefe de Família com 8 a 11 anos de estudo	0.51746* (0.00422)	0.60764* (0.00363)	0.44729* (0.00352)	0.43915* (0.00365)	0.37149* (0.00295)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	1.2356* (0.00565)	1.42940* (0.00498)	1.0957* (0.00469)	1.0744* (0.00508)	1.14167* (0.00395)
Centro-Oeste	0.03059* (0.01090)	-0.15998* (0.00836)	-0.29572* (0.00767)	0.43159* (0.00841)	-0.00632 (0.00692)
Nordeste	0.02596* (0.00872)	-0.18187* (0.00674)	-0.31132* (0.00584)	0.09593* (0.00581)	-0.12454* (0.00459)
Sudeste	-0.56054* (0.00925)	-0.74578* (0.00688)	-0.53587* (0.00670)	-0.12094* (0.00735)	-0.69984* (0.00531)
Sul	0.11173* (0.01235)	-0.38341* (0.00998)	-0.04367* (0.00862)	0.38844* (0.00920)	-0.61963* (0.00746)
Região metropolitana	-0.52683* (0.00353)	-0.53015* (0.00319)	-0.39129* (0.00302)	-0.37952* (0.00318)	-0.27948* (0.00255)
Constante	0.19681* (0.03353)	1.1974* (0.02780)	1.1584* (0.02443)	-1.68218* (0.02413)	-0.18976* (0.02069)

Tabela A.3. – Modelos Logit estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2012 e 2015 para a categoria trabalha e estuda.

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2012	2015
R² de McFadden	13.64%	13.18%	11.98%	10.22%	10.33%
Cor	0.58762* (0.00360)	0.51512* (0.00299)	0.43740* (0.00276)	0.44861* (0.00292)	0.30510* (0.00251)
Sexo	-0.43029* (0.00884)	-0.24106* (0.00822)	-0.25986* (0.00651)	0.04666* (0.00581)	-0.30694* (0.00491)
Idade	0.11339* (0.00083)	0.10617* (0.00069)	0.07506* (0.00066)	0.06438* (0.00068)	0.10813* (0.00059)
Renda per capita	0.00261* (6.14e-06)	0.00235* (4.77e-06)	0.00195* (3.96e-06)	0.00194* (3.81e-06)	0.00179* (2.68e-06)
Mãe residente	0.70600* (0.00442)	0.54359* (0.00369)	0.77202* (0.00335)	0.45684* (0.00348)	0.39042* (0.00300)
Desemprego	-0.04546* (0.00074)	-0.03529* (0.00069)	-0.03585* (0.00060)	-0.01423* (0.00061)	-0.05176* (0.00055)
Número de membros da família	-0.03360* (0.00125)	-0.02704* (0.00110)	-0.06248* (0.00100)	-0.01735* (0.00111)	-0.01686* (0.00099)
Sexo do Chefe de Família	-0.12809* (0.00386)	-0.00620** (0.00311)	0.12980* (0.00274)	0.02430* (0.00285)	-0.08650* (0.00240)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	-0.14628* (0.00406)	-0.03108* (0.00352)	-0.03385* (0.00336)	-0.02694* (0.00364)	-0.01016* (0.00323)
Chefe de Família com 8 a 11 anos de estudo	0.09205* (0.00381)	0.30526* (0.00328)	0.25994* (0.00309)	0.28292* (0.00337)	0.14336* (0.00295)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0.43634* (0.00545)	0.69682* (0.00480)	0.4138* (0.00444)	0.38794* (0.00494)	0.41750* (0.00409)
Centro-Oeste	0.09424* (0.01033)	0.10971* (0.00806)	-0.17337* (0.00712)	0.33748* (0.00803)	-0.18877* (0.00717)
Nordeste	-0.04966* (0.00838)	-0.22291* (0.00672)	-0.44885* (0.00559)	0.01221** (0.00572)	-0.16973* (0.00496)
Sudeste	-0.51140* (0.00876)	-0.40730* (0.00668)	-0.34383* (0.00617)	-0.17408* (0.00702)	-0.54069* (0.00550)
Sul	0.08878* (0.01159)	0.01170* (0.00946)	0.12142* (0.00791)	0.53563* (0.00872)	-0.37555* (0.00757)
Região metropolitana	-0.31831* (0.00329)	-0.20189* (0.00290)	-0.30761* (0.00272)	-0.25669* (0.00295)	-0.16854* (0.00256)
Constante	-2.50280* (0.03156)	-2.94566* (0.02623)	-2.07144* (0.02248)	-2.64129* (0.02290)	-2.5418* (0.02134)

Tabela A.4. Impacto marginal no ponto médio das variáveis independentes sobre a probabilidade de estar trabalhando e estudando.

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2012	2015
Probabilidade	18.83%	16.99%	18.24%	18.93%	17.76%
Cor	0.06196* (0.00038)	0.05267* (0.0003)	0.05715* (0.00029)	0.04162* (0.00029)	0.03311* (0.00027)
Sexo	-0.05666* (0.00093)	-0.05144* (0.00084)	-0.04645* (0.00068)	-0.05431* (0.00057)	-0.05365* (0.00053)
Idade	0.00303* (0.00009)	0.00400* (0.00007)	0.00136* (0.00007)	-0.00454* (0.00007)	0.00232* (0.00006)
Renda per capta	0.00014* (0.00000)	0.00013* (0.00000)	0.00011* (0.00000)	0.00007* (0.00000)	0.00006* (0.00000)
Mãe residente	0.11780* (0.00036)	0.09171* (0.0003)	0.11905* (0.00028)	0.08890* (0.0003)	0.08256* (0.00028)
Desemprego	-0.00093* (0.00008)	-0.00060* (0.00007)	-0.00016** (0.00007)	-0.00010 (0.00007)	-0.00261* (0.00006)
Número de membros da família	-0.00597* (0.00015)	-0.00514* (0.00012)	-0.00799* (0.00011)	-0.00584* (0.00012)	-0.00451* (0.00012)
Sexo do Chefe de Família	0.00463* (0.00041)	0.00037 (0.00032)	0.01932* (0.00028)	0.00200* (0.00029)	-0.01366* (0.00027)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	-0.00523* (0.00047)	0.00578* (0.0004)	0.00483* (0.00038)	0.00340* (0.0004)	-0.00087** (0.00038)
Chefe de Família com 8 a 11 anos de estudo	0.03648* (0.00044)	0.04253* (0.00036)	0.04597* (0.00034)	0.03365* (0.00036)	0.01646* (0.00034)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0.12063* (0.00063)	0.13175* (0.00056)	0.12062* (0.00053)	0.08467* (0.00052)	0.05607* (0.00046)
Centro-Oeste	0.02888* (0.00121)	0.01197* (0.00085)	-0.01104* (0.00072)	0.03395* (0.0009)	-0.00774* (0.00073)
Nordeste	-0.00437* (0.00094)	-0.02843* (0.00067)	-0.04238* (0.00056)	-0.00329* (0.00064)	-0.01532* (0.00055)
Sudeste	-0.04626* (0.00097)	-0.04129* (0.00071)	-0.03945* (0.00066)	-0.02102* (0.00074)	-0.02696* (0.0006)
Sul	0.00355* (0.00123)	0.00174*** (0.00096)	-0.00702* (0.0008)	0.04417* (0.00098)	-0.00418* (0.0008)
Região metropolitana	0.00445* (0.00036)	0.01659* (0.00031)	-0.00009 (0.00029)	-0.00042 (0.0003)	-0.00336* (0.00028)