

OS EFEITOS DA DEMISSÃO DO CHEFE DE FAMÍLIA SOBRE O ACESSO DOS SEUS DEPENDENTES AO ENSINO SUPERIOR¹

Luan de Oliveira Queiroz²

Francisco Carlos da Cunha Cassuce³

Jader Fernandes Cirino⁴

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. Neste sentido, o objetivo deste trabalho é verificar 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 Probit com o intuito de identificar se a demissão do chefe de família e outras variáveis de *family background* afetam as chances de os jovens ingressarem na universidade. Constatou-se que a demissão da pessoa de referência reduz significativamente as chances de acesso de seu dependente ao ensino superior. Os resultados indicaram que o efeito da demissão sobre o ingresso do jovem no ensino superior é maior para indivíduos com idade entre 16 e 20 anos.

Palavra-chave: demissão do chefe de família; investimento em educação; *family background*; ensino superior.

THE EFFECTS OF THE DISMISSAL OF THE HEAD OF FAMILY OVER THE DEPENDANTS' ACCESS TO HIGHER EDUCATION

The youngsters' process of decision-making about the access to higher education can define their course towards the economic ascension and professional success. In this sense, the objective of this research was to verify if the dismissal of the family's reference person influences the probability of access to higher education of the offspring. In this regard, a Probit model was used in a way to verify if the dismissal of the head of the family and other variables related to the family's background affect the youngsters' chances of accessing college. Results showed that the dismissal of the reference person reduced significantly the chances of the dependents access higher education. Furthermore, results indicated that the effect of the dismissal over the chances of the youngsters enter college was higher for individuals aged among 16 and 20 years.

Keywords: parental layoff; investments in education; family background; higher education.

1. Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Tecnológico (CNPq) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pelo financiamento do estudo.

2. Mestre em economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor assistente dos Departamentos de Administração e Engenharia Civil da Faculdade de Tecnologia Alto Médio São Francisco (FAC/Funam). *E-mail:* <luanoliveira.funam@funorte.edu.br>.

3. Doutor em economia aplicada pela UFV. Professor-associado do Departamento de Economia da UFV. *E-mail:* <francisco.cassuce@ufv.br>.

4. Mestre e doutor em economia aplicada pela UFV. Professor-associado I do Departamento de Economia da UFV. *E-mail:* <jader.cirino@ufv.br>.

LOS EFECTOS DEL DESEMPLEO DEL JEFE DE FAMILIA SOBRE EL ACCESO A LA UNIVERSIDAD DE LAS PERSONAS A SU CARGO

El proceso de toma de decisión en los jóvenes sobre el acceso a la universidad puede definir el curso sobre el ascenso económico y éxito profesional. En este sentido el objetivo de esta investigación fue verificar si el desempleo de una figura de referencia familiar influencia en la probabilidad de tener acceso a la universidad por parte de los hijos. De esta manera, se utilizó un modelo Probit para verificar si este desempleo u otras variables relacionadas al contexto familiar tienen influencia en las posibilidades de acceso a la educación superior. Los resultados arrojaron que efectivamente el despido del jefe de familia reducen significativamente las probabilidades de tener acceso a la universidad. Además, los resultados indicaron que el efecto era mucho mayor para individuos entre los 16 y los 20 años de edad.

Palabras clave: desempleo del jefe de hogar; inversión en educación; *family background*; educación superior.

LES EFFETS DE DÉMISSION DU CHEF DE FAMILLE SUR L'ACCÈS DE LEUR DÉPENDENT DE L'ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR

Le processus de prise de décision des jeunes dans l'accès à l'enseignement supérieur peut définir son chemin vers l'ascension économique et la réussite professionnelle. En ce sens, l'objectif de cette recherche était de démontrer que le licenciement de la personne de référence dans la famille influe sur la probabilité de leur charge s'inscrire dans l'enseignement supérieur. Pour cela, nous avons utilisé le modèle Probit afin de déterminer si le démission de la personne qui prend en charge la famille et d'autres variables liées au contexte familial affectent les chances des jeunes accéder à l'université. Il a été constaté que le licenciement de la personne de référence réduit considérablement les chances d'accès à votre charge à l'enseignement supérieur. Les résultats indiquent que l'effet de la démission sur l'accès des jeunes à l'enseignement supérieur est plus élevé pour les personnes âgées entre 16 et 20 ans.

Mots-clés: la démission de la personne qui prend en charge la famille; l'investissement dans l'éducation; *family background*; l'enseignement supérieur.

JEL: I21; I23; I24; J24.

1 INTRODUÇÃO

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 e Ost, 2014).

Porém, para esses modelos, a hipótese menos realística seria a de mercado de capitais perfeito, não havendo, portanto, restrições de créditos. O que se observa é 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 e Tomes, 1986; Wigger e Weizsäcker, 2001; Pan e Ost, 2014).

Como a realidade é mais complexa do que as teorias, a busca por modelos mais adequados 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 e Tomes, 1986; Lam e Schoeni, 1993; Ferreira e Veloso, 2003; Checci, 2006). Contudo, poucos estudos se preocuparam em diagnosticar o impacto que a demissão dos pais provocaria 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 e Shioji, 2001; Bratberg, Nielsen e Vaage, 2007; Oreopoulos, Page e Stevens, 2008; Pan e 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 poderia 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 e Shioji, 2001; Bratberg, Nielsen e Vaage, 2007; Oreopoulos, Page e Stevens, 2008; Pan e Ost, 2014).

Fernandez e Shioji (2001) estão entre os primeiros autores que buscaram compreender a relação entre desemprego e acesso ao ensino universitário. 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 de que o desemprego afetou negativamente a matrícula no ensino universitário, por meio de dois efeitos: *i*) efeito investimento, dado pela

alteração da taxa de retorno à educação; e *ii*) 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 em um 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. 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 (p.p.) a probabilidade de os 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 Pessôa (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.

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 demanda por ensino superior. Isto é, há necessidade de reintroduzir, na agenda de pesquisa sobre educação, questões relacionadas ao ambiente familiar – por exemplo, o *status* ocupacional (estar empregado ou não) afetando as decisões educacionais dos filhos – e que avancem na perspectiva da teoria do *family background* (Fernandez e Shioji, 2001; Blanden e Machin, 2008; Regan, Oaxaca e Burghardt, 2007; Björklund e Salvanes, 2010).

Além disso, considerando as transformações relacionadas ao aumento de instituições e vagas no ensino superior público e os avanços nos programas de financiamento voltados para o acesso ao ensino universitário privado, seria interessante desenvolver a análise proposta considerando dois instantes no tempo. Dessa forma, a análise foi desenvolvida para os anos de 2002 e 2014, possibilitando

uma avaliação estática comparativa, considerando a contextualização no que se refere às condições de acesso.

Essas pesquisas 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.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 O modelo de demanda de investimento em capital humano

Entender os possíveis fatores que influenciam os indivíduos na sua decisão de investir em educação é importante para elucidar o tema proposto neste trabalho. Checchi (2006), a partir da teoria de tomada de decisão de investimento em capital humano, apresenta um modelo de demanda por educação. O autor define os principais determinantes que afetam a demanda por educação (S_{it}^*) na equação (1):

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

em que $i = 1, 2, 3, \dots, n$ representa os indivíduos; $j = t, t + 1$ refere-se a qual fase da vida está o indivíduo, respectivamente, quando o indivíduo estaria tomando suas decisões sobre investir em educação (t) e quando esta decisão já teria sido tomada ($t + 1$). O termo A_i representa um conjunto de variáveis não observáveis referente aos indivíduos, como as habilidades cognitivas (maior facilidade de aprendizado) e a renda da família; H_{it} é a quantidade inicial de capital humano; β_{t+1} / β_t é a razão entre o retorno do capital no período ($t + 1$) e no período (t), ou seja, a produtividade marginal do trabalho em cada período; ρ é a taxa de desconto (taxa de juros de mercado); γ_t é a representação dos custos diretos relacionados à educação; e E_{it} é o volume de recursos gastos pelo governo. Checchi (2006) admite que todos esses argumentos seriam substitutos imperfeitos na demanda por educação.

Indivíduos com maiores habilidades cognitivas deparar-se-iam com menores barreiras no processo de ensino-aprendizagem, o que os levariam a demandar mais anos de estudo. O mesmo pode ser dito da renda familiar; famílias com maiores rendas apresentariam custos da educação relativamente menores do que famílias de menor renda. Sendo assim, pode-se afirmar que o componente A_i afetaria positivamente a demanda por educação dos indivíduos.

Em relação à razão das produtividades marginais do trabalho (β_{t+1} / β_t), os investimentos em anos adicionais de estudo seriam realizados caso a educação adquirida nesses anos fosse capaz de elevar os retornos provenientes do trabalho, ou seja, a demanda por educação elevar-se-ia à medida que a razão de produtividades se elevasse.

Outro fator interessante para explicar a demanda por educação é a quantidade de capital humano (H_{it}). Assim como outra modalidade de capital, os retornos do capital humano aumentariam inicialmente a taxas ascendentes, passando por uma fase de crescimento a taxas decrescentes e, finalmente, acréscimos no capital humano trariam retornos financeiros negativos e, por conseguinte, reduções na demanda por educação a partir de um determinado nível de H_{it} .

A taxa de desconto de mercado (ρ) é outra variável capaz de afetar a demanda por educação. Com o objetivo de trazer os ganhos futuros para o valor presente, taxas de desconto mais elevadas implicam, ao longo do tempo, maiores custos com empréstimos e financiamentos e, conseqüentemente, menor retorno nos rendimentos provenientes dos investimentos em educação; portanto, o resultado é uma demanda menor por educação (Checchi, 2006).

Os custos diretos e os gastos governamentais relacionados à educação também afetam a demanda. Se o custo dos materiais didáticos, das mensalidades e dos acessórios diminui, ou se o investimento do governo em melhores condições de ensino eleva-se na forma de maior alcance e barateamento do financiamento da educação, isso alteraria as análises de viabilidade da demanda por anos adicionais de estudo e os indivíduos teriam de rever suas decisões, podendo induzir a aumentos na demanda por educação (Cassuce e 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: 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 mercado de crédito perfeito. As políticas educacionais vigentes direcionam suas ações para o acesso de famílias mais pobres ao ensino superior. O fato de o governo direcionar suas ações para essas famílias indicaria a assimetria no mercado de capitais e de crédito. Ou seja, 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.

Como o indivíduo fará suas escolhas em adquirir educação com base na análise de custo/benefício do investimento em capital humano, considerando a taxa de retorno desse mesmo capital, desde que não haja restrições de crédito, a perda do emprego da pessoa de referência na família provocaria modificações das condições que determinariam a relação custo/benefício dos investimentos em educação.

É importante deixar claro que essa influência é maior quando se trata da tomada de decisão de investir no ensino superior. Nesse nível educacional, os jovens já teriam idade para trabalhar e poderiam decidir por ajudar nas contas da família. Além disso, no caso brasileiro, a educação básica é totalmente coberta pelo estado, o que já não ocorre no nível superior de ensino (Cassuce e Cassuce, 2012). Esse efeito é denominado “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 influenciam a decisão do jovem em demandar educação.

2.2 A teoria do *family background*

Os modelos de investimento em capital humano, ao se basearem 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 e Tomes, 1986; Sjögren, 2000; Goldin, 2014). Dessa forma, recorre-se à teoria do *family background* para explicar melhor essa relação, preenchendo uma lacuna deixada pela teoria do capital humano.

A origem familiar fornece alguns tipos de vantagens para certas crianças, como maior capacidade econômica dos pais, maior investimento na educação primária, aspectos culturais, características genéticas mais favoráveis, o nível de instrução dos pais, principalmente da mãe, o tamanho da família, o *status* ocupacional dos pais e a classe social (Fernandez e Shioji, 2001; Regan, Oaxaca e Burghardt, 2007).

Segundo Buchmann e Hannum (2010), a escolaridade dos pais seria fundamental na determinação da escolaridade dos seus dependentes. Esse efeito intergeracional explica-se pelo fato de os pais com maior nível educacional entenderem, na média, a importância dos investimentos em educação, além,

é claro, de terem maior condição na orientação dos filhos. O número de dependentes na família também afetaria a demanda por educação dos filhos. Com a elevação do número de filhos, os recursos familiares, assim como a atenção dos pais, seriam diluídos entre os dependentes.

Arias, Yamada e Tejerina (2002) e Rumberger (2010) são taxativos ao afirmar que a origem familiar estaria fortemente relacionada à probabilidade de os dependentes terminarem a universidade. Os autores também verificam que filhos de pais com maiores níveis educacionais teriam menores dificuldades na escola, o que acabaria reduzindo seus esforços e favorecendo o aumento na demanda por educação desses dependentes.

Wolff (2006) mostra que a origem familiar transmite seus efeitos para a renda futura dos dependentes por meio de três mecanismos. Inicialmente, pelo efeito dos pares, em que estudantes de classes sociais elevadas estudariam com indivíduos semelhantes, beneficiando-se de externalidades positivas, como informações e acesso a melhores empregos. O segundo mecanismo seria mais direto, personificado pela renda familiar; quanto maior a renda familiar, menores os custos proporcionais da educação e, conseqüentemente, maior a demanda por anos de ensino. Para finalizar, a origem familiar seria capaz de perpetuar a manutenção de classes por meio da herança cognitiva; pais de nível educacional mais elevado teriam compreensão mais apurada sobre a importância da formação acadêmica, induzindo, assim, de maneira mais efetiva, os seus filhos ao ato de estudar. Considerando que há uma correlação positiva entre educação e rendimento proveniente do trabalho, esses descendentes manteriam os melhores empregos e os maiores salários.

Diante do exposto, pode-se relacionar a perda do emprego do responsável da família com a demanda por anos de estudo de seus dependentes. A demissão do chefe de família provocaria a redução na renda familiar. Considerando que a demanda por ensino, mais especificamente o ensino superior, e os ganhos dos filhos estão atrelados à renda dos pais, a queda da renda pela ocorrência da demissão implicaria queda nos gastos privados (dos pais) com os filhos, que, por sua vez, implicaria queda na demanda dos filhos por mais educação. Esse efeito tende a ser maior quanto menor a renda das famílias.

Um segundo fenômeno pode ser chamado de “efeito demissão”. Este efeito está relacionado com as variáveis de dotação, generosidade, sorte e estrutura organizacional do ambiente familiar (Becker e Tomes, 1986). A perda do emprego pelo chefe de família impõe sobre a casa alterações do estado de humor dos integrantes da família, aumento do estresse, 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 (Sjögren, 2000; Ferreira e Veloso, 2003; Coelli, 2011).

Portanto, a perda do emprego da pessoa de referência da família afetaria o acesso ao ensino e, mais especificamente, ao ensino superior de seus dependentes, potencializando a desigualdade educacional da geração presente e a desigualdade de renda entre as gerações futuras.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

As informações utilizadas neste estudo provêm da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2002 e de 2014, que são levantamentos realizados anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (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 neles residentes, de onde se obterá informações sobre os rendimentos e as variáveis de caracterização socioeconômicas (Cirino, 2008; IBGE, 2011).

A amostra⁵ 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. Além disso, foram definidos dois grupos de jovens: um grupo formado com jovens entre 16 e 20 anos de idade e outro por jovens entre 21 e 24 anos, também similar ao que foi feito no trabalho desses autores.

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 refere-se 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, parente ou agregado, na tentativa de garantir que sua manutenção/sobrevivência estaria vinculada ao ambiente da família e à condição econômica dos responsáveis,

5. As amostras em 2002 e em 2014 são compostas por, respectivamente, 12.653 e 14.505 observações.

haja vista que o objetivo do estudo é relacionar o acesso ao ensino superior e à 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 cinquenta salários mínimos. Esse corte deve-se 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.

A última ressalva refere-se à variável escolaridade do chefe de família. Este estudo baseou 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 mobilização 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: *i*) chefes de famílias que apresentam pelo menos o primário (quatro a sete anos de estudo); *ii*) chefes de famílias que apresentam pelo menos o ensino fundamental completo (oito a dez anos de estudo); *iii*) chefes de famílias que apresentam pelo menos o ensino médio completo (onze anos de estudo); e *iv*) chefes de famílias que alcançaram o ensino superior (mais de onze anos de estudo). No quadro 1 tem-se a descrição das variáveis utilizadas para a construção do modelo.

QUADRO 1
Descrição das variáveis selecionadas

Variáveis do modelo	Variáveis originárias ou selecionadas da Pnad	Descrição
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, mame-luca 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 cujas condições na família são de pensionistas, empregadas domésticas ou parentes 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).

3.1 Estimação

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 seu dependente estar ou não matriculado no ensino superior. Como a variável explicada ou de resposta é dicotômica, recorre-se aos modelos de escolha qualitativa. Neste estudo, o modelo adotado é baseado no

modelo de Pan e Ost (2014). A distribuição normal acumulada padronizada que serve de base para o modelo Probit é apresentada na equação (2).

$$P_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\left(\begin{array}{l} \beta_0 + \beta_1 Demischefe_{1i} + \beta_2 Demischefe_{2i} + \\ \beta_3 EscChefe_{1i} + \beta_4 EscChefe_{2i} + \beta_5 EscChefe_{3i} + \\ \beta_6 EscChefe_{4i} + \beta_7 IdaChefe_i + \beta_8 CorChefe_i + \\ \beta_9 SexoChefe_{1i} + \beta_{10} Cor_{1i} + \beta_{11} Sexo_{1i} + \\ \beta_{12} RendFam_i + \beta_{13} Urb_i + \beta_{14} N^{\#}Dep_i + \\ \beta_{15} SE_i + \beta_{16} SUL_i + \beta_{17} CO_i + \beta_{18} NE_i + \varepsilon_i \end{array} \right)} e^{-s^2/2} ds, \quad (2)$$

em que β_i ($i = 1, 2, \dots, n$) são os parâmetros estimados para a função de probabilidade normal acumulada; P_i , neste caso, é a probabilidade de o indivíduo 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 20 anos, assumindo o valor um se a demissão ocorreu e zero, 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 um se a demissão ocorreu e zero, 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 ($k=1$), quatro a sete ($k=2$), oito a dez ($k=3$) e onze ou mais anos de estudo ($k=4$); $IdaChefe_i$ representa a idade do chefe de família; $CorChefe_i$ é uma *dummy* que representa a cor do chefe de família, assumindo o valor um para os indivíduos não brancos e valor zero para indivíduos brancos; $SexoChefe_{1i}$ é uma variável *dummy* que indica o sexo da pessoa de referência dependente, assumindo o valor um para o chefe de família do sexo masculino e zero se for do sexo feminino; Cor_i é uma variável binária que indica a cor do dependente, assumindo o valor um para os dependentes não brancos e zero, caso contrário; $Sexo_{1i}$ é uma variável *dummy* que indica o sexo do dependente, assumindo o valor um para o dependente do sexo masculino e zero 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 um para o trabalhador na cidade e zero se estiver localizado na zona rural; $N^{\#}Dep_i$ 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 em que se encontra o dependente, respectivamente, as regiões Sudeste, Sul, Centro-Oeste e Nordeste, sendo 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 de o dependente ingressar no ensino superior seja negativo, uma vez que se acredita na hipótese de que a redução permanente da renda familiar, 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.

Como os coeficientes para modelos de escolha binária não possuem significado econômico relevante, visto 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, já que essas informações são as mais importantes para o estudo (Cirino, 2008).

Como neste estudo a maioria das variáveis explicativas possui caráter qualitativo, o cálculo dos efeitos marginais, sempre que se tratar desse tipo de variável, é apresentado na equação (3). Por exemplo, se o objetivo é calcular o efeito marginal da demissão do chefe de família quando o jovem possui entre 16 e 20 anos ($Demischefe_1$), cuja variável tem valor um se ocorre a demissão e zero caso contrário, pode-se escrever seu efeito marginal da seguinte forma:

$$E_{mg(Demischefe_1)} = F(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 Demischefe_2 + \dots + \beta_K X_K / Demischefe_1=1) - F(\beta_0 + \beta_2 Demischefe_2 + \dots + \beta_K X_K / Demischefe_1=0), \quad (3)$$

em que $F(.)$ representa a função de probabilidade normal 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 $Demischefe_1$ sobre a probabilidade de se estar matriculado é positivo ou negativo (Cirino, 2008).

Com a estimação do modelo, pode-se então associar os efeitos da renda e da origem familiar com os investimentos em educação. Porém, a variável demissão da pessoa de referência pode estar relacionada com o termo de erro e com outras variáveis não incluídas no modelo, mas que também determinam a probabilidade de ingresso, o que tornaria a estimativa enviesada. Assim sendo, tirar quaisquer conclusões da estimação pode ser precipitado.

Considerando as observações de Altonji, Elder e Taber (2005) de que, em se tratando da área de educação, não haveria instrumentos adequados para eliminar eficientemente o viés, os autores propõem uma metodologia capaz de estimar esse viés, assumindo que “a seleção nas variáveis observáveis tem o mesmo efeito que a seleção nas variáveis não observáveis”. Conforme Sampaio *et al.* (2011), essa pressuposição é equivalente a:

$$\frac{Cov(\varepsilon, D)}{Var(\varepsilon)} = \frac{Cov(\beta X, D)}{Var(\beta X)}, \quad (4)$$

em que D é a variável *dummy* de interesse; X é um vetor de atributos observáveis, representados na equação (2) pelas variáveis explicativas do modelo; e ε é o termo de erro da regressão possivelmente correlacionado com a *dummy* de interesse. Dessa forma, o viés advindo da estimação da regressão de interesse pode ser calculado da seguinte forma:

$$\frac{Cov(\varepsilon, \tilde{D})}{Var(\tilde{D})} = \frac{Cov(\varepsilon, D)}{Var(\tilde{D})} \quad (5)$$

$$\frac{Cov(\varepsilon, \tilde{D})}{Var(\tilde{D})} = \frac{Cov(\beta X, D)}{Var(\beta X)} \frac{Var(\varepsilon)}{Var(\tilde{D})},$$

em que a primeira igualdade deriva da ortogonalidade de X (vetor de atributos observáveis) e ε (termo de erro da regressão).

Para garantir que a estimação de fato obedeça a propriedades estatísticas consistentes, foram considerados, ainda, os seguintes testes: o teste de Wald, a tabela de classificação e a curva ROC (*receiver operating characteristic*). O teste de Wald é utilizado para identificar a significância global do modelo; em outras palavras, se o conjunto das relações apontadas na teoria materializa-se na prática. Segundo Fávero *et al.* (2014), a tabela de classificação avalia a capacidade dos modelos Probit de acertar a variável dependente, enquanto “a curva ROC é utilizada para verificar a capacidade dos modelos Probit de discriminar a variável dependente”.

4 RESULTADOS

4.1 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 zero, ou seja, que não houve efeitos de interações entre esses estimadores.

Os valores calculados estão na tabela 1. 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 zero, e, portanto, que a relação estudada é estatisticamente significativa.

TABELA 1
Teste de Wald para verificar a significância global dos modelos Probit para os anos de 2002 e 2014

Ano	Teste para significância global do modelo	
	Teste de Wald	
	Valor calculado	Prob. > Chi ²
2002	2.106,06	0,0000
2014	1.878,02	0,0000

Fonte: Pnads de 2002 e de 2014.
Elaboração dos autores.

A tabela 2 apresenta a capacidade de acertos do modelo estimado. Esses dados conduziram a uma média de acerto total de aproximadamente 79% em 2002 e 73% em 2014. Modelos com boa capacidade preditiva apresentam, em média, 60% a 65% de acertos totais (Cameron e Trivedi, 2010; Fávero *et al.*, 2014), ou seja, o modelo calculado neste trabalho tem boa capacidade de previsão.

TABELA 2
Medidas de sensibilidade, especificidade e de percentual de acertos dos modelos Probit para os anos de 2002 e 2014
(Em %)

Classificação	Tabela de classificação	
	Modelo/ano	
	2002	2014
<i>Sensitivity Pr (+ /D)</i>	49,43	46,64
<i>Specificity Pr (-/-D)</i>	92,35	87,92
<i>Positive predictive value Pr (D/ +)</i>	74,61	69,33
<i>Negative predictive value Pr (-D/-)</i>	80,06	73,78
<i>Correctly classified</i>	78,93	72,68

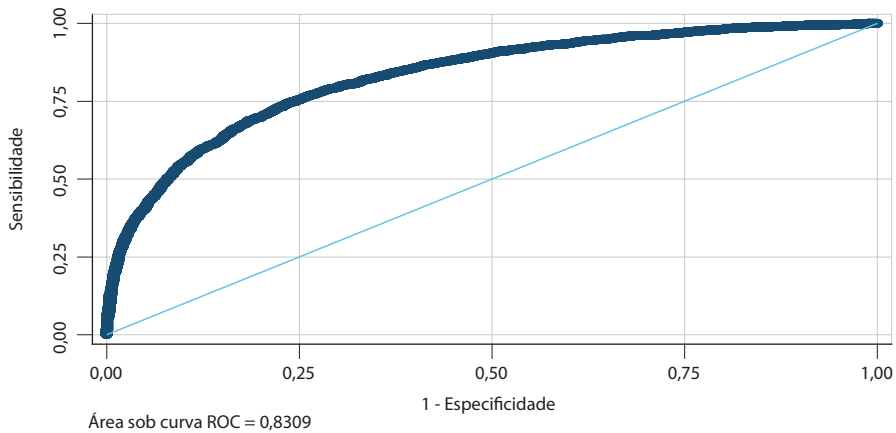
Fonte Pnads de 2002 e de 2014.
Elaboração dos autores.

Outra forma de avaliar o ajuste do modelo é verificar a curva ROC. Essas curvas mostram de forma eficiente a relação entre especificidade e sensibilidade (Fávero *et al.*, 2014). Um modo de avaliá-las é observando o valor correspondente à área abaixo da curva: quanto mais próximo de um, mais bem ajustado é o modelo.

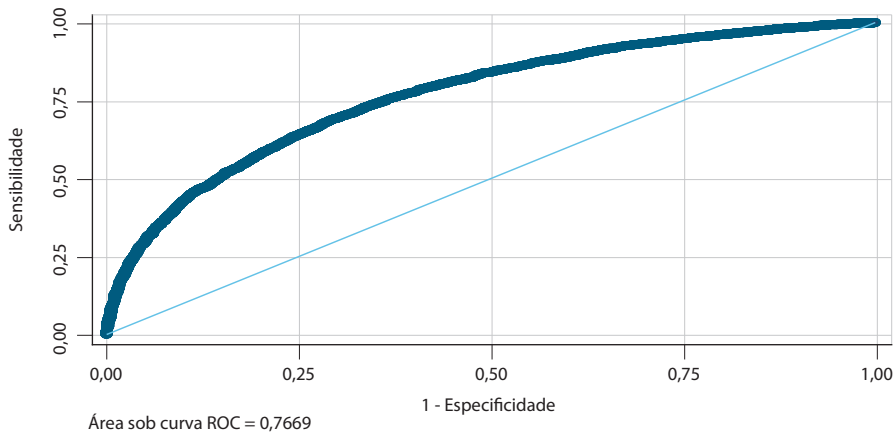
GRÁFICO 1

Curva ROC dos modelos Probit para os anos de 2002 e 2014

1A – 2002



1B – 2014



Fonte: Pnads de 2002 e de 2014.
Elaboração dos autores.

Segundo Fávero *et al.* (2014), modelos cuja área alcança valores acima de 0,8 apresentam excelente poder discriminatório; o modelo que estaria dentro dessa excelência seria o de 2002, cujo valor é 0,8309 (gráfico 1). Para o caso em que o modelo apresenta área acima de 0,70, o poder discriminatório é considerado satisfatório, ou seja, o modelo tem boa capacidade preditiva; o modelo que estaria dentro dessa categoria seria o modelo estimado para 2014 com área de 0,7669. Deste modo, todos os modelos calculados apresentam no mínimo boa predição tanto para a sensibilidade quanto para a especificidade.

4.2 Análise da probabilidade de ingressar no ensino superior no Brasil

Considerando o bom ajustamento dos modelos estimados, passa-se à discussão dos resultados. Na tabela 3 são apresentados os efeitos marginais de cada variável explicativa para o indivíduo no ponto médio. Foram geradas quatro equações distintas.

Na coluna (1) foram incluídas apenas as *dummies* que representam a demissão do chefe de família. Ao observar efeitos marginais (*EMg*) negativos e estatisticamente significativos, percebe-se que há uma correlação negativa com a chance de ingressar no ensino superior por parte dos dependentes, ou seja, quando a pessoa de referência da família não é demitida as chances de acesso de seus dependentes ao estudo universitário são maiores do que quando o responsável depara-se com a situação de desemprego.

Esses resultados deixam claro que a perda do emprego e, conseqüentemente, a queda de renda implicariam, para essas famílias, aumento significativo dos custos relativos à educação, dificultando, assim, o financiamento da educação superior para os seus dependentes, além de poder perturbar a convivência familiar, gerando pontos de estresse e nervosismo no momento da decisão (Fernandez e Shioji, 2001; Oreopoulos, Page e Stevens, 2008; Coelli, 2011; Pan e Ost, 2014). Diante desse quadro, as alternativas para os jovens seriam ajudar a família financeiramente, entrando no mercado de trabalho, ou dispor do acesso à educação superior via empréstimos financeiros.

Na coluna (2) acrescentaram-se variáveis que indicam características individuais e demográficas dos jovens, como a cor, o sexo e a localização da residência. Em relação aos *EMg* gerados para as variáveis demissão do chefe de família, não se observam alterações significativas, considerando os dois anos da análise. O *EMg* significativo para a variável cor indica uma correlação negativa com as chances de ingresso no ensino superior. 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.

Segundo Matos e Machado (2006), os chefes de família não brancos entram no mercado de trabalho mais cedo que os chefes de família brancos, abandonando os estudos e ocupando postos de trabalhos com salários mais baixos, o que dá margem a uma situação econômica, na média, menos estável se comparada com a condição dos chefes de família brancos. Ao entender que a cor branca estaria correlacionada com famílias de maior renda, tem-se que o impacto dessa renda mais elevada resultaria em maiores chances para esses jovens de origem familiar branca terem acesso ao ensino superior.

Verifica-se, também, que a probabilidade de o jovem estar matriculado no ensino superior estaria diretamente relacionada ao fato de o dependente ser do sexo feminino. Para Rosemberg (1983) e Queiroz (2001), 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.

Ao considerar o quesito localização da residência, percebe-se que a probabilidade de o dependente estar matriculado no ensino superior associa-se negativamente quando ele mora na zona rural. Isso pode acontecer 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 às universidades, proporcionando, dessa forma, maior facilidade de estar matriculado no ensino superior (Martine, 1992; Lima, 1995; Alves, Silva e Marra, 2011).

TABELA 3
Efeitos marginais a partir do modelo Probit para os anos de 2002 e 2014

Variáveis	Ano = 2002				Ano = 2014			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Demissão do chefe de família entre 16 e 20 anos	-0,137*** (0,024)	-0,137*** (0,023)	-0,095*** (0,028)	-0,092*** (0,029)	-0,144*** (0,027)	-0,139*** (0,029)	-0,086* (0,033)	-0,084* (0,033)
Demissão do chefe de família entre 21 e 24 anos	-0,106*** (0,025)	-0,099*** (0,025)	-0,069 (0,028)	-0,070 (0,028)	-0,104*** (0,032)	-0,094** (0,033)	-0,048 (0,036)	-0,046 (0,036)
Não brancos	- -	-0,191*** (0,009)	-0,071*** (0,013)	-0,082*** (0,013)	- -	-0,169*** (0,009)	-0,061*** (0,011)	-0,071*** (0,011)
Urbano	- -	0,162*** (0,016)	0,048 (0,023)	0,063** (0,022)	- -	0,163*** (0,015)	0,078*** (0,018)	0,090*** (0,018)
Sexo	- -	-0,097*** (0,009)	-0,131*** (0,010)	-0,130*** (0,010)	- -	-0,130*** (0,009)	-0,167*** (0,009)	-0,167*** (0,009)
Renda familiar	- -	- -	0,0001*** (0,000)	0,0001*** (0,000)	- -	- -	0,00003*** (0,000)	0,00003*** (0,000)
Número de dependentes	- -	- -	-0,045*** (0,005)	-0,046*** (0,005)	- -	- -	-0,050*** (0,004)	-0,051*** (0,004)
Sexo do chefe de família	- -	- -	0,004 (0,011)	0,005 (0,012)	- -	- -	0,055*** (0,010)	0,058*** (0,010)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Ano = 2002				Ano = 2014			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Chefe de família não branco	-	-	-0,052***	-0,061***	-	-	-0,056***	-0,068***
	-	-	(0,013)	(0,013)	-	-	(0,011)	(0,012)
Idade do chefe de família	-	-	0,001	0,001	-	-	0,005***	0,005***
	-	-	(0,001)	(0,001)	-	-	(0,0005)	(0,0005)
Chefe de família com quatro a sete anos de estudo	-	-	0,068*	0,081**	-	-	0,053	0,072**
	-	-	(0,026)	(0,027)	-	-	(0,023)	(0,024)
Chefe de família com oito a dez anos de estudo	-	-	0,124***	0,131***	-	-	0,134***	0,151***
	-	-	(0,028)	(0,028)	-	-	(0,023)	(0,024)
Chefe de família com onze anos de estudo	-	-	0,239***	0,242***	-	-	0,251***	0,263***
	-	-	(0,028)	(0,029)	-	-	(0,022)	(0,022)
Chefe de família com mais de onze anos de estudo	-	-	0,454***	0,455***	-	-	0,415***	0,425***
	-	-	(0,029)	(0,029)	-	-	(0,022)	(0,022)
Sudeste	-	-	-	-0,086***	-	-	-	-0,067***
	-	-	-	(0,018)	-	-	-	(0,015)
Sul	-	-	-	-0,024	-	-	-	-0,046*
	-	-	-	(0,019)	-	-	-	(0,017)
Centro-Oeste	-	-	-	0,018	-	-	-	0,036
	-	-	-	(0,022)	-	-	-	(0,018)
Nordeste	-	-	-	0,008	-	-	-	0,016
	-	-	-	(0,019)	-	-	-	(0,016)

Fonte: Pnads de 2002 e de 2014.

Obs.: 1. ***, ** e * = significativo a 1%, a 5% e a 10%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses.

Na coluna (3) adicionaram-se variáveis que indicam características socioeconômicas dos chefes de família que dizem respeito à renda familiar, ao número de dependentes, à cor, ao sexo, à idade e ao nível educacional do chefe de família. Novamente, considerando os respectivos erros-padrão, percebe-se que não haveria diferença significativa entre os dois modelos anteriores para os coeficientes estimados para a variável demissão do chefe de família quando o dependente apresenta entre 16 e 20 anos. Entretanto, o fato de a demissão do chefe de família ocorrer quando o dependente apresenta entre 21 e 24 anos deixa de estar correlacionado com suas chances de ingresso na universidade.

O *EMg* significativo da renda familiar mostra que existe uma associação positiva entre a renda familiar e a probabilidade de o dependente estar matriculado no ensino superior. Isso porque as famílias que apresentam maiores rendas (considerando a dependência entre gerações) têm também maior capacidade de investir na educação dos filhos (Fernandez e Shioji, 2001; Oreopoulos, Page e Stevens, 2008; Coelli, 2011; Pan e Ost, 2014).

Sobre o tamanho da família (número de dependentes), a probabilidade de o jovem estar matriculado no ensino superior aumenta quando o número de dependentes na casa diminui. Esse resultado explica-se no fato de que, em domicílios com mais de um dependente, poderia ocorrer uma “competição” pelos recursos que possibilitam o acesso ao ensino superior, principalmente para famílias de baixa renda. Desta forma, segundo Alves e Cavenaghi (2011), a preocupação em oferecer o mínimo de instrução aos filhos e o efeito do volume de gasto com educação, que cresce à medida que se eleva o número de dependentes, reduzem as chances daqueles dependentes que querem ingressar na universidade.

Nota-se, também, que a probabilidade de o jovem estar matriculado no ensino superior diminui quando o chefe de família é do sexo feminino. Esse fato mostra novamente a importância do *background* familiar nas decisões dos filhos em torno do acesso ao ensino universitário. O fato de, na média, as mulheres apresentarem menores rendas que os homens, implica o fato de que as famílias chefiadas por mulheres teriam menores chances de manter os filhos na universidade (Regan, Oaxaca e Burghardt, 2007; Björklund e Salvanes, 2010).

Por outro lado, ao observar a significância dos coeficientes das *dummies* de nível de educação dos chefes de família, a probabilidade de o dependente estar matriculado no ensino superior relaciona-se positivamente com maiores níveis educacionais do chefe de família. Responsáveis com níveis de instrução mais elevados são capazes de compreender a importância da permanência do dependente nos estudos, assim como de proceder com orientações mais ponderadas, quando for o caso. O fato é que a escolaridade do chefe de família apresentou retornos em termos de probabilidade de acesso extremamente elevados.

Além disso, 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 e Lam, 1993; Barros *et al.*, 2001; Ferreira e Veloso, 2003; Matos e 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.

Por último, a coluna (4) inclui *dummies* de região. Percebe-se que os *EMg* das variáveis referentes à demissão do chefe de família apresentam condições semelhantes aos observados na coluna (3). As variáveis de controle regionais indicam que as chances de os dependentes estarem matriculados no ensino superior são menores se esses jovens encontram-se na região Sudeste. Isto é previsível, pois a região Sudeste concentra uma grande porção das instituições de ensino superior público e privado, grande parte do investimento em educação, grande demanda por profissionais qualificados e especializados e uma grande quantidade de jovens em condição de acesso ao ensino superior (Sécca e Souza, 2009). Logo, a concorrência por vagas no Sudeste é bem maior do que nas outras regiões do país, o que influencia de forma negativa o acesso à educação universitária.

Antes de prosseguir com a análise, ressalta-se que, ao avaliar qualquer efeito da demissão sobre a probabilidade de ingresso no ensino superior, deve-se ter muita precaução nas considerações, pois existe o efeito das variáveis não observáveis e que afetam essa probabilidade, como a habilidade cognitiva dos jovens. Na tentativa de dar interpretação de causalidade entre a correlação da demissão com a probabilidade de acesso, foi utilizado o procedimento de Altonji, Elder e Taber (2005), para calcular o viés para os coeficientes das variáveis de demissão do chefe de família entre 16 e 20 anos e de demissão do chefe de família entre 21 e 24 anos. Os resultados encontrados foram de -0,023 em 2002 para a primeira variável, e -0,028 para a segunda variável; e de -0,042 em 2014 para a primeira variável, e -0,041 para a segunda variável. Com esses resultados é possível mostrar que a demissão do chefe de família tem efeito negativo e relativamente alto na probabilidade de o jovem acessar o ensino superior.

4.3 Os efeitos da demissão do chefe de família na probabilidade de ingressar no ensino superior

Partindo da comparação dos dois agrupamentos de jovens e tendo como base um cenário de referência, foi possível avaliar as probabilidades de acesso ao ensino superior ao longo dos dois anos analisados, e formar uma perspectiva de comparação de dois períodos bem diferentes. Ao longo desses doze anos, houve a implementação de políticas educacionais de acesso e ampliação da oferta de vagas no ensino superior, acrescentando mais uma variável no plano de decisão do indivíduo.

O indivíduo de referência (cenário referência) apresenta características que se posicionam na média da população ao longo dos dois anos. O indivíduo dependente médio seria definido por: jovem não branco; sexo masculino; mora na área urbana e na região Sudeste do país; tem como responsável um indivíduo que apresenta onze anos de estudo, 50 anos de idade, do sexo masculino e não branco,

que foi demitido quando o jovem tinha entre 16 e 20 anos; mora em um domicílio com dois dependentes; e tem renda familiar de R\$ 4.450,00, estimada em 2014.

Percebe-se que, no decorrer dos dois anos, houve um aumento sistemático nas chances de ingressar no ensino superior para as três situações descritas na tabela 4. Considerando o cenário de referência, por meio da tabela 4, é possível observar como a probabilidade de acesso ao ensino superior alterou-se no decorrer dos anos, assumindo que o indivíduo dependente médio tenha se deparado com a demissão de seu responsável com idades entre 16 e 20 e 21 e 24 anos.

TABELA 4

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 e de 2014 (Em %)

Categorias	Ano			
	2002		2014	
Não demitido	19,9		26,4	
	[IC 95%]		[IC 95%]	
	19,2	20,6	25,7	27,1
Demitido (21-24)	14,6		22,5	
	[IC 95%]		[IC 95%]	
	14,0	15,2	21,8	23,2
Demitido (16-20)	12,5		19,3	
	[IC 95%]		[IC 95%]	
	12,0	13,1	18,6	19,9

Fonte: Pnads de 2002 e de 2014.
Elaboração dos autores.

Ainda considerando a tabela 4, percebe-se que a probabilidade de o jovem ter acesso ao ensino superior quando o responsável é demitido cai consideravelmente para os jovens com idade entre 16 e 20 anos, se comparada 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 19,9%, e, em 2014, aumentou para 26,4%. Para a situação em que o responsável foi demitido e os dependentes possuíam entre 16 e 20 anos, as probabilidades de acesso ao estudo universitário são de 12,5% e 19,3%, respectivamente, para os anos de 2002 e 2014. Para a situação em que o responsável foi demitido e os dependentes apresentavam entre 21 e 24 anos, a probabilidade é de, respectivamente, 14,6% e 22,5% para os anos de 2002 e 2014.

O fato de os jovens entre 16 e 20 anos dependerem mais da renda familiar faria com que, nessa faixa etária, os efeitos da demissão do chefe de família fossem mais intensos.⁶ Esse resultado torna-se ainda mais importante quando se considera que, nessa faixa de idade, os indivíduos estão tomando suas decisões sobre demandar mais ou menos anos de educação. Em outras palavras, uma maior dificuldade de acesso nessa etapa da vida, proveniente da demissão da pessoa de referência familiar, poderia comprometer as escolhas desses jovens de forma severa.

Resultados semelhantes são encontrados por Pan e Ost (2014). Os autores também observam que, para os jovens de 21 a 24 anos de idade, a decisão em torno do acesso de mais educação ou exercer uma atividade econômica já teria sido feita. 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 se esperar que o efeito da demissão no processo de decisão desses jovens tenha menor impacto. Isso poderia ser indicado pela diferença das probabilidades ao longo do tempo. Percebe-se que, comparado ao caso em que os chefes de família não são demitidos, as diferenças de probabilidade de pessoas de 16 a 20 anos se mantêm praticamente constantes no tempo, indicando sua forte dependência. Quando o mesmo exercício é realizado para os indivíduos com idade entre 21 e 24 anos, percebe-se que, nos últimos anos da análise, há uma redução da diferença da probabilidade de acesso comparada com indivíduos que não tiveram seus responsáveis demitidos.

Ao associar o aumento do número de vagas no setor da educação à conjuntura econômica favorável com mais empregos, observada no Brasil até meados de 2014, além da criação dos cursos de ensino a distância e da existência de graduações noturnas, é possível imaginar que, para os jovens entre 21 e 24 anos, a possibilidade de trabalhar e estudar, ao mesmo tempo, pode ter se tornado recorrente, refletindo, em parte, no menor efeito observado para esses indivíduos (Sécca e Souza, 2009).

Por último, observa-se que, ao longo do tempo, as probabilidades de acesso ao ensino superior têm aumentado, o que seria natural, dadas as políticas afirmativas de acesso ao ensino universitário e a expansão do setor de educação, e, conseqüentemente, da oferta de vagas (Alves e Cavenaghi, 2011; Andrade, 2012). Como exemplo, podem-se citar as políticas de cotas e de financiamentos

6. Para reforçar o argumento foram testados se os coeficientes das *dummies Demischefe1* e *Demischefe2* são iguais. O valor calculado de χ^2 para 2002 e 2014 foi de, respectivamente, 17,73 e 6,46. Ou seja, ao nível de 1% para o ano de 2002 e 10% para o ano de 2014, foi rejeitada H_0 e aceito que os coeficientes das *dummies* que representam a demissão da pessoa de referência na família quando o jovem está entre 16 e 20 anos e entre 21 e 24 anos são estatisticamente diferentes.

subsidiados pelo governo que tendem a afetar, principalmente, os não brancos e as pessoas de baixa renda, representados, em parte, pelo cenário de referência.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante das transformações do cenário econômico e do sistema educacional nas décadas de 2000 e 2010, fez-se necessário avaliar o comportamento dos jovens brasileiros e a importância do ambiente familiar sobre o processo de tomada de decisão de ingresso no ensino superior. Neste contexto, deu-se ênfase à situação econômica da pessoa de referência na família sobre a demanda por educação de seus dependentes, uma vez que a demissão desta pessoa tende a afetar não só financeiramente, mas emocionalmente o comportamento e as relações dos integrantes familiares.

Os resultados foram claros ao indicar que a demissão da pessoa de referência da família afetaria negativamente as probabilidades dos dependentes ao acesso no ensino superior. É importante enfatizar que os jovens de 16 a 20 anos de idade seriam os mais afetados por, possivelmente, apresentarem maior dependência em relação aos seus responsáveis. Comparado com os resultados encontrados quando o chefe da família é demitido tendo o jovem entre 21 e 24 anos, fica claro que a demissão do responsável quando seu dependente tem entre 16 e 20 anos poderia comprometer todo o futuro desse jovem, pois se trata da fase da vida do indivíduo na qual grandes decisões são tomadas.

Esse efeito é potencializado quando se trata de pessoas do sexo masculino. Esses jovens do sexo masculino, na idade de 16 a 20 anos, teriam que ingressar no mercado de trabalho para auxiliar nas finanças da família, e, uma vez que essa decisão fosse tomada, seria muito difícil uma reversão em direção ao ingresso no ensino superior.

Percebe-se que a cor é outra característica que impacta significativamente as chances de ingresso no ensino superior. Em famílias que apresentam dependentes da cor branca, esses jovens teriam, em 2014, 7,1 p.p. a mais na probabilidade de acesso do que o indivíduo médio. Uma terceira característica familiar que foi decisiva para que os jovens ingressem na universidade foi a escolaridade do chefe de família. Em famílias que apresentam pessoas de referência com ensino superior (mais de onze anos de estudo) seus dependentes teriam, em 2014, 42,5 p.p. a mais na probabilidade de ingresso do que o indivíduo médio.

Finalizando, de maneira geral, os resultados deixam claro que, para elevar as probabilidades de os jovens ingressarem no ensino superior, não bastam políticas que foquem especificamente nesse jovem. É fundamental trabalhar também o contexto familiar; famílias que apresentassem referências devidamente

capacitadas e alocadas no mercado de trabalho, visando à busca de empregos de melhor qualidade, teriam condições de custear, mas, principalmente, de entender e orientar os jovens no momento da tomada de decisão sobre a demanda por educação superior. Seria fundamental políticas públicas que focassem as famílias.

REFERÊNCIAS

- ALTONJI, J. G.; ELDER, E.; TABER, C. R. Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 151-184, 2005.
- ALVES, E.; SILVA, G. S.; MARRA, R. Êxodo e sua contribuição à urbanização de 1950 a 2010. **Revista de Política Agrícola**, ano 20, n. 2, p. 80-88, 2011.
- ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. **Diversity of childbearing behavior in the context of below-replacement fertility in Brazil**. New York: United Nations, 2011. (Expert Paper, n. 2011/8). Disponível em: <<https://goo.gl/EU3mX6>>. Acesso em: 3 fev. 2016.
- ANDRADE, C. Y. Acesso ao ensino superior no Brasil: equidade e desigualdade social. **Revista Ensino Superior**, n. 6, p. 18-27, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/a7T4rq>>. Acesso em: 3 fev. 2016.
- ARIAS, O.; YAMADA, G.; TEJERINA, L. **Educação, antecedentes familiares e desigualdade de renda entre grupos raciais no Brasil**. Washington: BID, 2002. Disponível em: <<https://goo.gl/Vu4TwA>>. Acesso em: 2 jan. 2011.
- BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A. **Retorno da educação no Brasil**. Brasília: IFB, 2006. (Textos para Discussão, n. 1).
- BARROS; R. *et al.* Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, p. 1-42, 2001.
- 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, 1993.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families. **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 3, pt. 2, p. 1-39, 1986.
- BJÖRKLUND, A.; SALVANES, K. G. Education and family background: mechanisms and policies. *In*: HANUSHEK, E. A.; MACHIN, S.; WOESSMANN, L. (Eds.). **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: Elsevier, 2010.

BLANDEN, J.; MACHIN, S. **Recent changes in intergenerational mobility in Britain**. London: The Sutton Trust, 2008.

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

BUCHMANN, C.; HANNUM, E. Education and stratification in developing countries: a review of theories and research. **Annual Review of Sociology**, v. 27, p. 77-102, 2001.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using stata**. rev. ed. Texas: Stata Press, 2010.

CASSUCE, F. C. C.; CASSUCE, F. R. C. Educação como mecanismo de distribuição de renda. *In*: TOYOSHIMA, S. H.; FERNANDES, E. A. (Orgs.). **Desigualdade, pobreza e meio ambiente**. Viçosa: Editora UFV, 2012. v. 1, p. 1-183.

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. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.

COELLI, M. Parental job loss and the education enrolment of youth. **Labour Economics**, v. 18, n. 1, p. 25-35, 2011.

FÁVERO, L. P. *et al.* **Métodos quantitativos com stata**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

FERNANDEZ, R. M.; SHIOJI, E. **Human capital investment in the presence of unemployment: application to university enrolment in Spain**. Oxford: University of Oxford, 2001. (Economics Series Working Papers, n. 9966).

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

GOLDIN, C. Human capital. *In*: DIEOLT, C.; HAUPERT, M. (Eds.). **Handbook of Cliometrics**. Heidelberg: Springer Verlag, 2014.

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. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, p. 17-40.

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

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Notas metodológicas Pnad 2011**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

LAM, D.; SCHOENI, R. F. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 101, p. 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.

MARTINE, G. Population redistribution and state policies: a Brazilian perspective. In: GOLDSCHIEDER, C. (Ed.). **Migration, population structure, and redistribution policies**. Boulder: West View Press, 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: NBER; Columbia University, 1974.

OREOPOULOS, P.; PAGE, M.; STEVENS, A. H. The intergenerational effects of worker displacement. **Journal of Labor Economics**, v. 26, n. 3, p. 455-483, 2008.

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

QUEIROZ, D. O acesso ao ensino superior: gênero e raça. **Caderno CRH**, Salvador, n. 34, p. 175-197, 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**, v. 45, n. 4, p. 721-738, 2007.

ROSEMBERG, F. Psicologia, profissão feminina. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, n. 47, p. 32-37, 1983.

RUMBERGER, R. W. Education and the reproduction of economic inequality in the United States: an empirical investigation. **Economics of Education Review**, v. 29, p. 246-254, 2010.

SAMPAIO, B. *et al.* Desempenho no vestibular, background familiar e evasão: evidências da UFPE. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 287-309, 2011.

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, 2009.

SJÖGREN, A. **Occupational choice and incentives: the role of family background**. Stockholm: IUI, 2000. (IUI Working Paper, n. 539).

WIGGER, B.; WEIZSÄCKER, R. K. V. Risk, resources and education: public versus private financing of higher education. **IMF Staff Papers**, n. 48, p. 547-560, 2001.

WOLFF, E. N. **Poverty and income distribution**. 2. ed. New Jersey: Wiley-Blackwell, 2009.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

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**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 497).

BECKER, G. S. **Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. Cambridge: Harvard University Press, 1964.

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

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. **Diário Oficial da União**, Brasília, 2001. Disponível em: <<https://goo.gl/jdxGwk>>. Acesso: 2 maio 2015.

_____. Lei nº 11.096, de 13 de janeiro de 2005. Institui o Programa Universidade para Todos – Prouni, regula a atuação de entidades beneficentes 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 União**, Brasília, 2005. Disponível em: <<https://goo.gl/9Z2hjK>>. Acesso: 5 maio 2015.

_____. Lei nº 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.

CARNIELLI, B. L.; OLIVEIRA, Z. R. B. B. Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (Fies): visão dos estudantes. **Jornal de Políticas Educacionais**, n. 7, p. 35-40, 2010.

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, 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.

GREENE, W. **Econometrics analysis**. 5. ed. New York: Prentice Hall, 2003.

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**, v. 3, n. 1, p. 18-43, 2006.

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

ROSENZWEIG, M. R. Population growth and human capital investments: theory and evidence. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 38-70, 1990.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

_____. **O valor econômico da educação**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1964.

STEVENS, A. H.; SCHALLER, J. Short-run effects of parental job loss on children’s academic achievement. **Economics of Education Review**, Elsevier, v. 30, n. 2, p. 289-299, 2011.

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

Data da submissão: 21/07/2016

Primeira decisão editorial em: 06/02/2017

Última versão recebida em: 07/03/2017

Aprovação final em: 20/03/2017

