

LUAN DE OLIVEIRA QUEIROZ

**OS EFEITOS DA DEMISSÃO DO CHEFE DE FAMÍLIA SOBRE O
ACESSO DOS SEUS DEPENDENTES AO ENSINO SUPERIOR**

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
2016

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

T

Q3e
2016

Queiroz, Luan de Oliveira, 1991-

Os efeitos da demissão do chefe de família sobre o acesso
dos seus dependentes ao ensino superior / Luan de Oliveira
Queiroz. – Viçosa, MG, 2016.

x, 107f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui anexos.

Orientador: Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f.77-82.

1. Desemprego. 2. Educação - Aspectos econômicos.
3. Ensino Superior. 4. Direito à educação. I. Universidade
Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural. Programa
de Pós-graduação em Economia. II. Título.

CDD 22. ed. 331.137

LUAN DE OLIVEIRA QUEIROZ

**OS EFEITOS DA DEMISSÃO DO CHEFE DE FAMÍLIA SOBRE O
ACESSO DOS SEUS DEPENDENTES AO ENSINO SUPERIOR**

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: 31 de março de 2016.

Giovana Figueiredo Rossi

Jader Fernandes Cirino
(Coorientador)

Francisco Carlos da Cunha Cassuce
(Orientador)

*Dedico este trabalho aos meus pais,
Tânia Cristina de Oliveira Queiroz e
Ronaldo Alves de Queiroz.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus, pela força de vontade e fé necessárias para a realização deste trabalho.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de participar deste mestrado.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Tecnológico (CNPQ) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo financiamento do estudo.

Ao meu orientador, Francisco Carlos da Cunha Cassuce, pela oportunidade, pela paciência e pelas lições de vida. Eu o carregarei sempre como exemplo de profissional que deve ser seguido.

Ao meu coorientador, Jader Fernandes Cirino, pelas contribuições e pela participação na execução e finalização da dissertação.

À Giovana Figueiredo Rossi, membro da banca de defesa, pelas importantes contribuições ao meu estudo.

Aos meus pais, Tânia Cristina de Oliveira Queiroz e Ronaldo Alves de Queiroz, por tudo que representam na minha vida.

Ao meu irmão, Matheus de Oliveira Queiroz, pelo companheirismo nos momentos tristes e felizes ao longo desta caminhada.

Aos amigos de mestrado Rômulo José Soares Miranda, Leandro Batista Duarte, Ronaldo Ribeiro de Oliveira Filho e Dominic Doula Ribeiro, pela colaboração e prontidão nos momentos de dificuldade durante no meu percurso.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para que a realização deste trabalho se tornasse possível.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	v
LISTA DE FIGURAS	vii
RESUMO	ix
ABSTRACT	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1 O Problema e sua Importância.....	1
1.2 Hipótese	6
1.3 Objetivo Geral	6
1.4 Objetivos Específicos	6
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	7
2.1 O Modelo de Demanda de Investimento em Capital Humano	7
2.2 A Teoria do <i>Family Background</i> e a Influência dos Pais sobre as Escolhas por mais Educação dos Filhos	12
3. METODOLOGIA.....	21
3.1 O Modelo Empírico	21
3.2 Dados	32
4. AS POLÍTICAS DE ACESSO E FINANCIAMENTO DO ENSINO SUPERIOR NO BRASIL.....	36
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	41
5.1 Análise Descritiva dos Dados.....	41
5.2 Estimativa do Modelo para Determinar o Acesso ao Ensino Superior no Brasil.....	55
5.2.1 Ajustamento do Modelo	55
5.2.2 Análise da Probabilidade de Ingressar no Ensino Superior no Brasil	59
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	74
REFERÊNCIAS	77
ANEXOS	83
ANEXO A - ESTIMAÇÃO DOS MODELOS LOGITS E LOGISTS MULTIMOMIAIS	84
ANEXO B - TABELAS DE EFEITOS MARGINAIS ENTRE 2002 E 2014.....	91
ANEXO C - PROBABILIDADES EM TORNO DO ACESSO AO ENSINO SUPERIOR ENTRE OS DIFERENTES CENÁRIOS NOS ANOS DE 2002, 2005, 2008, 2011 E 2014.....	100

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estimativa do investimento público direto em educação por estudante e nível de ensino com valores corrigidos para 2006 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) - Brasil 2000 – 2006.....	37
Tabela 2 - Proporção de jovens de 16 a 24 anos de idade matriculados e não matriculados no ensino superior entre os anos de 2002 e 2014.....	42
Tabela 3 - Renda Familiar Média Real (a preços de 2014), Número Médio de Dependentes, Idade Média e Nível de Educação do Chefe de Família para os jovens de 16 a 24 anos matriculados e não matriculados no ensino superior, entre 2002 e 2014..	43
Tabela 4 - Proporção de jovens matriculados e não matriculados no ensino superior segundo cor, região de residência e sexo entre 2002 e 2014.....	46
Tabela 5 - Proporção de jovens de 16 e 24 anos matriculados no ensino superior público e privado, entre 2002 e 2014	48
Tabela 6 - Renda Familiar Média Real (a preços de 2014), Número Médio de Dependentes, Idade Média e Nível de Educação do Chefe de Família para os jovens de 16 a 24 anos matriculados no ensino superior privado e público, entre 2002 e 2014 ...	50
Tabela 7 - Proporção de jovens matriculados no ensino superior privado e público segundo a cor, a região de residência e o sexo, entre 2002 e 2014	52
Tabela 8 - Proporção de Matriculados, Renda Familiar Média Real (a preços de 2014), Número Médio de Dependentes e Idade Média do Responsável entre os dependentes de 16 e 24 anos cujos chefes de família foram ou não demitidos entre 2002 e 2014	53
Tabela 9 - Teste Wald para verificar a significância global dos modelos Logit para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	55
Tabela 10 - Medidas de sensitividade, especificidade e de porcentual de acertos dos modelos Logit para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.....	56
Tabela 11 - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2002.....	58
Tabela 12 - Efeitos Marginais no Ponto Médio para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	60
Tabela 1A - Modelos Logit estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	84
Tabela 2A - Resultados do Logit Multinomial para o ensino privado entre 2002 e 2014	85
Tabela 3A - Resultados do Logit Multinomial para o ensino público entre 2002 e 2014	86

Tabela 4A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2005	87
Tabela 5A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2008	88
Tabela 6A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2011	89
Tabela 7A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2014	90
Tabela 1B - Efeitos Marginais do Cenário de Referência nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	91
Tabela 2B - Efeitos Marginais do Cenário 1 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	92
Tabela 3B - Efeitos Marginais do Cenário 2 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	93
Tabela 4B - Efeitos Marginais do Cenário 3 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	94
Tabela 5B - Efeitos Marginais do Cenário 4 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	95
Tabela 6B - Efeitos Marginais do Cenário 5 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	96
Tabela 7B - Efeitos Marginais do Cenário 6 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	97
Tabela 8B - Efeitos Marginais do Cenário 7 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	98
Tabela 9B - Efeitos Marginais do Cenário 8 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	99

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Curva ROC	30
Figura 2 - Curva ROC dos modelos Logit, para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	57
Figura 3 - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o cenário de referência, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	63
Figura 4 - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o cenário de referência, segundo o critério demissão ou não do chefe de família nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	66
Figura 5 - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior entre os diferentes cenários, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	69
Figura 1C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 1 segundo o critério demissão ou não do Chefe de família nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	100
Figura 2C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 1, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	100
Figura 3C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 2, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	101
Figura 4C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 2, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	101
Figura 5C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 3, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	102
Figura 6C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 3, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	102
Figura 7C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 4, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014	103

Figura 8C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 4, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	103
Figura 9C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 5, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	104
Figura 10C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 5, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	104
Figura 11C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 6, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	105
Figura 12C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 6, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	105
Figura 13C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 7, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	106
Figura 14C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 7, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	106
Figura 15C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 8, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	107
Figura 16C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 8, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.	107

RESUMO

QUEIROZ, Luan de Oliveira, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, março de 2016. **Os efeitos da demissão do chefe de família sobre o acesso dos seus dependentes ao ensino superior.** Orientador: Francisco Carlos da Cunha Cassuce. Coorientador: Jader Fernandes Cirino.

O processo de tomada de decisão dos jovens quanto ao acesso ao ensino superior pode definir sua trajetória rumo à ascensão econômica e ao sucesso profissional. No entanto, esse acesso é dificultado pela pouca oferta de vagas e de linhas de crédito para financiar o ensino universitário e pela grande demanda por esse tipo de formação, principalmente pelo ensino público. Nesse processo, a condição socioeconômica da família, como a maior capacidade econômica, dada pela renda familiar, pelo tamanho da família e pela manutenção do emprego, e a maior racionalidade, medida pelo grau de instrução dos pais, surgem como fatores fundamentais para compreensão dos obstáculos enfrentados pelos jovens em torno de sua decisão de investirem mais anos em sua formação. O modo mais interessante de perceber a importância do ambiente familiar sobre as decisões educacionais dos filhos é pelo mecanismo de choque externo, que no caso deste estudo é a demissão da pessoa de referência. O objetivo desta pesquisa foi evidenciar se a demissão da pessoa de referência na família tem influência na probabilidade dos seus dependentes ingressarem no ensino superior. Para isto, foi empregado o modelo *Logit* e o modelo *Logit Multinomial*. Para identificar se a demissão do chefe de família e outras variáveis ligadas ao contexto da família afetam as chances dos jovens ingressarem na universidade, a estratégia de composição de cenários foi a partir de um indivíduo representativo. Constatou-se, em todos os cenários, que a demissão da pessoa de referência reduz significativamente as chances de acesso de seu dependente ao ensino superior. Quanto às modalidades de ensino privado e público, percebeu-se que o efeito da demissão sobre a categoria dos jovens que optam pelo ensino superior público é menor do que sobre a categoria dos jovens que escolheram o ensino privado.

ABSTRACT

QUEIROZ, Luan de Oliveira, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, March, 2016. **The effects of the dismissal of the family's reference person on the access of dependents to higher education.** Adviser: Francisco Carlos da Cunha Cassuce. Co-adviser: Jader Fernandes Cirino.

The youngsters' process of decision-making about the access to higher education can define their strategy towards the economic ascension and professional success. However this access is made difficult by the low supply of posts and of credit to finance higher education studies and the high demand for this level of education, mainly public provided. In this process, the socioeconomic condition of the family, being the higher economic capacity – given by the family's income and size, by the maintenance of employment – and the higher rationality – measured by the degree of education of the parents – emerge as fundamental factors to understand the obstacles faced by youngsters in the decision of investing more years in education. The most interesting form to apprehend the importance of the domestic environment over the educational decisions of the offspring is by the mechanism of external shocks that, in this context, was the dismissal of the family's reference person. The objective of this research was to verify if the dismissal of the family's reference person influences the probability of the offspring get access to higher education. In this regard, both models of Logit and Multinomial Logit were used. Also, the strategy of scenery composition was used to identify if the dismissal of the head of the family and other variables related to the family's context affect the youngsters' chances of accessing higher education. The results showed that in every scenario, the dismissal of the reference person reduced significantly the chances of the dependents access higher education. Furthermore, the results showed that the effect of the dismissal of the head of family over the category of youngsters that chose public higher education was lower than over the category of youngsters that chose private higher education.

1. INTRODUÇÃO

1.1 O Problema e sua Importância

Nas últimas décadas, os fatores ou as variáveis que afetam a demanda das pessoas por educação dominaram as pesquisas relacionadas à área de Economia da Educação. Um dos interesses era perceber como a qualificação profissional, representada pelo acúmulo de capital humano (aquisição de educação), afetava os ganhos futuros dos indivíduos e impactava sua vida produtiva. O resultado teórico desses estudos foram os modelos clássicos de investimento em educação.

O aporte teórico desses modelos foi construído na premissa de que o indivíduo escolherá investir em educação, comparativamente às outras cestas de investimento, apenas quando sua taxa de retorno for mais atraente do que as outras taxas vigentes, admitindo que não haja nenhum tipo de restrição ao crédito (BECKER, 1962; MINCER, 1974; PAN; OST, 2014).

No entanto a realidade é mais complexa do que as teorias, e a adequação de pressupostos e a inclusão de variáveis ocorrem para explicar melhor o contexto dos indivíduos. Para a teoria de investimento em capital humano, a hipótese menos realística era que o mercado de capitais era perfeito e que não havia, portanto, restrições de créditos. O que se via, na realidade, era uma grande desigualdade de renda e de nível educacional entre as famílias, provocando assimetria no mercado de crédito, existência de poucas linhas de créditos para financiamento de capital humano (ou ensino superior), aversão ao risco das famílias para tomada de empréstimos, risco moral em torno da inadimplência, entre outros fatores (BECKER; TOMES, 1986; WIGGER; WEIZSÄCKER, 2001; PAN; OST, 2014). A principal implicação seria famílias de baixa renda apresentando riscos mais elevados e, consequentemente, se deparando com custos cada vez maiores para financiar o ensino superior dos filhos.

A busca por modelos mais adequados à realidade conduziu ao entendimento de diversas questões referentes ao universo das famílias, às decisões de investimento em educação pelas pessoas, principalmente pelos jovens, e às desigualdades educacionais e de renda (BECKER; TOMES, 1986; GALOR; ZEIRA, 1993; LAM; SCHOENI, 1993; FERREIRA; VELOSO, 2003; CHECCI, 2006). Contudo, poucos estudos preocuparam em diagnosticar o impacto que a demissão dos pais provoca na tomada de decisão dos

filhos por mais educação, principalmente em relação ao ensino universitário. Foi a partir da primeira década do século XXI que surgiram as principais pesquisas abordando essa questão para países como Canadá, Espanha, Estados Unidos e Inglaterra (SJÖGREN, 2000; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; BRATBERG; NIELSEN; VAAGE, 2007; STEVENS; OREOPOULOS; PAGE, 2008, PAN; OST, 2014).

Esses estudos proporcionaram a construção de modelos e de mecanismo teóricos capazes, apesar de limitados, de explicar como a condição econômica da família pode afetar o sucesso econômico dos seus filhos. A conclusão comum foi a importância da renda familiar, personificada na condição econômica do chefe de família (se está empregado ou não), na determinação do sucesso econômico dos filhos (SJÖGREN, 2000; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; BRATBERG; NIELSEN; VAAGE, 2007; STEVENS; OREOPOULOS; PAGE, 2008, PAN; OST, 2014).

Essa relação entre renda familiar e demissão do chefe de família pode ser explicada pelo fato de a perda do emprego afetar diretamente as condições materiais da casa, reduzindo a renda permanente da família (OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST, 2014). Como a perda de renda restringe a fonte interna de financiamento dos estudos dos filhos, as decisões de entrar no ensino superior poderiam ser postergadas, pois o consumo de bens que compõem a cesta de investimento em educação seria sacrificado/alterado em detrimento da manutenção do consumo de bens de primeira necessidade da família, por exemplo, alimentação.

Coelli (2011) complementa essa explicação quando admite que as grandes perdas permanentes da renda diminuem a oportunidade do filho cursar o ensino universitário, ao elevar proporcionalmente duas fontes de gastos: (a) Custo direto: gasto com material didático e de uso acadêmico, como a compra de livros e, quando for o caso, as mensalidades; e (b) Custo de vida: gastos relacionados à sobrevivência ou manutenção do aluno na universidade, por exemplo, moradia e alimentação.

Porém, o reflexo da demissão sobre a inscrição no ensino superior não é composto só do efeito-renda. Existe o efeito da própria perda do emprego, pois a demissão afeta a autoestima dos responsáveis pela família, perturba o ambiente familiar, afeta a saúde mental dos membros da família, muda atitudes em relação ao risco e provoca o uso de entorpecentes e divórcios, que podem em conjunto contribuir para a não entrada ou para a saída do jovem da universidade (OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011). Para Lockner e Monge-Naranjo (2011), o maior tempo que os pais poderiam dispor para auxiliar na aprendizagem dos filhos é

comprometido por um ambiente cheio de tensões, estresses, ansiedades e incertezas. Diante disso, alterações nas rendas das famílias afetariam as circunstâncias e a dinâmica social e econômica da casa que os estudantes ambientam (STEVENS; SCHALLER, 2011). O reflexo dessa nova dinâmica seria sobre as decisões dos indivíduos de demandarem educação, mais especificamente o ensino superior.

Fernandez e Shioji (2001) estão entre os primeiros autores que buscaram compreender a relação entre desemprego e acesso ao ensino universitário. A base de dados dos autores provém das Estatísticas Educacionais publicadas pela Agência Nacional de Estatísticas e do Banco de Dados de Capital Humano da IVIE (1995), constituindo, assim, um painel com 15 regiões espanholas para o período de 1983 a 1992. O modelo utilizado para avaliar a relação consiste no uso da taxa de matrícula na universidade como variável dependente, em função das variáveis desempregados com diploma universitário, desempregados sem diploma universitário, formação (educação) média regional, prêmio salarial para o período e candidatos potenciais. Com base nos resultados obtidos com o uso desse modelo, os autores chegaram à conclusão que o desemprego afetou negativamente a matrícula no ensino universitário por meio de dois efeitos. O primeiro é o efeito investimento, dado pela alteração da taxa de retorno à educação, e o segundo seria o efeito renda, dado pelas transferências de riquezas dos pais para os filhos.

Outro estudo interessante é o de Oreopoulos, Page e Stevens (2008). Os autores, com base num conjunto de dados de 60.000 pares de pais e filhos, obtidos de um painel de dados administrativos do Canadá, pertencente ao Banco de Dados Intergeracional de Renda, entre 1978 e 1999, puderam acompanhar os filhos cujos pais foram demitidos durante esse período, utilizando como grupo-controle os filhos cujos pais não perderam seus empregos. Os resultados indicaram que os jovens que tinham pais com boas condições financeiras aumentavam significativamente sua probabilidade de sucesso econômico.

Pan e Ost (2014) analisaram a relação entre a matrícula no ensino superior e a renda da família. Eles realizaram um estudo com famílias americanas, entre 1970 e 1985, que experimentaram uma demissão em algum ponto da vida produtiva. No estudo foi utilizado um modelo de probabilidade linear em que a variável resposta é a matrícula ou não no ensino superior de jovens entre 15 e 23 anos e as variáveis independentes são a demissão do pai, a cor, o sexo e a ordem de nascimento dos filhos, a idade dos pais, a escolaridade dos pais, a renda da família e o estado da propriedade da família. Os

autores verificaram que a demissão dos pais tem impacto negativo no acesso dos filhos ao ensino superior, uma vez que a demissão afetaria diretamente a renda da família e, portanto, o financiamento dos estudos dos filhos. Verificou-se, também, que a demissão dos pais dos jovens com idade entre 15 e 17 anos diminui em 10 pontos percentuais (pp) a probabilidade dos dependentes ingressarem na universidade.

Os estudos apresentados até aqui sobre a relação entre a matrícula no ensino superior e o desemprego, aliados aos resultados de Barbosa e Pessoa (2006), que mostram que as maiores taxas de retorno da educação sobre a renda do trabalho (na atualidade) estariam no ensino superior, colocam em evidência a necessidade de avaliar como a perda de emprego dos chefes de família, ou seja, a condição de ocupação da pessoa de referência da família, afetaria a tomada da decisão de ingressar no ensino superior, no Brasil.

Este estudo contou com a estimação de modelos Logits. Os dados secundários foram procedentes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), e as variáveis geradas para o modelo são: estar ou não matriculado no ensino superior, a demissão do chefe de família quando o jovem se encontra entre 16 e 19 anos, a demissão do chefe de família quando o jovem se encontra entre 21 e 24 anos, a cor do dependente, a localização da residência, a renda familiar, o sexo do dependente, o número de dependentes na família, o sexo do chefe de família, a cor do chefe de família, a idade do chefe de família, a escolaridade do chefe de família e a região de residência.

Os anos escolhidos foram 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014, sendo 2014 o último ano para qual se tem dados disponíveis para a Pesquisa Nacional por Amostra Domicílios (PNAD). A seleção dos anos com base na diferença de três anos foi uma tentativa de captar o fluxo de estudantes universitários, de modo a sempre admitir em cada ano escolhido a entrada de novas gerações, para capturar os diversos fenômenos possíveis que envolvem o processo decisório do jovem quanto às suas escolhas pelo ensino superior no Brasil, além de evitar uma análise extensiva, que poderia desvirtuar a essência do estudo e prejudicar a compreensão do assunto, pelo excesso de informações, caso fosse feita uma análise anual.

Cabe destacar que no Brasil há carência de estudos que utilizem modelos de probabilidade para analisar essa relação direta entre a demissão dos responsáveis pelas famílias e a matrícula no ensino superior, isto é, há necessidade de introduzir na agenda de pesquisa sobre educação questões relacionadas ao ambiente familiar, por exemplo, o *status* ocupacional (estar empregado ou não), que afetam as decisões educacionais dos

filhos e que avançam internacionalmente na perspectiva da teoria do *Family Background* (FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; BLANDEN; MACHIN, 2007; REGAN; BURGHARDT; OAXACA, 2007; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). Estudos como os de Caucutt e Lochner (2011), Lochner e Monge-Naranjo (2011) e Stevens e Schaller (2011) mostram que os fatores individuais (relacionados à vida dos alunos) seriam os que mais afetam a qualidade da educação.

Esses estudos podem favorecer e enriquecer a discussão sobre a formulação de políticas públicas no Brasil, no sentido de direcionar os programas vigentes para a necessidade de desenvolvimento de políticas educacionais que não visem apenas aos investimentos diretos nos alunos e nas condições de oferta do serviço, mas também no fortalecimento da família e das relações familiares.

Neste estudo tentou-se ainda captar o efeito da demissão sobre a probabilidade de acesso ao ensino universitário entre os diferentes tipos de ensino, pois no Brasil a oferta do ensino superior depende de instituições de ensino público e privado, e cada tipo apresenta algumas características bem distintas e que podem interferir no efeito da demissão sobre a probabilidade de ingresso do jovem na universidade. Por exemplo, o setor de ensino privado representa 72% da oferta de ensino universitário, enquanto o ensino gratuito corresponde a 28%.

As universidades públicas, apesar de poucas, têm uma estrutura física robusta e cursos integrais. Já as faculdades particulares respondem mais à demanda e ao mercado, por exemplo, com a prática massiva de cursos a distância e o oferecimento de cursos noturnos (SECCÁ; SOUZA, 2009). No setor privado, há possibilidade de políticas de financiamento estudantil e de cotas raciais, que subsidiam o ingresso dos dependentes de famílias pobres ao ensino superior. Por outro lado, no ensino superior público há inexistência de mensalidade e altos investimentos em assistência estudantil e políticas preocupadas com a sobrevivência e a manutenção dos estudantes nesse ensino. Assim, esses contrastes e as diferentes políticas em cada tipo de ensino podem amenizar os efeitos da demissão do chefe de família sobre a probabilidade de matrícula dos dependentes, portanto eles devem ser considerados. Neste estudo estimou-se um Logit Multinomial para os anos selecionados.

1.2 Hipótese

Acredita-se que a demissão do chefe de família reduzirá a probabilidade do dependente acessar o ensino superior.

1.3 Objetivo Geral

O objetivo deste estudo foi analisar se a demissão da pessoa de referência na família afetaria a tomada de decisão dos dependentes de ingressarem no ensino superior no Brasil, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

1.4 Objetivos Específicos

- a) Avaliar se as características sociodemográficas dos dependentes afetam a probabilidade de eles estarem ou não matriculados no ensino superior.
- b) Verificar se as características socioeconômicas do chefe de família afetam a decisão do jovem de acessar o ensino superior.
- c) Examinar os efeitos, entre os diferentes tipos de ensino (público e privado), da demissão do chefe de família sobre a probabilidade de seus dependentes ingressarem no ensino superior.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 O Modelo de Demanda de Investimento em Capital Humano¹

Entender os possíveis fatores que influenciam os indivíduos na sua decisão de investirem em educação é importante para elucidar o tema proposto neste trabalho. Na literatura, o arcabouço teórico clássico e já bem consolidado que deve ser revisitado para responder essa questão é a teoria do Capital Humano. Estudos seminais de Schultz (1961, 1964), Becker (1962, 1964) e Mincer (1974) fornecem a base de sustentação para essa teoria e já indicavam os principais fatores que afetavam a busca dos agentes por mais educação. Esses autores se depararam com uma realidade (pós 2^a Guerra Mundial) bem diferente daquela que se desenhava nos séculos XVIII e XIX, marcada pelo crescimento econômico e pelo aumento dos níveis de formação e educação, com melhor saúde, alterações da fertilidade e transições demográficas, resultando em indivíduos mais saudáveis, mais ricos e vivendo mais (GOLDIN, 2014).

Portanto não seria inadequado, nesse período, associar capital humano e maior nível educacional com aumento de produtividade e crescimento econômico. Formalmente, os autores não desenvolveram um modelo de demanda por capital humano, ou mesmo por educação. Porém Checci (2006), a partir da teoria de tomada de decisão de investimento em capital humano, desenvolveu um modelo de demanda por educação, que é resultado da derivação dos pressupostos da abordagem do capital humano. Sua importância é que ele consegue identificar os principais determinantes que afetam a demanda por educação.

Checci (2006), a título de simplificação, resume a vida do indivíduo a duas fases: uma correspondente à juventude (período t) e a outra correspondente à fase adulta ou de alcance da maioridade (período $t+1$), devendo ser ressaltado que as decisões em investir em educação foram tomadas na segunda fase. Como os indivíduos são remunerados em termos de sua produtividade, o investimento em educação influencia, *a priori*, seus ganhos futuros. Logo, pode-se inferir que o salário de um indivíduo (W_{ij}) dependeria do capital humano acumulado (H_{ij}) por ele, ou seja, matricular-se no ensino superior significa a opção de demandar mais anos de estudo e, consequentemente,

¹ Esta seção é fortemente baseada em Checci (2006).

acumular mais capital humano, de modo a ampliar seu ganho salarial futuro, obedecendo, assim, à seguinte equação (2.1.1):

$$W_{ij}(H_{ij}) = \beta_j H_{ij} \quad (2.1.1)$$

em que $i=1, 2, 3, \dots, n$ representa as pessoas; $j = t, t+1$ refere-se à fase da vida que está o indivíduo; e β_j é a taxa de produtividade marginal do trabalho.

Checci (2006) ressalta que, pelo fato de o investimento do capital humano precisar de tempo, esse capital, ao longo desse período, sofre uma taxa de depreciação ou desgaste (δ), conforme a equação (2.1.2):

$$H_{it+1} = H_{it}(1 - \delta) + \Delta H_{it} \quad (2.1.2)$$

O termo ΔH_{it} nada mais é que a acumulação de capital humano, e segundo Checci (2006) os fatores que afetam essa variável são: A_i , que é o conjunto das variáveis não observáveis referente aos indivíduos, como as habilidades cognitivas (maior facilidade de aprendizado) e a renda da família; S_{it} , que é o tempo gasto para produzir o novo capital humano; E_{it} , que é o volume de recursos gastos pelo governo; e H_{it} , que é a quantidade inicial de capital humano. O autor supõe, ainda, que S_{it} apresenta retornos decrescentes, ou seja, um ano a mais de estudo produziria acréscimos cada vez menores ao rendimento ou salário do indivíduo, e que os fatores são substitutos imperfeitos, ou seja, que menos tempo gasto para estudar alguma medida poderia ser compensado pela maior habilidade cognitiva. Essas assertivas são moldadas na equação (2.1.3):

$$\Delta H_{it} = (A_i S_{it} E_{it} H_{it})^\alpha, \quad \alpha < 1 \quad (2.1.3)$$

Portanto, a decisão do indivíduo de acessar o ensino em vez de optar pelo trabalho seria influenciada pela análise da diferença entre o rendimento adicional produzido por anos a mais de ensino e o custo de fazer esse investimento, que seria, na realidade, a observação da taxa de retorno do capital humano (CHECCI, 2006; CASSUCE; CASSUCE, 2012). Basicamente, os custos desse investimento podem ser divididos em: (i) diretos ($S_{it} W_{it}(H_{it})$): gastos referentes a livros, aulas e acessórios; e

(ii) indiretos (γ_t): custos de oportunidade que estão ligados ao sacrifício do trabalho atual por anos a mais de educação (CHECCI, 2006; CASSUCE; CASSUCE, 2012).

Para Goldin (2014), a estrutura simples do modelo de investimento em capital humano, ao admitir que os investimentos ocorrem em cenários onde os retornos para a educação são mais elevados, os custos são mais baixos e a taxa de desconto é a mais baixa, reduz de forma significativa a capacidade de explicação da realidade pelo modelo. Isto ocorre porque simplesmente vários fatores importantes não são levados em consideração, por exemplo, o local da formação (se em casa, no trabalho ou na escola), a situação econômica (se está empregado ou desempregado), a quantidade de conexões sociais da família, a profissão dos pais e o histórico da família (BECKER; TOMES, 1986; SJÖGREN, 2000; GOLDIN, 2014).

Para a comparação dos retornos é necessário trazer os salários recebidos por toda a vida para o valor presente. Supondo a análise de custo/benefício do investimento em capital humano e uma taxa de juros de mercado igual a ρ , Checci (2006) considera o valor presente descontado (V_i) como:

$$V_i = W_{it}(H_{it}) + S_{it}W_{it}(H_{it}) - \gamma_t S_{it} + \frac{W_{it+1}(H_{it+1}) - S_{it+1}W_{it+1}(H_{it+1}) - \gamma_{t+1}S_{it+1}}{1 + \rho}$$

$$V_i = \beta_t H_{it}(1 - S_{it}) - \gamma_t S_{it} + \frac{\beta_{t+1}H_{it+1}(1 - S_{it+1}) - \gamma_{t+1}S_{it+1}}{1 + \rho} \quad (2.1.4)$$

Assumindo que o agente econômico em questão é racional, a escolha da quantidade ótima de educação pode ser definida como um problema de maximização do valor presente descontado, que segundo Checci (2006) pode ser representado pela equação (2.1.5):

$$\max_{S_{it}S_{it+1}} V_i = \max_{S_{it}S_{it+1}} \beta_t H_{it}(1 - S_{it}) - \gamma_t S_{it} + \frac{\beta_{t+1}[H_{it}(1 - \delta) + (A_i S_{it} E_{it} H_{it})^\alpha](1 - S_{it+1}) - \gamma_{t+1}S_{it+1}}{1 + \rho} \quad (2.1.5)$$

Ao resolver esse problema de maximização, considerando que haja um investimento ótimo em educação nas duas fases do indivíduo (S_{it}, S_{it+1}), Checci (2006) define duas condições de primeira ordem:

$$S_{it+1}^* = 0 \quad (2.1.6)$$

$$\beta_t H_{it} + \gamma_t = \frac{\beta_{t+1}}{1 + \rho} \frac{\alpha \Delta H_{it}}{S_{it}} \Rightarrow S_{it}^* = \left[\frac{\beta_{t+1}}{\beta_t(1 + \rho)} \frac{\alpha (A_i E_{it} H_{it})^\alpha}{H_{it} + \frac{\gamma_t}{\beta_t}} \right]^{\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)} \quad (2.1.7)$$

A equação (2.1.6) corresponde a uma solução de canto. Nota-se que a quantidade ótima de educação na segunda fase de vida da pessoa é igual a 0, uma vez que a fase seguinte seria a aposentadoria, e do ponto de vista produtivo a aquisição de educação nesse período ($t+1$) não traria nenhum tipo de retorno (CHECCI, 2006; CASSUCE; CASSUCE, 2012). Já a quantidade de educação ótima para a equação (2.1.7), que corresponde ao período em que o indivíduo está na juventude, é encontrada pela consideração de uma solução interna (CHECCI, 2006), sendo essa solução o resultado da igualdade entre custo marginal ($\beta_t H_{it} + \gamma_t$) e receita marginal ($\frac{\beta_{t+1}}{1 + \rho} \frac{\alpha \Delta H_{it}}{S_{it}}$), advindos da aquisição de capital humano e derivados do problema de maximização do valor presente descontado (equação 2.1.5).

A solução encontrada na equação (2.1.7) determina, desta forma, quais fatores devem ser considerados na análise da demanda de investimento em educação, que Checci (2006) concebe na forma da equação (2.1.8):

$$S_{it}^* = S \left(\underbrace{A_i}_{+}, \underbrace{H_{it}}_{\pm}, \underbrace{\beta_{t+1}/\beta_t}_{+}, \underbrace{\rho}_{-}, \underbrace{\gamma_t}_{-}, \underbrace{E_{it}}_{+} \right) \quad (2.1.8)$$

Essa equação indica várias conclusões sobre os fatores que afetam a demanda por mais educação. Por exemplo, melhores condições de emprego reduzem a demanda por educação, uma vez que a decisão de trabalhar hoje representa ganhos salariais correntes β_t mais atrativos do que os ganhos salariais esperados no futuro β_{t+1} , ou seja, a alteração da taxa marginal do retorno por educação (CHECCI, 2006). Outra consideração é acerca da taxa de juros de mercado ρ , que representa a taxa de retorno do capital humano. As taxas de juros mais elevadas implicam maiores custos ao longo do tempo com empréstimos e financiamentos e, consequentemente, menores ganhos salariais no futuro, portanto o resultado é uma demanda menor por educação (CHECCI, 2006).

Outro fator interessante é a quantidade de capital humano, que pode provocar alteração na demanda por educação em dois sentidos: uma expectativa maior de retorno salarial no futuro com um determinado nível capital humano poderia estimular a demanda de educação em certo período, porém no período seguinte o aumento de profissionais com o mesmo nível técnico, *coeteris paribus*, tenderia a reduzir os acréscimos nos salários e, consequentemente, o retorno esperado com o investimento. Desta forma, na segunda fase a demanda por mais anos de estudos reduziria.

No modelo é possível identificar o efeito de variáveis não observáveis no comportamento da demanda por educação. Essas variáveis, como as habilidades cognitivas e a renda da família, esta última de grande interesse neste estudo, impactam positivamente a decisão do indivíduo investir em educação. Por exemplo, famílias com rendimentos mais altos teriam custos diretos e indiretos relativamente menores, e a um custo proporcionalmente menor de acesso ao ensino, via empréstimos e financiamentos, o que influenciaria de forma positiva a demanda por mais anos de estudo (CHECCI, 2006; CASSUCE; CASSUCE, 2012).

Os custos diretos e os gastos governamentais relacionados à educação também afetam a demanda por educação. Se o custo dos materiais didáticos e acessórios diminui, ou se o investimento do governo em melhores condições de ensino (maior capacidade de financiamento do ensino superior) aumenta, há uma mudança na análise de custo/benefício do investimento em educação que o indivíduo faz em demandar mais anos de estudo, e o reflexo é uma demanda maior por educação (CHECCI, 2006; CASSUCE; CASSUCE, 2012).

A título de abstração, os gastos públicos com educação no Brasil podem tomar formas de programas de acesso ao ensino superior. A existência desses programas implica dois aspectos. O primeiro é relativo à demanda de educação: esses programas auxiliam ou financiam o ensino superior de diversos estudantes por meio do ingresso, principalmente, nas instituições de ensino universitário privado, por intermédio do Fundo de Financiamento Estudantil (FIES), do Programa Universidade para Todos (PROUNI) e da Política de Cotas Raciais. O efeito sobre a demanda é que o indivíduo pode ingressar na universidade, independentemente da situação econômica dos pais, ou seja, a menor renda ou o desemprego poderiam ser compensados em parte (uma vez que são substitutos imperfeitos) por programas públicos, influenciando a tomada de decisão.

O segundo aspecto é referente à hipótese de perfeição do mercado de capitais. As políticas educacionais vigentes direcionam suas ações para o acesso de famílias mais

pobres ao ensino superior. Ao considerar as taxas de juros sobre a possibilidade de empréstimos, o custo de assumir um empréstimo para demandar mais educação para as famílias mais pobres é relativamente bem alto. O fato de o governo direcionar suas ações para essas famílias implica evidências para que se acredite que haja assimetria no mercado de capitais e de créditos.

Portanto, o indivíduo fará suas escolhas em adquirir educação com base na análise de custo e benefício do investimento em capital humano, considerando a taxa de retorno desse mesmo capital, desde que não haja restrições de crédito. Assim, dentro dessa lógica, a demissão sobre o acesso à demanda dos filhos por educação está ligada à mudança direta dos custos e benefícios da educação, isto é, o desemprego dos pais ou do chefe de família aumenta ainda mais os custos na tomada de decisão de ingressar no ensino superior. Logo, a análise de relação custo e benefício altera, reduzindo o custo de oportunidade, e o jovem tem agora um cenário que influencia negativamente o seu consumo de educação (BECKER, 1964; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; CHECCI, 2006; CASSUCE; CASSUCE, 2012). Esse efeito é denominado de efeito investimento da demissão.

Porém, questões como os efeitos das variáveis socioeconômicas e não materiais que podem alterar a expectativa do jovem quanto ao seu ingresso no ensino superior são vistas como variáveis não observáveis e não são citadas no modelo. Nesse sentido, é interessante mencionar a teoria do *Family Background*. Esta teoria aborda de forma mais profunda como o ambiente familiar afeta as decisões sobre a demanda de educação dos indivíduos, além de indicar os possíveis mecanismos ou canais pelos quais as famílias afetam a decisão do jovem em demandar educação. Essa teoria será apresentada no próximo tópico, com o intuito de complementar as pressuposições e a teoria anteriormente tratada.

2.2 A Teoria do *Family Background* e a Influência dos Pais sobre as Escolhas por mais Educação dos Filhos²

Segundo a teoria do Capital Humano, os investimentos em capital humano ou, de maneira simplificada, em maior nível educacional proporcionam aos indivíduos maiores ganhos salariais em uma perspectiva de médio e longo prazo (BECKER, 1962;

² Esta seção é fortemente baseada em Becker e Tomes (1986).

MINCER, 1974). Esse fato ocorre porque, segundo a teoria, o investimento em aperfeiçoamento de habilidades ou ampliação da capacidade técnica e intelectual do indivíduo permite a ele acesso a funções e a atividades econômicas de alta especificidade, qualificação e rentabilidade no mercado de trabalho e, consequentemente, sucesso econômico (BECKER, 1962; MINCER, 1974).

A teoria prevê que esses investimentos são realizados e concentrados na fase mais jovem do indivíduo e que a taxa de retorno desses investimentos tende a cair à medida que os indivíduos vão alcançando uma vida profissional sólida e sustentável. Este fato decorre do aumento dos custos marginais, dado que os investimentos em capital humano, ao contrário do capital que ocorre de uma vez só e em um curto espaço de tempo, são realizados de forma parcelada e ao longo do tempo (MINCER, 1974). Logo, o sacrifício de se trocar anos de trabalho por anos de estudo fica bem maior quanto mais velho o indivíduo for, pois as condições materiais e mentais e o tempo exigido são bem diferentes e a favor das condições obtidas quando se é jovem.

Por outro lado, essa taxa de investimento cai porque os benefícios diminuem, uma vez que os custos de oportunidade (*trade off* entre estar empregado ou adquirir mais um ano de estudo) tendem a subir com a experiência, pois o tempo de retorno do investimento é reduzido (MINCER, 1974). Então, quanto mais tardia for a opção de realizar investimentos em educação, menor é o tempo de recuperação desse capital investido, pois a depreciação física do capital humano e os fatores biológicos inerentes ao ser humano lhe restringem o tempo da execução de sua vida produtiva. Isto é, o indivíduo estaria estudando no período em que deveria estar constituindo sua vida produtiva.

No entanto, os modelos de investimento em capital humano, ao se basear em análises de custo/benefício, não tratam de forma direta a influência que o histórico familiar, a ocupação, os rendimentos e a riqueza dos pais exercem sobre a educação, as escolhas profissionais e os ganhos dos seus filhos (BECKER; TOMES, 1986; SJÖGREN, 2000; GOLDIN, 2014). Dessa forma, recorre-se à teoria do *Family Background* para explicar melhor essa relação.

Essa abordagem teórica permitiu diversos estudos sobre a desigualdade de oportunidades, de renda e de educação, a estruturação de modelos de efeitos intergeracionais de desemprego e de escolhas profissionais, assim como de modelos que explicam como o ambiente familiar influencia as escolhas educacionais dos filhos (LAM; SCHOENI, 1993; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; REGAN; BURGHARDT;

OAXACA, 2007; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). Porém, o ponto crucial para este estudo é entender como as famílias participam, incentivam e influenciam as escolhas de seus filhos quanto ao acúmulo de conhecimento e às escolhas profissionais (BECKER; TOMES, 1986; SJÖGREN, 2000; GOLDIN, 2014).

Para dar suporte à compreensão dessa questão, foi utilizado o modelo de Becker e Tomes (1986), denominado de modelo de mobilidade intergeracional, que discute o investimento em capital humano dos jovens, cujo problema de pesquisa era porque algumas famílias ascendem economicamente e outras não. Esse modelo tem como principal relação os ganhos dos pais e os ganhos dos filhos, além de tentar construir os mecanismos de interação entre capital humano, transferências de riqueza (legado e herança) de pais para filhos e o consumo intergeracional (BECKER; TOMES, 1986).

Segundo os autores, alguns fatores do ambiente familiar fornecem algum tipo de vantagem para certas crianças, como maior capacidade econômica dos pais, maior investimento na educação primária, aspectos culturais, características genéticas mais favoráveis, entre outros fatores, por exemplo, a perpetuação de características genéticas (DNA) e culturais (costumes e valores da família) de pais para filhos (BECKER; TOMES, 1986). Para entender como esses fatores são transmitidos para os filhos, tem-se a primeira relação básica do modelo:

$$E_t^i = \alpha_t + \lambda E_{t-1}^i + \vartheta_t^i \quad (2.3.1)$$

em que E_t^i é a dotação (ou conjunto de características) de uma dada família i de uma da geração t ; α_t é a dotação social comum a todos os indivíduos pertencentes à determinada coorte da sociedade; λ é o grau (ou vetor de graus) de hereditariedade dessa dotação (ou desse conjunto de fatores); e ϑ_t^i é o componente não sistemático da transmissão desses fatores ou elemento de sorte no processo de transmissão. Cabe destacar que os pais não investem nessa dotação dos filhos.

Para maior clareza do que seria essa dotação, podem-se imaginar as principais variáveis estudadas pelo *Family Background*, como a escolaridade do pai, a escolaridade da mãe, a renda e o tamanho da família, o *status* ocupacional dos pais, o sexo, a cor e a classe social (FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; REGAN; BURGHARDT; OAXACA, 2007). Por exemplo, pais com maiores níveis educacionais podem influir positivamente nas escolhas dos filhos por mais educação (FERNANDEZ; SHIOJI,

2001). Assim, essa equação deixa claro que as características de uma dada geração ou, de forma reducionista, de um indivíduo estão correlacionadas, dependendo do grau de hereditariedade, com as características genéticas, culturais, socioeconômicas e de conhecimento da sua família.

No modelo são impostas algumas restrições sobre a magnitude e o sinal do grau de hereditariedade das dotações. Esse grau é estimado a partir dos ganhos de pais e filhos. Desta forma, λ está entre 1 e 0. Isto parte da hipótese de que as características genéticas e culturais, ou a dotação, são parcialmente herdadas (BECKER;TOMES, 1986), ou seja, os filhos que apresentam pais bem-dotados tendem a estar acima da média, porém sua dotação média é relativamente menor que a dotação dos seus pais, e vice-versa.

Uma das diferenças desse modelo para os outros modelos de mobilidade intergeracional é que ele assume que os pais, além de características genéticas e culturais, influenciam os ganhos de seus filhos por meio de outros fatores, como os gastos com a educação dos filhos, saúde, motivação, entre outros aspectos (BECKER; TOMES, 1979, 1986). Os ganhos potenciais dos filhos, além do capital humano da criança e até mesmo os gastos do governo com educação, são fortemente influenciados pelos rendimentos, pelas preferências e pela fertilidade de seus pais, que buscam, *a priori*, o bem-estar econômico dos seus filhos (ROSENZWIEG, 1990; SJÖGREN, 2000).

Essas influências podem ser analisadas na equação (2.3.2), supondo que a vida do indivíduo seja dividida na fase da infância e da vida adulta. Os ganhos na fase adulta (Y_t), levando em consideração o capital humano(H_t) e a sorte no mercado(ε_t), podem ser definidos como:

$$Y_t = \gamma(T_t f_t) H_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad (2.3.2)$$

em que os ganhos fornecidos por uma unidade de capital humano (γ) são obtidos a partir do equilíbrio do mercado de fatores, que depende positivamente do conhecimento tecnológico (T_t) e negativamente da razão da quantidade de capital humano e capital não humano da economia (f_t).

Como a preocupação do modelo é explicar as diferenças entre as famílias, o valor exato de γ não é tão importante, uma vez que pelo modelo esses ganhos são

comuns a todas as famílias (BECKER; TOMES, 1986). A título de simplificação, assume-se que o valor dessa variável é 1.

Outro pressuposto é que como o capital humano pode ser expresso de diversas formas, por exemplo, competências, habilidades cognitivas e técnicas, personalidade, reputação, entre outros aspectos, considerou-se que esse capital seria homogêneo e “substantialmente” o mesmo entre as diversas famílias. Assume-se também que, como os investimentos nos períodos iniciais de aprendizagem dos filhos são fundamentais para seu desenvolvimento no futuro, o capital humano acumulado na fase adulta é proporcional ao capital humano acumulado na infância. Logo, o capital humano na fase adulta e os ganhos esperados dependem dos gastos dos pais (x_{t-1}), dos gastos públicos (s_{t-1}) e de seu próprio desenvolvimento(E_t):

$$H_t = \psi(x_{t-1}, s_{t-1}, E_t), \text{ com } \psi_j > 0 \text{ e } j = x, s, E \quad (2.3.3)$$

Essa equação vai de encontro à afirmação de Björklund e Salvanes (2010), que após analisarem estudos sobre educação e o *Family Background* concluíram que a formação de capital humano e o nível educacional dos indivíduos estão correlacionados positivamente com o nível educacional e as variáveis de *status* socioeconômico dos pais. Para os autores, o *Family Background* buscou identificar quais recursos ou insumos dos pais poderiam estar associados à produção de capital humano e à realização educacional dos filhos, por exemplo, a renda (capacidade de investimento), a preferência ou o tempo de convívio com os filhos (BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). Eles acrescentam também que as relações sociais da criança e o seu desenvolvimento cognitivo podem ter influência no seu desenvolvimento e nos seus resultados quando adulto (BJÖRKLUND; SALVANES, 2010).

A maior capacidade econômica da família, os maiores investimentos em educação nas idades iniciais dos filhos e outros fatores referentes à infraestrutura da família, como os valores, a cultura e a genética, elevarão o efeito marginal da família e dos gastos públicos com a produção de capital humano (BECKER, 1964; MINCER, 1974; BECKER; TOMES, 1986). Logo, a taxa marginal de retorno sobre os gastos dos pais (r_m) vai estar representada na equação a seguir:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial x_{t-1}} = \frac{\partial H_t}{\partial x_{t-1}} = \psi_x = 1 + r_m(x_{t-1}, s_{t-1}, E_t)$$

(2.3.4)

A taxa de retorno sobre os gastos dos pais depende do montante investido no filho e do estoque agregado de capital humano. Como hipótese assume-se que o elemento de sorte no processo de transmissão ϑ_t^i e a taxa de retorno sobre esses investimentos são totalmente conhecidos para os pais, o que garante que o ambiente social e os gastos públicos também sejam conhecidos.

Outros pressupostos são que os pais podem investir a renda destinada aos filhos entre capital humano e ativos e que a taxa de juros de mercado é a mesma para todos os indivíduos (r_t). Para os autores, a taxa de juros de mercado é menos sensível ao acúmulo de capital humano. Caso os pais não queiram alocar todo seu legado ou sua herança aos seus filhos entre capital humano e ativos, eles podem financiar as despesas das crianças via empréstimo e pagamento de juros, podendo essa dívida tornar-se uma obrigação dos filhos quando adultos.

Portanto, se os pais desejam maximizar o bem-estar dos filhos, eles automaticamente reduzem seu próprio consumo e lazer. Em outras palavras, os pais só conseguirão maximizar o ganho líquido (ganho menos a dívida) de seus filhos quando a taxa marginal de retorno sobre os gastos dos pais (r_m) for igual à taxa de retorno marginal dos ativos, ou seja, a taxa de juros (r_t). Assim, o nível ótimo de gastos com a criança é definido na equação (2.3.5):

$$r_m = r_t \text{ ou } \dot{x}_{t-1} = g(E_t, s_{t-1}, r_t), \text{ com } g_E > 0, g_r < 0 \text{ e } g_t < 0 \quad (2.3.5)$$

Algumas implicações são tiradas das equações até aqui relacionadas. A primeira é que o aumento da taxa de juros de mercado reduz o investimento em capital humano e, simultaneamente, os ganhos potenciais, pois para os pais seria mais interessante investir em ativos do que na educação dos seus filhos.

Segundo, se supor que os gastos públicos e os gastos privados (gastos realizados pelos pais) são substitutos perfeitos, a produção de capital humano dependeria da soma desses gastos, portanto o aumento nos gastos públicos seria compensado pela redução proporcional nos gastos privados (dos pais), mantendo a acumulação de capital humano inalterada (BECKER; TOMES, 1986). No entanto, se o aumento nos gastos públicos for suficientemente grande, há possibilidade de aumentar a produção de capital humano, uma vez que os gastos privados só poderiam chegar a 0 (BECKER; TOMES, 1986).

Terceiro, o capital humano e os ganhos dos filhos não dependem necessariamente de ativos e ganhos dos pais, haja vista que pais menos abastados financeiramente podem financiar o investimento nos filhos por meio de empréstimos e financiamento externo (BECKER; TOMES, 1986). No entanto, o rendimento dos filhos depende dos pais, pois a dotação e a herança de ativos e as dívidas assumidas são sensíveis ou estão fortemente relacionadas aos rendimentos e à riqueza dos pais (BECKER; TOMES, 1986). Na prática, os pais mais abastados financeiramente tendem a financiar toda a acumulação de capital humano dos seus filhos.

Desta forma, assim como previsto na teoria do *Family Background*, o desempenho econômico dos filhos poderia estar associado às escolhas dos pais, quanto ao investimento na produção do capital humano dos filhos (gasto privado), às escolhas dos filhos, dado o investimento dos pais em sua educação, e às políticas governamentais (gasto público), que afetam pais e filhos (BJÖRKLUND; SALVANES, 2010).

Por último, os ganhos e o capital humano das crianças estão indiretamente relacionados ao grau de hereditariedade das dotações (BECKER; TOMES, 1986). Assim, quanto maior o grau de hereditariedade, mais relacionado estaria o capital humano e a capacidade econômica de pais e filhos. Neste sentido, para derivar a relação entre os ganhos dos pais e filhos, basta substituir o nível ótimo de \hat{x} , dado pela equação (2.3.5), na equação de ganhos intergeracionais (2.3.2):

$$Y_t = \psi[g(E_t, s_{t-1}, r_t), s_{t-1}, E_t] + \varepsilon_t = \varphi(E_t, s_{t-1}, r_t) + \varepsilon_t$$

em que $\varphi_E = \psi_g g_E + \psi_E = \frac{\partial Y}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial E} + \frac{\partial Y}{\partial E} > 0$

(2.3.6)

Assim, indiretamente, percebe-se que as famílias que apresentam condições ou características genéticas, culturais e socioeconômicas favoráveis ao acúmulo de capital humano têm maiores chances de presenciar a realização educacional e o sucesso econômico e no mercado de trabalho dos filhos (BLANDEN; MACHIN, 2008). Porém, é possível tornar essa relação explícita, pois essa equação relaciona os ganhos na fase adulta (Y_t) e a dotação (ou conjunto de características) de uma dada família (E_t).

Logo, por meio de manipulação matemática, pode-se substituir E_{t-1} na equação (2.3.2) e Y_t pode se relacionar com Y_{t-1} , ε_t , ϑ_t , ε_{t-1} e outras variáveis, conforme a equação (2.3.7):

$$Y_t = F(Y_{t-1}, \varepsilon_{t-1}, \vartheta_t, \lambda, s_{t-1}, s_{t-2}, r_t, r_{t-1}, \alpha_t) + \varepsilon_t \quad (2.3.7)$$

De acordo com esse modelo, o perfeito funcionamento dos mercados de capitais, que disponibiliza crédito às famílias para financiar os investimentos na produção de capital humano de suas crianças, distingue de certa forma a transmissão dos ganhos por meio da generosidade e dos recursos econômicos dos pais (BECKER; TOMES, 1986). No entanto, no mundo real o mercado de crédito age de forma imperfeita, principalmente quando o crédito é para investimento em capital humano.

Esse fato acontece porque em termos de garantias o capital humano é instável, pois existe um risco moral por detrás do consumo de empréstimos, no qual os jovens podem, após contrair a dívida, não render o esperado, e esses esforços mínimos podem conduzir a uma situação de inadimplência, uma vez que as informações sobre a capacidade de esforço no trabalho e as oportunidades de emprego podem ser de natureza individual (BECKER; TOMES, 1979). Além disso, as sociedades evitam tornar os empréstimos dos pais hereditários, pois há a possibilidade de alguns pais, que não se preocupam com o bem-estar dos filhos, usarem esse crédito para financiar o próprio consumo (BECKER; TOMES, 1986).

Nesse cenário, a conclusão de Becker e Tomes (1986) é que as famílias que têm maior propensão a ascender econômica e socialmente (entendam como garantir o sucesso econômico dos filhos e reproduzir o *status* econômico da família) são as mais ricas, porque podem facilmente financiar a produção de capital humano dos filhos, bem próximo do investimento ótimo com os filhos, além da tendência da dotação dessas famílias serem maiores do que a média, o que eleva ainda mais a busca de maximização de riqueza via capital humano. Sendo assim, para as famílias abastadas o efeito riqueza supera o efeito da hereditariedade (dotação ou legado) sobre os investimentos e, provavelmente, sobre os potenciais ganhos dos filhos (e a ocupação dos melhores postos de trabalho). Nesse argumento, tem-se algum *insight* sobre a relação entre as desigualdades de renda e as desigualdades educacionais entre os indivíduos (círculo vicioso da pobreza).

Os autores finalizam sua discussão admitindo que, no modelo, os pais tendem a investir mais nos filhos do que em ativos físicos e financeiros, porque acreditam que as taxas de retorno dos investimentos dos filhos são mais altas do que as dos ativos. Eles relatam ainda que nas famílias mais pobres e de nível médio, na maioria das vezes, existem contratos implícitos, institucionalizados informalmente e sancionados

socialmente, em que os filhos devem apoiar a velhice dos pais em troca desses investimentos em capital humano.

Assim, a partir desse modelo, percebem-se mais dois efeitos provocados pela demissão sobre o acesso à demanda dos filhos por educação. O primeiro é o efeito riqueza ou efeito renda, que está intimamente ligado com a restrição orçamentária da família. A demissão do chefe de família provoca redução na renda familiar. Como em uma estrutura de mercado de capitais imperfeitos, as escolhas de consumo de educação e os ganhos dos filhos estão atrelados à renda dos pais. A queda da renda pela ocorrência da demissão implica queda nos gastos privados (dos pais) com os filhos, que implica queda na demanda dos filhos por mais educação, principalmente nas famílias pobres (BECKER; TOMES, 1986; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; CHECCI, 2006; STEVENS; OREOPoulos; PAGE, 2008; CASSUCE; CASSUCE, 2012).

O segundo será chamado de efeito demissão. Este efeito está relacionado com as variáveis de dotação, generosidade, sorte e estrutura organizacional do ambiente familiar. A perda do emprego pelo chefe de família impõe sobre a casa alterações do estado de humor dos integrantes da família, aumento do *stress*, entre outros fatores. Logo, as variáveis como a dotação (a cultura, a habilidade cognitiva e os fatores genéticos), a generosidade (a disposição dos pais em sacrificar mais renda para o maior consumo de educação dos filhos), a sorte na transmissão das características herdadas dos pais e o nível educacional dos pais ganham grande peso na decisão dos jovens pelo acesso ao ensino universitário (BECKER; TOMES, 1986; SJÖGREN, 2000; VELOSO; FERREIRA, 2003; COELLI, 2011).

Portanto, a demissão dos pais pode ser um elemento que potencializa a desigualdade educacional entre seus filhos e os jovens de outras famílias e a desigualdade de renda entre as famílias, o que, consequentemente, reduz as chances desse filho acumular mais conhecimento para concorrer pelas melhores posições no mercado de trabalho (FERREIRA; VELOSO, 2003; LAM; SCHOENI, 1993; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; REGAN; BURGHARDT; OAXACA, 2007).

3. METODOLOGIA

3.1 O Modelo Empírico

Com o objetivo de verificar o efeito da demissão da pessoa de referência sobre o acesso do jovem ao ensino superior, utilizou-se um modelo econométrico para averiguar de que modo e com qual magnitude a condição ocupacional do chefe de família afeta a probabilidade de um filho estar ou não matriculado no ensino superior. Como nessa ocasião a variável dependente ou de resposta é dicotômica, recorre-se aos modelos de Escolha Qualitativa. Neste estudo, o modelo adotado segue a forma do modelo *Logit*, que estima a probabilidade de acesso com base na função de distribuição logística acumulada.

O modelo utilizado neste estudo é baseado no modelo de Pan e Ost (2014). Até então, com base nesses autores, o modelo usado para calcular a probabilidade do jovem estar matriculado no ensino superior na presença da demissão foi o modelo de *Probabilidade Linear*. Porém, a existência de problemas com a estimativa torna o modelo menos indicado para o estudo, pois: (i) não há normalidade dos erros: como a variável dependente assume dois valores, supõe-se que o termo de erro segue uma distribuição binomial, o que torna a hipótese de normalidade dos erros insustentável; (ii) não há satisfação do intervalo de 0 a 1: não há garantias que os valores estimados da variável dependente esteja entre 0 e 1; e (iii) há dependência constante: o valor da probabilidade aumenta linearmente com o aumento na magnitude das variáveis explicativas, assim o efeito marginal é constante, independentemente das características dos indivíduos (WOOLDRIDGE, 2002; GREENE, 2003).

Dessa forma, preferiu-se a utilização do modelo *Logit*, por ele apresentar, comparativamente, propriedades mais consistentes de estimação, como a garantia que a probabilidade de ocorrer o evento esteja em um intervalo de 0 a 1, e dependência não constante, ou seja, a relação entre as variáveis independentes e a probabilidade é não linear, a fim de encontrar resultados mais confiáveis e eficientes (WOOLDRIDGE, 2002; GREENE, 2003).

O modelo *Logit* pode ser derivado, conforme Pindyck e Rubinfeld (1999), da função de probabilidade logística acumulada. Para compreender esse modelo, suponha um indicador Z_i , que representa a decisão do jovem optar ou não pelo ensino superior, sendo determinado por:

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Demischefe}_i + \beta_2 X_i \quad (3.1.1)$$

em que β_i ($i = 0,1,2$) são os parâmetros do indicador; Demischefe_i é um indicador de que a pessoa de referência foi demitida em algum instante do tempo; e X_i é um vetor de covariáveis que incluem dados como cor do dependente, localização da residência, renda familiar, sexo do dependente, número de dependentes, sexo do chefe de família, cor do chefe de família, idade do chefe de família, escolaridade do chefe de família e região de residência.

O índice Z_i representa uma variável não observada e aleatória que define o ponto crítico para qual se distinguem duas categorias: a primeira (o não acesso) é formada pelos valores abaixo de Z_i crítico e a segunda (o acesso) é formada pelos valores acima de Z_i crítico (PINDYCK; RUBINFELD, 1999). Logo, o modelo *Logit* soluciona o problema de estimação dos parâmetros desse índice, consequentemente obtém-se informações subjacentes ao índice Z_i . Para estimar esses parâmetros é preciso conhecer a função de probabilidade logística acumulada. Essa função é apresentada a seguir:

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 \text{Demischefe}_i + \beta_2 X_i)}} \quad (3.1.2)$$

em que P_i é interpretado como a probabilidade de estar matriculado condicionada à demissão do chefe de família e ao vetor de covariáveis. Como a ocorrência do evento, neste caso estar matriculado, é considerada certa, assume-se o valor 1, e não estar matriculado assume-se o valor 0. Logo, espera-se que P_i esteja entre 0 e 1.

Ao manipular matemática e algebraicamente os termos da função de probabilidade logística acumulada, tem-se a equação (3.1.3):

$$e^{-Z_i} = \frac{P_i}{1 - P_i} \quad (3.1.3)$$

em que o segundo membro da equação representa a razão de probabilidade em favor da ocorrência do evento, garantindo que a probabilidade estimada do indivíduo esteja entre 0 e 1.

Ao linearizar a equação (3.1.3) e assumir que $Z_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Demischefe}_i + \beta_2 X_i$, pode-se explicitar a equação a seguir:

$$L_i = \ln \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = Z_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Demischefe}_i + \beta_2 X_i \quad (3.1.4)$$

em que L_i é o logaritmo da razão das probabilidades em favor da opção estar matriculado no ensino superior ou o *Logit*. A partir dessa equação é possível estimar os parâmetros do índice e a probabilidade de ocorrência do evento para os jovens.

Como os coeficientes para modelos de escolha binária não possuem significado econômico relevante, uma vez que a variável resposta define duas decisões distintas com suas respectivas utilidades, é vantajoso somente calcular as probabilidades e os efeitos marginais das variáveis de interesse, visto que essas informações são as mais importantes para o estudo (CIRINO, 2008). A partir do cálculo diferencial pode-se estimar o efeito marginal para variáveis contínuas para o modelo *Logit*, sendo definido como:

$$E_{mg} = f(Z_i) \cdot \frac{dZ_i}{dX_i} \quad (3.1.5)$$

em que $f(Z_i) = \frac{e^{-\beta_0 - \beta_1 \text{Demischefe}_i - \beta_2 X_i}}{(1 + e^{-\beta_0 - \beta_1 \text{Demischefe}_i - \beta_2 X_i})^2}$. Nota-se que efeito marginal do modelo

Logit não é constante. Assim, a relação entre a probabilidade e as variáveis explicativas é não linear.

Contudo, neste estudo, a maioria das variáveis explicativas possui caráter qualitativo e a forma de se calcular o efeito marginal fica diferente da anterior. Por exemplo, se o objetivo é calcular o efeito marginal da demissão do chefe quando o jovem possui entre 16 e 19 anos (Demischefe_1), cuja variável tem valor 1 se ocorre a demissão e 0, caso contrário, pode-se escrever seu efeito marginal da seguinte forma:

$$E_{mg(\text{Demischefe}_1)} = F(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 \text{Demischefe}_2 + \dots + \beta_K X_K / \text{Demischefe}_1 = 1) - F(\beta_0 + \beta_2 \text{Demischefe}_2 + \dots + \beta_K X_K / \text{Demischefe}_1 = 0) \quad (3.1.6)$$

em que $F(.)$ representa a função de probabilidade logística acumulada. Percebe-se que se os valores das variáveis explicativas e o sinal de β_1 forem conhecidos, é possível determinar se o impacto da variável Demischefe_{1i} sobre a probabilidade de se estar matriculado é positivo ou negativo (CIRINO, 2008).

Deste modo, definidos o modelo Logit e a probabilidade do dependente estar matriculado, pode-se então calcular a regressão logística, que para o estudo será estimada como:

$$\begin{aligned}
 L_i = \ln \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Demischefe}_{1i} + \beta_2 \text{Demischefe}_{2i} + \\
 \beta_3 \text{EscChefe}_{1i} + \beta_4 \text{EscChefe}_{2i} + \beta_5 \text{EscChefe}_{3i} + \beta_6 \text{EscChefe}_{4i} + \beta_7 \text{IdaChefe}_i + \\
 \beta_8 \text{CorChefe}_i + \beta_9 \text{SexoChefe}_{1i} + \beta_{10} \text{Cor}_{1i} + \beta_{11} \text{Sexo}_{1i} + \beta_{12} \text{RendFam}_i + \beta_{13} \text{Urb}_i + \\
 \beta_{14} \text{NºDep}_i + \beta_{15} \text{SE}_i + \beta_{16} \text{SUL}_i + \beta_{17} \text{CO}_i + \beta_{18} \text{NE}_i + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{3.1.7}$$

em que β_i ($i = 1, 2, \dots, n$) são os parâmetros estimados para a função de regressão logística; L_i , neste caso, é o logaritmo das chances, ou seja, é o logaritmo da razão de probabilidades em favor de estar matriculado no ensino superior; Demischefe_{1i} é uma variável dummy que indica se a demissão do chefe de família ocorreu quando o jovem apresentava idade entre 16 e 19 anos, assumindo o valor 1 se a demissão ocorreu e 0, caso contrário; Demischefe_{2i} é uma variável dummy que indica se a demissão do chefe de família ocorreu quando o jovem apresentava idade entre 21 e 24 anos, assumindo o valor 1 se a demissão ocorreu e 0, caso contrário; EscChefe_k ($k = 1, \dots, 4$) são variáveis discretas que indicam a escolaridade da pessoa de referência da família, em anos de estudo, com classe inicial formada por chefes de famílias com zero a três anos de estudo, e por chefes de famílias com quatro a sete, oito a dez e 11 ou mais anos de estudo, respectivamente; IdaChefe_i representa a idade do chefe de família; CorChefe_i é uma dummy que representa a cor do chefe de família, assumindo o valor 1 para os indivíduos não brancos e valor 0 para indivíduos brancos; SexoChefe_{1i} é uma variável dummy que indica o sexo da pessoa de referência dependente, assumindo o valor 1 para o chefe de família do sexo masculino e 0 se for do sexo feminino; Cor_i é uma dummy que indica a cor do dependente, assumindo o valor 1 para os dependentes não brancos e 0, caso contrário; Sexo_{1i} é uma variável dummy que indica o sexo do dependente, assumindo o valor 1 para o dependente do sexo masculino e 0 se for do sexo feminino; RendFam_i é a variável que representa a renda da família; Urb_i é uma variável dummy

que indica a localização da residência do trabalhador, assumindo o valor 1 para o trabalhador na cidade e 0 se estiver localizado na zona rural; $NºDep_i$ é a variável que representa a quantidade de dependentes pertencentes à família; SE_i , SUL_i , CO_i e NE_i são variáveis discretas que indicam a região brasileira onde se encontra o dependente, , respectivamente, as Regiões Sudeste, Sul, Centro-Oeste e Nordeste, sendo a Norte a região de referência; e ε_i representa os erros estocásticos da regressão.

Espera-se que o efeito da demissão dos pais sobre a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior seja negativo, uma vez que se acredita na hipótese de que a redução permanente da renda família, ou seja, a redução da capacidade de financiamento interno, e a deterioração do ambiente estrutural e emocional da família afetem a decisão do indivíduo de ingressar na universidade (FERNADEZ; SHIOJI, 2001; OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST 2014). Quanto à variável escolaridade da pessoa de referência, espera-se que os sinais das variáveis sejam positivos, pois acredita-se que os indivíduos que apresentam maior instrução tendem a incentivar os dependentes a procurar cada vez mais educação, no sentido de se prepararem para o mercado de trabalho e melhorarem seus *status* econômicos (BARROS; LAM, 1993; BARROS et al., 2001; FERREIRA; VELOSO; 2003; OREOPOULOS, PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST, 2014).

Enseja-se que o efeito da idade do chefe de família sobre a probabilidade do dependente ingressar na faculdade seja positivo. Essa suposição parte da ideia de que os indivíduos que estão há mais tempo no mercado de trabalho desfrutam de maiores rendimentos, advindos de sua experiência, de seus treinamentos e de sua carreira profissional, e isto pode refletir em maior capacidade de financiamento dos estudos dos seus filhos (MINCER, 1974; OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; LOCHNER; MONGE-NARANJO, 2011; PAN; OST, 2014).

Espera-se que o sinal da variável sexo do dependente seja negativo, pois acredita-se que os cursos que tradicionalmente mais disponibilizam vagas são, também, os cursos relativamente com maior número de mulheres, por exemplo, os cursos das áreas de humanas (História e Arte), de saúde (Enfermagem, Nutrição e Psicologia) e de educação (Pedagogia, Letras e Geografia) (ROSENBERG, 1983; QUEIROZ, 2001). Aguarda-se que os sinais das variáveis que representam a cor sejam negativos, pois acredita-se que chefes de família brancos possuam maiores rendas do que os chefes não brancos, e como pelo *Family Background* melhores condições de renda implicam ambiente familiar favorável ao maior consumo de educação, é esperado maior acesso de

jovens brancos à universidade (MATOS; MACHADO, 2006; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010; ANDRADE, 2012; PAN; OST, 2014).

Quanto a variável região de localização da residência da família, espera-se que o sinal seja positivo, pois, para os jovens, estar na cidade pode implicar maior acesso a informações, maior diversidade e quantidade de ofertas de ensino superior e maior proximidade com os centros educacionais, o que contribui para que eles tenham maior facilidade de estar matriculado no ensino superior (MARTINE, 1992; LIMA, 1995; ALVES; SOUZA E SILVA; MARRA, 2010).

Espera-se uma relação direta entre a renda da família e a probabilidade do dependente ingressar na universidade, pois entende-se que as famílias que apresentam maiores rendas (considerando a dependência entre gerações) têm também maior capacidade de investir na educação dos filhos (FERNADEZ; SHIOJI, 2001; OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST, 2014). Quanto à variável explicativa número de dependentes da família, esperava-se uma relação inversa com a variável explicada, pois a preocupação em oferecer o mínimo de instrução aos filhos e o efeito do volume de gasto com educação, que cresce à medida que o número de dependentes eleva, podem minar as chances daqueles dependentes que querem ingressar na universidade (ROSENZWEIG, 1990; ALVES; CAVENAGHI, 2011).

Em contrapartida, o efeito da demissão dos pais sobre seus filhos, no Brasil, pode ser mais intenso quando comparado com diferentes tipos de ensino, pois para o jovem existe a possibilidade de ingressar em instituições de ensino público e em instituições privadas de ensino, e isto também influencia o processo de decisão dos jovens quanto à modalidade de ensino, portanto deve ser considerado. Essa possibilidade pode ser verificada, conforme Pindyck e Rubinfeld (1999), pela estimação de um modelo *Logit Multinomial*, com base nas mesmas variáveis explicativas do *Logit* simples. Para isso, estender-se o modelo *Logit* simples para a situação em que o jovem possui três escolhas. A primeira opção corresponde à possibilidade de acessar o ensino superior privado, representado por P_1 . A segunda corresponde à possibilidade de acessar o ensino superior público, representado por P_2 . E a terceira corresponde à possibilidade de não acessar o ensino superior, representado por P_3 . Essas escolhas são mutuamente exclusivas, e por construção a soma dessas probabilidades dever ser igual a 1. A título de exemplificação, essas escolhas podem ser escritas como:

$$\log \frac{P_2}{P_1} = \alpha_{21} + \beta_{21}X \quad \log \frac{P_3}{P_1} = \alpha_{31} + \beta_{31}X \quad \log \frac{P_3}{P_2} = \alpha_{32} + \beta_{32}X \quad (3.1.8)$$

Cada equação implica uma função linear entre o logaritmo da probabilidade de escolher uma opção em relação à outra opção e o vetor de variáveis explicativas X. Essa associação entre as escolhas ocorre simplesmente para garantir que o somatório das probabilidades seja igual a 1.

É possível, para simplificar a quantidade de parâmetros, incluir restrições no modelo, pois podem-se associar às escolhas dos jovens. Isto pode ser visto na equação (3.1.8):

$$\begin{aligned} \log \frac{P_3}{P_2} &= \log \frac{P_3}{P_1} + \log \frac{P_1}{P_2} = \log \frac{P_3}{P_1} - \log \frac{P_2}{P_1} = (\alpha_{31} + \beta_{31}X) - (\alpha_{21} + \beta_{21}X) \\ &= (\alpha_{31} - \alpha_{21}X) - (\beta_{31} - \beta_{21})X \end{aligned} \quad (3.1.9)$$

E o resultado são duas restrições:

$$\begin{aligned} \alpha_{32} &= \alpha_{31} - \alpha_{21} & \beta_{32} &= \beta_{31} - \beta_{21} \end{aligned} \quad (3.1.10)$$

Conforme Pindyck e Rubinfeld (1999), podem-se redefinir os parâmetros desconhecidos do modelo da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \alpha_{21} &= \alpha_2 - \alpha_1 & \alpha_{31} &= \alpha_3 - \alpha_1 & \alpha_{32} &= \alpha_3 - \alpha_2 \\ \beta_{21} &= \beta_2 - \beta_1 & \beta_{31} &= \beta_3 - \beta_1 & \beta_{32} &= \beta_3 - \beta_2 \end{aligned} \quad (3.1.11)$$

Ao substituir a equação (3.1.10) na equação (3.1.7), reescrevem-se as possíveis escolhas do jovem como:

$$\begin{aligned} \log \frac{P_2}{P_1} &= (\alpha_2 - \alpha_1) + (\beta_2 - \beta_1)X \\ \log \frac{P_3}{P_1} &= (\alpha_3 - \alpha_1) + (\beta_3 - \beta_1)X \\ \log \frac{P_3}{P_2} &= (\alpha_3 - \alpha_2) + (\beta_3 - \beta_2)X \end{aligned} \quad (3.1.12)$$

Ao estimar os parâmetros das equações referentes às opções ensino superior privado e ensino superior público, tem-se, simultaneamente, a possibilidade de calcular os parâmetros da equação que representa a opção de não acessar o ensino superior, de modo que esta não precisa ser estimada (PINDYCK; RUBINFELD, 1999).

Ao determinar, *a priori*, as possibilidades de escolha do indivíduo quanto ao tipo de ensino, tem-se então que os parâmetros a serem estimados obedecem aos modelos calculados a seguir:

$$\Pr(\text{Matric} = \text{Estar matriculado no Ensino Superior Público/Demisichefe}, X_i) = P_{1i} = \frac{1}{1 + e^{\beta_{\text{MatricESPri}} + \beta_{\text{MatricESPriDemisichefe}_i} + \beta_{\text{MatricESPri}X_i} + e^{\beta_{\text{NaoMatric}} + \beta_{\text{NaoMatricDemisichefe}_i} + \beta_{\text{NaoMatric}X_i}}}} \quad (3.1.13)$$

$$\Pr(\text{Matric} = \text{Estar matriculado no Ensino Superior Privado/Demisichefe}, X_i) = P_{2i} = \frac{e^{\beta_{\text{MatricESPri}} + \beta_{\text{MatricESPriDemisichefe}_i} + \beta_{\text{MatricESPri}X_i}}}{1 + e^{\beta_{\text{MatricESPri}} + \beta_{\text{MatricESPriDemisichefe}_i} + \beta_{\text{MatricESPri}X_i} + e^{\beta_{\text{NaoMatric}} + \beta_{\text{NaoMatricDemisichefe}_i} + \beta_{\text{NaoMatric}X_i}}}} \quad (3.1.14)$$

$$\Pr(\text{Matric} = \text{Não estar matriculado no Ensino Superior/Demisichefe}, X_i) = P_{3i} = \frac{e^{\beta_{\text{NaoMatric}} + \beta_{\text{NaoMatricDemisichefe}_i} + \beta_{\text{NaoMatric}X_i}}}{1 + e^{\beta_{\text{MatricESPri}} + \beta_{\text{MatricESPriDemisichefe}_i} + \beta_{\text{MatricESPri}X_i} + e^{\beta_{\text{NaoMatric}} + \beta_{\text{NaoMatricDemisichefe}_i} + \beta_{\text{NaoMatric}X_i}}}} \quad (3.1.15)$$

em que $\Pr(\text{MatricESP}_{\text{Pub}})_i$ é a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior público; $\Pr(\text{MatricESP}_{\text{Pri}})_i$ é a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior privado; e $\Pr(\text{NaoMatric})_i$ é a probabilidade do dependente não estar matriculado no ensino superior. P_{1i} , P_{2i} e P_{3i} são as probabilidades estimadas para as respectivas alternativas, supondo que o somatório das três seja igual 1, uma vez que se acredita que essas três escolhas sejam mutuamente exclusivas.

Espera-se que os efeitos da demissão da pessoa de referência sobre as probabilidades do filho estar matriculado no ensino superior privado ou público sejam negativas, uma vez que a demissão eleva o custo de oportunidade em torno do acesso ao ensino superior, independentemente da modalidade (OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST, 2014).

No entanto, acredita-se que os efeitos da demissão sobre o acesso às universidades públicas, diferentemente das universidades particulares, seriam constantemente amenizados pela gratuidade do ensino e pelas políticas educacionais de auxílio estudantil, com foco na assistência dos alunos vindos de famílias mais pobres e na permanência do estudante na universidade, por exemplo, o Programa Bolsa Permanência. Isto é, mesmo na presença da demissão do chefe de família, os jovens favorecidos por essa assistência estudantil escolheriam exercer sua demanda pelo ensino público. Dessa forma, o impacto da demissão do chefe de família teria maior peso sobre a demanda dos jovens que acessam ao ensino privado.

Para garantir que a estimativa de fato obedeça a propriedades estatísticas consistentes e que as inferências sobre o conjunto de dados não sejam equivocadas ou erradas, foram considerados os seguintes testes: o Teste Wald, a Tabela de Classificação e a Curva ROC. O Teste de Wald é utilizado para identificar a significância global do modelo, em outras palavras, se o conjunto das relações apontadas na teoria se materializa na prática. Para o modelo Logit existem basicamente dois testes, devendo ser ressaltado que esses testes levam em consideração o tipo de amostra: o Teste da Razão de Verossimilhança para amostras simples e o Teste de Wald para amostras complexas (CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014).

Como a PNAD obedece aos critérios de amostras complexas, o teste realizado será o de Wald. Este teste consiste na comparação de dois modelos, o modelo com todas as variáveis e as interações entre elas, denominado de modelo irrestrito, e o modelo com um grupo restrito de variáveis, em que serão utilizadas apenas as variáveis de interesse e controle, chamado de modelo restrito, na tentativa de identificar ou testar se as interações entre as variáveis são significativas (CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014). Logo, a hipótese nula desse teste é que os coeficientes dos regressores são todos estatisticamente iguais a 0, ou seja, que não houve efeitos de interações entre esses estimadores. A rejeição dessa hipótese conduz à aceitação de que as relações entre as variáveis independentes e dependentes são estatisticamente significativas.

A Tabela de Classificação é utilizada para verificação da capacidade preditiva do modelo. Essa tabela contém informações sobre a sensitividade, especificidade e média de acertos do modelo. A sensitividade refere-se à proporção de acerto que o modelo realiza em torno do acontecimento do evento de interesse, neste caso acessar o ensino superior (CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014). A

especificidade refere-se à proporção de acerto que o modelo realiza em torno do não acontecimento do evento de interesse, neste caso não acessar o ensino superior (CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014).

A média de acerto representa a proporção de acertos em torno do evento de interesse que o modelo prediz corretamente, com base nas informações obtidas do conjunto de dados (CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014). Dessa forma, modelos bem ajustados e com excelente capacidade de previsão do evento de interesse estarão bem próximos de 100% de acertos, o que significa que o conjunto de variáveis explicativas escolhidas é adequado para explicar e prevê a variável de resposta. Modelos com boa capacidade preditiva obtêm, em média, 60 a 65% de acertos totais (FAVERO; BELFIORE, 2014).

Outra maneira de verificar a capacidade preditiva e o ajuste do modelo é a Curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*). Essa curva mostra, de forma eficiente, a relação entre os verdadeiros positivos (sensibilidade) e os falsos alarmes ou positivos (especificidade) (BRAGA, 2000; CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014). O espaço gráfico da Curva ROC é composto por uma diagonal de 45° que sai da origem e uma curva que representará a combinação das taxas de verdadeiros positivos e falsos positivos (Figura 1).

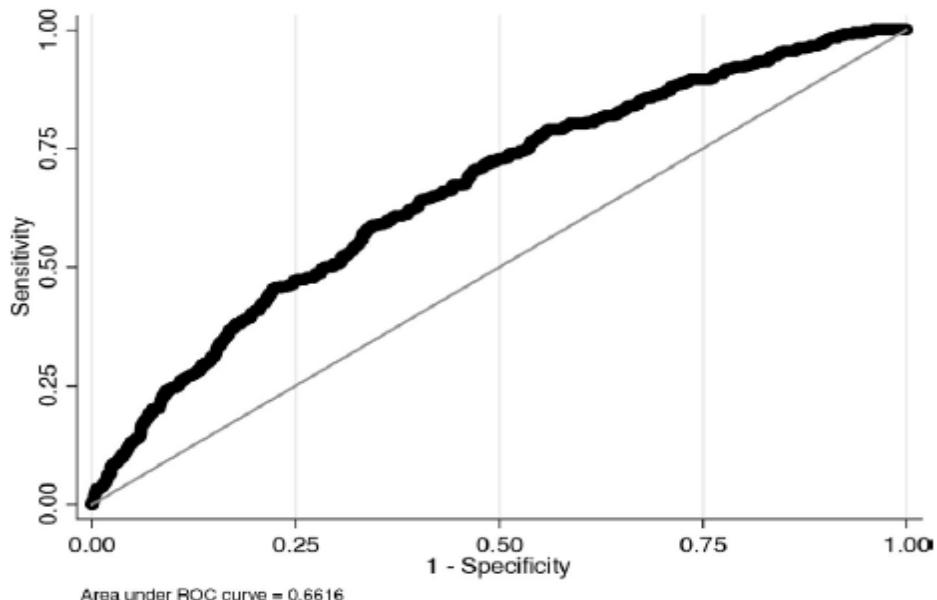


Figura 1 - Curva ROC.

Fonte: Favero e Belfiore (2014).

A reta de 45° representa os pares ordenados de igual valor, ou seja, nessa reta a probabilidade do evento ocorrer (a taxa de verdadeiros positivos) é igual à probabilidade do evento não ocorrer (a taxa de falsos positivos). A curva representará os pares de probabilidades estimadas dos verdadeiros positivos (sensitividade) e dos falsos positivos (especificidade). Ao relacioná-la com a capacidade de classificação dos modelos estimados, percebe-se que quanto mais longe a curva estimada estiver da diagonal que sai da origem, mais bem ajustado é o modelo, pois, se a probabilidade do evento ocorrer e a do evento não ocorrer forem bem distintas, significa que a curva não coincidirá com a reta de 45° e, consequentemente, será fácil reconhecer ou discriminar a ocorrência do evento de interesse da não ocorrência do evento (BRAGA, 2000; CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014).

Nesse sentido, a Curva ROC pode ser uma medida da capacidade do modelo estimado em discriminar as categorias da variável de resposta, no caso avaliado, estar matriculado ou não no ensino superior (BRAGA, 2000; CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014). O desejável é que o valor da área abaixo da Curva ROC seja igual a 1, ou seja, que a curva esteja próxima do canto esquerdo superior, pois, neste caso, pode-se discriminar com precisão o evento de interesse do falso alarme (BRAGA, 2000; CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014).

Ainda sobre as propriedades estatísticas do modelo, a pressuposição de sua eficiência deve ser relevada (WOOLDRIDGE, 2002; GREENE, 2003). Como o modelo analisado tem formato de dados *cross-section*, isto é, reúne características inerentes aos indivíduos em determinado instante do tempo, há a preocupação com a garantia de homocedasticidade. No entanto, diferentemente do modelo Probit, para o qual existe teste específico para verificação de heteroscedasticidade, o modelo Logit não possuía um teste específico para a pressuposição de homocedasticidade.

O recomendável é comparar o modelo levando em consideração os erros-padrão robustos, isto é, semelhante à consideração de erros-padrão robustos em regressões lineares, com o modelo estimado sem essa consideração (WOOLDRIDGE, 2002; GREENE, 2003; CAMERON; TRIVEDI, 2010). Se for constatado que os erros-padrão, os valores dos estimadores, as estatísticas do teste Z e os intervalos de confianças dos estimadores com a estimação robusta não alteraram em comparação ao modelo estimado sem a consideração de robustez, significa que a pressuposição de homoscedasticidade do modelo Logit está garantida (WOOLDRIDGE, 2002; GREENE, 2003; CAMERON; TRIVEDI, 2010).

3.2 Dados

As informações utilizadas neste estudo provêm da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002, 2005, 2008, 2011 e de 2014, que são levantamentos realizados anualmente pelo IBGE, exceto nos anos de Censo (CIRINO, 2008; IBGE, 2011). Essa pesquisa consiste em uma amostra probabilística de domicílios, realizada em todo o território nacional, sendo sua população-alvo os domicílios e as pessoas aí residentes, de onde se obterá informações sobre os rendimentos e as variáveis de caracterização socioeconômicas (CIRINO, 2008; IBGE, 2011).

A análise dos dados baseia-se em uma análise de estatística comparativa. Para tanto, a ferramenta utilizada foi a construção de cenários, em que se criou um indivíduo idêntico ou representativo, a partir da tabela de efeitos marginais dos indivíduos que estão no ponto médio da amostra, e analisou-se a evolução da probabilidade desse indivíduo ingressar no ensino superior ao longo dos anos. Essas probabilidades em torno do acesso ao ensino superior para o indivíduo representativo foram divididas da seguinte forma: (i) a probabilidade do indivíduo estar matriculado no ensino superior na ausência e presença da demissão da pessoa de referência, obtida a partir da estimação do *Logit Simples*; (ii) a probabilidade do indivíduo estar matriculado no ensino superior privado na ausência e presença da demissão da pessoa de referência, advinda da estimação do *Logit Multinomial*; e (iii) a probabilidade do indivíduo estar matriculado no ensino superior público na ausência e na presença da demissão da pessoa de referência, por meio da estimação do *Logit Multinomial*.

Outros cenários foram construídos para captar os efeitos das principais características desse indivíduo que afetam a probabilidade de se estar matriculado no ensino superior, com base também na tabela de efeitos marginais no ponto médio. Conforme Buarque (p. 21, 2003), a utilização de cenários é interessante, pois permite “analisar e sistematizar as diversas probabilidades dos eventos e dos processos por meio da exploração dos pontos de mudança e das grandes tendências”. Deste modo, os estudos que usam a técnica de cenários podem explorar ao máximo as informações, os eventos e suas implicações sobre o conjunto de variáveis de interesse que determinam a realidade em um determinado período (SCHWARTZ, 2000; BUARQUE, 2003). Logo, essa técnica é de grande interesse para o estudo.

A amostra³ utilizada foi constituída por indivíduos entre 16 e 24 anos de idade, na tentativa de contemplar ou aproximar dos mesmos cortes de indivíduos utilizados no estudo de Pan e Ost (2014), isto é, jovens com potencial de estarem matriculados no ensino superior. Para garantir potencialmente que esses jovens pudessem acessar o ensino universitário, restringiu-se a amostra em torno dos jovens que concluíram o ensino médio. Desse modo, a amostra foi composta por jovens que estavam acessando o ensino universitário e pelos jovens que não estavam acessando o ensino superior, mas que já finalizaram o ensino médio.

Outras três ressalvas devem ser feitas. A primeira é referente à condição de dependência. Foram retirados da amostra todos os jovens que estavam na condição de pessoa de referência, cônjuge, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico, isto é, o jovem deveria ser filho, ou parente ou agregado, na tentativa de garantir que sua manutenção/sobrevivência estaria vinculada ao ambiente da família e a condição econômica dos responsáveis, haja vista que o objetivo do estudo é relacionar o acesso ao ensino superior e a condição de demissão do chefe de família.

A segunda ressalva é em torno da renda familiar. Com base em Hoffmann (2007) e Hoffmann e Ney (2008), foram retirados da amostra os jovens cuja renda familiar fosse inferior a dois salários mínimos e superior a 50 salários mínimos. Esse corte se deve à necessidade de garantir informações mais precisas sobre as rendas das famílias, ou seja, muitas famílias podem admitir rendas menores ou maiores do que seus verdadeiros rendimentos, de modo a subestimar ou superestimar a relação estudada, uma vez que o rendimento familiar que o informante repassa à PNAD é de caráter meramente representativo. Por exemplo, as famílias podem informar rendas menores para poder receber ou não perder os benefícios governamentais de ajuda financeira. Ou o informante no momento da pesquisa desconhece a renda dos integrantes da casa e faz uma aproximação fora da realidade.

Hoffmann e Ney (2008, p.18) afirmam que “o grau de subdeclaração varia com o tipo de rendimento”, sendo baixo para as aposentadorias e pensões, e muito elevado para juros e dividendos. Hoffmann e Ney (2008, p.19) ainda comentam, por exemplo, sobre o Censo de 2000, que havia “a existência de dados estranhos na cauda inferior da distribuição da renda”, como renda total do domicílio nula e integrantes da família ocupados no mercado trabalho, ou “a existência de pessoas ocupadas em atividades de

³ As amostras em 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014 são compostas por, respectivamente, 12.653, 15.168, 15.580, 13.554 e 14.505 observações.

baixa remuneração, como auxiliar de higiene, garçom, marceneiro e vigilante, que informaram renda muito elevada, algumas até acima de R\$ 100.000 por mês". Para contornar essa subestimação ou superestimação da renda, os autores excluíram indivíduos com renda *per capita* igual a 0 e indivíduos com renda *per capita* superior a R\$ 30.000, portanto neste estudo o corte foi ainda mais conservador, para garantir maior coerência e precisão das informações.

A última refere-se à variável escolaridade do chefe de família. Os estudos que envolvem educação e o *Family Background* sempre incorporam em seus modelos alguma variável que representa a escolaridade dos pais ou do responsável pela família, pois acredita-se que o nível de instrução dos pais afeta a demanda de educação dos filhos (FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; REGAN; BURGHARDT; OAXACA, 2007; OREUPOLOS; PAGES; STEVENS, 2008; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). Este estudo baseou-se a construção dessa variável na forma utilizada pelos autores Pan e Ost (2014), que é a apresentação da escolaridade pelo mecanismo de dummies que representam ciclos educacionais (ensino primário, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior), uma vez que o investimento em educação requer a imobilização de certa quantidade de tempo para concluir determinado nível ou grau de escolaridade, por exemplo, o tempo necessário para se obter o ensino médio é de três anos.

Assim, foram construídos quatro dummies, que representam faixas de escolaridades para os chefes de famílias: chefes de famílias que apresentam pelo menos o primário (quatro a sete anos de estudo), chefes de famílias que apresentam pelo menos o ensino fundamental completo (oito a dez anos de estudo), chefes de famílias que apresentam pelo menos o ensino médio completo (11 anos de estudo) e chefes de famílias que alcançaram o ensino superior (mais de 11 anos de estudo).

As variáveis selecionadas ou originárias da PNAD para a estimação do Modelo Logit foram: Curso que frequenta, Saiu de algum trabalho no período de captação de 358 dias, Anos de Estudo, Cor ou Raça, Situação do Domicílio, Rendimento Mensal Familiar, Idade e Sexo. No Quadro 1 tem-se a descrição das variáveis utilizadas para a construção do modelo.

Quadro 1 - Descrição das variáveis selecionadas

<i>Variáveis do Modelo</i>	<i>Variáveis Originárias ou selecionadas da PNAD</i>	<i>Descrição</i>
Estar Acessando ou Não o Ensino Superior	Curso que frequenta	Classifica-se como frequentando escola a pessoa definida como estudante, isto é, que frequenta curso de ensino regular (fundamental, médio ou superior de graduação), de mestrado ou doutorado, pré-escolar, alfabetização de jovens e adultos, educação de jovens e adultos ou supletivo ministrado em escola, ou pré-vestibular.
Demissão	Saiu de algum trabalho no período de captação de 358 dias	Refere-se à saída de algum trabalho no período de captação de 358 dias, caso a pessoa estivesse no trabalho único ou principal da semana de referência a menos de um ano.
Escolaridade	Anos de Estudo	Classificação estabelecida em função da série e do nível ou grau mais elevado alcançado pela pessoa, considerando a última série concluída com aprovação. Cada série concluída com aprovação corresponde a um ano de estudo.
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, mameleuca ou mestiça de preto com pessoa de outra cor ou raça) ou indígena (pessoa indígena ou índia).
Região de Localização	Situação do Domicílio	Classificação da localização do domicílio em urbana ou rural, definida por lei municipal vigente por ocasião da realização do Censo Demográfico. A situação urbana abrange as áreas correspondentes às cidades (sedes municipais), às vilas (sedes distritais) ou às áreas urbanas isoladas. A situação rural abrange toda a área situada fora desses limites.
Renda da Família	Rendimento Mensal Familiar	Soma dos rendimentos mensais dos componentes da família, exceto 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.
Idade	Idade	Idade calculada, em anos completos, na data de referência da pesquisa, com base no dia, mês e ano do nascimento da pessoa.
Gênero	Sexo	Variável indicativa do gênero do indivíduo.
Número de Dependentes	Condição na Família	Variável que classifica os indivíduos perante as categorias pessoa de referência, cônjuge, filho, parente, agregado pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.
Região	Unidade da Federação	Variável indicativa do estado ao qual pertence o indivíduo.

Fonte: IBGE (2011)

4. AS POLÍTICAS DE ACESSO E FINANCIAMENTO DO ENSINO SUPERIOR NO BRASIL

Antes de realizar a análise dos resultados é necessário mencionar as políticas de acesso ao ensino superior no Brasil, pois analisar o ensino universitário a partir do século XXI, sem considerar as principais políticas educacionais voltadas para aumento da matrícula nesse tipo de ensino que, portanto, permeiam as decisões jovens, pode levar a conclusões equivocadas sobre as relações econômicas analisadas neste estudo. Constatou-se, até aqui, que os efeitos da renda e da origem familiar sobre os investimentos em educação parecem ser significativos (FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; COELLI, 2011; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010; PAN; OST, 2014). Porém, esses efeitos podem ser constantemente amenizados por políticas de acesso e manutenção do indivíduo na rede de ensino. Mais especificamente, no Brasil as políticas de financiamento e de cotas raciais no ensino superior tendem a amenizar os efeitos da baixa renda sobre o acesso à universidade.

O modelo educacional vigente é misto no sentido que a oferta do ensino depende de instituições de ensino público e de instituições privadas de ensino e é concorrencial no sentido em que a demanda se ajusta à oferta de educação existente. Segundo os dados do Censo da Educação Superior 2013, cerca de 71,4% dos estudantes de graduação estão matriculados em estabelecimentos de ensino superior privado. Do total de 2.391 mil instituições de ensino superior, em 2013, 301 são públicas e 2 mil são particulares, logo quase 84% das instituições universitárias do País são privadas.

O custo direto do aluno no ensino superior varia consideravelmente de instituições para instituições, de curso para curso, entre outros atributos. Porém, para que se tenha algum parâmetro de estimativa em mente, segundo dados da Diretoria de Tecnologia e Disseminação de Informações Educacionais, ligada ao Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), o investimento público (ou gasto público) direto por estudante no ensino superior no Brasil foi de R\$ 13.867,00 em 2000, de R\$ 11.384,00 em 2003 e de R\$ 11.820,00 em 2006 (Tabela 1).

Tabela 1 - Estimativa do investimento público direto em educação por estudante e nível de ensino com valores corrigidos para 2006 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) - Brasil 2000 – 2006

Ano	Investimento Público Direto por Estudante R\$1,00						Porcentual da Educação Terciária sobre a Educação Básica	
	Total	Níveis de Ensino						
		Educação Básica	Educação Infantil	Ensino Fundamental		Ensino Médio	Educação Terciária	
				De 1 ^a a 4 ^a Séries ou Anos Iniciais	De 5 ^a a 8 ^a Séries ou Anos Finais			
2000	1.507	1.254	1.435	1.234	1.259	1.197	13.867	11,1
2001	1.561	1.301	1.296	1.220	1.372	1.361	13.705	10,5
2002	1.556	1.289	1.220	1.424	1.323	958	12.993	10,1
2003	1.517	1.266	1.404	1.380	1.311	863	11.384	9,0
2004	1.649	1.400	1.496	1.481	1.497	1.024	11.525	8,2
2005	1.753	1.485	1.416	1.657	1.578	1.036	11.720	7,9
2006	2.042	1.773	1.533	1.825	2.004	1.417	11.820	6,7

Notas: 1 - Utilizaram-se as seguintes naturezas de despesa: Pessoal ativo, encargos sociais, outras despesas correntes, despesas de capital e Pesquisa e Desenvolvimento (P & D); 2 - Não se incluem nestas informações as despesas com aposentadorias e pensões, investimentos com bolsas de estudo, financiamento estudantil e despesas com juros, amortizações e encargos da dívida da área educacional; 3 - As despesas com Educação Especial, Educação de Jovens e Adultos e Educação Indígena foram distribuídas na infantil, no ensino fundamental e no ensino médio, dependendo do nível ao qual fazem referência. No ensino médio estão computados os valores da educação profissional (concomitante, subsequente e integrado); 4 - Estes dados referem-se aos gastos consolidados do Governo Federal, dos Estados e do Distrito Federal e dos Municípios; 5 - Para a apuração dos dados financeiros dos municípios, utilizou-se a seguinte metodologia: coletaram-se os dados das receitas vinculadas à educação, agrupados por Estado da Federação. Do total das receitas vinculadas à educação, aplica-se o porcentual mínimo exigido dos municípios para empregarem em educação, de acordo com a respectiva Constituição Estadual. Aos valores dos recursos que são aplicados na Educação de acordo com a Lei, somam-se os valores do salário-educação transferidos pela União e o efeito redistributivo do FUNDEF, em que os repasses de recursos dos municípios para o fundo são diferentes do retorno desses recursos; 6 - A Educação Terciária corresponde aos níveis de educação superior, abrangendo cursos superiores em Tecnologia, demais cursos de graduação (exceto cursos sequenciais) e cursos de pós-graduação - Mestrado, Mestrado Profissional e Doutorado (excetuando-se as especializações).

Fonte: Inep/MEC. Tabela elaborada pela DTDIE/Inep.

Estimar esse custo médio para as instituições privadas torna-se difícil pela gama de variáveis que influenciam o preço dos cursos que são ofertados por essas instituições, por exemplo, o tipo de ensino (presencial ou distância), o tipo de cursos, o *status* econômico e acadêmico da instituição, a localização, entre outros aspectos. No intuito de estimar o custo por aluno no ensino privado, foram utilizadas as informações disponibilizadas no Portal Brasil, um mecanismo de comunicação virtual do governo. Constatou-se, assim, que em 2014 o Fundo de Financiamento Estudantil (FIES) desembolsou R\$ 13,75 bilhões de recursos destinados às universidades particulares e a estudantes inseridos no programa. Ao todo, 1,9 milhão de estudantes foram

beneficiados, o que indica, superficialmente, um custo médio por aluno no ensino privado de R\$ 7.236,84. Cabe ressaltar que é uma conta grosseira, a título de estimativa, uma vez que esse cálculo não leva em consideração o fato de que nem sempre os alunos que participam do programa têm o custeio do ensino integralmente financiado.

Entretanto, o ensino superior, diferentemente da educação básica, conta com uma série de medidas e programas que auxiliam ou financiam o ensino de diversos estudantes pelo País. Dessa forma, neste trabalho ateve-se às principais possibilidades de entrada no ensino universitário que permeiam o Sistema de Seleção Unificada (SISU) e os vestibulares de diversas instituições de ensino do País, a saber: o Fundo de Financiamento Estudantil (FIES), o Programa Universidade para Todos (ProUni) e a Política de Cotas.

O FIES, regulamentado pela Lei nº. 10.260/ 2001, consiste em ajuda financeira na forma de concessão de financiamento a estudantes, que não possuem conseguem custear seu ensino universitário, regularmente matriculados em instituições de ensino privado que tenham avaliação positiva (conceito 3 ou mais no Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes- ENADE), podendo as anuidades do curso pretendido pelo universitário ser integral ou parcialmente (50%) financiadas. O prazo de pagamento desse financiamento é de três vezes o período do curso, a uma taxa preestabelecida de 3,5% para todas as graduações, com a condicionalidade de que a cada três meses na vigência do curso o aluno deverá pagar uma quantia de no máximo R\$ 50,00 referente aos juros incidentes no financiamento.

O ProUni, regulamento pela Lei nº 11.096/2005 e em consonância com o FIES, é um programa governamental que tem como finalidade oferecer bolsas integrais e parciais de estudos em instituições de ensino superior privado, dentro da lógica das ações afirmativas, como as cotas raciais, e do atendimento à demanda por educação das famílias de baixa renda, em troca de isenções fiscais para essas entidades de ensino. Neste caso, a diferença do ProUni para o FIES é que no primeiro o estudante é isento de pagar as anuidades ou mensalidades do curso, enquanto no segundo existe a obrigação por parte do aluno de pagar o custo referente à sua formação.

Por último, a Política de Cotas, regulamentada pela Lei nº 12.711/2012 e que permeia todos os dois processos anteriores, consiste na reserva de 50% das matrículas nos cursos de graduação, por curso e turno, para estudantes que tenham estudado integralmente o ensino médio em escolas públicas. O perfil do beneficiado é ser estudante oriundo de família com renda igual ou inferior a 1,5 salário-mínimo *per*

capita, devendo as vagas serem preenchidas, por curso e turno, por autodeclarados pretos, pardos e indígenas, em proporção no mínimo igual à de pretos, pardos e indígenas declarados no último censo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Pelo exemplo disponibilizado no portal do Ministério da Educação, para um curso que ofereça 100 vagas, pelo sistema de cotas 50 vagas são disponibilizadas para ampla concorrência e 50 vagas para os alunos que vieram de escola pública; destas 50 vagas, 25 são destinadas para estudantes que estão no corte de renda de um salário mínimo, devendo ser ressaltado que dessas 25 vagas 13 são destinadas a estudantes pretos, pardos e indígenas e 12 para os demais estudantes – seguindo a proporção brasileira, de acordo com o Censo 2010 elaborado pelo IBGE, a composição de cor era de 43,1% de pardos, 7,6% de pretos e 0,4% de indígenas, que no total somam 51,1%.

No entanto, algumas observações devem ser feitas sobre esses programas e essas medidas. Segundo Kroth e Neto (2006, p.36), a Política de Cotas, principalmente a relacionada às cotas raciais, envolve questões “de diferentes âmbitos da vida social e revela inúmeros questionamentos”, refletindo, de certa forma, na inserção dos indivíduos no meio acadêmico. Ainda que essa proporção fique a critério das instituições de ensino, e observada a fala de Kroth e Neto (2006, p.36) e o exemplo anterior, uma das questões que deveria ser colocada em pauta é se a mudança para o sistema de cotas aumentou as chances, principalmente, da população negra, econômica e socialmente vulnerável, de ingressar no ensino superior e cumprir de fato o que deveria ser a justiça social com essa população.

Segundo Carnielli e Oliveira (2010), o FIES, mesmo com sua atribuição social de atender principalmente aos universitários pertencentes a famílias de baixa renda, não chega nem de perto a cumprir sua demanda potencial presumida, além do fato de o financiamento ser incipiente para cobrir as despesas educacionais ligadas às condições de frequência, permanência e sobrevivência do indivíduo na faculdade (como aquisição de livros, transporte, fotocópias, entre outros), que são financiadas pela renda dos estudantes, de sua família ou outras fontes de créditos, uma vez que o apoio financeiro só abrange as anuidades da graduação ou pós-graduação.

Catani, Gilioli e Hey (2006, p.126) também chamam atenção para a necessidade de políticas mais preocupadas com a manutenção do indivíduo na rede de ensino, quando afirmam que “o Prouni promove uma política pública de acesso à educação superior, pouco se preocupando com a permanência do estudante, elemento fundamental

para sua democratização”, orientado por uma concepção assistencialista de oferecimento de benefícios e sem dimensionar os reais direitos dos bolsistas. Assim, Catani, Gilioli e Hey (2006, p.138) concluem que se pode estar diante de “uma equação eficaz que desprestigia a esfera pública, valoriza IES privadas de qualidade duvidosa e alavanca índices estatísticos capazes de acobertar um déficit educacional que não se resolve com malabarismos fiscais”.

Logo, pode-se concluir, ao considerar os comentários de Catani, Gilioli e Hey (2006) e Carnielli e Oliveira (2010), que mesmo que os programas de barateamento do crédito facilitem o ingresso do estudante no ensino superior, a renda familiar continuaria sendo fundamental para a tomada de decisão. O estudante teria a garantia da mensalidade, mas sua permanência seria comprometida pela fragilidade financeira familiar, exponencialmente dificultada com a demissão do responsável pela família.

Apesar dessas medidas e dos programas implantados e ao observar o panorama nacional, constata-se que as políticas não conseguem suprir a demanda de ensino superior do País, uma vez que as fontes de financiamento e as políticas para aumentar o número de matrículas no ensino universitário são recentes e muito limitadas. Portanto, é preciso ter cautela em definir os efeitos das políticas de acesso e financiamento do ensino superior no Brasil sobre a escolha dos indivíduos pelo ensino universitário (CATANI; GILIOLI; HEY, 2006; CARNIELLI; OLIVEIRA, 2010).

Além disso, a decisão de cursar o ensino superior perpassa a perspectiva do jovem de como se manter após a entrada, devendo ser ressaltado aqui que esse aspecto não é relevado nas políticas analisadas (LOCHNER; MONGE-NARANJO, 2012; PAN; OST, 2014). Sobre esse aspecto, Wigger e Weizsäcker (2001) admitem que mesmo que haja aumento dos gastos de governo, e eles citam as políticas educacionais que facilitam o acesso ao ensino superior para os pobres, não existe nada que garanta o aumento da quantidade de investimentos em educação. Segundo eles, a taxa de financiamento público do ensino superior pode estar correlacionada com a aversão ao risco das famílias e os recursos econômicos iniciais dos indivíduos, ou seja, se as famílias são avessas aos riscos e a quantidade de recursos ou riqueza não é suficiente, essas famílias ainda irão optar por não consumir empréstimos e financiamentos.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1 Análise Descritiva dos Dados

A fim de fornecer uma caracterização geral desses jovens e de seus responsáveis, serão apresentadas, a seguir, algumas informações cruciais que poderão dar suporte à fase de análise dos resultados gerados pela estimação dos modelos de acesso ao ensino superior no Brasil.

A Tabela 2 ilustra a evolução, entre 2002 e 2014, dos jovens de 16 a 24 anos de idade matriculados no ensino superior no Brasil. Verifica-se que entre 2002 e 2014 a proporção de jovens que frequentavam o ensino superior, na idade de 16 a 24 anos, aumentou de 31,3%, em 2002, para 36,9%, em 2014, considerando os cortes feitos na amostra. Os fatores que podem explicar essa expansão são no mínimo três.

Primeiro, o ambiente macroeconômico vivenciado. Entre 2003 e 2011, o País experimentou um período de estabilidade econômica, tanto internamente (inflação controlada e crescimento econômico) quanto externamente (crescimento do produto mundial e inexistência de crises globais, salvo a crise imobiliário-financeira de 2008 nos Estados Unidos). Esse cenário possibilitou a geração de emprego e o aumento do salário real para as famílias; a ampliação do número de estabelecimentos de ensinos universitários, tanto públicos quanto privados, e da quantidade de cursos oferecidos pelas instituições de ensino superior; e a disseminação de cursos universitários a distância (CASTANHEIRA; SEGENREICH, 2009; SECCÁ; SOUZA, 2009; AFONSO; GARCIA; RAMOS, 2011), isto é, a oferta e a demanda por educação superior foram altamente estimuladas nesse período.

O segundo fator foi o ambiente das políticas públicas na área do ensino superior. A transformação do cenário econômico trouxe a busca por mão de obra especializada e qualificada, logo várias iniciativas em relação ao ensino universitário começaram a ser tomadas com o objetivo de alavancar o número de matrículas no ensino superior nesse período. Entre as principais medidas e programas estavam o Fundo de Financiamento Estudantil (FIES), o Programa Universidade para Todos (ProUni) e a Política de Cotas Raciais.

Por último, o ambiente microeconômico. A conjuntura econômica do Brasil, associada à expansão das políticas educacionais e da oferta de ensino pelo país, permitiu

aos indivíduos outro cenário de custos e benefícios. Por exemplo, o Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), como mecanismo de avaliação, por meio do Sistema de Seleção Unificada (SISU), permitiu à maioria das instituições de ensino público do País selecionar estudantes para cursarem a graduação. Desse modo, a estrutura de gastos em relação à realização de vestibulares via provas é totalmente modificada e reduzida consideravelmente tanto para os entrantes, pois o custo é unificado em um só exame de admissão e na maioria dos casos o custo de deslocamento é mínimo, dado que a prova é realizada em todo território nacional, quanto para as instituições públicas que aderem ao SISU, tendo em vista que o custo de preparar e aplicar a prova são repassados para o Ministério da Educação (MEC), órgão responsável pela aplicação da prova. A simplificação e a melhora das condições gerais de acesso ao ensino superior, entre outros aspectos, e o ambiente macroeconômico limitaram os jovens, principalmente, a uma nova estrutura de cálculo dos *pay offs*, entre estar no mercado de trabalho ou demandar o ensino universitário, favorável ao ingresso ao ensino superior.

Tabela 2 - Proporção de jovens de 16 a 24 anos de idade matriculados e não matriculados no ensino superior entre os anos de 2002 e 2014

Ano	Categoria	Brasil
	Quantidade	12.653
2002	Matriculados	31,3%
	Não matriculados	68,7%
	Quantidade	15.168
2005	Matriculados	31,4%
	Não matriculados	68,7%
	Quantidade	15.580
2008	Matriculados	33,0%
	Não matriculados	67,0%
	Quantidade	13.554
2011	Matriculados	32,8%
	Não matriculados	67,2%
	Quantidade	14.505
2014	Matriculados	36,9%
	Não matriculados	63,1%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Na Tabela 3 estão quatro variáveis que caracterizam, primordialmente, o ambiente socioeconômico da família: a Renda Familiar Média Real (preços de 2014), o Número Médio de Dependentes, a Idade Média da Pessoa de Referência e o Nível

Educacional do Chefe de Família. Duas dessas variáveis ganham destaque nessa tabela. A primeira refere-se à renda da família. Os resultados indicam dois aspectos referentes à renda familiar média entre 2002 e 2014. Primeiro, que existe aumento na renda familiar média como um todo ao longo do tempo; o valor passou de R\$ 3.894,00 em 2002 para R\$ 4.485,49 em 2014. Segundo, que existe uma diferença entre a renda familiar média dos jovens matriculados e não matriculados no ensino superior.

Tabela 3 - Renda Familiar Média Real (a preços de 2014), Número Médio de Dependentes, Idade Média e Nível de Educação do Chefe de Família para os jovens de 16 a 24 anos matriculados e não matriculados no ensino superior, entre 2002 e 2014

Ano	Categoria	Renda Familiar Média* (R\$) (a preços de 2014)	Número Médio de Dependentes	Idade Média (anos)	Características do Chefe de Família				
					Nível Educacional				
					Com 0 a 3 anos de estudo	Com 4 a 7 anos de estudo	Com 8 a 10 anos de estudo	Com 11 anos de estudo	Com mais de 11 anos de estudo
	Total	3.894,00	2,4	50,6	6,6%	29,0%	22,8%	25,2%	16,4%
2002	Matriculados	6.175,58	2,2	51,2	1,8%	15,4%	15,9%	29,7%	37,2%
	Não matriculados	2.856,22	2,6	50,3	8,7%	35,2%	25,9%	23,2%	6,9%
	Total	3.843,25	2,4	50,8	7,0%	26,0%	22,9%	27,8%	16,2%
2005	Matriculados	5.997,79	2,1	50,7	1,8%	12,9%	15,7%	32,0%	37,7%
	Não matriculados	2.859,30	2,5	50,9	9,4%	32,0%	26,2%	25,9%	6,4%
	Total	4.229,11	2,3	50,1	7,5%	22,7%	23,2%	30,3%	16,2%
2008	Matriculados	6.250,23	2,0	50,7	2,3%	12,7%	17,0%	34,5%	33,5%
	Não matriculados	3.232,29	2,4	49,8	10,1%	27,7%	26,3%	28,3%	7,7%
	Total	4.217,20	2,2	50,0	9,8%	19,2%	23,3%	30,9%	16,8%
2011	Matriculados	5.836,52	2,0	50,8	3,9%	10,7%	16,5%	35,5%	33,5%
	Não matriculados	3.427,74	2,4	49,6	12,6%	23,3%	26,7%	28,7%	8,7%
	Total	4.485,49	2,1	50,3	7,3%	18,7%	23,1%	31,7%	19,2%
2014	Matriculados	5.996,99	1,9	51,2	3,4%	11,5%	17,2%	34,2%	33,8%
	Não matriculados	3.600,47	2,2	49,7	9,6%	22,9%	26,5%	30,2%	10,6%

* O índice utilizado foi IPCA.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Em 2002, esse valor era de R\$ 6.175,58 para os jovens matriculados e de R\$ 2.856,22 para os jovens não matriculados, já em 2014 o valor era de R\$ 5.996,99 para os jovens matriculados e de R\$ 3.600,47 para os jovens não matriculados. Destaca-se que apesar da renda familiar média crescer, em termos de diferença, esse hiato vem diminuindo, proporcionalmente; antes a renda familiar média dos jovens não

matriculados representava, em média, 46% do valor da renda familiar média dos jovens matriculados em 2002, e em 2014 a proporção entre essas rendas, em média, já estava em torno de 60%.

Constata-se pelos dados da Tabela 3 que as políticas de controle de inflação e recomposição inflacionária do salário mínimo mantiveram o poder de compra das famílias ao longo do tempo. Porém, os fatores importantes que podem explicar essa queda no hiato desses rendimentos seriam os relacionados aos programas públicos de transferências de renda, ao aumento do nível de escolaridade e às mudanças no mercado de trabalho (BARROS et al., 2006; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; HOFFMANN, 2007; CARVALHAES; SOUZA, 2014).

O aumento do nível de escolaridade deixou os trabalhadores mais homogêneos em termos de educação, reduzindo as diferenças de rendimento por nível educacional e, consequentemente, diminuindo os altos retornos da mão de obra mais qualificada. Outro aspecto é que a expansão das políticas de proteção social, como o Programa Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada, possibilita o aumento do orçamento familiar das famílias que estão na cauda inferior da distribuição de renda, sendo fator relevante na queda dessa desigualdade (BARROS et al., 2006; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; HOFFMANN, 2007; CARVALHAES; SOUZA, 2014). No entanto, mesmo com esse quadro, as famílias que financiam a educação universitária de seus dependentes são as que apresentam maiores rendas, na média.

A segunda variável que merece destaque é a escolaridade da pessoa de referência da família, principalmente na informação que reflete a proporção de chefes de família com mais de 11 anos de estudo, em que se constata maior discrepância entre matriculados e não matriculados no ensino superior. Em 2002, a participação dos chefes de família que tinham mais de 11 anos de estudo e dependentes matriculados foi de 37,2%, enquanto a participação dos chefes de família com mais de 11 anos de estudo e jovens não matriculados foi somente 6,9%. Em 2008, esses valores passaram para 33 e 7,7%, respectivamente. Em 2014, simultaneamente, essa proporção mudou para 33,8 e 10,8%.

Esses dados reforçam o argumento de Barros e Lam (1993), Barros et al. (2001) e Ferreira e Veloso (2003), quando admitem que para o Brasil a educação dos filhos está fortemente associada à educação dos pais, pois ao concentrar nos chefes de família cujos dependentes acessam o ensino universitário, ao longo do tempo, a parcela desses indivíduos com 11 anos de estudos ou mais é expressivamente maior, e igual a 68% em

2014, por exemplo. Em contrapartida, comparada com a parcela daqueles cujos dependentes não estão matriculados, o número de indivíduos com até dez anos de estudos alcança quase 60% em 2014, por exemplo.

Verifica-se também que, no geral, a proporção de chefes de família que têm entre zero e três anos de estudo, oito e três anos de estudos e mais de 11 anos de estudo se mantém quase que estável ao longo do tempo, enquanto a participação de chefes de família com quatro a sete anos de estudos e com 11 anos de estudos se altera de forma expressiva e em sentidos oposto. Constatou-se que a participação dos chefes de família com quatro a sete anos de estudo, em 2002, foi de 29,0%, que em 2008 essa proporção caiu para 22,7% e em 2014 passou a ser de 18,7%. Em contrapartida, para os chefes de família com 11 anos de estudos a proporção passou de 25,2%, em 2002, e para 30,3%, em 2008, e em 2014 aumentou para 31,7%.

Essa informação vai ao encontro da afirmação de Barros et al. (2006), Barros, Franco e Mendonça (2007) e Carvalhaes e Souza (2014), que relataram que o aumento do nível educacional proporcionou a homogeneização em termos educacionais dos trabalhadores, refletindo na migração de indivíduos das faixas de até dez anos de estudo para o agrupamento que apresenta 11 anos de estudo. Esse aumento do nível educacional, associado à conjuntura econômica desse período e aos esforços governamentais, como a Educação de Jovens e Adultos (EJA) e a Educação Profissional com a Educação Básica na Modalidade de Educação de Jovens e Adultos (PROEJA), voltados para jovens e adultos que não finalizaram seus estudos, indica a construção de um perfil de trabalhador com um mínimo de instrução possível, sendo esse corte o ensino médio, que pode ser representado pelo agrupamento de indivíduos com 11 anos de estudos (BARROS et al., 2006; BARROS, FRANCO; MENDONÇA, 2007; CASTANHEIRA; SEGENREICH, 2009; CARVALHAES; SOUZA, 2014).

Na Tabela 4 tem-se a divisão dos dependentes segundo características como cor, região de residência e sexo. Por meio dos dados pode-se inferir que o acesso ao ensino universitário caminha em direção à maior diversidade, ou seja, tanto de modo geral, como especificamente, na proporção de jovens que acessam à universidade, percebe-se que existe maior participação de jovens não brancos, de jovens vindos da zona rural e de jovens do sexo masculino.

Tabela 4 - Proporção de jovens matriculados e não matriculados no ensino superior segundo cor, região de residência e sexo entre 2002 e 2014

Características dos Dependentes							
Ano	Categoria	Não Brancos	Brancos	Urbano	Rural	Feminino	Masculino
	Total	34,4%	65,6%	94,6%	5,4%	49,4%	50,6%
2002	Matriculados	20,4%	79,6%	97,3%	2,7%	57,2%	42,8%
	Não matriculados	40,8%	59,2%	93,4%	6,6%	45,8%	54,2%
	Total	39,3%	60,7%	93,2%	6,8%	47,1%	52,9%
2005	Matriculados	26,0%	74,0%	96,8%	3,2%	54,7%	45,3%
	Não matriculados	45,3%	54,7%	91,6%	8,4%	43,7%	56,3%
	Total	43,2%	56,8%	92,5%	7,5%	46,6%	53,4%
2008	Matriculados	29,1%	70,9%	96,2%	3,8%	55,5%	44,5%
	Não matriculados	50,1%	49,9%	90,6%	9,4%	42,1%	57,9%
	Total	45,5%	54,5%	93,1%	6,9%	47,3%	52,7%
2011	Matriculados	34,0%	66,0%	96,3%	3,7%	55,9%	44,1%
	Não matriculados	51,1%	48,9%	91,6%	8,4%	43,2%	56,8%
	Total	48,7%	51,3%	92,3%	7,7%	46,4%	53,7%
2014	Matriculados	37,0%	63,0%	95,5%	4,5%	55,3%	44,7%
	Não matriculados	55,6%	44,4%	90,4%	9,6%	41,1%	58,9%

Fonte: Resultados com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Constata-se que somente no grupo de jovens matriculados em 2002 a participação de jovens não brancos foi de 20,4% e que em 2014 essa proporção aumentou para 37,0%. O aumento da participação de jovens não brancos quanto ao acesso a esse tipo de ensino se deve, basicamente, a dois fatores. O primeiro seria a ascensão social e econômica de um grupo de famílias que antes estavam na zona de consumo marginal de bens e serviços. Essas famílias foram favorecidas pelos programas públicos de transferências de renda, pelo aumento do nível de escolaridade e pelas mudanças no mercado de trabalho, principalmente o aumento de emprego, dada a nova configuração econômica do País no período em questão (BARROS et al., 2006; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; HOFFMANN, 2007; CARVALHAES; SOUZA, 2014). O segundo fator seria os programas que financiam o ensino universitário pelo País e que atingem principalmente os indivíduos não brancos.

Quanto à região de residência, de modo geral, em 2002 a proporção de jovens vindos da zona rural era de 5,4%, e em 2014 essa proporção aumentou para 7,7%. Se forem considerados somente os jovens matriculados, constata-se que essa participação foi menor em 2002, pois a participação de jovens vindos da zona rural era de 2,7% e em

2014 ela aumentou para 4,5%. Essas informações realçam os argumentos que a proximidade com a dinâmica econômica e social das cidades, o melhor acesso às informações, a possibilidade de melhores condições salariais e a proximidade com os centros educacionais, por meio de maior acessibilidade, por exemplo, o melhoramento de estradas, ofereceram aos dependentes das famílias provenientes da zona rural maior facilidade de estar matriculado no ensino superior (MARTINE, 1992; LIMA, 1995; ALVES; SOUZA E SILVA; MARRA, 2010).

Por fim, ao analisar a variável sexo, constata-se que há maior participação das mulheres nas instituições de ensino superior, porém essa tem diminuído, indo lentamente em direção ao equilíbrio proporcional de 50%, ou seja, em 2002 a participação de estudantes universitárias era de 57,2% e em 2014 esta proporção diminuiu para 55,3%. Esse fato se deve, em grande parte, ao modo como as mulheres se inserem na universidade.

Tradicionalmente, a presença e o ingresso das mulheres na universidade estão associados aos cursos das áreas de humanas (História e Arte), de saúde (Enfermagem, Nutrição e Psicologia) e de educação (Pedagogia, Letras e Geografia), tendo esses cursos mais vagas disponibilizadas no Brasil (ROSENBERG, 1983; QUEIROZ, 2001). Em 2013, no Censo da Educação Superior, disponibilizado pelo Ministério da Educação (MEC) e pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), constatou-se que a participação da maioria das mulheres nos cursos está nas áreas de concentração do conhecimento relacionados à saúde e ao bem-estar social (75,7%), à educação (71,2%) e à humanidade e às artes (55,3%). Deve-se ressaltar que essas áreas de concentração representam em torno de 32% das vagas disponibilizadas. Já os homens se concentram nos cursos de exatas (Matemática e Física) e ciência e tecnologia (cursos de Engenharia e Informática). No censo, as maiores proporções estariam relacionadas às áreas de concentração Ciências, Matemática e Computação (70,2%) e Engenharia, Produção e Construção (68,1%); essas áreas de concentração representam em torno de 21% das vagas disponibilizadas e preenchidas. Nas outras áreas de concentração, a relação entre os sexos é bem equilibrada. Portanto é esperado o maior número de mulheres na universidade.

A queda da participação das mulheres na universidade, em alguma medida, pode refletir a intensificação de sua participação no mercado de trabalho, o que resultou em mulheres entrando no mercado de trabalho mais cedo, e a expansão da oferta dos cursos voltados para ciência e tecnologia, que são aqueles nos quais os jovens do sexo

masculino mais se inserem, representando essa queda da participação (ALVES; AMORIM; CUNHA, 1997; BRUSCHINI, 2000; QUEIROZ, 2001; MATOS; MACHADO, 2006).

Na busca para qualificar melhor os jovens que têm acesso ao ensino superior, eles foram divididos em dois grupos: os jovens que procuram o ensino superior privado e os jovens que procuram o ensino superior público. Na Tabela 5 tem-se a proporção desses jovens que frequentam instituições de ensino privado e de ensino público. Constata-se que a participação dos jovens nos dois tipos de ensino é quase que constante ao longo do tempo, com tendência de aumento para o ensino privado, ou seja, em 2002 os jovens que estavam matriculados no ensino privado representavam 70,2% do total dos jovens que acessam o ensino superior, e em 2014 essa participação sobe para 71,9%.

Tabela 5 - Proporção de jovens de 16 e 24 anos matriculados no ensino superior público e privado, entre 2002 e 2014

Ano	Categoria	Brasil
2002	Ensino Privado	70,2%
	Ensino Público	29,8%
2005	Ensino Privado	71,0%
	Ensino Público	29,0%
2008	Ensino Privado	71,2%
	Ensino Público	28,8%
2011	Ensino Privado	70,3%
	Ensino Público	29,7%
2014	Ensino Privado	71,9%
	Ensino Público	28,1%

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Essa tendência de crescimento na participação dos jovens no ensino privado pode ser consequência do cenário econômico do País, do campo das políticas educacionais propício para o ensino superior privado e da dinâmica do crescimento dos dois tipos de estabelecimento no período avaliado. Em relação aos estabelecimentos de ensino superior público, a partir do século XXI as reformas econômicas e institucionais do período anterior, que privilegiaram principalmente o setor privado, associadas à volta do crescimento econômico (e à preocupação com a manutenção desse crescimento), exigiram do governo sucessor a reestruturação das políticas educacionais, o investimento e a ampliação da oferta de educação em nível superior e a realização de

um processo de democratização da educação (CARVALHO, 2008; CASTANHEIRA; SEGENREICH, 2009). Consequentemente, a oferta de ensino superior público foi estimulada nesse período. Só para exemplificar, em 2000 o número de estabelecimentos de ensino superior público era de 178, e em 2010 passa para 278, um crescimento de aproximadamente 56% (AFONSO; GARCIA; RAMOS, 2011).

Já em relação aos estabelecimentos de ensino superior privado, as reformas institucionais relacionadas à reestruturação produtiva, à modernização administrativa e à reforma do Estado no governo Fernando Henrique também refletiram na área da educação (CARVALHO, 2008; CASTANHEIRA; SEGENREICH, 2009). Deste modo, a ideia de autonomia das universidades, de diversificação, de flexibilização e de privatização permeou a área do ensino superior, e os estímulos econômicos e institucionais deliberados do governo em direção ao ensino superior privado propiciaram a elevação da oferta desse setor naquele período (CARVALHO, 2008; CASTANHEIRA; SEGENREICH, 2009).

A partir de 2003, o Brasil experimenta a volta do crescimento econômico, reflexo principalmente da conjuntura internacional, da estabilidade da moeda e da taxa de câmbio. Assim, a possibilidade de realização de projetos outrora guardados e a utilização da capacidade ociosa não aproveitada nas décadas de 1980 e 1990, que gerou novos empregos, associadas a programas e medidas de financiamento estudantis, garantindo pelo menos em médio prazo a existência de uma “demanda” por ensino superior, estimularam novamente a oferta de ensino superior privada (CARVALHO, 2008; CASTANHEIRA; SEGENREICH, 2009). Exemplificando, em 2000 o número de instituições particulares era de 1.004, em 2010 já tinha alcançado 1.999 instituições, um crescimento em torno de 99% (AFONSO; GARCIA; RAMOS, 2011).

Em outras palavras, o crescimento do segundo grupo foi maior que o do primeiro, o que pode explicar a tendência de aumento da participação de jovens matriculados no ensino superior em favor dessas instituições. Além dos estímulos econômicos e institucionais recebidos, esses estabelecimentos reagem com maior rapidez ao crescimento da demanda por educação, realizam e ampliam seus investimentos de forma ágil (menos burocratizada), oferecem pequenos pacotes de graduação, tomando forma de centros universitários e faculdades, o que exige menos recursos financeiros do que, por exemplo, a construção de uma universidade, e conseguem alinhar os interesses da iniciativa privada aos cursos, por exemplo, criando

cursos específicos para determinadas funções ou tipo de profissionais que o mercado demanda (SECCÁ; SOUZA, 2009).

Constata-se na Tabela 6 que a Renda Familiar Média Real (a preços de 2014) das famílias que têm seus dependentes no ensino superior privado e a Renda Familiar Média Real das famílias que têm seus dependentes no público são bem parecidas e que a renda média das famílias cujos dependentes estão no ensino superior público supera, em 2014, a renda média das famílias cujos dependentes estão no ensino superior privado. Em 2002, a Renda Familiar Média para o primeiro grupo era de R\$ 6.363,06, enquanto para o segundo grupo era de R\$ 5.680,73. Em 2008, esses valores alteram, respectivamente, para R\$ 6.276,66 e R\$ 6.176,15. Em 2014 esses valores foram, respectivamente, R\$ 5.946,19 e R\$ 6.138,72.

Tabela 6 - Renda Familiar Média Real (a preços de 2014), Número Médio de Dependentes, Idade Média e Nível de Educação do Chefe de Família para os jovens de 16 a 24 anos matriculados no ensino superior privado e público, entre 2002 e 2014

Ano	Categoria	Renda Familiar Média* (R\$) (a preços de 2014)	Número Médio de Dependentes	Idade Média (anos)	Características do Chefe de Família				
					Nível Educacional				
					Com 0 a 3 anos de estudo	Com 4 a 7 anos de estudo	Com 8 a 10 anos de estudo	Com 11 anos de estudo	Com mais de 11 anos de estudo
2002	Ensino Privado	6.363,06	2,1	51,2	1,6%	16,3%	16,3%	29,4%	36,3%
	Ensino Público	5.680,73	2,3	51,3	2,5%	12,9%	14,9%	30,3%	39,4%
2005	Ensino Privado	6.190,75	2,1	50,7	1,6%	13,2%	16,7%	32,4%	36,0%
	Ensino Público	5.473,76	2,2	50,6	2,5%	11,8%	12,7%	30,9%	42,1%
2008	Ensino Privado	6.276,66	2,0	50,7	1,9%	13,9%	17,9%	34,5%	31,8%
	Ensino Público	6.176,15	2,2	50,5	3,2%	9,4%	14,5%	34,4%	38,5%
2011	Ensino Privado	5.865,68	2,0	50,9	4,0%	11,2%	17,0%	36,7%	31,1%
	Ensino Público	5.762,84	2,0	50,5	3,7%	9,4%	15,1%	32,5%	39,3%
2014	Ensino Privado	5.946,19	1,9	51,2	3,4%	12,3%	18,3%	34,8%	31,2%
	Ensino Público	6.138,72	1,9	51,4	3,4%	9,2%	14,1%	32,4%	40,8%

* O índice utilizado foi IPCA.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Essa tendência pode ser reflexo dos incentivos e investimentos governamentais em torno do ensino superior público. A ampliação da oferta de vagas nas instituições estaduais e federais, a gratuidade do ensino, os altos investimentos em assistência estudantil e a qualidade do ensino superior público podem ter estimulado as famílias com condições econômicas favoráveis a investirem cada vez mais em seus filhos para ocuparem as vagas nesse tipo de instituição (CARVALHO 2008; CARVALHAES; SOUZA, 2014).

Outro aspecto relevante é que as famílias cujos jovens estão inseridos no ensino superior privado e no ensino público, ao longo do período de 2002 a 2014, apresentam níveis educacionais bem parecidos até a proporção com 11 anos de estudos; a partir daí há uma diferença mais significativa somente na participação referente ao grupo com mais de 11 anos de estudos e em favor aos jovens matriculados no ensino superior público. Ao comparar os jovens matriculados no ensino público com os matriculados no ensino privado, tem-se que para o primeiro grupo a proporção de chefes de família com mais de 11 anos de estudo, em 2002, era de 39,4%, enquanto para o segundo grupo essa proporção era de 36,3%. Em 2008, essas proporções aumentaram para 38,5 e 31,8%, e em 2014 passou de 40,8 e 31,2%.

Dessa forma, como previsto pela teoria do *Family Background*, existe uma correlação positiva entre a produção de capital humano dos filhos e o nível educacional dos filhos e o nível de escolaridade e as variáveis socioeconômicas dos pais (OREUPOLOS; PAGES; STEVENS, 2007; REGAN, BURGHARDT; OAXACA, 2007; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). Isto é, para os filhos que escolheram acessar o ensino superior, independentemente do tipo da instituição, a grande fração dos chefes de famílias está concentrada nas faixas com 11 anos de estudos e mais de 11 anos de estudo, ou seja, os chefes de famílias se encontram nas faixas superiores de escolaridade.

Na Tabela 7 têm-se as características dos dependentes quanto ao sexo, à cor e à região de residência. Um tópico interessante dessa tabela, que deve ser levado em consideração, é que a proporção de dependentes não brancos aumentou nas duas modalidades de ensino ao longo do período analisado. No entanto, a entrada desses indivíduos cresceu de forma mais do que proporcional na modalidade de ensino privado, de modo que em 2014 as proporções no ensino superior privado e público eram semelhantes.

Tabela 7 - Proporção de jovens matriculados no ensino superior privado e público segundo a cor, a região de residência e o sexo, entre 2002 e 2014

Características dos Dependentes							
Ano	Categoría	Não Brancos	Brancos	Urbano	Rural	Feminino	Masculino
2002	Ensino Privado	17,0%	83,0%	97,2%	2,8%	58,4%	41,6%
	Ensino Público	29,5%	70,5%	97,4%	2,6%	54,0%	46,0%
2005	Ensino Privado	23,7%	76,3%	96,8%	3,2%	55,5%	44,5%
	Ensino Público	32,4%	67,6%	96,6%	3,4%	52,5%	47,5%
2008	Ensino Privado	27,3%	72,7%	96,1%	3,9%	56,6%	43,4%
	Ensino Público	34,2%	65,8%	96,4%	3,6%	52,4%	47,6%
2011	Ensino Privado	33,9%	66,1%	96,1%	3,9%	57,0%	43,0%
	Ensino Público	34,3%	65,7%	96,7%	3,3%	53,2%	46,8%
2014	Ensino Privado	36,5%	63,5%	95,5%	4,5%	56,0%	44,0%
	Ensino Público	38,6%	61,4%	95,7%	4,3%	53,3%	46,7%

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Ao considerar os dependentes que estavam matriculados no ensino público, percebe-se que a proporção dos não brancos foi de 29,5%, em 2002, passando para 38,6% em 2014. Já para os dependentes que estavam matriculados no ensino privado, a proporção de dependentes não brancos foi de 17%, em 2002, e passou para 36,5% em 2014. A explicação mais razoável para esse resultado seria as melhorias no setor da educação e as políticas educacionais de auxílio e financiamento adotadas ao longo do período (CARVALHO, 2008; CASTANHEIRA; SEGENREICH, 2009). Como o foco dos investimentos governamentais foi, principalmente, as famílias pobres e não brancas, é provável que essas políticas tenham direcionado uma grande parte dos jovens não brancos para o ensino superior privado, o que caracteriza a entrada desses indivíduos mais do que proporcional na modalidade de ensino privado.

Na Tabela 8 têm-se a Proporção de Matriculados, a Renda Familiar Média Real (a preços de 2014), o Número Médio de Dependentes e a Idade Média do Responsável, com base no critério de demissão ou não da pessoa de referência. Nessa tabela percebe-se que a proporção de jovens matriculados no ensino superior, cujas pessoas de referência foram demitidas, é bem menor do que a proporção dos jovens matriculados cujas pessoas de referência não tiveram de sair do emprego.

Tabela 8 - Proporção de Matriculados, Renda Familiar Média Real (a preços de 2014), Número Médio de Dependentes e Idade Média do Responsável entre os dependentes de 16 e 24 anos cujos chefes de família foram ou não demitidos entre 2002 e 2014

Ano	Categoria	Proporção de Matriculados	Renda Familiar Média* (R\$ (a preços de 2014)	Número Médio de Dependentes	Idade Média do Responsável (anos)
2002	Demitido	19,0%	R\$ 3.336,12	2,9	47,2
	Não demitido	33,9%	R\$ 4.584,82	2,4	50,8
2005	Demitido	20,8%	R\$ 3.234,62	2,7	46,1
	Não demitido	34,2%	R\$ 4.393,02	2,4	51,1
2008	Demitido	23,2%	R\$ 3.617,03	2,6	45,2
	Não demitido	35,0%	R\$ 4.620,60	2,3	50,3
2011	Demitido	19,4%	R\$ 3.602,47	2,5	44,8
	Não demitido	34,5%	R\$ 4.679,75	2,2	50,1
2014	Demitido	25,0%	R\$ 3.543,81	2,3	44,5
	Não demitido	37,9%	R\$ 4.729,47	2,1	50,4

* O índice utilizado foi IPCA.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Em 2002, a proporção de jovens matriculados no primeiro grupo era de 18,2%, enquanto a fração dos jovens pertencentes ao segundo grupo era de 32,1%. Em 2008, esses valores mudam para 21,8 e 33,6%, respectivamente. Em 2014 esses valores alteram para 24,7 e 37,4%, respectivamente. Percebe-se aqui que há indícios de que as decisões dos jovens podem ser influenciadas pela demissão do chefe de família, dado que a proporção de indivíduos matriculados no ensino superior é menor para as famílias cujos chefes de famílias foram demitidos.

A renda familiar média do chefe de família demitido também é bem menor do que a da pessoa de referência que não foi demitida, enquanto o número médio de dependentes do primeiro grupo é um pouco maior do que a do segundo grupo. Em 2002, a renda familiar média do primeiro agrupamento era de R\$ 3.196,99 e o número médio de dependentes era de 2,9, enquanto para o segundo agrupamento esses valores eram de R\$ 3.938,80 e 2,3, respectivamente. Já em 2008, os valores referentes do primeiro grupo, quanto à renda familiar média e ao número médio de dependentes, alteram para R\$ 3.384,35 e 2,6, respectivamente, ao passo que para o segundo grupo eles passaram para R\$ 4.273,58 e 2,2, respectivamente. Em 2014, para o primeiro grupo, esses valores mudam para R\$ 3.491,74 e 2,3 e para o segundo para R\$ 4.524,08 e 2,0, respectivamente.

Esse fato reforça a ideia de que a demissão traz grandes perdas permanentes para a renda da família, reduzindo a capacidade de financiamento dos estudos dos filhos e as chances de seus dependentes acessarem o ensino superior (BECKER; TOMES, 1986; SJÖGREN, 2000; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; COELLI, 2011; PAN; OST, 2014). Como os chefes que saíram do mercado de trabalho são aqueles que têm um número médio de dependentes mais elevado, os gastos *per capita* com educação tendem a ficar ainda menores, modificando os custos relativos com a educação e afetando ainda mais as chances desses jovens ingressarem na universidade (BECKER; TOMES, 1986; FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; STEVENS; OREOPoulos; PAGE, 2008; CASSUCE; CASSUCE, 2012).

Outro aspecto interessante é que a pessoa que sofre a demissão tem idade média menor que aquela que não sofre a demissão, sem contar que essa diferença entre as idades tende a aumentar ao longo desse período. Em 2002, a idade média de um chefe de família que não foi demitido era de 50,8 anos, enquanto a de um chefe de família que foi demitido era de 47,3 anos. Em 2008, a idade média de um chefe de família pertencente ao primeiro agrupamento era de 50,3 anos, enquanto a de um chefe de família pertencente ao segundo agrupamento era de 45,2 anos. Em 2014, esses valores eram de 50,5 anos para a primeira fração de chefes de família e 44,3 anos para a segunda fração.

A idade do indivíduo pode representar sua experiência no trabalho, ou seja, as habilidades individuais que ele adquiriu a partir das práticas laborais e do treinamento no trabalho (BECKER, 1964; MINCER, 1974). Assim, à medida que os chefes de família apresentam maior idade, eles adquirem maiores salários e maior estabilidade no emprego, dada a sua capacidade técnica, logo as chances desses indivíduos estarem desempregados são bem menores, comparativamente (BECKER, 1964; MINCER, 1974; LOCHNER; MONGE-NARANJO, 2011; PAN; OST, 2014). Portanto, a maior renda, aliada à manutenção do emprego, favorece a decisão dos dependentes por cursar uma universidade (BECKER, 1964; MINCER, 1974; LOCHNER; MONGE-NARANJO, 2011; PAN; OST, 2014).

Com base nessa descrição de dados, podem-se caracterizar os ambientes social e econômico nos quais essas famílias estão inseridas, de modo a produzir um quadro com os principais eventos que permearam o período analisado. Essa descrição permite também criar perfis do ambiente familiar dos chefes de família e de seus dependentes, além de indicar tendências e indícios que recaem sobre o problema de pesquisa no qual

se está estudando. Essa descrição dará todo suporte necessário para as análises a seguir. No entanto, as relações apontadas nas descrições a respeito desse problema de pesquisa são feitas de forma indireta e superficial, isto é, nada conclusivo. Portanto, há necessidade de utilizar modelos estatísticos para estabelecer a relação direta entre as variáveis de interesse e resposta, de modo que a questão a ser evidenciada possa ser respondida satisfatoriamente e com o maior nível de profundidade possível.

5.2 Estimativa do Modelo para Determinar o Acesso ao Ensino Superior no Brasil

5.2.1 Ajustamento do Modelo

Antes de realizar a análise dos resultados, é necessário garantir que a estimação de fato obedeça a propriedades estatísticas consistentes. O primeiro teste a ser apresentado será o de Wald, para identificar a significância global do modelo. A hipótese nula desse teste é que os coeficientes dos regressores são todos estatisticamente iguais a 0, ou seja, que não houve efeitos de interações entre esses estimadores.

Os valores calculados estão na Tabela 9. Ao observar as informações da tabela pode-se dizer, em nível de 1%, que a hipótese nula é rejeitada, ou melhor, que pelo menos um dos coeficientes estimados no modelo é diferente de 0 e, portanto, que a relação estudada é estatisticamente significativa. Logo, a demissão do chefe de família influencia a probabilidade dos seus dependentes estarem no ensino superior. Neste sentido, o Teste de Wald, conforme a literatura, também, pode ser considerado um teste para especificação do modelo. Assim, rejeitar a hipótese nula do teste é o mesmo que dizer que o modelo está bem especificado.

Tabela 9 - Teste Wald para verificar a significância global dos modelos Logit para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Ano	Teste para Significância Global do Modelo	
	Teste Wald	
	Valor Calculado	Prob>Chi ²
2002	1.749,81	0,0000
2005	1.844,32	0,0000
2008	1.809,62	0,0000
2011	1.596,71	0,0000
2014	1.646,14	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Na Tabela 10 tem-se o quanto das informações analisadas no modelo estimado consegue acertar corretamente. Esses dados conduziram a uma média de acerto total de aproximadamente 79% em 2002, 76% em 2008 e 73% em 2014. Modelos com boa capacidade preditiva apresentam, em média, 60 a 65% de acertos totais (CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014), ou seja, o modelo calculado neste trabalho tem boa capacidade de preditiva.

Tabela 10 - Medidas de sensitividade, especificidade e de porcentual de acertos dos modelos Logit para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Classificação	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Sensitivity Pr (+/D)	50,44%	50,41%	46,71%	43,26%	46,97%
Specificity Pr (-/~D)	91,92%	92,20%	91,04%	90,44%	87,66%
Positive predictive value Pr (D/ +)	73,96%	74,69%	72,00%	68,80%	69,03%
Negative predictive value Pr (~D/-)	80,31%	80,28%	77,60%	76,58%	73,84%
Correctly Classified	78,95%	79,10%	76,40%	74,97%	72,63%

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Outra forma de avaliar o ajuste do modelo é verificar a Curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*). Essas curvas mostram de forma eficiente a relação entre especificidade e sensitividade (BRAGA, 2000; CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014). Um modo de avaliá-las é observando a valor correspondente à área abaixo da curva; quanto mais próximo de 1 mais bem ajustado é o modelo (BRAGA, 2000; CAMERON; TRIVEDI, 2010; FAVERO; BELFIORE, 2014).

O modelo cuja área alcança valores acima de 0,8 apresenta excelente poder discriminatório (FAVERO; BELFIORE, 2014). Os modelos que estariam dentro dessa excelência seriam para 2002, cujo valor é 0,8316, e para 2005, cujo valor é 0,8246 (Figura 2). Para o caso em que o modelo apresenta área acima 0,70, o poder discriminatório é considerado satisfatório, ou seja, o modelo tem boa capacidade preditiva. Os modelos que estariam dentro desse grupo seriam os modelos estimados para 2008, cuja área é 0,7998, para 2011, cuja área é 0,7804, e para 2014, cuja área é 0,7673. Deste modo, todos os modelos calculados apresentam no mínimo boa predição tanto para a sensibilidade, quanto para a especificidade.

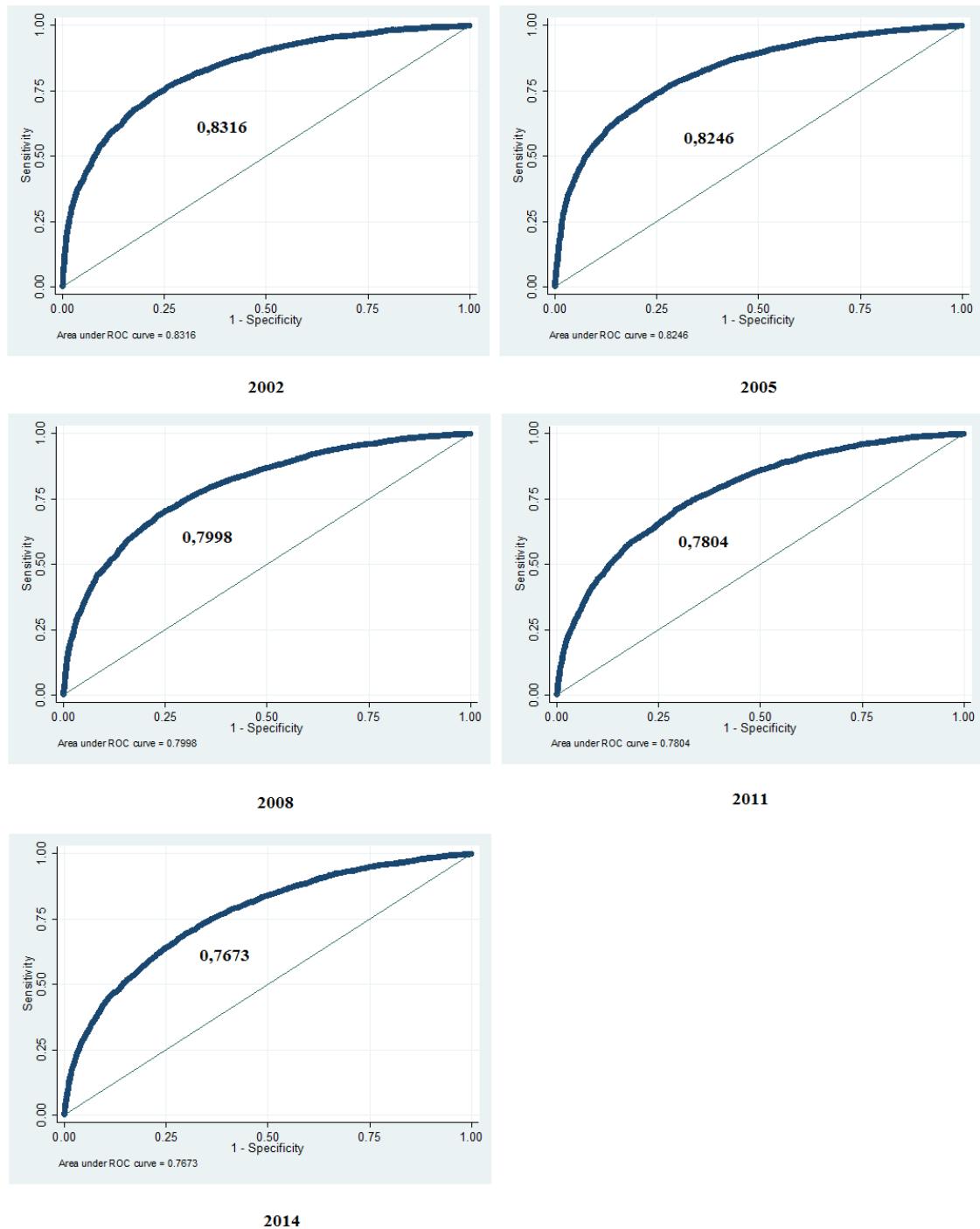


Figura 2 - Curva ROC dos modelos Logit, para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Na Tabela 11 estão os erros-padrão, os valores dos estimadores, as estatísticas do teste Z e os intervalos de confiança dos estimadores do modelo com a estimação robusta e do modelo estimado sem a consideração de robustez, para 2002. Esse fato é

verificado para os outros anos (Anexo A). Como não se teve conhecimento da existência de um teste específico para a verificação da eficiência do modelo, utilizou-se essa tabela comparativa para expressar a preocupação com a garantia de homoscedasticidade ou variância mínima.

Ao observar a tabela, verifica-se que os erros-padrão, os valores dos estimadores, as estatísticas do teste Z e os intervalos de confianças dos estimadores com a estimação robusta não variaram, em comparação aos do modelo estimado sem a consideração de robustez. Isto significa que a pressuposição de homoscedasticidade do modelo Logit está garantida, uma vez que se espera que na estimação do modelo com erros-padrão robustos, na presença de heteroscedasticidade, os valores dos erros-padrão, dos estimadores, das estatísticas do teste Z e dos intervalos de confianças dos estimadores sofreriam grandes alterações.

Tabela 11 - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2002

Variáveis	Modelo Logit sem Robustez				
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,8262	0,2517	-3,28	0,001	-1,3195 -0,3330
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4786	0,1478	-3,24	0,001	-0,7682 -0,1890
Dependente Não Branco	-0,4373	0,0722	-6,05	0,000	-0,5789 -0,2958
Localização do Dependente	0,3671	0,1364	2,69	0,007	0,0997 0,6344
Renda Familiar	0,0005	0,0000	22,32	0,000	0,0005 0,0006
Sexo do Dependente	-0,6779	0,0521	-13,02	0,000	-0,7799 -0,5758
Número de Dependentes	-0,2506	0,0263	-9,54	0,000	-0,3021 -0,1991
Sexo do Chefe de Família	0,0129	0,0605	0,21	0,831	-0,1057 0,1315
Chefe de Família Não Branco	-0,3238	0,0703	-4,6	0,000	-0,4617 -0,1860
Idade do Chefe de Família	0,0100	0,0066	1,51	0,131	-0,0030 0,0230
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,4689	0,1494	3,14	0,002	0,1761 0,7618
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,7110	0,1576	4,51	0,000	0,4020 1,0199
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,2335	0,1608	7,67	0,000	0,9183 1,5486
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1612	0,1691	12,78	0,000	1,8298 2,4925
Sudeste	-0,4353	0,0931	-4,68	0,000	-0,6178 -0,2529
Sul	-0,1129	0,1035	-1,09	0,275	-0,3157 0,0899
Centro-Oeste	0,1085	0,1089	1,0	0,319	-0,1049 0,3220
Nordeste	0,0494	0,0985	0,5	0,616	-0,1437 0,2425
Constante	-2,3783	0,4472	-5,32	0,000	-3,2548 -1,5017
Variáveis	Modelo Logit com Robustez				
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,8262	0,2517	-3,28	0,001	-1,3195 -0,3330
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4786	0,1478	-3,24	0,001	-0,7682 -0,1890

Dependente Não Branco	-0,4373	0,0722	-6,05	0,000	-0,5789	-0,2958
Localização do Dependente	0,3671	0,1364	2,69	0,007	0,0997	0,6344
Renda Familiar	0,0005	0,0000	22,32	0,000	0,0005	0,0006
Sexo do Dependente	-0,6779	0,0521	-13,02	0,000	-0,7799	-0,5758
Número de Dependentes	-0,2506	0,0263	-9,54	0,000	-0,3021	-0,1991
Sexo do Chefe de Família	0,0129	0,0605	0,21	0,831	-0,1057	0,1315
Chefe de Família Não Branco	-0,3238	0,0703	-4,6	0,000	-0,4617	-0,1860
Idade do Chefe de Família	0,0100	0,0066	1,51	0,131	-0,0030	0,0230
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,4689	0,1494	3,14	0,002	0,1761	0,7618
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,7110	0,1576	4,51	0,000	0,4020	1,0199
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,2335	0,1608	7,67	0,000	0,9183	1,5486
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1612	0,1691	12,78	0,000	1,8298	2,4925
Sudeste	-0,4353	0,0931	-4,68	0,000	-0,6178	-0,2529
Sul	-0,1129	0,1035	-1,09	0,275	-0,3157	0,0899
Centro-Oeste	0,1085	0,1089	1,0	0,319	-0,1049	0,3220
Nordeste	0,0494	0,0985	0,5	0,616	-0,1437	0,2425
Constante	-2,3783	0,4472	-5,32	0,000	-3,2548	-1,5017

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados das PNAD 2002-2014.

A partir da realização dos testes, pode-se inferir que o modelo está bem especificado e apresenta boa capacidade de previsão. Fundamentos necessários para que se possa fazer a análise dos resultados e das probabilidades para os indivíduos serão citados a seguir.

5.2.2 Análise da Probabilidade de Ingressar no Ensino Superior no Brasil

Neste tópico, serão discutidos os resultados do modelo Logit e do modelo Logit Multinomial. O método utilizado será o de construção de cenários. O cenário de referência e os outros cenários com base nas principais características desse indivíduo são construídos a partir da tabela de efeitos marginais no ponto médio. Ao determinar esse indivíduo representativo, são analisadas suas probabilidades de ingresso no ensino superior ao longo do tempo.

Na Tabela 12 estão os efeitos marginais de cada variável explicativa para o indivíduo no ponto médio. Em 2002, se o chefe de família fosse demitido quando os jovens apresentassem entre 16 e 19 anos, a probabilidade seria reduzida em 13,20%. Em 2014, a probabilidade do jovem acessar o ensino superior seria reduzida em 12,89%.

Tabela 12 - Efeitos Marginais no Ponto Médio para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	27,1%	27,5%	29,8%	29,5%	35,1%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,1320*	-0,1179*	-0,1403*	-0,1211*	-0,1289*
	(0,03084)	(0,02636)	(0,02959)	(0,03358)	(0,03855)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0945*	-0,0740*	-0,0346	-0,0779**	-0,0301
	(0,02913)	(0,02298)	(0,02453)	(0,02709)	(0,03107)
Cor do Dependente	-0,0835*	-0,0629*	-0,0963*	-0,0570*	-0,0734*
	(0,01326)	(0,01274)	(0,01123)	(0,01181)	(0,01167)
Localização da Residência	0,0668**	0,0671*	0,0685*	0,0841*	0,0906*
	(0,02266)	(0,01903)	(0,01827)	(0,01907)	(0,01809)
Renda Familiar	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,00003*	0,00003*
	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,13358*	-0,13765*	-0,15139*	-0,13799*	-0,17469*
	(0,01018)	(0,00942)	(0,00939)	(0,00970)	(0,00978)
Número de Dependentes	-0,0495*	-0,0541*	-0,0512*	-0,0546*	-0,0529*
	(0,00513)	(0,00445)	(0,00475)	(0,00489)	(0,00448)
Sexo do Chefe de Família	0,0025	0,0191	0,0397*	0,0433*	0,0579*
	(0,01191)	(0,01031)	(0,00972)	(0,00993)	(0,01001)
Cor do Chefe de Família	-0,0627*	-0,0436*	-0,0363**	-0,0600*	-0,0690*
	(0,01333)	(0,01279)	(0,01153)	(0,01191)	(0,01197)
Idade do Chefe de Família	0,0020	0,0001	0,0033*	0,0043*	0,0048*
	(0,00131)	(0,00019)	(0,00047)	(0,00047)	(0,00048)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0964**	0,0882**	0,1167*	0,0769**	0,0776**
	(0,03174)	(0,02900)	(0,02742)	(0,02432)	(0,02593)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,1513*	0,1637*	0,2051*	0,1531*	0,1609*
	(0,03534)	(0,03046)	(0,02809)	(0,02448)	(0,02578)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,2690*	0,2865*	0,3161*	0,2945*	0,2764*
	(0,03648)	(0,02948)	(0,02634)	(0,02300)	(0,02424)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,4867*	0,5292*	0,4973*	0,4815*	0,4380*
	(0,03440)	(0,02664)	(0,02466)	(0,02288)	(0,02293)
Sudeste	-0,0866*	-0,0827*	-0,1140*	-0,0889*	-0,0698*
	(0,01841)	(0,01612)	(0,01539)	(0,01515)	(0,01535)
Sul	-0,0219	-0,0102	-0,0635*	-0,0525**	-0,0475***
	(0,01968)	(0,01786)	(0,01628)	(0,01655)	(0,01715)
Centro-Oeste	0,0219	0,0032	-0,0469**	0,0549**	0,0377
	(0,02240)	(0,01905)	(0,01676)	(0,01915)	(0,01912)
Nordeste	0,0098	-0,0080	-0,0538*	-0,0175	0,0167
	(0,01975)	(0,01674)	(0,01491)	(0,01562)	(0,01631)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Resultados com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Em 2002, ser um dependente de cor não branca reduziria em 8,35% a probabilidade do jovem estar matriculado. Em 2014, a probabilidade desse jovem seria

reduzida em 7,34%. Em 2002, morar na zona urbana aumentaria 6,68% a probabilidade de estar matriculado no ensino superior. Em 2014, a probabilidade desse jovem seria afetada em 9,06%. O acréscimo de uma unidade na renda familiar afetaria em 0,001% a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino universitário, ou seja, o acréscimo de R\$ 1.000,00 na renda da família implica aumento da probabilidade do jovem estar no ensino superior em 1%, em 2002. Já em 2014, esse acréscimo só afetaria em 0,0003% a probabilidade desse indivíduo acessar o ensino superior, ou o acréscimo de R\$ 1.000,00 na renda da família implica aumento de 0,3% da probabilidade do jovem estar no ensino superior.

Se o indivíduo fosse do sexo masculino, em 2002, sua probabilidade de cursar o ensino superior seria reduzida em 13,36%. Em 2014, esse mesmo indivíduo teria a probabilidade em estar matriculado reduzida em 17,47%. Um aumento de uma unidade no número de dependentes, em 2002, diminuiria a probabilidade do jovem cursar o ensino superior em 4,95%. Em 2014, essa probabilidade seria afetada em 5,29%. Se a pessoa de referência fosse do sexo masculino, em 2008, a probabilidade de seu dependente ter acesso ao ensino superior seria aumentada em 3,97%. Em 2014, esse aumento sobre a probabilidade seria de 5,79%.

Agora, se esse chefe de família fosse não branco, em 2002, a probabilidade de seu dependente estar matriculado no ensino universitário seria reduzida 6,27%. Em 2014, essa probabilidade cairia 6,90%. Uma unidade a mais na idade do chefe de família aumentaria em 0,33%, em 2008, a probabilidade de seu dependente estar matriculado no ensino superior. Em 2014 essa probabilidade seria afetada em 0,48%.

Quanto ao nível educacional, se o chefe de família estivesse na faixa de quatro a sete anos de estudos, seu dependente aumentaria a sua probabilidade quanto ao ingresso no ensino superior em 9,64 %, em 2002. Se esse mesmo chefe, em vez de estar na faixa de quatro a nove anos de estudo, estivesse na faixa de oito a dez anos de estudo, seu dependente aumentaria sua probabilidade de acessar esse tipo de ensino em 15,13%, em 2002. Se esse mesmo chefe, em vez de estar na faixa de oito a dez anos de estudo, estivesse na faixa de 11 anos de estudo, seu dependente aumentaria suas chances de acessar esse tipo de ensino em 26,90 %, em 2002. Por fim, em 2002, se esse mesmo chefe, em vez de estar na faixa de 11 anos de estudo, estivesse na faixa de mais de 11 anos de estudo, seu dependente aumentaria suas chances de acessar esse tipo de ensino em 48,67%. Em 2014, a probabilidade de esse dependente estar matriculado seria positivamente afetada em 7,76, 16,09, 27,64 e 43,80 %, respectivamente.

Se o indivíduo se encontrasse na Região Sudeste do Brasil, em 2002, sua probabilidade de cursar o ensino universitário cairia 8,66 %. Em 2014, essa seria afetada em 6,98 %.

Dessa forma, o que os dados indicam é que a demissão do chefe de família, o nível educacional da pessoa de referência, a cor e o sexo do dependente são as variáveis que mais afetam a probabilidade do indivíduo acessar o ensino superior. Esse fato sugere três aspectos. O primeiro é que as variáveis que mais afetam a escolha/probabilidade do indivíduo pelo ensino superior são as mesmas estudadas pela teoria do *Family Background*, mostrando que no Brasil a origem familiar é importante na demanda de educação dos jovens (FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; REGAN; BURGHARDT; OAXACA, 2007; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). O segundo é que a maior instrução dos pais ou responsáveis contribui de forma significativa no processo de decisão dos filhos ou dependentes; esse acúmulo de conhecimento e informações ajudam o jovem optar pelo ensino superior, investindo mais tempo em sua formação profissional (FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; FERREIRA; VELOSO, 2003; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010; PAN; OST, 2014). O terceiro é que um lar bem estruturado do ponto de vista econômico e social, isto é, quando não há choques externos que prejudiquem a convivência familiar e nem restrinjam o orçamento, garante ao jovem maior capacidade de disputar uma vaga no ensino superior (OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST, 2014).

Fundamentado nessa tabela de efeitos marginais e em informações obtidas na análise descritiva, o Cenário de Referência corresponde ao indivíduo representativo com as seguintes características: jovem não branco, do sexo masculino, que mora na cidade, no Sudeste do País, com responsável que apresenta 11 anos de estudo, 50 anos de idade, do sexo masculino e não branco, que foi demitido quando o jovem tinha entre 16 e 19 anos e que mora em um domicílio com dois dependentes e tem renda familiar, a preços de 2014, de R\$ 4.450,00.

Os outros cenários que captarão os efeitos das principais características apontadas na tabela de efeitos marginais e que afetam a probabilidade do jovem ingressar no ensino superior serão: (i) Cenário 1: baseia-se na alteração do sexo do indivíduo representativo, isto é, esse indivíduo passa a ser do sexo feminino; (ii) Cenário 2: baseia-se na alteração da cor do indivíduo representativo, isto é, esse indivíduo passa a ser de cor branca; (iii) Cenário 3: simula um jovem de família com renda abaixo da média amostral; neste caso, alterou-se a renda familiar do indivíduo

representativo para o valor de R\$ 2.587,00, a preços de 2014; (iv) Cenário 4: simula um jovem de família com renda acima da média amostral e no valor de R\$ 7.960,00, a preços de 2014; (v) Cenário 5: consiste na alteração da localização de residência do jovem, ou seja, esse indivíduo passa a morar na zona rural; (vi) Cenário 6: simula a alteração no tamanho da família; neste caso, modificou-se o número de dependentes presentes no domicílio; (vii) Cenário 7: baseia-se na alteração do sexo do chefe de família, ou seja, a pessoa de referência passa a ser do sexo feminino (viii); Cenário 8: consiste na alteração do nível de escolaridade do chefe de família, ou seja, a pessoa de referência passa a ter mais de 11 anos de estudo; e (ix) Cenário 9: baseia-se na alteração do grupo de jovens para o qual o chefe de família foi demitido, isto é, a pessoa de referência é demitida quando os jovens apresentassem idade entre 21 e 24 anos de idade.

Para o Cenário de Referência, primeiramente será analisada a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior, na presença ou não da demissão da pessoa de referência no decorrer do tempo. Essas probabilidades estão apresentadas na Figura 3.

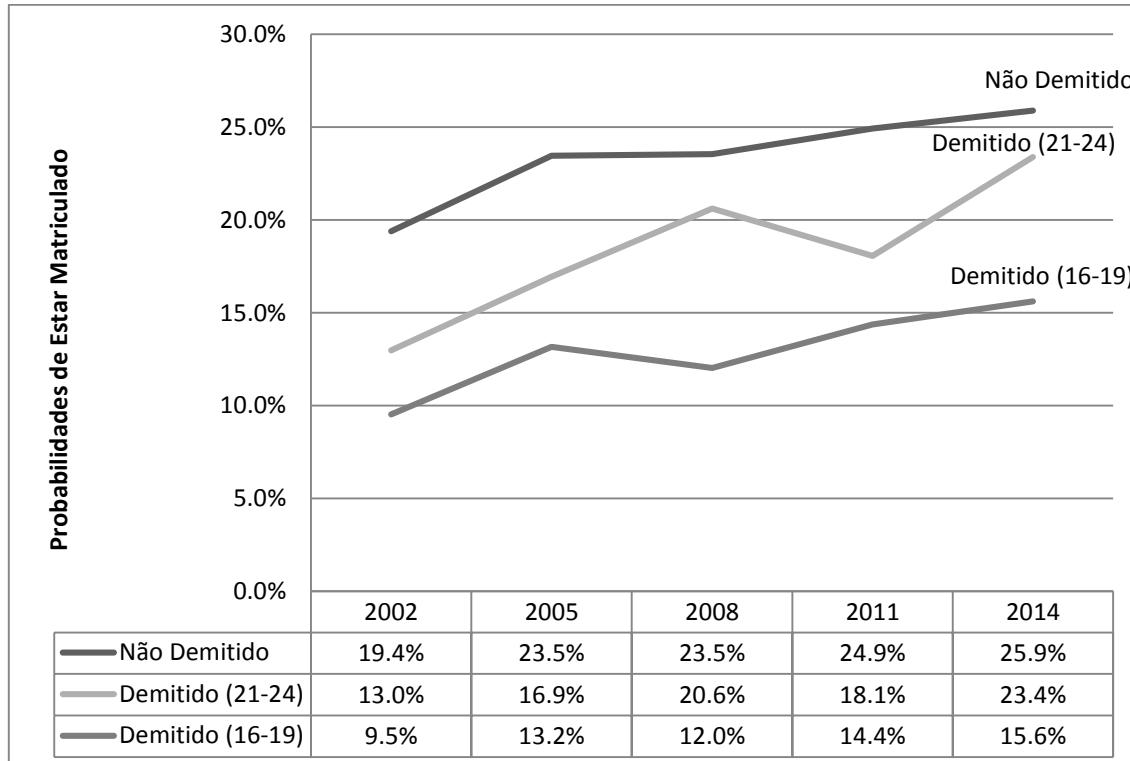


Figura 3 - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o cenário de referência, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Essa Figura apresenta a probabilidade do indivíduo representativo estar matriculado no ensino superior quando não ocorre a demissão da pessoa de referência, quando a demissão do chefe ocorre entre os jovens com 16 e 19 anos de idade e quando a demissão do chefe ocorre entre os jovens com 21 e 24 anos de idade. Ao observar as curvas que representam as probabilidades para as respectivas categorias, nota-se, em termos gerais, que a demissão afetou negativamente as chances de ingresso dos jovens. Este fato é verificado para todos os outros cenários (Anexo C). Isto ocorre porque a perda do emprego e, consequentemente, a queda de renda implicam, para essas famílias, aumento significativo dos custos relativos à educação, dificultando, assim, o financiamento da educação superior para os seus dependentes, além de perturbar a convivência familiar, gerando pontos de estresse e nervosismo no momento da decisão (FERNADEZ; SHIOJI, 2001; OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST 2014). Diante desse quadro, a alternativa para o jovem ou é ajudar a família financeiramente, entrando no mercado de trabalho, ou dispor do acesso à educação superior via empréstimos financeiros.

Com base nesses dados, percebe-se também que a probabilidade do jovem ter acesso ao ensino superior quando o responsável é demitido cai consideravelmente para os jovens com idade entre 16 e 19 anos, se comparada à probabilidade do indivíduo cujo responsável não é demitido ou à situação em que o responsável é demitido e os dependentes têm entre 21 e 24 anos. Em 2002, a probabilidade do indivíduo quando o responsável não foi demitido era de 19,4%; em 2008, passou para 23,5%; e em 2014, aumentou para 25,9%. Para a situação em que responsável foi demitido e os dependentes possuíam entre 16 e 19 anos, em 2002, a probabilidade era de 9,5%, passando para 12,0% em 2008, e ampliando para 15,6% em 2014. Para a situação em que o responsável foi demitido e os dependentes apresentavam entre 21 e 24 anos, a probabilidade, em 2002, era de 13,0%, passando para 20,6% em 2008, e aumentando para 23,4%, em 2014.

O efeito da demissão é mais persistente entre os jovens de 16 e 19 anos de idade, pois eles dependem quase que exclusivamente da renda gerada pelos responsáveis e de toda infraestrutura do lar (FERNADEZ; SHIOJI, 2001; OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST 2014). Assim, na situação de restrições e limitações ao crédito, a capacidade econômica da família e os choques externos na base

familiar passam a afetar diretamente essas escolhas (FERNADEZ; SHIOJI, 2001; OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; COELLI, 2011; PAN; OST 2014).

No entanto, para os jovens de 21 e 24 anos de idade, a decisão em torno do acesso de mais educação ou exercer uma atividade econômica já foi feita (PAN; OST, 2014). Logo, ou ele ajuda financeiramente a família ou já conseguiu reunir recursos financeiros para iniciar a graduação, a ponto de amenizar o choque causado pela saída do responsável do mercado de trabalho. Desta forma, é de esperar que o efeito da demissão no processo de decisão desses jovens tenha menor impacto (OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; PAN; OST 2014).

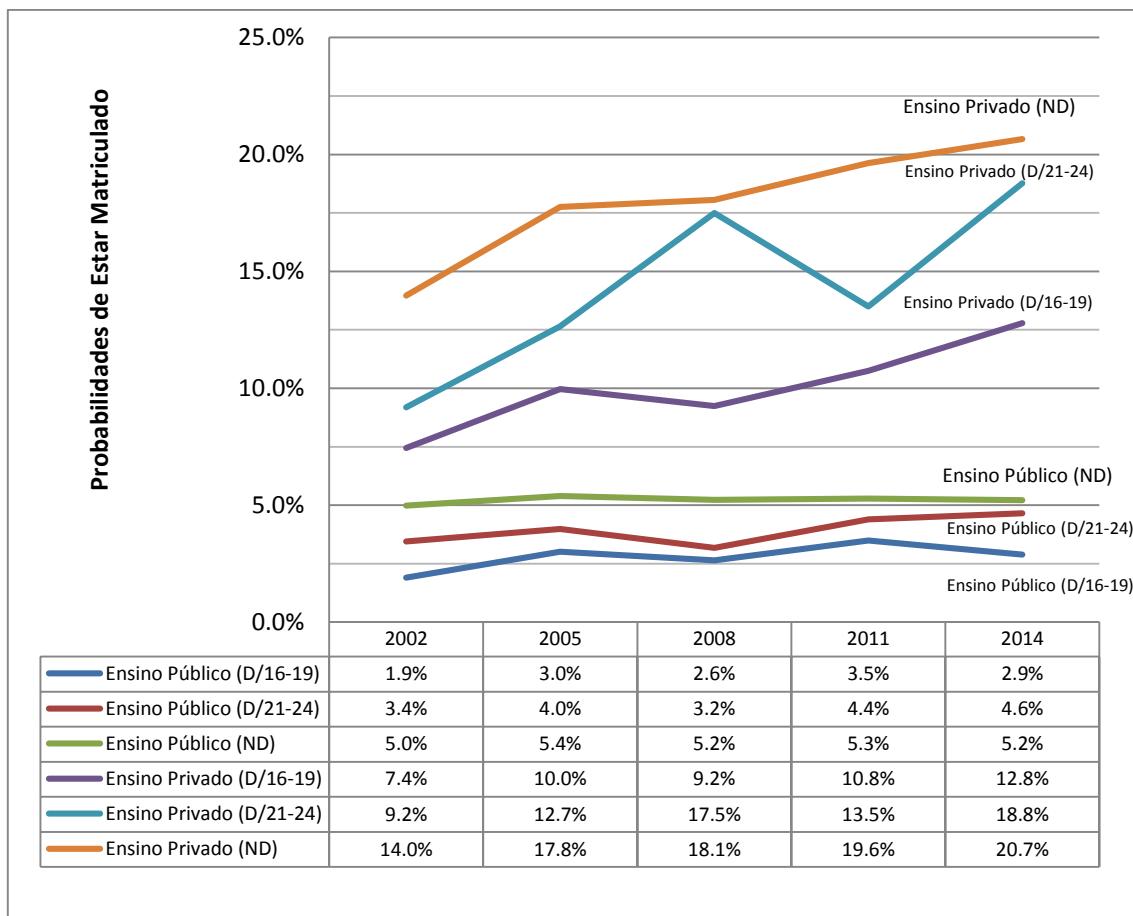
Ainda, se associar o aumento do número de vagas no setor da educação à conjuntura econômica favorável com mais empregos, aos cursos de ensino a distância e à existência de graduações por turno, é possível até imaginar que para os jovens entre 21 e 24 a possibilidade de trabalhar e estudar ao mesmo tempo pode ter se tornado recorrente, refletindo em parte, neste período, na aproximação da curva de probabilidades desses jovens da curva de probabilidades do indivíduo representativo quando não há a demissão da pessoa de referência (SECCÁ; SOUZA; 2009; PAN; OST 2014).

Por último, é observado, ao longo do tempo, que num quadro geral essas probabilidades estão aumentando, o que é natural, dado a melhoria e a expansão do setor de educação e, consequentemente, da oferta de vagas no ensino superior (SECCÁ; SOUZA, 2009; ALVES; CAVENAGHI, 2011; ANDRADE, 2012). No entanto, a distância entre as curvas de probabilidades do indivíduo representativo quando não ocorre a demissão da pessoa de referência e quando a demissão do chefe de família ocorre entre 16 e 19 anos de idade é constante. Esse fato é um indicativo inicial de que as políticas de acesso não estariam surtindo efeito para os jovens entre 16 e 19 anos de idade, que é o grupo de maior interesse, uma vez que se acredita que os efeitos da demissão do chefe de família sobre a possibilidade do acesso às universidades seriam constantemente amenizados pelas políticas de acesso ao ensino superior.

Ao observar melhor os dados, percebe-se que a distância alterada é entre as curvas de probabilidades do indivíduo representativo quando não ocorre a demissão da pessoa de referência e quando a demissão do chefe ocorre entre os jovens que apresentam 21 e 24 anos de idade, ou seja, as políticas de acesso poderiam estar surtindo efeito para os jovens entre 21 e 24 anos de idade, pois, grosso modo, passou a existir a possibilidade de trabalhar durante o dia e assumir um financiamento estudantil

ou uma bolsa de estudos em uma instituição particular para cursar uma graduação noturna (que não é raro nesse tipo de instituição). Portanto, a possibilidade de estudar e investir em uma carreira profissional, por meio do acesso à política de financiamento estudantil, pode, em parte, ter também amenizado o efeito da demissão do chefe de família sobre a probabilidade de ingresso no ensino universitário para esse grupo de jovens.

O próximo passo será analisar a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior na presença ou não da demissão da pessoa de referência no decorrer do tempo, segundo o tipo de ensino. Essas probabilidades estão apresentadas na Figura 4.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 4 - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o cenário de referência, segundo o critério demissão ou não do chefe de família nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Essa Figura apresenta a probabilidade do indivíduo representativo estar matriculado no ensino superior privado ou no ensino superior público, quando ocorre ou

não a demissão da pessoa de referência, para os jovens que compõem o grupo de 16 e 19 anos e para o grupo de 21 e 24 anos de idade. Ao observar as curvas que representam as probabilidades para as respectivas categorias, nota-se, em termos gerais, que a demissão afeta negativamente as duas modalidades de ensino quanto às chances de ingresso dos jovens. Os efeitos verificados para o indivíduo do cenário de referência são semelhantes aos outros cenários (Anexo C).

Esse cenário ocorre porque a demissão eleva o custo de oportunidade do jovem exercer sua demanda por educação, independentemente do tipo de ensino. Por exemplo, a demissão pode tornar as famílias avessas ao risco, devido à fragilidade financeira, a ponto de não assumirem um financiamento estudantil ou empréstimo financeiro para auxiliar a educação universitária do filho, o que pode afetar, principalmente, a probabilidade desse indivíduo entrar no ensino privado (WIGGER; WEIZSÄCKER, 2001), ou a demissão pode inviabilizar o custeio dos gastos relacionados à manutenção do filho (alimentação ou moradia), que na ausência de recursos ou alojamentos oriundos da assistência estudantil se tornam relativamente altos, caso tenha de morar em outra localidade, para os jovens que optam pelo ensino superior público, de forma a reduzir suas chances de entrarem nessa modalidade de ensino. Desse modo, os efeitos da demissão da pessoa de referência sobre as probabilidades do filho estar matriculado no ensino superior privado ou público são negativos.

Outro aspecto interessante é o efeito da demissão do chefe de família nos grupos de jovens que têm idades entre 16 e 19 anos e 21 e 24 anos nos diferentes tipos de ensino. Em consonância, com as indicações na Figura 4, têm-se agora mais evidências de que os programas governamentais de acesso ao ensino superior, como o FIES e o ProUni, podem estar influenciando somente a probabilidade de acesso dos jovens entre 21 e 24 anos, independentemente do tipo de ensino, demonstrado visualmente pela aproximação das curvas de probabilidade dos dependentes cujo responsável não sofre demissão e cujo responsável sofre demissão nessa faixa etária tanto no ensino público quanto no privado. Porém, para os jovens entre 16 e 19 anos essas políticas de acesso podem não estar produzindo efeitos significativos, uma vez que a distância entre as curvas de probabilidade dos dependentes cujo responsável não sofre demissão e cujo responsável sofre demissão nessa faixa etária é praticamente constante para ambas as modalidades.

Essas informações validam a afirmação de Castanheira e Segenreich, (2009) de que as políticas educacionais surgiram (por exemplo, o PROUNI) para socorrer

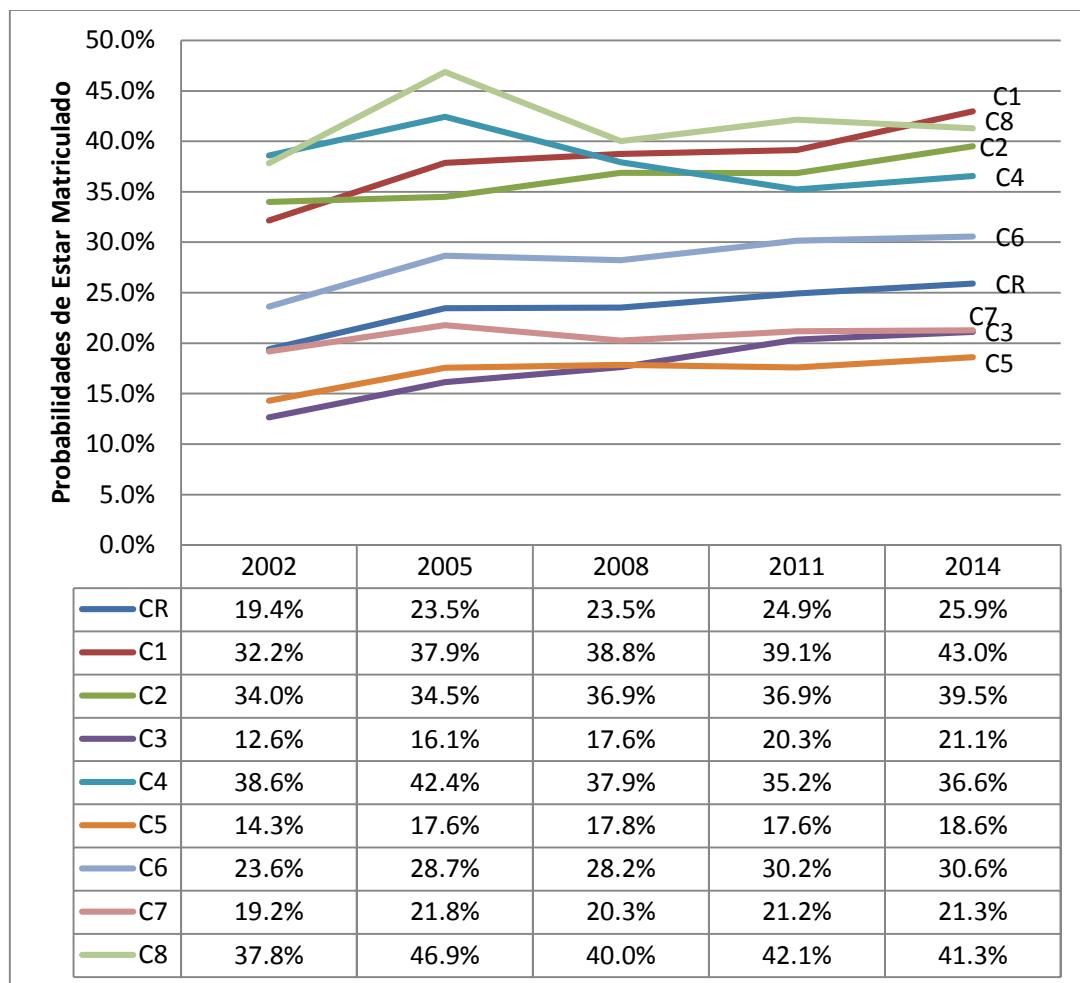
principalmente as instituições privadas de ensino superior, pois o crescimento desse setor e o aumento excessivo da oferta de vagas, no período entre 1996 e 2001, representam um grande estoque de vagas sem ocupação no ensino superior no período seguinte. Isto é, ao analisar os dados, constata-se que é possível que as vagas ociosas no setor privado entre 2002 e 2014 tenham sido ocupadas, principalmente, por aqueles jovens que já estavam no mercado de trabalho e apresentavam garantias para assumir o financiamento estudantil ou uma bolsa de estudo parcial, o que confirma os resultados representados na Figura.

Outra observação que deve ser feita é que o impacto da demissão é bem maior sobre a probabilidade dos dependentes que escolhem a opção do ensino superior privado, independentemente do grupo de jovens que se queira analisar. Esse fato pode ser explicado porque, diferentemente do que ocorre no ensino privado, os altos gastos públicos com a assistência estudantil, além da gratuidade do ensino, como alojamentos estudantis e restaurantes universitários, amenizam os efeitos provocados pela demissão e pela fragilidade financeira. Nesse caso, os altos gastos públicos, como previsto pelo modelo de demanda de educação desenvolvido por Checci (2006) e pelo modelo de mobilidade intergeracional de Becker e Tomes (1986), por meio de um efeito substituição, cobrem a redução dos gastos dos pais com a educação dos filhos, provocados pela demissão e pela diminuição da renda permanente da família.

Esse cenário não ocorre no ensino superior privado, pois, apesar da existência das políticas de acesso ao ensino superior privado (FIES e ProUni), os gastos educacionais ligados às condições de frequência, permanência e sobrevivência do indivíduo na faculdade são ainda financiados pela renda dos estudantes e de sua família, uma vez que o apoio financeiro só paga as mensalidades da graduação (CATANI; GILIOLI; HEY, 2006). Isto é, essas políticas são incipientes para cobrir a perda permanente da renda da família, provocada pela demissão. Portanto, a demissão do chefe de família afeta de forma mais aguda os jovens que optam pelo ensino superior privado.

Por fim, na Figura 5, tem-se a probabilidade do jovem estar matriculado para os diferentes cenários do estudo. Como esperado, verifica-se que a probabilidade do jovem estar matriculado no ensino superior aumenta substancialmente quando o dependente é do sexo feminino (Cenário1), enquanto no cenário de referência a probabilidade do indivíduo estar matriculado no ensino universitário era de 19,4% em 2002, de 23,5% em 2008 e de 25,9% em 2014. No Cenário 1, que considera o indivíduo do sexo feminino, a

probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior era de 32,2% em 2002, de 38,8% em 2008 e de 43,0% em 2014, ou seja, as chances em torno do acesso ao ensino superior quase que dobra se o indivíduo representativo em questão fosse do sexo feminino. Esse fato pode ser reflexo do maior acesso de mulheres ao ensino superior. As mulheres sempre se inseriram em maior proporção no meio acadêmico, em graduações que tradicionalmente disponibilizam mais vagas, como os cursos das áreas de humanas, da saúde e da educação, refletindo nessa maior probabilidade de ingresso no ensino universitário (ROSENBERG, 1983; QUEIROZ, 2001).



CR=Cenário de Referência. C1=Cenário 1. C2=Cenário 2. C3=Cenário 3. C4=Cenário 4. C5=Cenário 5. C6=Cenário 6. C7=Cenário 7. C8=Cenário 8.

Figura 5 - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior entre os diferentes cenários, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014

A probabilidade de se ingressar na universidade também aumenta significativamente quando o dependente é da cor branca (Cenário 2). Nesse cenário, que

considera o indivíduo da cor branca, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior foi de 34,0% em 2002, passou para 36,9% em 2008 e para 39,5% em 2014. A explicação mais provável é que as famílias compostas por indivíduos brancos, na média, apresentam maior renda familiar do que as famílias compostas por não brancos (MATOS; MACHADO, 2006; ANDRADE, 2012). Segundo Matos e Machado (2006), os chefes de famílias não brancos entram no mercado de trabalho mais cedo que os chefes de família brancos, largando os estudos e ocupando postos de trabalhos que pagam menos, o que dá margem a uma situação econômica, na média, menos estável se comparada com a condição dos chefes de família brancos (MATOS; MACHADO, 2006).

Como para o *Family Background*, melhores condições de renda implicam ambiente familiar favorável, e este ambiente implica maior acesso à universidade (FERNANDEZ; SHIOJI, 2001; REGAN; BURGHARDT; OAXACA, 2007; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). Ao entender que a cor branca está correlacionada com a maior renda da família, tem-se que o impacto dessa renda maior resulta em maiores chances para esses jovens de origem familiar branca ter acesso ao ensino superior, como mostrado na Figura.

Quando o dependente se encontra em um ambiente em que a renda familiar está abaixo da média amostral (Cenário 3) e no valor de R\$ 2.587,00, a preços de 2014, sua probabilidade de estar matriculado no ensino superior diminui consideravelmente. No Cenário 3, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior, em 2002, era de 12,6%, passando para 17,6% em 2008 e para 21,1% em 2014. Na realidade, esse cenário retrata um ambiente familiar no qual, naturalmente, a capacidade econômica da família para financiar a educação superior é baixa. Assim, são esperadas menores chances de acesso para esse indivíduo.

Em contrapartida, no caso em que o dependente se encontra em um ambiente em que a renda familiar está acima da média amostral (Cenário 4) e no valor de R\$ 7.960,00, a preços de 2014, ocorre o inverso, ou seja, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior aumenta substancialmente. Nesse cenário, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior, em 2002, era de 38,6%, passou para 37,9% em 2008 e para 36,6% em 2014. Deste modo, famílias com maiores rendas podem arcar com todo o custo de educação superior dos dependentes.

A grande diferença entre os Cenários 3 e 4 reflete a importância da origem familiar, como indicado pelo *Family Background*, na realização educacional dos filhos.

Para Oreopoulos, Pages e Stevens (2008), a desigualdade de renda entre as pessoas pode ser resultado da forma desigual (em termos de quantidade de investimento) com que os pais investem na produção de capital humano dos filhos, refletindo em desigualdade no acesso à educação e na persistência dessas características da família para os filhos. Ou seja, maiores rendimentos implicam queda dos custos relativos com educação e maior capacidade de investir na formação de capital humano dos filhos, de modo que essas certificações garantem o ambiente favorável aos jovens para decidirem seu futuro em favor do consumo de mais anos de estudos (FERNANDEZ. SHIOJI, 2001; OREOPoulos; PAGE; STEVENS, 2008; PAN; OST, 2014; COELLI, 2011).

Ao considerar o quesito localização da residência, percebe-se que a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior diminui quando ele mora na zona rural (Cenário 5). Nesse cenário, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior, em 2002, era de 14,3%, alterou para 17,8% em 2008 e para 18,6% em 2014. Isso acontece porque a localização do dependente na zona urbana permite a ele uma dinâmica econômica e social diferenciada, acesso a informações e ofertas de ensino em maior quantidade, maior oferta de emprego para seus responsáveis e maior proximidade as universidades, proporcionando, dessa forma, maior facilidade de se estar matriculado no ensino superior (MARTINE, 1992; LIMA, 1995; ALVES; SOUZA; SILVA; MARRA, 2010).

Sobre o cenário que reflete o tamanho da família, a probabilidade do jovem estar matriculado no ensino superior aumenta significativamente quando o número de dependentes na casa (Cenário 6) diminui. Nesse cenário, que considera um único dependente, a probabilidade do jovem estar matriculado no ensino superior era de 23,6% em 2002, passou para 28,2% em 2008 e para 30,6% em 2014. Isto acontece porque em um domicílio com mais de um dependente, de maneira implícita, os dependentes poderiam concorrer pelo acesso à educação. Desta forma, a preocupação em oferecer o mínimo de instrução aos filhos e o efeito do volume de gasto com educação, que cresce à medida que eleva o número de dependentes, reduzem as chances daqueles dependentes que querem ingressar na universidade (ROSENZWEIG, 1990; ALVES; CAVENAGHI, 2011).

Nota-se que a probabilidade do jovem estar matriculado no ensino superior diminui quando o chefe de família é do sexo feminino (Cenário 7). Nesse cenário, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior foi de 19,2% em 2002, passou para 20,3% em 2008 e para 21,3% em 2014. Esse fato mostra novamente a

importância do *background* familiar nas decisões feitas pelos filhos em torno do acesso ao ensino universitário (REGAN; BURGHARDT; OAXACA, 2007; BJÖRKLUND; SALVANES, 2010). Como no Brasil as mulheres, geralmente, apresentam menores rendas que os homens, têm-se, então, uma correlação entre sexo e renda (ALVES; AMORIM; CUNHA, 1997; MATOS; MACHADO, 2006; CIRINO, 2008). Logo, a principal implicação é que as famílias chefiadas por mulheres teriam menores chances de manter os filhos na universidade, uma vez que a menor renda familiar implicaria um ambiente desfavorável para os investimentos em educação universitária.

Por outro lado, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior aumenta significativamente quando o chefe de família apresenta mais de 11 anos de estudo (Cenário 8). Nesse cenário, a probabilidade do dependente estar matriculado no ensino superior, em 2002, era de 37,8%, passou para 40,0% em 2008 e para 41,3% em 2014. Isto ocorre porque os indivíduos que apresentam maior instrução tendem a incentivar os dependentes a procurarem cada vez mais educação e a se situarem nas melhores posições mercado de trabalho, em busca do sucesso econômico (OREOPOULOS; PAGE; STEVENS, 2008; PAN; OST, 2014). Assim, quanto mais instruídos forem os responsáveis, maiores serão as chances de seus dependentes experimentarem o acesso ao ensino universitário (BARROS; LAM, 1993; BARROS *et al.*, 2001; FERREIRA; VELOSO, 2003).

Vale ressaltar que no Brasil os indivíduos que têm mais anos de estudo, na média, são aqueles que também apresentam maiores rendimentos, implicando uma correlação positiva entre renda familiar e nível de instrução (BARROS; LAM, 1993; BARROS *et al.*, 2001; FERREIRA; VELOSO, 2003; MATOS; MACHADO, 2006). Desta forma, a maior renda familiar, dada pela maior qualificação, reflete em maior acesso dos seus filhos. Portanto, o nível educacional dos pais é um fator importante no processo de decisão do jovem em torno do ensino superior.

Ainda na Figura 5, constata-se que ao longo dos anos o indivíduo do Cenário 8 (indivíduo cujo pai está com mais de 11 anos de estudo) apresentava maior probabilidade de estar matriculado no ensino superior em 2002, no entanto, em 2014, o indivíduo com maior probabilidade de ingresso na universidade passou a ser o pertencente ao Cenário 1 (indivíduo representativo quando se altera o sexo para feminino), de forma que o Cenário 1 e o Cenário 8 se invertem em termos de probabilidades.

O mesmo ocorre com os Cenários 2 e 4. O indivíduo do Cenário 4 (indivíduo representativo com renda amostral acima da média) apresentava maior probabilidade de estar matriculado no ensino superior em 2002 do que o indivíduo Cenário 2 (alteração da cor do dependente para branco). Contudo, as posições desses indivíduos se invertem em 2014, em termos de probabilidades, e a probabilidade de estar matriculado na universidade do Cenário 2 fica maior do que a probabilidade do indivíduo que corresponde ao Cenário 4.

Outra situação também interessante é a inversão, em termos de probabilidade, entre os Cenários 3 e 5. O indivíduo do Cenário 3 (indivíduo representativo com renda amostral abaixo da média), em 2002, apresentava a menor probabilidade de estar matriculado no ensino superior, no entanto, em 2014, o indivíduo com menor probabilidade de ingresso na universidade passou a ser o pertencente ao Cenário 5 (indivíduo representativo quando passa a morar na zona rural), de modo que as chances do indivíduo do Cenário 3 quase equipara às chances do Cenário 7 (alteração do sexo do chefe de família para feminino) em 2014.

Esse fato demonstra a importância que o *background* da família vem ganhando ao longo do tempo, pois as probabilidades do Cenário 1 (indivíduo representativo quando se altera o sexo para feminino), do Cenário 2 (alteração da cor do dependente para branco) e do Cenário 3 (indivíduo representativo com renda amostral abaixo da média), que representam a atuação das variáveis indicativas da origem familiar, foram as que mais alteraram no período analisado a ponto de inverter posições na Figura. As grandes diferenças entre as famílias geradas pelo *background* familiar, dada pela transmissão das características genéticas, culturais e socioeconômicas, resultaram na tendência de distanciamento das curvas de probabilidades do Cenário 1, do Cenário 2 e do Cenário 5 da curva de probabilidade do Cenário de Referência. Desta forma, no Brasil, entre 2002 e 2014, destaca-se a importância do papel do ambiente familiar na tomada de decisão de seus dependentes por demandar mais anos de educação, que no caso avaliado é de demandar educação universitária.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante das transformações do cenário econômico e do sistema educacional nestes últimos 15 anos, tornou-se importante pesquisar alguns pontos poucos explorados sobre o processo de tomada de decisão dos jovens e a importância do ambiente familiar sobre as escolhas educacionais dos filhos no Brasil durante esse período. Neste sentido, recorreu-se à análise das probabilidades do dependente quanto ao acesso à educação superior com objetivo de identificar se a demissão do chefe de família e outras variáveis ligadas ao contexto da família afetam as chances dos jovens ingressarem na universidade. Para isto, a estratégia de composição de cenários a partir de um indivíduo representativo foi fundamental para realizar essas análises.

Para estimar de forma consistente as probabilidades e compor o indivíduo de referência para os diferentes cenários utilizou-se o modelo *Logit*, relacionando a opção ou não do ensino superior com a demissão do chefe de família e as características sociais, demográficas e econômicas dos jovens e seus responsáveis. Adicionalmente, foi estimado o modelo *Logit Multinomial* para captar os efeitos da demissão do chefe de família sobre os diferentes tipos de ensino superior (público e privado).

No que tange ao modelo *Logit* e ao efeito da demissão do chefe de família sobre a probabilidade do jovem estar matriculado no ensino superior no Brasil, observou-se, conforme a hipótese, que a demissão da pessoa de referência reduz significativamente as chances em torno do acesso de seu dependente ao ensino superior, confirmando que a existência de um ambiente familiar bem organizado e estruturado financeiramente aumenta as chances dos jovens em torno da demanda por mais educação. Os resultados do modelo *Logit* ainda indicaram que a influência da demissão da pessoa de referência sobre as escolhas educacionais dos jovens, levando em consideração o acesso ao ensino superior, é mais pertinente nas idades iniciais da juventude (entre 16 e 19 anos), pois nessas idades os filhos dependem totalmente da renda dos pais e da infraestrutura do lar.

Na comparação dos resultados do modelo *Logit Multinomial* quanto à modalidade de ensino privado e público, percebeu-se que o efeito da demissão sobre a categoria dos jovens que optam pelo ensino superior privado é maior do que sobre os jovens que escolheram o ensino público. A explicação para esse resultado é que no ensino público o efeito substituição entre gastos do governo e gastos dos pais, advindo da gratuidade da mensalidade e da política de assistência estudantil, reduz os custos relacionados com o ensino superior público e o impacto da variável demissão na

demanda desses jovens, ou seja, os efeitos da demissão do chefe de família sobre a possibilidade do acesso às universidades públicas seriam constantemente amenizados pelas políticas de assistência estudantil recorrentes nas instituições públicas.

Foram encontrados, ainda, indicativos iniciais de que as políticas de acesso não estariam surtindo efeito para os jovens entre 16 e 19 anos de idade, que é o grupo de maior interesse no estudo, apenas para os jovens entre 21 e 24 anos de idade. Para este último grupo de jovens, a existência da possibilidade de trabalhar durante o dia e assumir um financiamento estudantil ou uma bolsa de estudos em uma instituição particular para cursar uma graduação noturna (que não é raro neste tipo de instituição) poderia, em parte, ter também amenizado o efeito da demissão do chefe de família sobre a probabilidade de ingresso no ensino universitário para este grupo de jovens. Porém, isso é só uma hipótese e necessita de uma agenda de pesquisa mais detalhada sobre o assunto.

Quanto à composição dos vários cenários, verificou-se que os fatores que mais influenciaram as probabilidades dos jovens ingressarem no ensino superior foram os relacionados à escolaridade do chefe de família, à renda da família, ao sexo, à cor e ao tamanho da família. Este fato destaca a importância do ambiente socioeconômico da família sobre as decisões educacionais dos seus dependentes. Portanto, na presença de demissão, as variáveis relacionadas ao ambiente em que vivem esses jovens afetam significativamente a sua matrícula no ensino universitário.

Em termos de políticas públicas e ao acesso ao ensino superior, podem-se sugerir no mínimo três ações voltadas para amenizar o efeito da demissão no processo de tomada de decisão dos jovens quanto ao ensino superior. A primeira consiste em maiores investimentos em políticas educacionais voltadas para o fortalecimento da unidade familiar. Esse tipo de política deve ser focado principalmente nos pais e na cesta de recursos e insumos que compõem a função de produção da família. Por exemplo, as políticas governamentais que se voltem para aumentar o nível educacional dos pais podem produzir resultados satisfatórios para o desempenho econômico dos filhos quando adultos. Essas políticas tendem a combater a persistência intergeracional do desemprego, do baixo nível de instrução e do baixo nível de renda, que afetam principalmente as crianças de famílias mais pobres.

A segunda refere-se às políticas governamentais em relação à quantidade e ao tempo correto de se investir na educação dos filhos. Nessa linha, os maiores investimentos tendem a produzir maior impacto no resultado das crianças quando são

feitos na fase pré-escolar. Então, incentivos em torno do investimento governamental para a educação pré-primária e a construção de creches que apoiem a criança principalmente nessa fase inicial podem substancialmente aumentar as chances de seu sucesso econômico e de suas melhores escolhas educacionais no futuro.

A última ação gira em torno da mudança de estratégia governamental em torno dos programas de financiamento estudantil. Essas políticas educacionais, num ambiente onde há poucas linhas de crédito para financiar o ensino superior, auxiliam as famílias, principalmente as de baixa renda, na superação dos obstáculos e das dificuldades econômicas impostas pelo desemprego. Porém, são as políticas de assistência estudantil que produzem maior efeito na probabilidade do indivíduo e reduzem o peso da demissão dos pais sobre a decisão dos filhos. Logo, os maiores investimentos em torno da sobrevivência e da manutenção do aluno no ensino superior podem ser mais eficientes do que as políticas que cobrem apenas o acesso à educação universitária.

Por fim, para pesquisas futuras, sugere-se a verificação da relação entre o desemprego, a renda familiar e a permanência dos jovens no ensino superior, uma vez que, mesmo após o acesso do indivíduo ao ensino superior, nada garante que ele conseguirá chegar ao final da graduação e, portanto, ocupar melhores espaços no mercado de trabalho, o que dá margem à ampliação do conhecimento sobre o tema e sobre os problemas dos altos custos e investimentos relacionados à permanência dos estudantes na universidade.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, M. R.; GARCIA, T. E. M.; RAMOS, M. G. G. **Movimentos da expansão do Ensino Superior na Universidade Brasileira.** Trabalho Apresentado no Painel Desafios da Educação Superior Contemporânea: inclusão e qualidade. Anais. XXX International Congress of the Latin American Studies Association - (LASA) San Francisco, California, 2011. Disponível em: <http://lasa.international.pitt.edu/members/congress-papers/lasa2012/files/3249.pdf>. Acesso em: 04 de Novembro de 2015.
- ALVES, E. L. G.; AMORIM, B. M. F.; CUNHA, C. H. M. Emprego e ocupação: algumas evidências da evolução do mercado de trabalho por gênero na Grande São Paulo – 1988/1995. IPEA, **Texto para discussão**, Rio de Janeiro, n. 497, jul. 1997.
- ALVES, J.E.D.; CAVENAGHI, S. Diversity of childbearing behavior in the context of below-replacement fertility in Brazil. **United Nations, Population Division, Expert Paper**, Nº 8, 2011. Disponível em: http://www.un.org/esa/population/publications/expertpapers/2011-8_Cavenaghi_ExpertPaper_FINAL_ALL-Pages.pdf. Acesso em: 03 de fevereiro de 2016.
- ALVES, E; SOUZA E SILVA, G.; MARRA, R. Êxodo e sua contribuição à urbanização de 1950 a 2010. **Revista de Política Agrícola**, Ano XX, nº 2, p. 80 – 88, Abril/Maio/Junho, 2011.
- ANDRADE, C. Y. Acesso ao ensino superior no Brasil: equidade e desigualdade social. **Revista Ensino Superior**, UNICAMP, julho, 2012. Disponível em: https://www.revistaensinosuperior.gr.unicamp.br/edicoes/ed06_julho2012/Cibile_Yahn.pdf. Acesso em: 03 de fevereiro de 2016.
- ANDRADE, E. Higher education: free tuition vs. quotas vs. targeted vouchers. **Estudos Econômicos** 40 (1), 43–66, 2010.
- BARBOSA FILHO, F. H; PESSÔA, S. A. Retorno da educação no Brasil. **IFB: Textos para Discussão IFB**, n.1, 2006.
- BARROS, R. P. et al. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**. Rio de Janeiro: Universidade Federal Fluminense (UFF). **Revista do Programa de Pós-Graduação em Economia**, v. 8, n. 1, p. 117-147, 2006.
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro na última década.** In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília, DF: Ipea, v. 2, 2007.

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.; MENDONÇA R.; SANTOS, D; QUINTAES, G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.31, n.1, Abril, 2001.

BECKER, G. S. Investiment in human capital: A theoretical analisys. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.

BECKER, G. S. **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education.** Cambridge, MA: Harvard University Press, 1964.

BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility, **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 6, p. 1153-1189, 1979.

BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families, **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 3, pt. 2, S1- S39, 1986.

BJÖRKLUND, A.; SALVANES, K. G. **Education and family background: Mechanisms and policies.** In: HANUSHEK, E. A.; MACHIN, S.; WOESSMANN, L. **Handbook of the Economics of Education**, Amsterdam: Elsevier: forthcoming, 2010.

BLANDEN, J.; MACHIN, S. **Recent Changes in Intergenerational Mobility in Britain.** London: The Sutton Trust, 2008.

BRAGA, A. C. S. **Curvas ROC: aspectos funcionais e aplicações.** **Engenharia de produção e sistemas.** Braga: Universidade do Minho, p. 267, 2000.

BRASIL. Lei 12.711, de 29 de agosto de 2012. **Dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio e dá outras providências.** Diário Oficial da União. Brasília, 2012.

BRASIL. Lei Nº 11.096, de 13 de janeiro de 2005. **Institui o Programa Universidade para Todos - PROUNI, regula a atuação de entidades benfeicentes de assistência social no ensino superior; altera a Lei no 10.891, de 9 de julho de 2004, e dá outras providências.** Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 14 jan. 2005. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Ato2004-2006/2005/Lei/L11096.html. Acesso: 05 de Maio de 2015.

BRASIL. Presidência da República. **Lei no 10.260, de 12 de julho de 2001. Dispõe sobre o Fundo de Financiamento ao estudante do Ensino Superior e dá outras providências.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/leis_2001/110260.html. Acesso: 02 de Maio de 2015.

BRASIL. MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. **Número de brasileiros com graduação cresce 109,83% em 10 anos.** 2012. Disponível em:

<http://portal.mec.gov.br/component/content/article?id=17725:numero-de-brasileiros-com-graduacao-cresce-10983-em-10-anos>. Acesso: 07 de Novembro de 2015.

BRATBERG, E., NIELSEN, O. A.; VAAGE, K. Job losses and child outcomes, *Labour Economics*, 15, p. 591-603, 2007.

BRUSCHINI, C. **Gênero e trabalho no Brasil: novas conquistas ou persistência da discriminação?** In: ROCHA, M. I. B. Trabalho e gênero: mudanças, permanências e desafios. São Paulo: Editora 34, p. 13-58, 2000.

BUARQUE, S. C. Metodologia e técnicas de construção de cenários globais e regionais. **Textos para discussão**, IPEA, Brasília, nº 939, fevereiro, 2003.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata.** Rev. ed. College Station, TX: Stata Press, 2010.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. **Economic Journal: Royal Economic Society**, 112(482), 705-734, October, 2002.

CARNIELLI, B. L.; OLIVEIRA, Z. R. B. B. Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (FIES): visão dos estudantes. **Jornal de Políticas Educacionais**, nº 7, Janeiro-junho, p. 35-40, 2010.

CARVALHO, C. H. de A. **Política para o ensino superior no Brasil (1995-2008). Ruptura e continuidade nas relações entre público e privado.** In: SILVA, J. R. S. Jr.; OLIVEIRA, J. F.; MANCEBO, D. (Org.). Reforma universitária: dimensões e perspectivas. Campinas: Alínea, p. 125-139, 2006.

CASSUCE, F. C. C.; CASSUCE, F. R. C. **Educação como Mecanismo de Distribuição de Renda.** In: TOYOSHIMA, S. H.; FERNANDES, E. A. (Org.). Desigualdade, Pobreza e Meio Ambiente. Viçosa: Editora UFV, v. 1, p. 1-183, 2012.

CASTANHEIRA, A. M.; SEGENREICH, S. C. D. Expansão, privatização e diferenciação da educação superior no Brasil pós - LDBEN/96: evidências e tendências. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação.** Rio de Janeiro, v. 17, n. 62, p. 55-86, jan./mar, 2009.

CATANI, A. M.; GILIOLI, R. S. P.; HEY, A. P. PROUNI: democratização do acesso às Instituições de Ensino Superior? **Educar**, Curitiba, n. 28, p. 125-140, 2006.

CAUCUTT, E.; LOCHNER, L. J. **Early and late human capital investments, borrowing constraints, and the family.** University of Western Ontario, Working Paper, 2011.

CHARLES, K. K.; STEPHENS, M., Jr. Job displacement, disability, and divorce. **Journal of Labor Economics**, 22(2), 489-522, 2004.

CHECCHI, D. **The Economics of Education. Human Capital, Family Background and Inequality.** Cambridge: Cambridge University Press, 2006.

CIRINO, J.F. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho: análises de decomposição para o Brasil e as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador.** 2008. 188 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.

COELLI, M. Parental job loss and the education enrolment of youth. **Labour Economics**, 18(1), p. 25–35, 2011.

DEATON, A. Panel Data from Time Series of Cross Sections, **Journal of Econometrics**, 30, p. 109–126, 1985.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE P. **Métodos Quantitativos com Stata.** Rio de Janeiro: Elsevier. 248 p. 2014.

FERNANDEZ, R.M.; SHIOJI, E. Human Capital Investment In The Presence Of Unemployment: Application To University Enrolment In Spain. **Economics Series Working Papers 9966**, University of Oxford, Department of Economics, 2001.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, IPEA, 33(3), 2003.

FRAAS, J. W.; RUSSELL, J. E. **An Application of Panel Regression to Pseudo Panel Data.** Multiple Linear Regression Viewpoints, Vol. 31(1), 2005.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **Review of Economics Studies**, 60, p. 35-52, 1993.

GARCIA-PEÑALOSA, C.; WALDE, K. Efficiency and equity effects of subsidies to higher education, **Oxford Economic Papers** 52, p. 702-722, 2000.

GOLDIN, C. **Human Capital.** In: Handbook of Cliometrics. Heidelberg, Germany: Springer Verlag, 2014.

GREENE, W. **Econometrics analysis.** 5. Ed. New York: Prentice Hall, 1026 p., 2003.

HOFFMANN, R. **Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005.** In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília, DF: Ipea, v. 2, p. 17-40, 2007.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográficos e das Contas Nacionais. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

IBGE. **Notas metodológicas PNAD 2011.** Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

INEP. **Censo da educação superior: 2013.** Brasília: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2013.

IPEA. Boletim de Políticas Sociais. **Políticas Sociais: acompanhamento e análise.** Brasília, BPS, n. 23, 2015.

KROTH, V. W.; NETO, D. L. M. “Políticas de cotas” para afrodescendentes no Brasil: considerações sobre a constitucionalidade e a finalidade de sua adoção. **Revista Eletrônica dos Pós-Graduandos em Sociologia Política da UFSC**, Vol. 3 n. 1 (1), agosto-dezembro, p. 18-43, 2006.

LAM, D; R. F. SCHOENI. Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil”, **Journal of Political Economy**, 101, 710-740, 1993.

LIMA, R. C. Um exame dos determinantes das migrações rural-urbanas no brasil. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, v.12, n.1/3, p.55-67, 1995.

LOCHNER, L.; MONGE-NARANJO, A. Credit constraints in education. **Annual Review of Economics**, 4(1), 225–256, 2012.

MARCONI, M. D. A.; LAKATOS, E. M. **Técnicas de pesquisa: planejamento e execução de pesquisa, amostragens e técnicas de pesquisa, elaboração, análise e interpretação de dados.** Atlas Editora, 4^a Edição, São Paulo, 1999.

MARTINE, G. **Population redistribution and state policies: a Brazilian perspective.** In: GOLDSCHEIDER, C. (ed.). Migration, population structure, and redistribution policies. Bounder, Colorado: West Viewp.207-226, 1992.

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.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings.** New York: National Bureau of Economic Research: Columbia University, 1974.

NELSON, R. **National Innovation Systems: A Comparative Study.** New York: Oxford University Press,1993.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **Economia**, Niterói, v. 4, n. 1, jan./jun., 2003.

OREOPoulos, P.; PAGE, M.; STEVENS, A. H. The intergenerational effects of worker displacement. **Journal of Labor Economics**, 26(3), 455-483, 2008.

PAN, W.; OST, B. The impact of parental layoff on higher education investment. **Economics of Education Review**, 42, 53-63, 2014.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia.** 4 ed. São Paulo: Mackron Books, 791 p., 1999.

QUEIROZ, D. O acesso ao ensino superior: gênero e raça. **Caderno CRH**, Salvador, n. 34, p. 175-197, jan./jun., 2001.

REGAN, T.; OAXACA, R.; BURGHARDT, G. A human capital model of the Effects of ability and Family background on optimal schooling levels. **Economic Inquiry**, 45(4), p. 721 – 738, 2007.

REGE, M.; TELLE, K.; VOTRUBA, M. Parental Job Loss and Childrens School Performance. **Discussion Papers**, nº 517, Research Department, Statistics Norway, 2007.

ROSEMBERG, Fúlvia. Psicologia, profissão feminina. **Cadernos de Pesquisa**. São Paulo, nº 47, p. 32-37, novembro, 1983.

ROSENZWEIG, M. R.; Population Growth and Human Capital Investments: Theory and Evidence, **Journal of Political Economy**, 98(5), 1990.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American Economic Review** 51, no. 1, p. 1-17, March, 1961.

SCHULTZ, T. W. **O valor econômico da educação**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1964.

SCHWARTZ, P. **A arte da visão de longo prazo: planejando o futuro em um mundo de incertezas**. São Paulo: Best Seller, 2000.

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, setembro, 2009.

SJÖGREN, A. **Occupational Choice and Incentives: The Role of Family Background**. IUI Working Paper no. 539, The Research Institute of Industrial Economics, Stockholm, 2000.

SOUZA, P. H. G. F.; CARVALHAES, F. A. O. **Estrutura de Classes, Educação e Queda da Desigualdade de Renda (2002-2011)**. Dados [online], vol.57, n.1, pp. 101-128, 2014. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/S0011-52582014000100004>.

STEVENS, A. H.; SCHALLER, J. Short-run effects of parental job loss on children's academic achievement. **Economics of Education Review**, Elsevier, vol. 30(2), pages 289-299, April, 2011.

VERBEEK, M. **Pseudo Panels and Repeated Cross-Sections**. In: L. Mátyás and P. Sevestre, eds, *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, Springer-Verlag, New York, NY, 2008.

WIGGER, B.; R.K. V. WEIZSÄCKER. Risk, Resources and Education: Public versus Private Financing of Higher Education. **IMF Staff Papers**, 48, 547-560, 2001

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross-section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2002.

ANEXOS

ANEXO A
ESTIMAÇÃO DOS MODELOS LOGITS E LOGISTS MULTIMOMIAIS

Tabela 1A - Modelos Logit estimados para os anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Pseudo R ²	0,2664	0,2547	0,2136	0,1838	0,1688
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,8262*	-0,7036*	-0,8111*	-0,6820**	-0,6361**
	(0,25167)	(0,19482)	(0,21793)	(0,22999)	(0,22111)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4786*	-0,4079**	-0,1708	-0,4089***	-0,1348
	(0,14777)	(0,14064)	(0,12575)	(0,15720)	(0,14235)
Cor do Dependente	-0,4373*	-0,3208*	-0,4670*	-0,2753*	-0,3231*
	(0,07222)	(0,06611)	(0,05556)	(0,05743)	(0,05167)
Localização da Residência	0,3671***	0,3630*	0,3494*	0,4402*	0,4238*
	(0,13642)	(0,11231)	(0,10041)	(0,11054)	(0,09133)
Renda Familiar	0,0005*	0,0004*	0,0003*	0,0002*	0,0001*
	(0,00002)	(0,00002)	(0,00001)	(0,00001)	(0,00001)
Sexo do Dependente	-0,6779*	-0,6870*	-0,7205*	-0,6614*	-0,7681*
	(0,05207)	(0,04730)	(0,04494)	(0,04670)	(0,04363)
Número de Dependentes	-0,2506*	-0,2711*	-0,2445*	-0,2626*	-0,2323*
	(0,02626)	(0,02258)	(0,02299)	(0,02372)	(0,01975)
Sexo do Chefe de Família	0,0129	0,0967	0,1924*	0,2107*	0,2570*
	(0,06050)	(0,05279)	(0,04783)	(0,04892)	(0,04494)
Cor do Chefe de Família	-0,3238*	-0,2204*	-0,1738**	-0,2891*	-0,3025*
	(0,07034)	(0,06534)	(0,05547)	(0,05761)	(0,05251)
Idade do Chefe de Família	0,0100	0,0004	0,0158*	0,0205*	0,0209*
	(0,00662)	(0,00095)	(0,00226)	(0,00227)	(0,00211)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,4689**	0,4242**	0,5303*	0,3548*	0,3320**
	(0,14943)	(0,13492)	(0,12000)	(0,10847)	(0,10859)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,7110*	0,7602*	0,9111*	0,6919*	0,6801*
	(0,15763)	(0,13471)	(0,12021)	(0,10628)	(0,10693)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,2335*	1,3144*	1,4165*	1,3280*	1,1792*
	(0,16080)	(0,13214)	(0,11853)	(0,10340)	(0,10520)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1612*	2,3709*	2,1895*	2,1134*	1,8795*
	(0,16907)	(0,14107)	(0,12688)	(0,11424)	(0,11251)
Sudeste	-0,4353*	-0,4124*	-0,5448*	-0,4283*	-0,3073*
	(0,09311)	(0,08098)	(0,07506)	(0,07447)	(0,06844)
Sul	-0,1129	-0,0514	-0,3183*	-0,2621**	-0,2137**
	(0,10347)	(0,09105)	(0,08625)	(0,08645)	(0,07933)
Centro-Oeste	0,1085	0,0161	-0,2337***	0,2531**	0,1620
	(0,10889)	(0,09494)	(0,08758)	(0,08516)	(0,08100)
Nordeste	0,0494	-0,0404	-0,2660*	-0,0848	0,0728
	(0,09852)	(0,08499)	(0,07684)	(0,07679)	(0,07075)
Constante	-2,3783*	-1,9081*	-2,4015*	-2,5550*	-2,4286*
	(0,44722)	(0,19404)	(0,21526)	(0,21316)	(0,19980)

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

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 2A - Resultados do Logit Multinomial para o ensino privado entre 2002 e 2014

Variáveis	Privado				
	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,7411*** (0,28199)	-0,7021** (0,22257)	-0,8095* (0,24761)	-0,7354*** (0,27229)	-0,6088*** (0,23795)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4946** (0,16833)	-0,4205*** (0,15735)	-0,0672 (0,13767)	-0,4641 (0,19182)	-0,1288 (0,15560)
Cor do Dependente	-0,5270* (0,08267)	-0,3375* (0,07432)	-0,4598* (0,06139)	-0,2215* (0,06308)	-0,3235* (0,05643)
Localização da Residência	0,3222 (0,15039)	0,3484*** (0,12900)	0,3001*** (0,11250)	0,3700** (0,12558)	0,3983* (0,10140)
Renda Familiar	0,0006* (0,00003)	0,0004* (0,00002)	0,0003* (0,00001)	0,0002* (0,00001)	0,0001* (0,00001)
Sexo do Dependente	-0,7395* (0,05811)	-0,7334* (0,05217)	-0,7711* (0,04926)	-0,7083* (0,05150)	-0,7897* (0,04741)
Número de Dependentes	-0,2721* (0,03163)	-0,3144* (0,02651)	-0,2805* (0,02727)	-0,2609* (0,02691)	-0,2422* (0,02162)
Sexo do Chefe de Família	-0,0131 (0,06750)	0,0717 (0,05851)	0,1566** (0,05234)	0,1628** (0,05380)	0,2438* (0,04896)
Cor do Chefe de Família	-0,3201* (0,07979)	-0,2748* (0,07318)	-0,1987* (0,06100)	-0,3038* (0,06323)	-0,2762* (0,05711)
Idade do Chefe de Família	0,0099 (0,00650)	0,0002 (0,00097)	0,0158* (0,00252)	0,0216* (0,00251)	0,0197* (0,00230)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,5475** (0,18260)	0,4982** (0,16714)	0,6990* (0,14776)	0,3414*** (0,12514)	0,3365*** (0,12267)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,7615* (0,18943)	0,8798* (0,16647)	1,0541* (0,14810)	0,6636* (0,12238)	0,6700* (0,12099)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,2636* (0,19148)	1,3745* (0,16387)	1,5146* (0,14657)	1,3159* (0,11883)	1,1312* (0,11921)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1196* (0,19969)	2,3090* (0,17240)	2,2022* (0,15433)	1,9669* (0,13025)	1,7252* (0,12655)
Sudeste	0,0117 (0,10670)	-0,0868 (0,09124)	-0,1818 (0,08496)	-0,2357** (0,08272)	-0,0945 (0,07471)
Sul	0,2890 (0,11733)	0,1495 (0,10156)	-0,0266 (0,09662)	-0,1028 (0,09497)	-0,0278 (0,08642)
Centro-Oeste	0,4123* (0,12232)	0,2351 (0,10517)	0,0579 (0,09759)	0,3506* (0,09428)	0,2847* (0,08830)
Nordeste	0,0032 (0,11471)	-0,0907 (0,09690)	-0,2260 (0,08854)	-0,1729 (0,08625)	0,0733 (0,07853)
Constante	-2,9725* (0,46345)	-2,3795* (0,22273)	-2,9215* (0,25159)	-2,9285* (0,24263)	-2,7087* (0,21982)

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

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 3A - Resultados do Logit Multinomial para o ensino público entre 2002 e 2014

Variáveis	Público				
	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-1,0793*** (0,39265)	-0,7080 (0,30216)	-0,8206*** (0,31711)	-0,5476 (0,34125)	-0,7200 (0,38102)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4443 (0,21589)	-0,3843 (0,21922)	-0,5334 (0,21827)	-0,2752 (0,24014)	-0,1481 (0,24133)
Cor do Dependente	-0,2560 (0,10197)	-0,2706** (0,09375)	-0,4809* (0,08511)	-0,4103* (0,08610)	-0,3243* (0,07951)
Localização da Residência	0,4940 (0,23841)	0,4136 (0,17865)	0,4846** (0,17126)	0,6181* (0,18021)	0,4873** (0,15901)
Renda Familiar	0,0005* (0,00003)	0,0003* (0,00002)	0,0003* (0,00002)	0,0002* (0,00001)	0,0001* (0,00001)
Sexo do Dependente	-0,5242* (0,07437)	-0,5689* (0,06868)	-0,5814* (0,06704)	-0,5378* (0,06955)	-0,7042* (0,06603)
Número de Dependentes	-0,2002* (0,03060)	-0,1761* (0,02945)	-0,1551* (0,02941)	-0,2678* (0,03394)	-0,2040* (0,03318)
Sexo do Chefe de Família	0,0762 (0,08760)	0,1640 (0,07755)	0,2925* (0,07300)	0,3390* (0,07441)	0,2967* (0,06821)
Cor do Chefe de Família	-0,3142** (0,09904)	-0,0873 (0,09337)	-0,1087 (0,08539)	-0,2594** (0,08474)	-0,3826* (0,08036)
Idade do Chefe de Família	0,0103 (0,00694)	0,0010 (0,00101)	0,0154* (0,00314)	0,0179* (0,00335)	0,0247* (0,00313)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,2658 (0,22924)	0,2854 (0,21290)	0,0908 (0,19407)	0,3744 (0,18618)	0,2879 (0,18711)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,6044*** (0,23288)	0,4850 (0,21310)	0,5797** (0,18945)	0,7576* (0,17841)	0,6844* (0,18059)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,1829* (0,22952)	1,2225* (0,20365)	1,2218* (0,18192)	1,3516* (0,17114)	1,3094* (0,17340)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,2564* (0,23500)	2,5610* (0,21006)	2,2004* (0,18864)	2,4518* (0,17729)	2,2788* (0,17802)
Sudeste	-1,2602* (0,12692)	-1,1148* (0,11550)	-1,3397* (0,10820)	-0,9205* (0,10963)	-0,8749* (0,10418)
Sul	-0,7748* (0,14323)	-0,3625** (0,12817)	-0,8598* (0,12347)	-0,6414* (0,12730)	-0,6814* (0,12025)
Centro-Oeste	-0,2861 (0,14319)	-0,3445*** (0,13158)	-0,7698* (0,12462)	0,0398 (0,12123)	-0,1106 (0,11719)
Nordeste	0,1023 (0,12257)	0,0298 (0,11364)	-0,2946** (0,10231)	0,0643 (0,10786)	0,0812 (0,10219)
Constante	-3,3825* (0,52239)	-3,0626* (0,30817)	-3,4558* (0,30440)	-3,7586* (0,32012)	-3,9036* (0,32381)

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

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 4A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2005

Variáveis	Modelo Logit sem Robustez				
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,7036	0,1948	-3,61	0,000	-1,0854 -0,3217
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4079	0,1406	-2,9	0,004	-0,6836 -0,1323
Dependente Não Branco	-0,3208	0,0661	-4,85	0,000	-0,4504 -0,1912
Localização do Dependente	0,3630	0,1123	3,23	0,001	0,1429 0,5831
Renda Familiar	0,0004	0,0000	22,45	0,000	0,0004 0,0004
Sexo do Dependente	-0,6870	0,0473	-14,53	0,000	-0,7797 -0,5943
Número de Dependentes	-0,2711	0,0226	-12,01	0,000	-0,3153 -0,2268
Sexo do Chefe de Família	0,0967	0,0528	1,83	0,067	-0,0068 0,2001
Chefe de Família Não Branco	-0,2204	0,0653	-3,37	0,001	-0,3485 -0,0923
Idade do Chefe de Família	0,0004	0,0010	0,46	0,644	-0,0014 0,0023
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,4242	0,1349	3,14	0,002	0,1597 0,6886
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,7602	0,1347	5,64	0,000	0,4962 1,0242
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,3144	0,1321	9,95	0,000	1,0554 1,5734
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,3709	0,1411	16,81	0,000	2,0944 2,6474
Sudeste	-0,4124	0,0810	-5,09	0,000	-0,5711 -0,2536
Sul	-0,0514	0,0911	-0,56	0,573	-0,2298 0,1271
Centro-Oeste	0,0161	0,0949	0,17	0,865	-0,1700 0,2022
Nordeste	-0,0404	0,0850	-0,48	0,635	-0,2070 0,1262
Constante	-1,9081	0,1940	-9,83	0,000	-2,2884 -1,5278
Variáveis	Modelo Logit com Robustez				
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,7036	0,1948	-3,61	0,000	-1,0854 -0,3217
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4079	0,1406	-2,9	0,004	-0,6836 -0,1323
Dependente Não Branco	-0,3208	0,0661	-4,85	0,000	-0,4504 -0,1912
Localização do Dependente	0,3630	0,1123	3,23	0,001	0,1429 0,5831
Renda Familiar	0,0004	0,0000	22,45	0,000	0,0004 0,0004
Sexo do Dependente	-0,6870	0,0473	-14,53	0,000	-0,7797 -0,5943
Número de Dependentes	-0,2711	0,0226	-12,01	0,000	-0,3153 -0,2268
Sexo do Chefe de Família	0,0967	0,0528	1,83	0,067	-0,0068 0,2001
Chefe de Família Não Branco	-0,2204	0,0653	-3,37	0,001	-0,3485 -0,0923
Idade do Chefe de Família	0,0004	0,0010	0,46	0,644	-0,0014 0,0023
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,4242	0,1349	3,14	0,002	0,1597 0,6886
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,7602	0,1347	5,64	0,000	0,4962 1,0242
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,3144	0,1321	9,95	0,000	1,0554 1,5734
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,3709	0,1411	16,81	0,000	2,0944 2,6474
Sudeste	-0,4124	0,0810	-5,09	0,000	-0,5711 -0,2536
Sul	-0,0514	0,0911	-0,56	0,573	-0,2298 0,1271
Centro-Oeste	0,0161	0,0949	0,17	0,865	-0,1700 0,2022
Nordeste	-0,0404	0,0850	-0,48	0,635	-0,2070 0,1262
Constante	-1,9081	0,1940	-9,83	0,000	-2,2884 -1,5278

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 5A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2008

Variáveis	Modelo Logit sem Robustez					
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%	
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,8111	0,2179	-3,72	0,000	-1,2382	-0,3839
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,1708	0,1257	-1,36	0,174	-0,4173	0,0756
Dependente Não Branco	-0,4670	0,0556	-8,41	0,000	-0,5759	-0,3582
Localização do Dependente	0,3494	0,1004	3,48	0,001	0,1526	0,5462
Renda Familiar	0,0003	0,0000	19,01	0,000	0,0002	0,0003
Sexo do Dependente	-0,7205	0,0449	-16,03	0,000	-0,8086	-0,6324
Número de Dependentes	-0,2445	0,0230	-10,64	0,000	-0,2895	-0,1994
Sexo do Chefe de Família	0,1924	0,0478	4,02	0,000	0,0987	0,2861
Chefe de Família Não Branco	-0,1738	0,0555	-3,13	0,002	-0,2825	-0,0651
Idade do Chefe de Família	0,0158	0,0023	7,00	0,000	0,0114	0,0203
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,5303	0,1200	4,42	0,000	0,2951	0,7655
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,9111	0,1202	7,58	0,000	0,6755	1,1467
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,4165	0,1185	11,95	0,000	1,1841	1,6488
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1895	0,1269	17,26	0,000	1,9408	2,4382
Sudeste	-0,5448	0,0751	-7,26	0,000	-0,6920	-0,3977
Sul	-0,3183	0,0862	-3,69	0,000	-0,4873	-0,1492
Centro-Oeste	-0,2337	0,0876	-2,67	0,008	-0,4054	-0,0621
Nordeste	-0,2660	0,0768	-3,46	0,001	-0,4166	-0,1154
Constante	-2,4015	0,2153	-11,16	0,000	-2,8234	-1,9796

Variáveis	Modelo Logit com Robustez					
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%	
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,8111	0,2179	-3,72	0,000	-1,2382	-0,3839
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,1708	0,1257	-1,36	0,174	-0,4173	0,0756
Dependente Não Branco	-0,4670	0,0556	-8,41	0,000	-0,5759	-0,3582
Localização do Dependente	0,3494	0,1004	3,48	0,001	0,1526	0,5462
Renda Familiar	0,0003	0,0000	19,01	0,000	0,0002	0,0003
Sexo do Dependente	-0,7205	0,0449	-16,03	0,000	-0,8086	-0,6324
Número de Dependentes	-0,2445	0,0230	-10,64	0,000	-0,2895	-0,1994
Sexo do Chefe de Família	0,1924	0,0478	4,02	0,000	0,0987	0,2861
Chefe de Família Não Branco	-0,1738	0,0555	-3,13	0,002	-0,2825	-0,0651
Idade do Chefe de Família	0,0158	0,0023	7,00	0,000	0,0114	0,0203
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,5303	0,1200	4,42	0,000	0,2951	0,7655
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,9111	0,1202	7,58	0,000	0,6755	1,1467
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,4165	0,1185	11,95	0,000	1,1841	1,6488
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1895	0,1269	17,26	0,000	1,9408	2,4382
Sudeste	-0,5448	0,0751	-7,26	0,000	-0,6920	-0,3977
Sul	-0,3183	0,0862	-3,69	0,000	-0,4873	-0,1492
Centro-Oeste	-0,2337	0,0876	-2,67	0,008	-0,4054	-0,0621
Nordeste	-0,2660	0,0768	-3,46	0,001	-0,4166	-0,1154
Constante	-2,4015	0,2153	-11,16	0,000	-2,8234	-1,9796

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 6A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2011

Variáveis	Modelo Logit sem Robustez				
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,6820	0,2300	-2,97	0,003	-1,1328 -0,2312
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4089	0,1572	-2,60	0,009	-0,7170 -0,1009
Dependente Não Branco	-0,2753	0,0574	-4,79	0,000	-0,3879 -0,1628
Localização do Dependente	0,4402	0,1105	3,98	0,000	0,2236 0,6569
Renda Familiar	0,0002	0,0000	13,86	0,000	0,0001 0,0002
Sexo do Dependente	-0,6614	0,0467	-14,16	0,000	-0,7530 -0,5699
Número de Dependentes	-0,2626	0,0237	-11,07	0,000	-0,3091 -0,2161
Sexo do Chefe de Família	0,2107	0,0489	4,31	0,000	0,1148 0,3066
Chefe de Família Não Branco	-0,2891	0,0576	-5,02	0,000	-0,4020 -0,1762
Idade do Chefe de Família	0,0205	0,0023	9,03	0,000	0,0161 0,0250
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,3548	0,1085	3,27	0,001	0,1422 0,5674
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,6919	0,1063	6,51	0,000	0,4836 0,9002
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,3280	0,1034	12,84	0,000	1,1254 1,5307
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1134	0,1142	18,50	0,000	1,8895 2,3374
Sudeste	-0,4283	0,0745	-5,75	0,000	-0,5743 -0,2823
Sul	-0,2621	0,0864	-3,03	0,002	-0,4315 -0,0926
Centro-Oeste	0,2531	0,0852	2,97	0,003	0,0862 0,4200
Nordeste	-0,0848	0,0768	-1,10	0,269	-0,2353 0,0657
Constante	-2,5550	0,2132	-11,99	0,000	-2,9728 -2,1372
Variáveis	Modelo Logit com Robustez				
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,6820	0,2300	-2,97	0,003	-1,1328 -0,2312
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,4089	0,1572	-2,60	0,009	-0,7170 -0,1009
Dependente Não Branco	-0,2753	0,0574	-4,79	0,000	-0,3879 -0,1628
Localização do Dependente	0,4402	0,1105	3,98	0,000	0,2236 0,6569
Renda Familiar	0,0002	0,0000	13,86	0,000	0,0001 0,0002
Sexo do Dependente	-0,6614	0,0467	-14,16	0,000	-0,7530 -0,5699
Número de Dependentes	-0,2626	0,0237	-11,07	0,000	-0,3091 -0,2161
Sexo do Chefe de Família	0,2107	0,0489	4,31	0,000	0,1148 0,3066
Chefe de Família Não Branco	-0,2891	0,0576	-5,02	0,000	-0,4020 -0,1762
Idade do Chefe de Família	0,0205	0,0023	9,03	0,000	0,0161 0,0250
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,3548	0,1085	3,27	0,001	0,1422 0,5674
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,6919	0,1063	6,51	0,000	0,4836 0,9002
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,3280	0,1034	12,84	0,000	1,1254 1,5307
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	2,1134	0,1142	18,50	0,000	1,8895 2,3374
Sudeste	-0,4283	0,0745	-5,75	0,000	-0,5743 -0,2823
Sul	-0,2621	0,0864	-3,03	0,002	-0,4315 -0,0926
Centro-Oeste	0,2531	0,0852	2,97	0,003	0,0862 0,4200
Nordeste	-0,0848	0,0768	-1,10	0,269	-0,2353 0,0657
Constante	-2,5550	0,2132	-11,99	0,000	-2,9728 -2,1372

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 7A - Modelo Logit Simples e Modelos Logit Robusto para o ano de 2014

Variáveis	Modelo Logit sem Robustez					
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%	
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,6361	0,2211	-2,88	0,004	-1,0695	-0,2028
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,1348	0,1423	-0,95	0,344	-0,4138	0,1442
Dependente Não Branco	-0,3231	0,0517	-6,25	0,000	-0,4244	-0,2219
Localização do Dependente	0,4238	0,0913	4,64	0,000	0,2448	0,6028
Renda Familiar	0,0001	0,0000	15,35	0,000	0,0001	0,0002
Sexo do Dependente	-0,7681	0,0436	-17,60	0,000	-0,8536	-0,6826
Número de Dependentes	-0,2323	0,0197	-11,76	0,000	-0,2710	-0,1936
Sexo do Chefe de Família	0,2570	0,0449	5,72	0,000	0,1689	0,3450
Chefe de Família Não Branco	-0,3025	0,0525	-5,76	0,000	-0,4055	-0,1996
Idade do Chefe de Família	0,0209	0,0021	9,92	0,000	0,0168	0,0251
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,3320	0,1086	3,06	0,002	0,1192	0,5449
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,6801	0,1069	6,36	0,000	0,4705	0,8897
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,1792	0,1052	11,21	0,000	0,9730	1,3853
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	1,8795	0,1125	16,71	0,000	1,6590	2,1000
Sudeste	-0,3073	0,0684	-4,49	0,000	-0,4415	-0,1732
Sul	-0,2137	0,0793	-2,69	0,007	-0,3691	-0,0582
Centro-Oeste	0,1620	0,0810	2,00	0,046	0,0032	0,3207
Nordeste	0,0728	0,0708	1,03	0,304	-0,0659	0,2114
Constante	-2,4286	0,1998	-12,16	0,000	-2,8202	-2,0370

Variáveis	Modelo Logit com Robustez					
	Coef.	Std.	Z	Prob.	IC = 95%	
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,6361	0,2211	-2,88	0,004	-1,0695	-0,2028
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,1348	0,1423	-0,95	0,344	-0,4138	0,1442
Dependente Não Branco	-0,3231	0,0517	-6,25	0,000	-0,4244	-0,2219
Localização do Dependente	0,4238	0,0913	4,64	0,000	0,2448	0,6028
Renda Familiar	0,0001	0,0000	15,35	0,000	0,0001	0,0002
Sexo do Dependente	-0,7681	0,0436	-17,60	0,000	-0,8536	-0,6826
Número de Dependentes	-0,2323	0,0197	-11,76	0,000	-0,2710	-0,1936
Sexo do Chefe de Família	0,2570	0,0449	5,72	0,000	0,1689	0,3450
Chefe de Família Não Branco	-0,3025	0,0525	-5,76	0,000	-0,4055	-0,1996
Idade do Chefe de Família	0,0209	0,0021	9,92	0,000	0,0168	0,0251
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,3320	0,1086	3,06	0,002	0,1192	0,5449
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,6801	0,1069	6,36	0,000	0,4705	0,8897
Chefe de Família com 11 anos de estudo	1,1792	0,1052	11,21	0,000	0,9730	1,3853
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	1,8795	0,1125	16,71	0,000	1,6590	2,1000
Sudeste	-0,3073	0,0684	-4,49	0,000	-0,4415	-0,1732
Sul	-0,2137	0,0793	-2,69	0,007	-0,3691	-0,0582
Centro-Oeste	0,1620	0,0810	2,00	0,046	0,0032	0,3207
Nordeste	0,0728	0,0708	1,03	0,304	-0,0659	0,2114
Constante	-2,4286	0,1998	-12,16	0,000	-2,8202	-2,0370

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

ANEXO B

TABELAS DE EFEITOS MARGINAIS ENTRE 2002 E 2014

Tabela 1B - Efeitos Marginais do Cenário de Referência nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	9,5%	13,2%	12,0%	14,4%	15,6%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 20 anos	-0,0987*	-0,1029*	-0,1151*	-0,1055*	-0,1029*
	(0,02249)	(0,02292)	(0,02374)	(0,02890)	(0,02934)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0413***	-0,0401**	-0,0169	-0,0434***	-0,0169
	(0,01536)	(0,01335)	(0,01203)	(0,01624)	(0,01727)
Cor do Dependente	-0,0449*	-0,0412*	-0,0588*	-0,0373*	-0,0474*
	(0,01209)	(0,01061)	(0,01178)	(0,01008)	(0,01039)
Localização da Residência	0,0273***	0,0363*	0,0324*	0,0462*	0,0481*
	(0,01056)	(0,01112)	(0,00992)	(0,01279)	(0,01190)
Renda Familiar	0,00005*	0,00005*	0,00003*	0,00002*	0,00002*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,07651*	-0,09995*	-0,09915*	-0,10169*	-0,12898*
	(0,01569)	(0,01465)	(0,01590)	(0,01629)	(0,01757)
Número de Dependentes	-0,0216*	-0,0310*	-0,0259*	-0,0323*	-0,0306*
	(0,00520)	(0,00534)	(0,00512)	(0,00628)	(0,00546)
Sexo do Chefe de Família	0,0011	0,0107	0,0189*	0,0240*	0,0309*
	(0,00518)	(0,00592)	(0,00551)	(0,00676)	(0,00726)
Cor do Chefe de Família	-0,0318*	-0,0273**	-0,0196***	-0,0394*	-0,0441*
	(0,00961)	(0,00925)	(0,00722)	(0,01033)	(0,01027)
Idade do Chefe de Família	0,0009	0,0001	0,0017*	0,0025*	0,0028*
	(0,00062)	(0,00011)	(0,00039)	(0,00052)	(0,00054)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0488	0,0565***	0,0683*	0,0494***	0,0489
	(0,02115)	(0,02199)	(0,02125)	(0,01812)	(0,01920)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,0813**	0,1132*	0,1335*	0,1074*	0,1114*
	(0,02811)	(0,02862)	(0,02958)	(0,02458)	(0,02591)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,0655*	0,0925*	0,0882*	0,1012*	0,1023*
	(0,01621)	(0,01652)	(0,01740)	(0,01991)	(0,01965)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,3823*	0,4872*	0,4296*	0,4378*	0,3918*
	(0,06130)	(0,04115)	(0,04438)	(0,03892)	(0,03876)
Sudeste	-0,0447*	-0,0547*	-0,0705*	-0,0611*	-0,0449*
	(0,01374)	(0,01368)	(0,01515)	(0,01456)	(0,01216)
Sul	-0,0093	-0,0058	-0,0298*	-0,0293**	-0,0261***
	(0,00831)	(0,01001)	(0,00866)	(0,01004)	(0,00978)
Centro-Oeste	0,0098	0,0019	-0,0226**	0,0340	0,0225
	(0,01045)	(0,01099)	(0,00869)	(0,01357)	(0,01231)
Nordeste	0,0043	-0,0046	-0,0254*	-0,0101	0,0098
	(0,00887)	(0,00945)	(0,00795)	(0,00904)	(0,00992)

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

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 2B - Efeitos Marginais do Cenário 1 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	17,2%	23,2%	22,0%	24,5%	28,5%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,1497*	-0,1470*	-0,1681*	-0,1460*	-0,1446*
	(0,03647)	(0,03504)	(0,03774)	(0,04293)	(0,04522)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0681**	-0,0646**	-0,0278	-0,0677***	-0,0267
	(0,02394)	(0,02117)	(0,01982)	(0,02478)	(0,02741)
Cor do Dependente	-0,0713*	-0,0619*	-0,0902*	-0,0545*	-0,0701*
	(0,01654)	(0,01436)	(0,01454)	(0,01306)	(0,01263)
Localização da Residência	0,0461***	0,0583*	0,0540*	0,0723*	0,0781*
	(0,01730)	(0,01735)	(0,01568)	(0,01867)	(0,01737)
Renda Familiar	0,00008*	0,00007*	0,00005*	0,00003*	0,00003*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,07651*	-0,09995*	-0,09915*	-0,10169*	-0,12898*
	(0,01569)	(0,01465)	(0,01590)	(0,01629)	(0,01757)
Número de Dependentes	-0,0357*	-0,0482*	-0,0419*	-0,0486*	-0,0473*
	(0,00729)	(0,00675)	(0,00676)	(0,00751)	(0,00615)
Sexo do Chefe de Família	0,0018	0,0168	0,0312*	0,0369*	0,0494*
	(0,00856)	(0,00921)	(0,00849)	(0,00956)	(0,00998)
Cor do Chefe de Família	-0,0511*	-0,0415**	-0,0312**	-0,0574*	-0,0654*
	(0,01388)	(0,01333)	(0,01082)	(0,01331)	(0,01281)
Idade do Chefe de Família	0,0014	0,0001	0,0027*	0,0038*	0,0043*
	(0,00100)	(0,00017)	(0,00054)	(0,00064)	(0,00063)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0772	0,0838**	0,1039*	0,0714**	0,0722**
	(0,03068)	(0,03014)	(0,02845)	(0,02415)	(0,02570)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,1251*	0,1604*	0,1921*	0,1484*	0,1554*
	(0,03773)	(0,03442)	(0,03335)	(0,02777)	(0,02834)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,1148*	0,1567*	0,1556*	0,1661*	0,1759*
	(0,02553)	(0,02435)	(0,02648)	(0,02762)	(0,02697)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,4711*	0,5318*	0,4957*	0,4837*	0,4381*
	(0,04587)	(0,02549)	(0,02683)	(0,02265)	(0,02252)
Sudeste	-0,0710*	-0,0812*	-0,1071*	-0,0875*	-0,0665*
	(0,01944)	(0,01825)	(0,01896)	(0,01793)	(0,01595)
Sul	-0,0155	-0,0090	-0,0497*	-0,0453**	-0,0415***
	(0,01381)	(0,01574)	(0,01368)	(0,01493)	(0,01511)
Centro-Oeste	0,0160	0,0029	-0,0374***	0,0498***	0,0341
	(0,01684)	(0,01705)	(0,01399)	(0,01851)	(0,01783)
Nordeste	0,0071	-0,0071	-0,0422*	-0,0154	0,0151
	(0,01451)	(0,01482)	(0,01256)	(0,01373)	(0,01494)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 3B - Efeitos Marginais do Cenário 2 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	18,4%	20,7%	20,6%	22,8%	25,7%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,1560*	-0,1382*	-0,1627*	-0,1407*	-0,1382*
	(0,03822)	(0,03241)	(0,03603)	(0,04073)	(0,04237)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0718**	-0,0590**	-0,0265	-0,0640***	-0,0249
	(0,02487)	(0,01928)	(0,01886)	(0,02345)	(0,02552)
Cor do Dependente	-0,0569*	-0,0477*	-0,0662*	-0,0448*	-0,0568*
	(0,01323)	(0,01083)	(0,01193)	(0,01093)	(0,01099)
Localização da Residência	0,0489***	0,0533*	0,0514*	0,0682*	0,0724*
	(0,01817)	(0,01599)	(0,01511)	(0,01787)	(0,01652)
Renda Familiar	0,00008*	0,00007*	0,00004*	0,00003*	0,00003*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,12352*	-0,13451*	-0,14187*	-0,13594*	-0,17013*
	(0,01841)	(0,01525)	(0,01657)	(0,01623)	(0,01501)
Número de Dependentes	-0,0376*	-0,0445*	-0,0400*	-0,0462*	-0,0444*
	(0,00738)	(0,00637)	(0,00653)	(0,00733)	(0,00608)
Sexo do Chefe de Família	0,0019	0,0154	0,0297*	0,0349*	0,0459*
	(0,00903)	(0,00845)	(0,00811)	(0,00915)	(0,00955)
Cor do Chefe de Família	-0,0438*	-0,0338*	-0,0270**	-0,0469*	-0,0534*
	(0,01143)	(0,01034)	(0,00914)	(0,01109)	(0,01102)
Idade do Chefe de Família	0,0015	0,0001	0,0026*	0,0036*	0,0040*
	(0,00105)	(0,00016)	(0,00052)	(0,00063)	(0,00062)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0809	0,0781***	0,1001*	0,0683**	0,0683***
	(0,03169)	(0,02842)	(0,02762)	(0,02342)	(0,02476)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,1306*	0,1511*	0,1863*	0,1430*	0,1488*
	(0,03846)	(0,03328)	(0,03304)	(0,02758)	(0,02835)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,1223*	0,1413*	0,1469*	0,1554*	0,1608*
	(0,02645)	(0,02212)	(0,02520)	(0,02661)	(0,02588)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,4779*	0,5294*	0,4926*	0,4817*	0,4368*
	(0,04293)	(0,02784)	(0,02839)	(0,02427)	(0,02441)
Sudeste	-0,0744*	-0,0757*	-0,1031*	-0,0839*	-0,0629*
	(0,02056)	(0,01776)	(0,01924)	(0,01804)	(0,01569)
Sul	-0,0163	-0,0083	-0,0473*	-0,0428**	-0,0386***
	(0,01482)	(0,01454)	(0,01358)	(0,01467)	(0,01446)
Centro-Oeste	0,0169	0,0027	-0,0356***	0,0476***	0,0321
	(0,01762)	(0,01571)	(0,01348)	(0,01773)	(0,01686)
Nordeste	0,0075	-0,0065	-0,0402*	-0,0146	0,0141
	(0,01527)	(0,01363)	(0,01207)	(0,01303)	(0,01406)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 4B - Efeitos Marginais do Cenário 3 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	6,0%	8,7%	8,7%	11,4%	12,4%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,0668*	-0,0744*	-0,0895*	-0,0891*	-0,0871*
	(0,01487)	(0,01617)	(0,01806)	(0,02396)	(0,02432)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0268***	-0,0274**	-0,0126	-0,0354***	-0,0139
	(0,01030)	(0,00924)	(0,00898)	(0,01335)	(0,01418)
Cor do Dependente	-0,0298*	-0,0291*	-0,0449*	-0,0310*	-0,0396*
	(0,00860)	(0,00789)	(0,00970)	(0,00870)	(0,00917)
Localização da Residência	0,0175	0,0248*	0,0240*	0,0376*	0,0392*
	(0,00692)	(0,00775)	(0,00751)	(0,01066)	(0,01002)
Renda Familiar	0,00003*	0,00003*	0,00002*	0,00002*	0,00002*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,05135*	-0,07218*	-0,07670*	-0,08577*	-0,10990*
	(0,01177)	(0,01207)	(0,01369)	(0,01509)	(0,01687)
Número de Dependentes	-0,0140*	-0,0215*	-0,0194*	-0,0266*	-0,0253*
	(0,00362)	(0,00404)	(0,00410)	(0,00548)	(0,00483)
Sexo do Chefe de Família	0,0007	0,0074	0,0141*	0,0197*	0,0254*
	(0,00336)	(0,00414)	(0,00424)	(0,00572)	(0,00622)
Cor do Chefe de Família	-0,0209**	-0,0192**	-0,0148***	-0,0327*	-0,0368*
	(0,00667)	(0,00669)	(0,00558)	(0,00894)	(0,00901)
Idade do Chefe de Família	0,0006	0,0000	0,0013*	0,0021*	0,0023*
	(0,00041)	(0,00008)	(0,00031)	(0,00046)	(0,00047)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0324	0,0401	0,0523**	0,0411***	0,0408
	(0,01470)	(0,01626)	(0,01706)	(0,01551)	(0,01650)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,0547***	0,0822*	0,1045*	0,0907*	0,0945*
	(0,02036)	(0,02261)	(0,02530)	(0,02218)	(0,02352)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,0414*	0,0620*	0,0643*	0,0813*	0,0824*
	(0,01082)	(0,01178)	(0,01332)	(0,01677)	(0,01666)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,2952*	0,4178*	0,3725*	0,4023*	0,3573*
	(0,06167)	(0,04951)	(0,04944)	(0,04479)	(0,04345)
Sudeste	-0,0296**	-0,0388*	-0,0541*	-0,0510*	-0,0375*
	(0,00962)	(0,01023)	(0,01240)	(0,01274)	(0,01051)
Sul	-0,0060	-0,0040	-0,0222*	-0,0240**	-0,0214***
	(0,00538)	(0,00692)	(0,00656)	(0,00830)	(0,00809)
Centro-Oeste	0,0064	0,0013	-0,0168***	0,0282	0,0187
	(0,00688)	(0,00764)	(0,00653)	(0,01153)	(0,01037)
Nordeste	0,0028	-0,0032	-0,0189**	-0,0083	0,0081
	(0,00579)	(0,00654)	(0,00604)	(0,00743)	(0,00824)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 5B - Efeitos Marginais do Cenário 4 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	21,6%	26,7%	21,4%	21,6%	23,4%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,1702*	-0,1571*	-0,1657*	-0,1366*	-0,1319*
	(0,04310)	(0,03845)	(0,03701)	(0,03937)	(0,03976)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0810**	-0,0721**	-0,0273	-0,0612***	-0,0233
	(0,02762)	(0,02357)	(0,01941)	(0,02259)	(0,02385)
Cor do Dependente	-0,0830*	-0,0673*	-0,0887*	-0,0502*	-0,0628*
	(0,01786)	(0,01519)	(0,01453)	(0,01244)	(0,01220)
Localização da Residência	0,0557***	0,0649*	0,0529*	0,0652*	0,0674*
	(0,02057)	(0,01930)	(0,01548)	(0,01727)	(0,01563)
Renda Familiar	0,00009*	0,00008*	0,00005*	0,00003*	0,00003*
	(0,00002)	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,13565*	-0,15310*	-0,14458*	-0,13194*	-0,16304*
	(0,01858)	(0,01460)	(0,01686)	(0,01668)	(0,01629)
Número de Dependentes	-0,0424*	-0,0531*	-0,0411*	-0,0444*	-0,0416*
	(0,00800)	(0,00688)	(0,00675)	(0,00747)	(0,00625)
Sexo do Chefe de Família	0,0022	0,0185	0,0305*	0,0335*	0,0429*
	(0,01017)	(0,01008)	(0,00826)	(0,00882)	(0,00912)
Cor do Chefe de Família	-0,0598*	-0,0453*	-0,0306**	-0,0529*	-0,0585*
	(0,01544)	(0,01426)	(0,01063)	(0,01269)	(0,01219)
Idade do Chefe de Família	0,0017	0,0001	0,0027*	0,0035*	0,0038*
	(0,00117)	(0,00019)	(0,00053)	(0,00062)	(0,00062)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0896***	0,0907**	0,1022*	0,0660**	0,0646***
	(0,03386)	(0,03170)	(0,02819)	(0,02280)	(0,02387)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,1432*	0,1710*	0,1896*	0,1389*	0,1422*
	(0,03978)	(0,03457)	(0,03328)	(0,02740)	(0,02837)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,1415*	0,1781*	0,1518*	0,1478*	0,1481*
	(0,02951)	(0,02633)	(0,02629)	(0,02609)	(0,02521)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,4891*	0,5288*	0,4945*	0,4791*	0,4328*
	(0,03657)	(0,02424)	(0,02729)	(0,02555)	(0,02676)
Sudeste	-0,0826*	-0,0880*	-0,1054*	-0,0811*	-0,0595*
	(0,02143)	(0,01912)	(0,01899)	(0,01743)	(0,01498)
Sul	-0,0185	-0,0099	-0,0486*	-0,0410**	-0,0361***
	(0,01654)	(0,01739)	(0,01351)	(0,01374)	(0,01332)
Centro-Oeste	0,0189	0,0032	-0,0366***	0,0459***	0,0303
	(0,01973)	(0,01875)	(0,01378)	(0,01738)	(0,01605)
Nordeste	0,0085	-0,0078	-0,0413*	-0,0140	0,0133
	(0,01718)	(0,01634)	(0,01230)	(0,01249)	(0,01328)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 6B - Efeitos Marginais do Cenário 5 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	6,8%	9,5%	8,8%	9,8%	10,8%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,0749*	-0,0804*	-0,0904*	-0,0786*	-0,0782*
	(0,01856)	(0,01838)	(0,01929)	(0,02174)	(0,02203)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0303	-0,0299**	-0,0128	-0,0305***	-0,0123
	(0,01203)	(0,01043)	(0,00908)	(0,01190)	(0,01255)
Cor do Dependente	-0,0335*	-0,0315*	-0,0454*	-0,0271*	-0,0353*
	(0,01022)	(0,00885)	(0,01030)	(0,00813)	(0,00867)
Localização da Residência	0,0273***	0,0363*	0,0324*	0,0462*	0,0481*
	(0,01056)	(0,01113)	(0,00992)	(0,01279)	(0,01190)
Renda Familiar	0,00003*	0,00003*	0,00002*	0,00001*	0,00001*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,05764*	-0,07797*	-0,07750*	-0,07562*	-0,09898*
	(0,01426)	(0,01454)	(0,01516)	(0,01536)	(0,01739)
Número de Dependentes	-0,0159*	-0,0234*	-0,0196*	-0,0231*	-0,0224*
	(0,00445)	(0,00486)	(0,00448)	(0,00535)	(0,00475)
Sexo do Chefe de Família	0,0008	0,0080	0,0143*	0,0170*	0,0224*
	(0,00380)	(0,00451)	(0,00437)	(0,00513)	(0,00572)
Cor do Chefe de Família	-0,0236**	-0,0208**	-0,0150***	-0,0286*	-0,0328*
	(0,00787)	(0,00748)	(0,00575)	(0,00826)	(0,00849)
Idade do Chefe de Família	0,0006	0,0000	0,0013*	0,0018*	0,0020*
	(0,00046)	(0,00008)	(0,00032)	(0,00044)	(0,00046)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0364	0,0434	0,0529**	0,0360	0,0364
	(0,01695)	(0,01804)	(0,01815)	(0,01410)	(0,01515)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,0613***	0,0887*	0,1055*	0,0800*	0,0849*
	(0,02360)	(0,02571)	(0,02744)	(0,02147)	(0,02278)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,0472*	0,0679*	0,0651*	0,0697*	0,0721*
	(0,01351)	(0,01468)	(0,01482)	(0,01623)	(0,01609)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,3197*	0,4351*	0,3749*	0,3746*	0,3343*
	(0,06739)	(0,05288)	(0,05362)	(0,05053)	(0,04749)
Sudeste	-0,0333**	-0,0420*	-0,0546*	-0,0447*	-0,0334*
	(0,01138)	(0,01160)	(0,01304)	(0,01182)	(0,00972)
Sul	-0,0068	-0,0043	-0,0224*	-0,0208**	-0,0189***
	(0,00620)	(0,00755)	(0,00694)	(0,00745)	(0,00733)
Centro-Oeste	0,0072	0,0014	-0,0170	0,0247	0,0166
	(0,00777)	(0,00832)	(0,00672)	(0,01054)	(0,00938)
Nordeste	0,0032	-0,0034	-0,0191**	-0,0072	0,0072
	(0,00654)	(0,00713)	(0,00629)	(0,00647)	(0,00733)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 7B - Efeitos Marginais do Cenário 6 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	11,9%	16,6%	14,9%	17,9%	18,9%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,1169*	-0,1209*	-0,1335*	-0,1223*	-0,1168*
	(0,02732)	(0,02764)	(0,02822)	(0,03433)	(0,03414)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0502***	-0,0491**	-0,0203	-0,0525***	-0,0198
	(0,01838)	(0,01624)	(0,01450)	(0,01951)	(0,02024)
Cor do Dependente	-0,0540*	-0,0493*	-0,0693*	-0,0441*	-0,0546*
	(0,01398)	(0,01224)	(0,01308)	(0,01142)	(0,01134)
Localização da Residência	0,0335***	0,0444*	0,0391*	0,0559*	0,0567*
	(0,01284)	(0,01350)	(0,01179)	(0,01515)	(0,01363)
Renda Familiar	0,00006*	0,00006*	0,00003*	0,00002*	0,00002*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,09124*	-0,11749*	-0,11546*	-0,11804*	-0,14548*
	(0,01744)	(0,01560)	(0,01698)	(0,01693)	(0,01746)
Número de Dependentes	-0,0263*	-0,0375*	-0,0310*	-0,0386*	-0,0356*
	(0,00631)	(0,00633)	(0,00607)	(0,00728)	(0,00612)
Sexo do Chefe de Família	0,0013	0,0130	0,0228*	0,0289*	0,0363*
	(0,00631)	(0,00718)	(0,00652)	(0,00792)	(0,00820)
Cor do Chefe de Família	-0,0384*	-0,0328**	-0,0234***	-0,0465*	-0,0508*
	(0,01122)	(0,01089)	(0,00844)	(0,01166)	(0,01125)
Idade do Chefe de Família	0,0011	0,0001	0,0020*	0,0030*	0,0032*
	(0,00075)	(0,00013)	(0,00044)	(0,00058)	(0,00058)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0586	0,0672***	0,0802*	0,0582**	0,0562***
	(0,02467)	(0,02545)	(0,02406)	(0,02074)	(0,02151)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,0968**	0,1326*	0,1542*	0,1244*	0,1262*
	(0,03193)	(0,03166)	(0,03186)	(0,02657)	(0,02750)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,0813*	0,1152*	0,1081*	0,1245*	0,1223*
	(0,01956)	(0,01976)	(0,02065)	(0,02337)	(0,02236)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,4210*	0,5146*	0,4607*	0,4645*	0,4153*
	(0,05737)	(0,03452)	(0,03908)	(0,03208)	(0,03351)
Sudeste	-0,0538*	-0,0651*	-0,0828*	-0,0717*	-0,0517*
	(0,01606)	(0,01573)	(0,01700)	(0,01629)	(0,01356)
Sul	-0,0113	-0,0070	-0,0360*	-0,0354**	-0,0306***
	(0,01017)	(0,01217)	(0,01037)	(0,01199)	(0,01139)
Centro-Oeste	0,0119	0,0022	-0,0272***	0,0403***	0,0261
	(0,01262)	(0,01329)	(0,01042)	(0,01564)	(0,01407)
Nordeste	0,0053	-0,0055	-0,0306*	-0,0121	0,0114
	(0,01078)	(0,01147)	(0,00950)	(0,01084)	(0,01146)

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

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 8B - Efeitos Marginais do Cenário 7 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	9,4%	12,1%	10,1%	12,0%	12,5%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,0978*	-0,0967*	-0,1011*	-0,0922*	-0,0876*
	(0,02236)	(0,02146)	(0,02050)	(0,02483)	(0,02446)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0408***	-0,0372**	-0,0145	-0,0369***	-0,0140
	(0,01519)	(0,01246)	(0,01032)	(0,01386)	(0,01428)
Cor do Dependente	-0,0445*	-0,0385*	-0,0512*	-0,0322*	-0,0399*
	(0,01212)	(0,01010)	(0,01083)	(0,00903)	(0,00925)
Localização da Residência	0,0270***	0,0336*	0,0277*	0,0392*	0,0395*
	(0,01046)	(0,01035)	(0,00859)	(0,01101)	(0,01001)
Renda Familiar	0,00005*	0,00004*	0,00003*	0,00002*	0,00002*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,07579*	-0,09389*	-0,08690*	-0,08883*	-0,11055*
	(0,01582)	(0,01440)	(0,01504)	(0,01552)	(0,01701)
Número de Dependentes	-0,0214*	-0,0289*	-0,0223*	-0,0277*	-0,0254*
	(0,00514)	(0,00511)	(0,00463)	(0,00571)	(0,00489)
Sexo do Chefe de Família	0,0011	0,0107	0,0189*	0,0240*	0,0309*
	(0,00518)	(0,00592)	(0,00551)	(0,00676)	(0,00726)
Cor do Chefe de Família	-0,0315*	-0,0255**	-0,0170***	-0,0340*	-0,0370*
	(0,00961)	(0,00874)	(0,00633)	(0,00922)	(0,00903)
Idade do Chefe de Família	0,0009	0,0000	0,0014*	0,0022*	0,0023*
	(0,00062)	(0,00010)	(0,00035)	(0,00047)	(0,00048)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0483	0,0528	0,0595**	0,0427***	0,0411
	(0,02115)	(0,02091)	(0,01920)	(0,01606)	(0,01660)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,0805**	0,1065*	0,1178*	0,0939*	0,0951*
	(0,02828)	(0,02769)	(0,02768)	(0,02272)	(0,02366)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,0648*	0,0854*	0,0748*	0,0849*	0,0830*
	(0,01631)	(0,01577)	(0,01541)	(0,01754)	(0,01684)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,3802*	0,4749*	0,4006*	0,4098*	0,3586*
	(0,06192)	(0,04342)	(0,04767)	(0,04339)	(0,04293)
Sudeste	-0,0443*	-0,0512*	-0,0615*	-0,0530*	-0,0377*
	(0,01365)	(0,01296)	(0,01382)	(0,01316)	(0,01060)
Sul	-0,0092	-0,0054	-0,0256*	-0,0250**	-0,0216***
	(0,00820)	(0,00930)	(0,00756)	(0,00867)	(0,00817)
Centro-Oeste	0,0097	0,0017	-0,0194***	0,0293	0,0188
	(0,01037)	(0,01024)	(0,00753)	(0,01196)	(0,01042)
Nordeste	0,0043	-0,0042	-0,0218**	-0,0087	0,0082
	(0,00879)	(0,00879)	(0,00695)	(0,00773)	(0,00829)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

Tabela 9B - Efeitos Marginais do Cenário 8 nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014

Variáveis	Ano				
	2002	2005	2008	2011	2014
Probabilidade	21,0%	30,4%	22,9%	26,9%	27,1%
Demissão do Chefe de Família entre 16 e 19 anos	-0,1680*	-0,1648*	-0,1715*	-0,1522*	-0,1417*
	(0,04252)	(0,04146)	(0,03916)	(0,04562)	(0,04389)
Demissão do Chefe de Família entre 21 e 24 anos	-0,0795**	-0,0789**	-0,0287	-0,0726***	-0,0258
	(0,02729)	(0,02579)	(0,02046)	(0,02655)	(0,02653)
Cor do Dependente	-0,0817*	-0,0718*	-0,0924*	-0,0574*	-0,0684*
	(0,01781)	(0,01576)	(0,01462)	(0,01347)	(0,01260)
Localização da Residência	0,0545***	0,0710*	0,0558*	0,0774*	0,0754*
	(0,02020)	(0,02101)	(0,01622)	(0,01993)	(0,01705)
Renda Familiar	0,00009*	0,00008*	0,00005*	0,00003*	0,00003*
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)
Sexo do Dependente	-0,13375*	-0,16071*	-0,14989*	-0,14724*	-0,17398*
	(0,01870)	(0,01355)	(0,01622)	(0,01520)	(0,01463)
Número de Dependentes	-0,0416*	-0,0574*	-0,0431*	-0,0516*	-0,0459*
	(0,00790)	(0,00677)	(0,00679)	(0,00758)	(0,00618)
Sexo do Chefe de Família	0,0021	0,0200	0,0322*	0,0394*	0,0478*
	(0,01000)	(0,01100)	(0,00878)	(0,01018)	(0,00994)
Cor do Chefe de Família	-0,0588*	-0,0485*	-0,0321**	-0,0605*	-0,0638*
	(0,01520)	(0,01499)	(0,01104)	(0,01368)	(0,01267)
Idade do Chefe de Família	0,0017	0,0001	0,0028*	0,0040*	0,0041*
	(0,00116)	(0,00020)	(0,00054)	(0,00065)	(0,00063)
Chefe de Família com 4 a 7 anos de estudo	0,0882***	0,0963**	0,1064*	0,0752**	0,0704**
	(0,03373)	(0,03290)	(0,02875)	(0,02504)	(0,02534)
Chefe de Família com 8 a 10 anos de estudo	0,1413*	0,1790*	0,1958*	0,1547*	0,1524*
	(0,04003)	(0,03453)	(0,03322)	(0,02790)	(0,02852)
Chefe de Família com 11 anos de estudo	0,2673*	0,3152*	0,3213*	0,3124*	0,2764*
	(0,04687)	(0,03153)	(0,03364)	(0,02720)	(0,02877)
Chefe de Família com mais de 11 anos de estudo	0,1805*	0,2647*	0,1966*	0,2265*	0,2177*
	(0,03743)	(0,03718)	(0,03338)	(0,03806)	(0,03512)
Sudeste	-0,0813*	-0,0935*	-0,1096*	-0,0919*	-0,0648*
	(0,02121)	(0,01962)	(0,01899)	(0,01823)	(0,01569)
Sul	-0,0181	-0,0108	-0,0513*	-0,0483**	-0,0401***
	(0,01623)	(0,01883)	(0,01407)	(0,01586)	(0,01464)
Centro-Oeste	0,0186	0,0034	-0,0386***	0,0526***	0,0332
	(0,01945)	(0,02022)	(0,01441)	(0,01928)	(0,01743)
Nordeste	0,0083	-0,0085	-0,0435*	-0,0164	0,0146
	(0,01685)	(0,01770)	(0,01291)	(0,01460)	(0,01454)

* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%; Desvio-padrão entre parênteses.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

ANEXO C

PROBABILIDADES EM TORNO DO ACESSO AO ENSINO SUPERIOR ENTRE OS DIFERENTES CENÁRIOS NOS ANOS DE 2002, 2005, 2008, 2011 E 2014

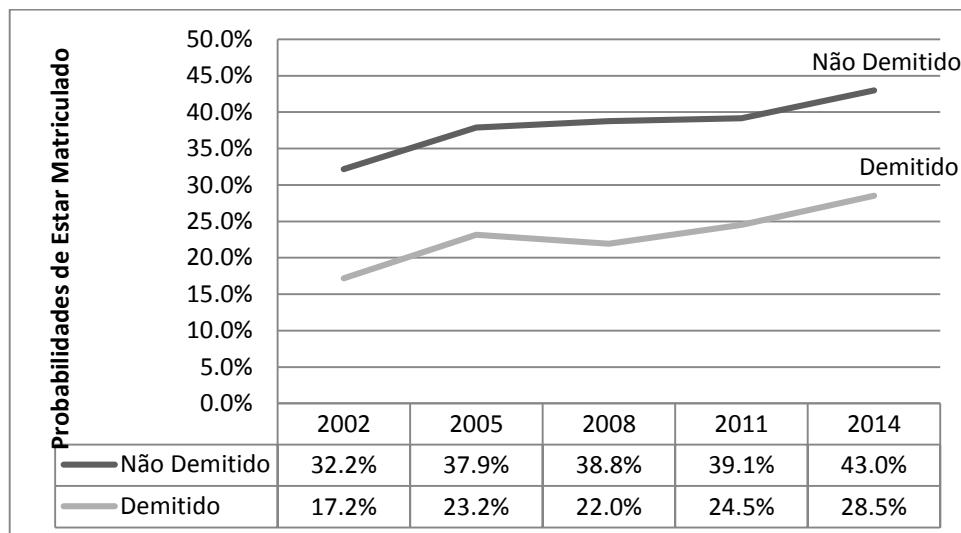
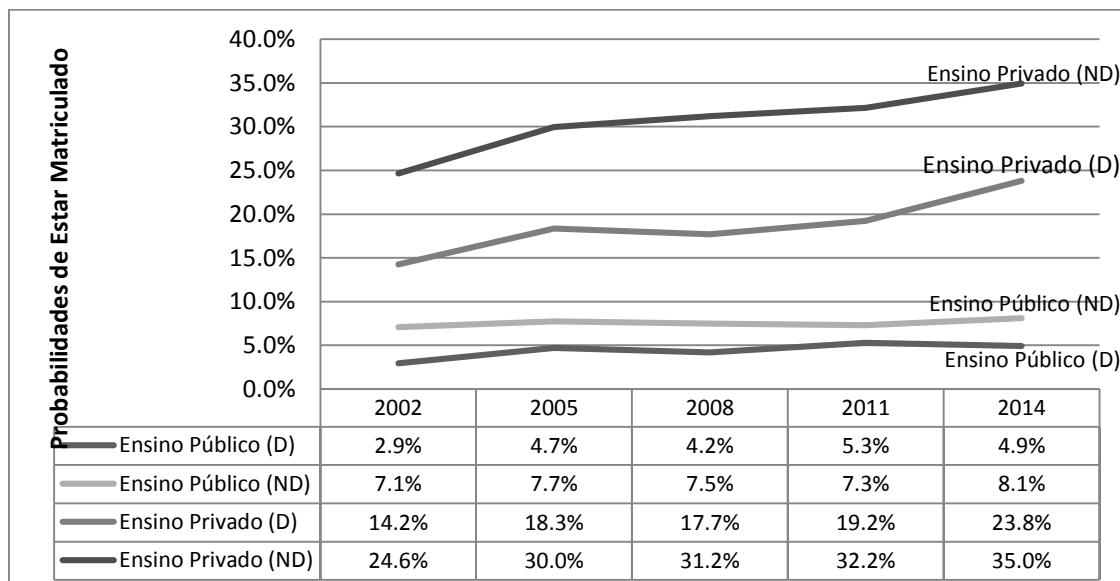


Figura 1C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 1 segundo o critério demissão ou não do Chefe de família nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 2C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 1, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

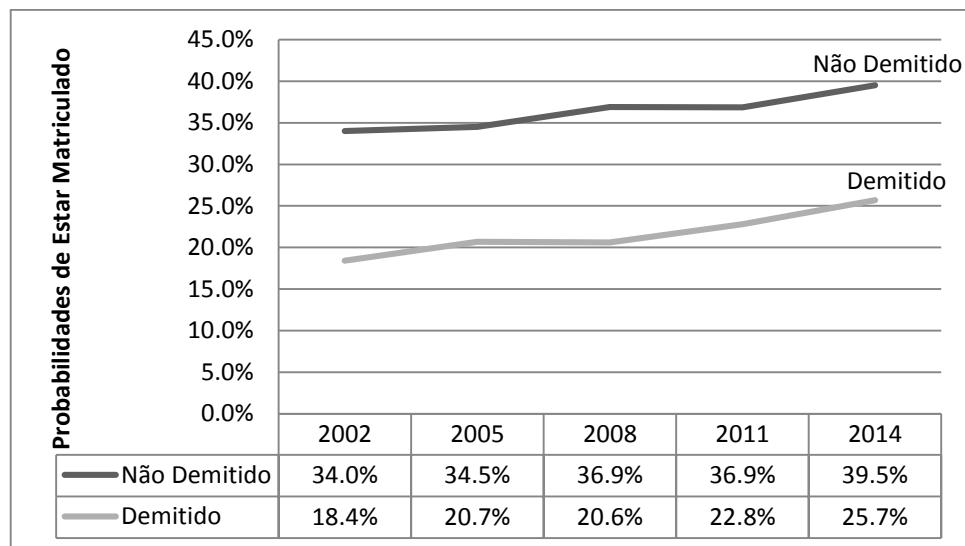
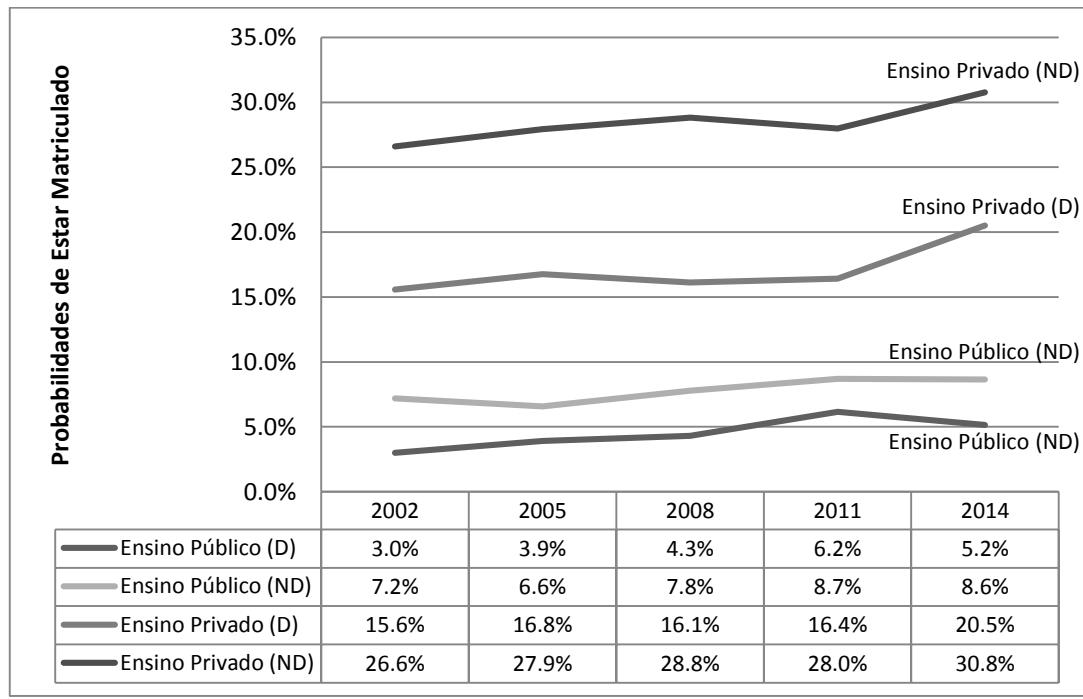


Figura 3C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 2, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 4C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 2, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

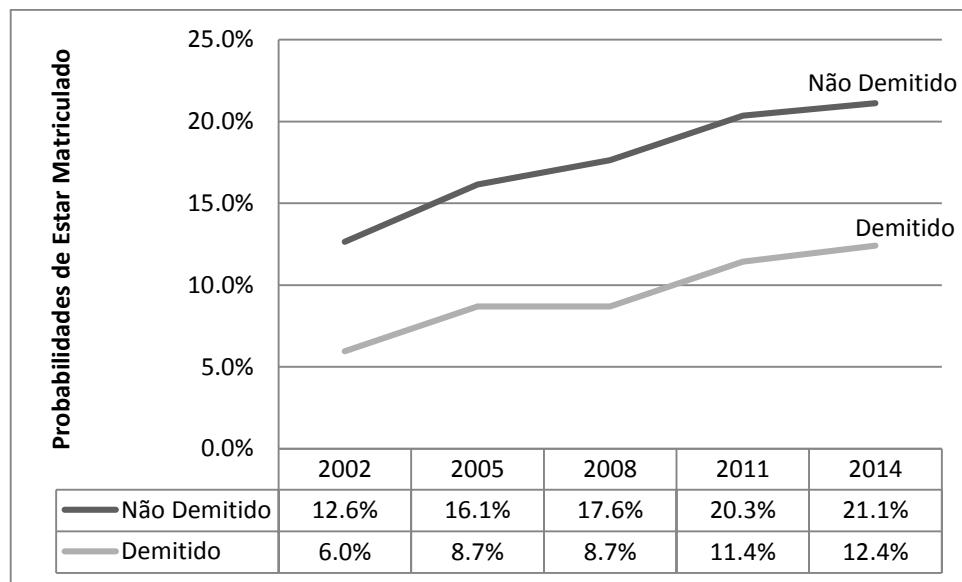
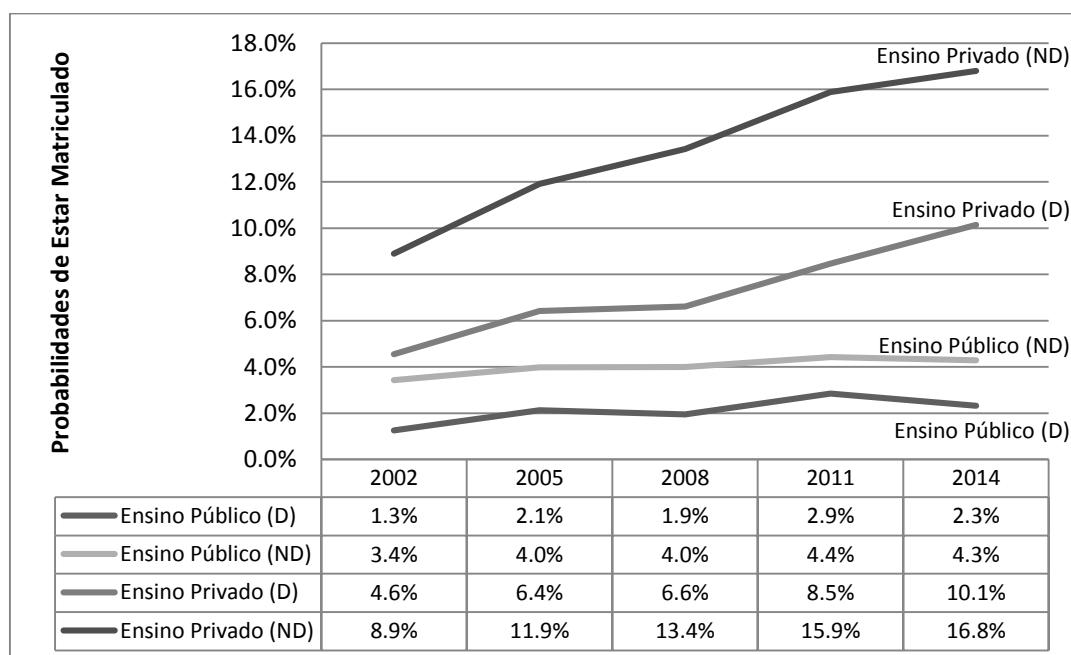


Figura 5C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 3, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 6C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 3, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

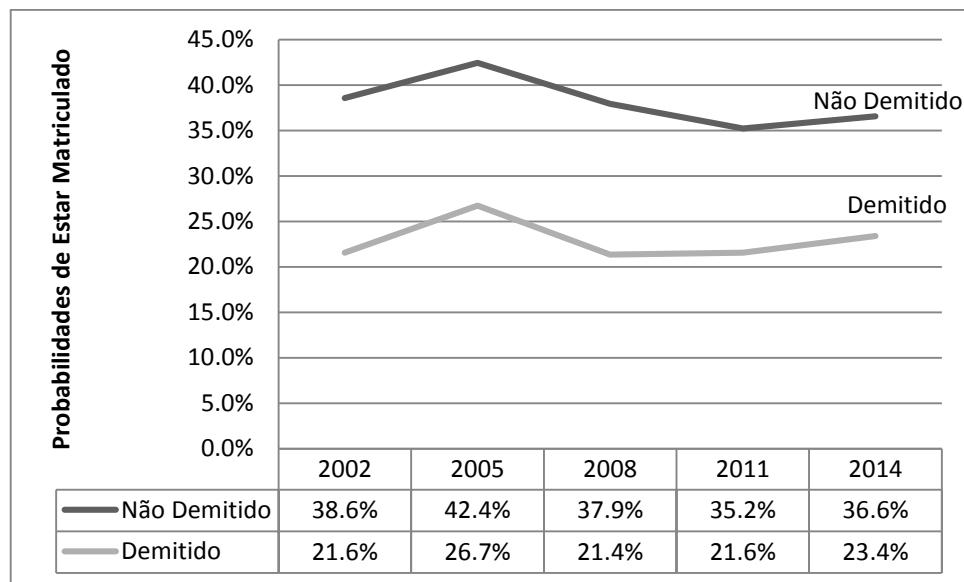
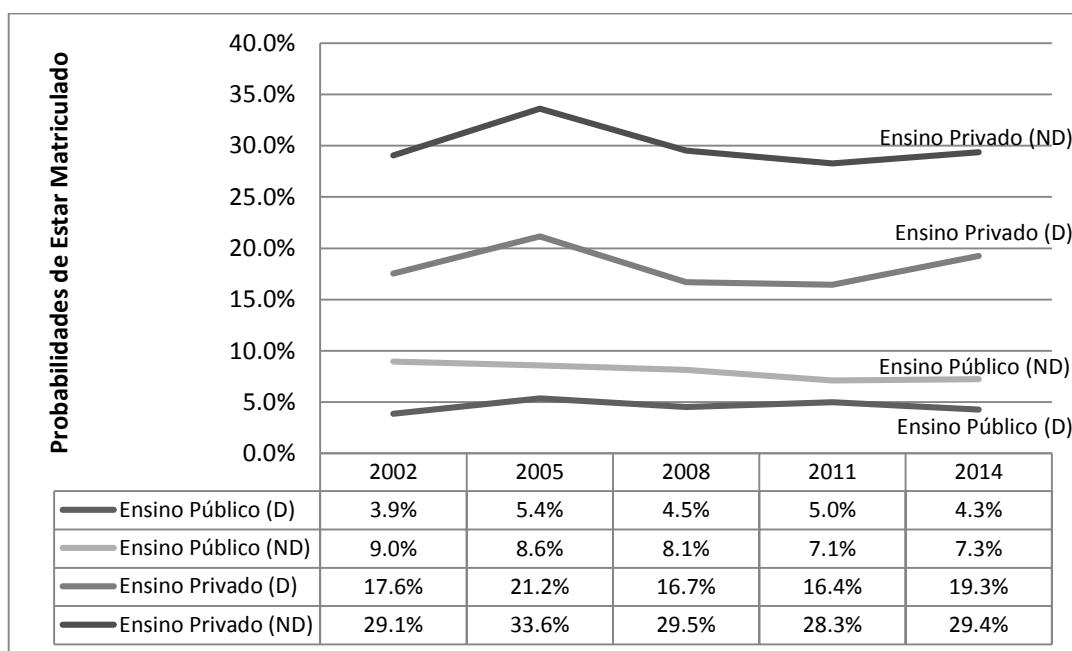


Figura 7C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 4, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 8C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 4, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

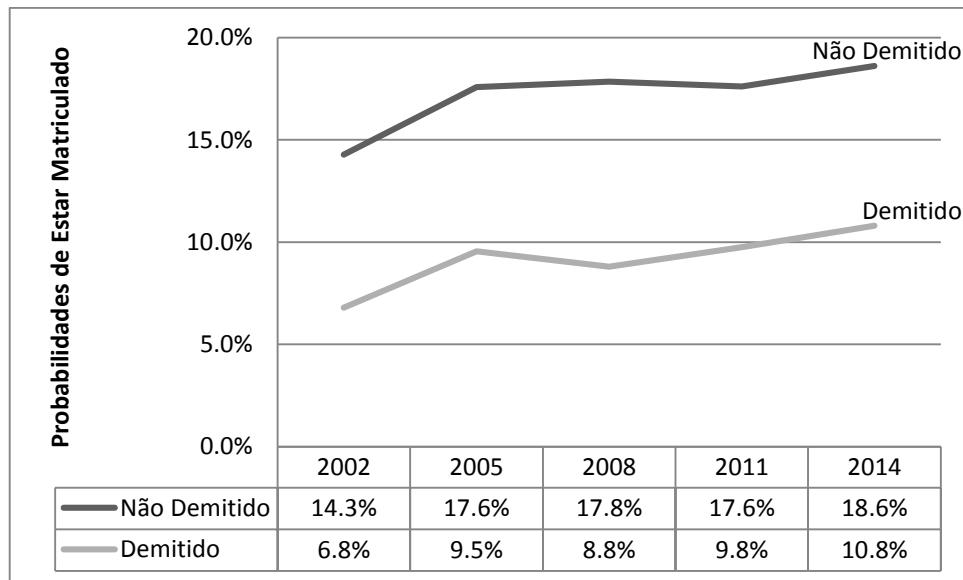
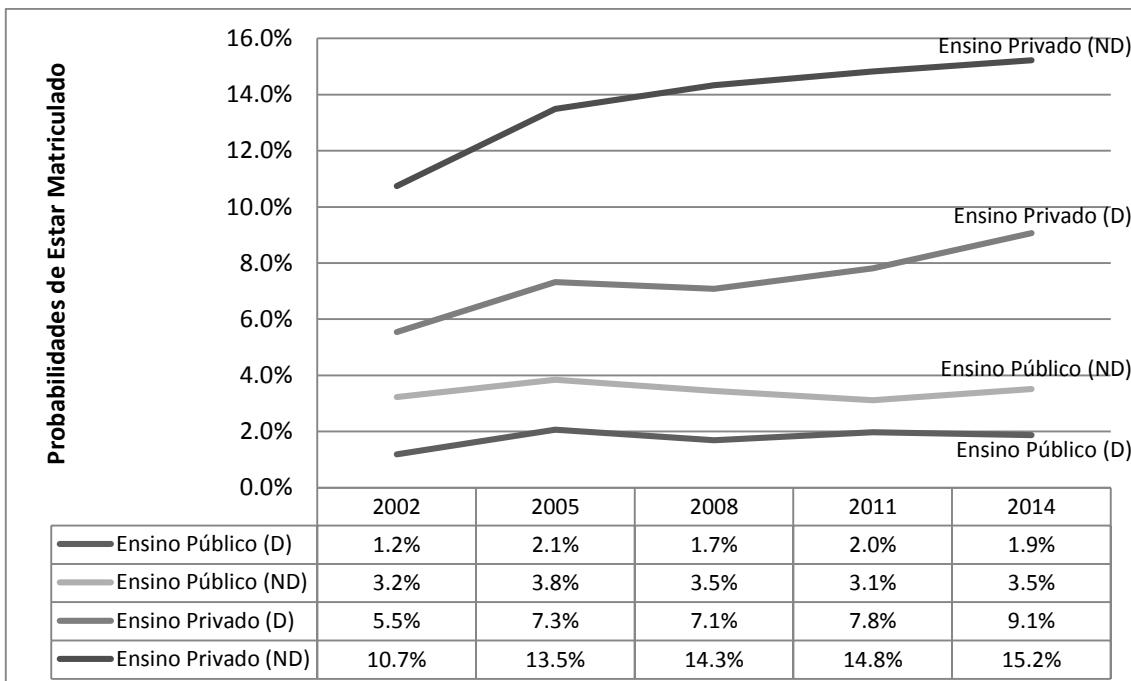


Figura 9C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 5, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 10C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 5, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

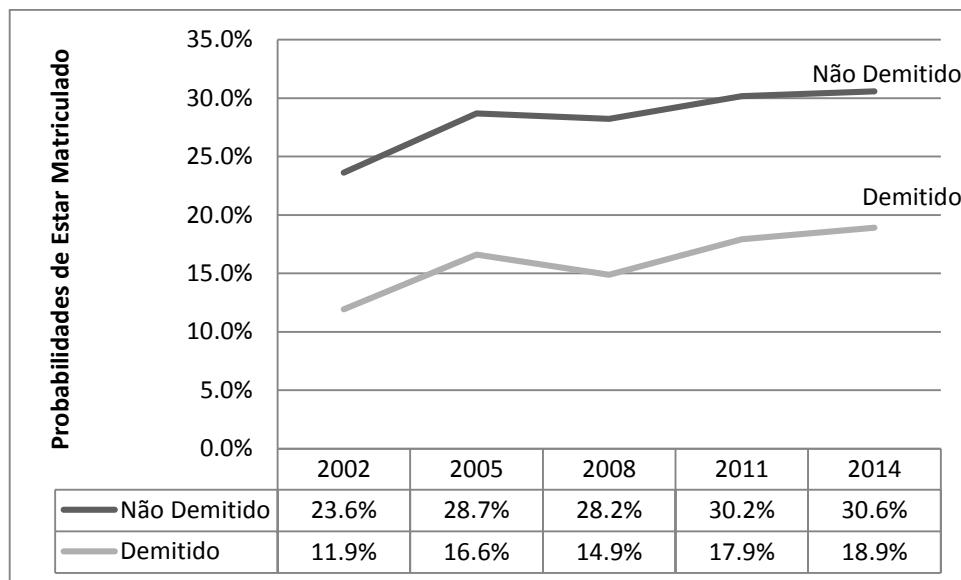
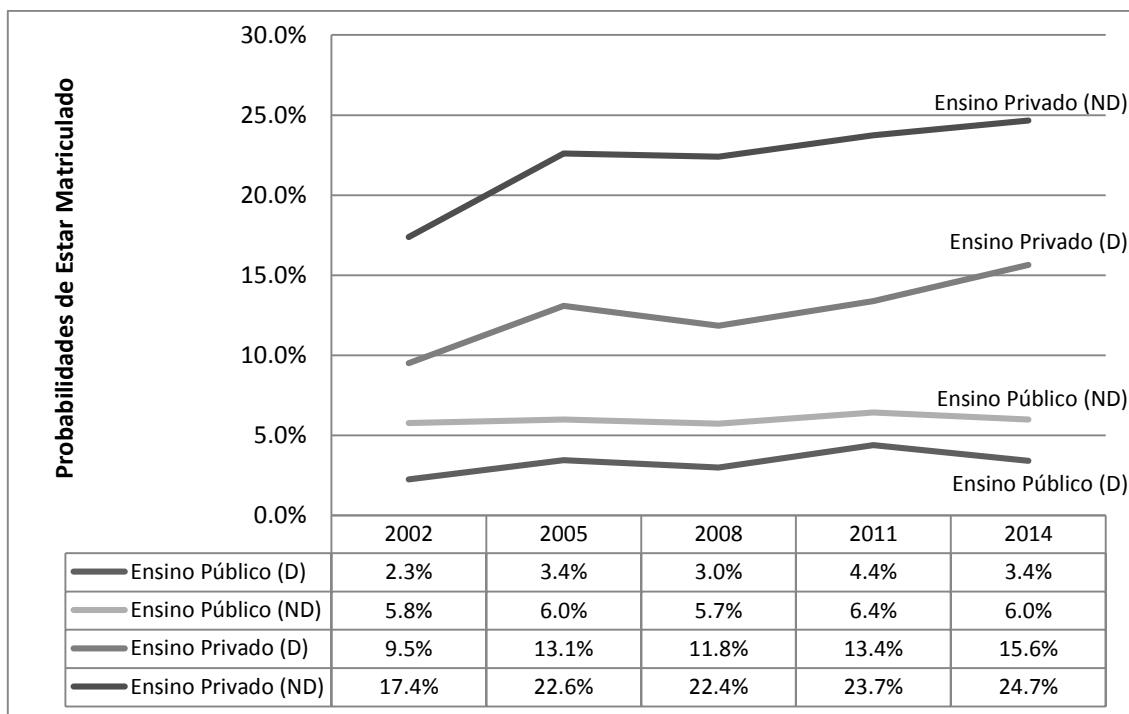


Figura 11C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 6, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 12C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 6, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

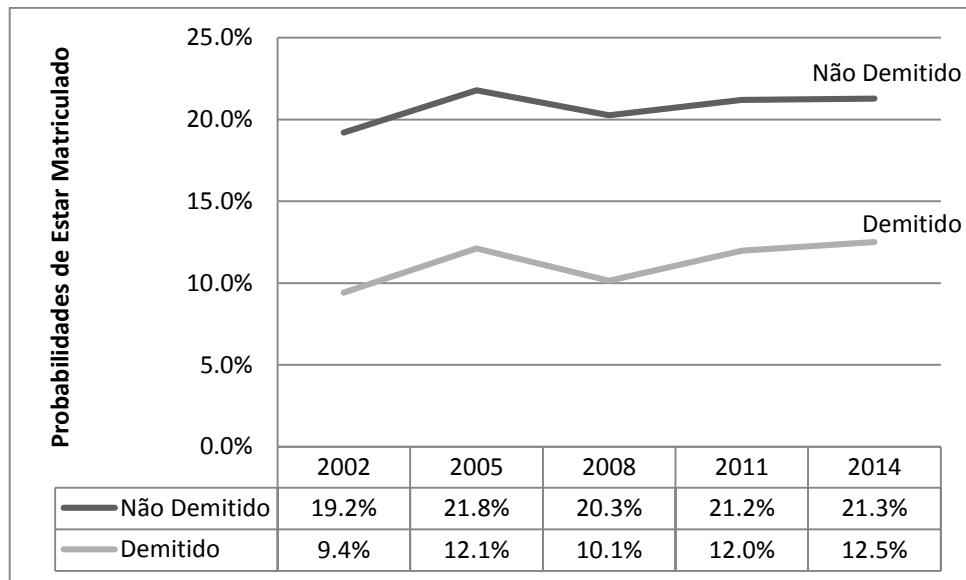
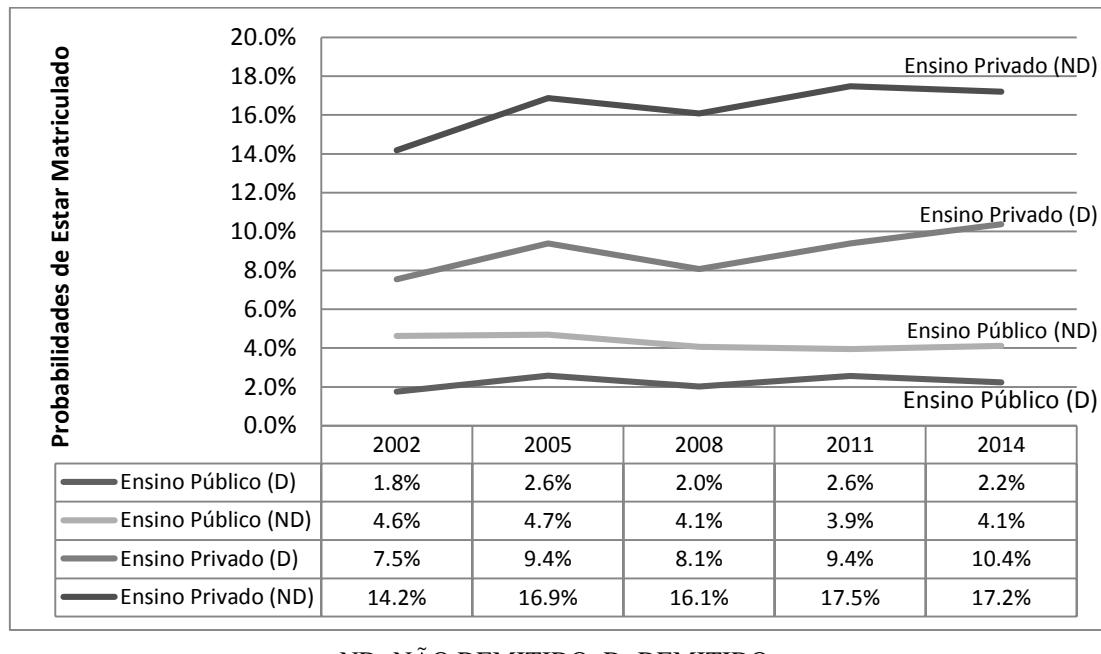


Figura 13C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 7, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 14C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 7, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.

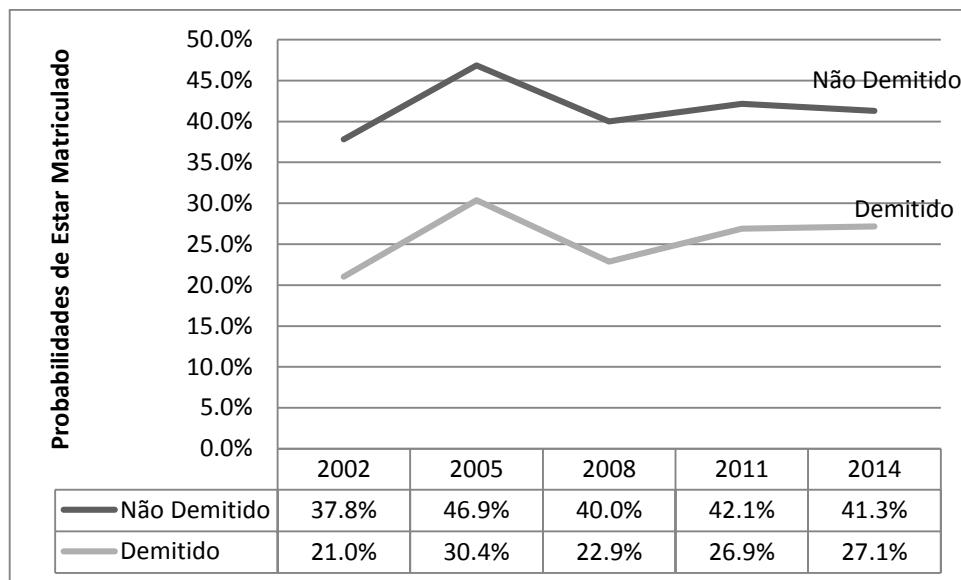
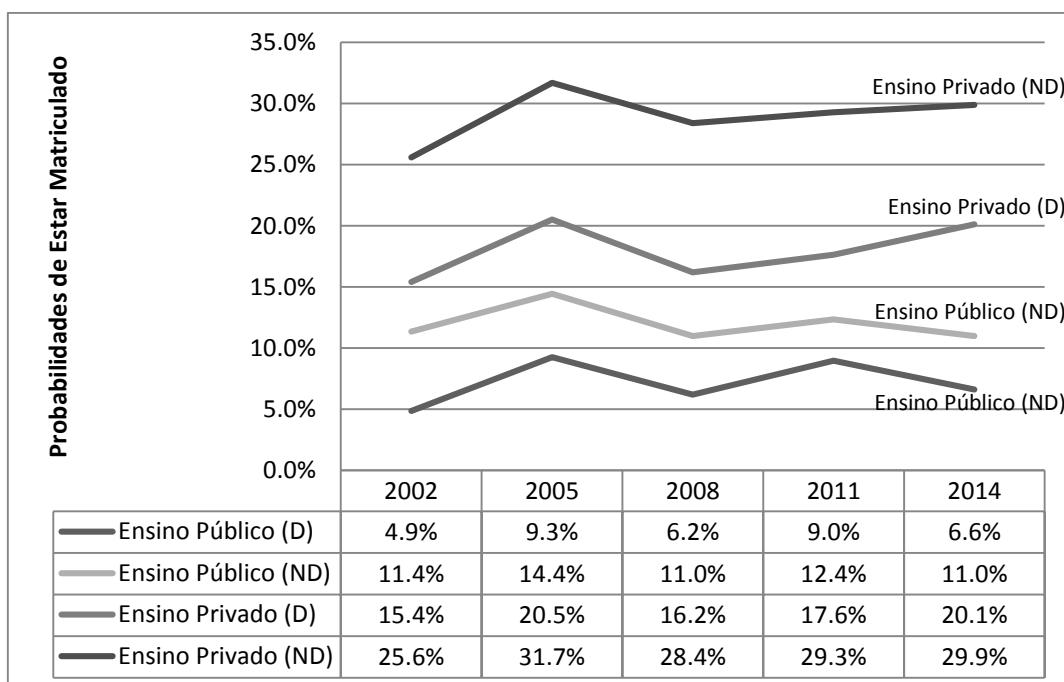


Figura 15C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior para o Cenário 8, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.



ND=NÃO DEMITIDO; D=DEMITIDO.

Figura 16C - Probabilidade de estar matriculado no ensino superior público e privado para o Cenário 8, segundo o critério demissão ou não do chefe de família, nos anos de 2002, 2005, 2008, 2011 e 2014.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados das PNAD 2002-2014.