

SOBRE-EDUCAÇÃO DOS JOVENS NO BRASIL E DECISÕES INTRAFAMILIARES DE OFERTA DE TRABALHO¹

Guilherme Fonseca Nogueirão²

Solange Ledi Gonçalves³

Daniela Verzola Vaz⁴

A incompatibilidade entre a escolaridade de um trabalhador e o nível educacional exigido para a sua ocupação, chamada “incompatibilidade educacional”, é um problema crescente em países em desenvolvimento, como o Brasil. Trabalhadores sobre-educados apresentam menor produtividade e menores níveis de satisfação no trabalho, além de sofrerem penalidade salarial. Indivíduos jovens e recém-formados estão especialmente sujeitos à sobre-educação, que demonstra ser uma armadilha para a carreira futura, tornando-se uma situação persistente. Os estudos disponíveis sobre o tema utilizam-se tradicionalmente de modelos individuais de decisão no mercado de trabalho. Todavia, essas decisões são tomadas em um contexto familiar, levando-se em consideração a situação no mercado de trabalho dos outros componentes da família. Assim, este artigo investiga a incompatibilidade educacional no mercado de trabalho brasileiro, para jovens entre 18 e 29 anos na condição de filhos. Aplica-se um modelo de *logit* binomial aos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) entre os anos de 2012 e 2019, acrescentando-se uma abordagem familiar para a oferta de trabalho desses jovens. Encontra-se efeito negativo na probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens associado à renda dos pais, enquanto a presença de pais sobre-educados está associada a maiores probabilidades de sobre-educação entre os filhos jovens. Destacam-se os efeitos marginais de variáveis demográficas, com jovens mulheres apresentando menor probabilidade de sobre-educação, ao passo que filhos jovens domiciliados em áreas rurais ou trabalhadores nos setores agrário ou industrial estão associados a maiores probabilidades.

Palavras-chave: sobre-educação; incompatibilidade educacional; economia da família.

OVER-EDUCATION OF YOUTH IN BRAZIL AND INTRAFAMILY LABOR SUPPLY DECISIONS

The mismatch between a worker’s level of education and the educational level required by their occupation, known as “educational mismatch”, is a growing problem in developing countries such as Brazil. Overeducated workers exhibit lower productivity, lower levels of job satisfaction, and wage penalties. Young and newly graduated individuals are particularly prone to overeducation, which often proves to be a career trap, becoming a persistent situation. Available studies on the subject traditionally adopt unitary models for labor market choices. However, these choices are made in a household context, taking into account the labor market placement of other household members. Thus, this article investigates educational mismatch in the Brazilian labor market for young people aged 18 to 29 in the role of children. A binomial logit model is applied to Continuous PNAD micro-data from 2012 to 2019, adding a household approach to the labor supply of the youth. A negative effect on the probability of overeducation among the youth is associated with parental income, while

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe55n2art2>

2. Mestre em economia e desenvolvimento pela Universidade Federal de São Paulo (Unifesp). *E-mail:* guilherme.f.nogueirao@gmail.com.

3. Professora do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo (USP). *E-mail:* solange.goncalves@usp.br.

4. Professora do Departamento de Economia da Unifesp. *E-mail:* daniela.vaz@unifesp.br.

the presence of overeducated parents is linked to higher probabilities of overeducation among the youth. Marginal effects of demographic variables are highlighted: young women present a lower probability of overeducation, while youth domiciled in rural areas or working in the agricultural or industrial sectors are associated with higher probabilities.

Keywords: overeducation; educational mismatch; household economics.

JEL: I21; J24; D10.

1 INTRODUÇÃO

A incompatibilidade educacional⁵ caracteriza-se pela diferença entre a escolaridade acumulada de um trabalhador e o nível educacional exigido para o desempenho de sua ocupação.⁶ É possível dividir esse fenômeno em duas categorias: sobre-educação e subeducação. Quando um trabalhador tem escolaridade superior à necessária para sua ocupação, ele é sobre-educado. Já a subeducação ocorre quando o trabalhador apresenta escolaridade inferior à exigida pelo cargo.

A evidência de impactos negativos da sobre-educação no rendimento dos trabalhadores está, há muito tempo, bem estabelecida na literatura econômica (Leuven e Oosterbeek, 2011). Mais recentemente, observam-se evidências de impactos não pecuniários do fenômeno, como na satisfação profissional (Green e Zhu, 2010). Verifica-se também a persistência da condição, que constitui uma armadilha para indivíduos jovens, já mais suscetíveis à sobre-educação (Santos *et al.*, 2021; Meroni e Vera-Toscano, 2017).

Mesmo que a incompatibilidade educacional atinja parcela relevante do mercado de trabalho em países em desenvolvimento, estudos sobre seus determinantes em tais países ainda são escassos (Battu e Bender, 2020). Na elaboração desses estudos, características próprias do mercado de trabalho de países em desenvolvimento, como as altas taxas de informalidade, devem ser observadas (Handel, 2019). Essas características se mostram relevantes no Brasil, uma vez que, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o país apresentava 25,6% de sua população ocupada composta por jovens (faixa de 14 a 29 anos) em 2019, no período pré-pandemia de covid-19 (IBGE, 2020). Para o mesmo período, a informalidade demonstrava grande importância no mercado de trabalho brasileiro, atingindo 41,6% da população ocupada (IBGE, 2020).

Destaca-se também a escassez de estudos que incorporem uma abordagem familiar à análise da sobre-educação. Notadamente, o salário de reserva e a decisão de

5. O termo "incompatibilidade educacional" aqui empregado é uma tradução do termo em inglês "*educational mismatch*", que é amplamente utilizado na literatura internacional para designar os conceitos de sobre-educação (*overeducation*) e subeducação (*undereducation*) no mercado de trabalho.

6. A situação em que um trabalhador exerce função compatível com seu nível educacional, mas em área de atuação diferente de sua capacitação, também é considerada incompatibilidade educacional. Essa forma de incompatibilidade, chamada de "horizontal", não é foco deste trabalho.

ofertar trabalho de um indivíduo são afetados pelo conjunto de decisões de mercado de trabalho de outros componentes da família. A literatura sobre economia do trabalho, com o enfoque em modelos familiares, vem demonstrando o ganho da incorporação dessa perspectiva na análise econômica (Donni e Molina, 2018).

A compreensão da relação entre a incompatibilidade educacional e as dinâmicas familiares de oferta de trabalho apresenta elevado potencial de contribuição para a formulação de políticas públicas voltadas aos principais determinantes da sobre-educação e capazes de atenuar os efeitos de choques de mercado de trabalho sobre os outros membros da família – como os jovens.

Assim, este artigo objetiva analisar como variáveis familiares de mercado de trabalho correlacionam-se com a oferta de trabalho por jovens em sobre-educação que se encontram na condição de filhos nos domicílios brasileiros. Com esse intuito, estima-se um modelo *logit* binomial para a probabilidade de sobre-educação dos jovens, com a incorporação de variáveis de mercado de trabalho dos pais, bem como variáveis demográficas dos jovens, como fatores explicativos. Para tanto, são utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), do IBGE.

Portanto, a contribuição do trabalho revela-se na expansão do corpo de evidências sobre a relação entre incompatibilidade educacional e oferta de trabalho familiar no Brasil. A investigação dos determinantes familiares da sobre-educação entre jovens representa, em si, uma contribuição à ainda escassa literatura.

Ressalta-se que, por motivos de simplificação metodológica, o estudo foca uma estrutura familiar específica, analisando domicílios com pais e filhos. Outros arranjos familiares podem apresentar resultados diversos.

Entre os resultados encontrados, observa-se um efeito negativo da renda do trabalho dos pais na probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens, acompanhado de um efeito positivo da condição de sobre-educação dos pais na mesma probabilidade. Destaca-se também uma menor probabilidade de sobre-educação entre filhas jovens mulheres, além de uma maior probabilidade de sobre-educação entre filhos jovens domiciliados em áreas rurais ou empregados nos setores agrário e industrial. O efeito do sexo sobre a condição de sobre-educação pode estar relacionado com as diferentes decisões de mercado de trabalho entre filhos jovens homens e mulheres. Já áreas rurais, bem como os setores agrário e industrial, podem não apresentar um mercado de trabalho com demanda compatível ao nível educacional dos filhos jovens.

Este artigo divide-se em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 desenvolve uma revisão bibliográfica, de modo a contextualizar e a amparar conceitualmente o trabalho; a seção 3 apresenta a metodologia; a seção 4 expõe os resultados e a discussão; e, por fim, a seção 5 trata das considerações finais sobre o trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Incompatibilidade educacional

O fenômeno da sobre-educação constitui um campo consolidado da literatura sobre economia do trabalho, que se debruçou sobre suas causas e consequências nas últimas décadas. Por muito tempo, os estudos consideraram os trabalhadores com um mesmo grau de educação como substitutos perfeitos uns dos outros, negligenciando a heterogeneidade não observada relacionada às habilidades adquiridas (Leuven e Oosterbeek, 2011).⁷

Chevalier (2003), em esforço inicial para a solução dessa questão, caracteriza a sobre-educação aparente como aquela definida apenas pelo nível educacional e a sobre-educação real como a determinada pelas habilidades adquiridas pelo trabalhador. Nesse sentido, a sinalização das habilidades de um trabalhador é possível por meio da percepção da sua qualidade educacional. Atualmente, modelos econométricos com controle de efeitos fixos⁸ e com utilização de questionários que diferenciam a sobre-educação aparente e a real buscam superar a barreira da heterogeneidade.

Um aspecto importante da incompatibilidade educacional são seus impactos ao longo do ciclo de vida dos indivíduos. Green e Zhu (2010) estimam os custos da sobre-educação para os indivíduos em termos de insatisfação com o trabalho, encontrando forte associação entre sobre-educação real e insatisfação dos trabalhadores na Grã-Bretanha. Piper (2015), em estudo para o Reino Unido, analisa o efeito da sobre-educação na satisfação geral com a vida,⁹ encontrando um impacto negativo.

Além dos níveis mais baixos de satisfação, a sobre-educação pode ter efeitos negativos nas carreiras dos indivíduos no longo prazo. Há uma vasta discussão na literatura sobre os efeitos da aceitação de um emprego de nível educacional inferior, sob o ponto de vista da mobilidade na carreira (Leuven e Oosterbeek, 2011). Uma situação de sobre-educação, no início da carreira, poderia ser vista como uma escolha ótima, considerando-se futuras promoções. No entanto, Meroni e Vera-Toscano (2017) revelam que, para indivíduos recém-graduados, aceitar um emprego em situação de sobre-educação é uma armadilha para a carreira futura, tornando-se uma situação persistente. Esses efeitos tornam a alta incidência de sobre-educação em uma economia um ponto de preocupação, uma vez que,

7. Modelos clássicos que não controlam a heterogeneidade dos trabalhadores podem ser vistos em Duncan e Hoffman (1981), Tsang e Levin (1985), Verdugo e Verdugo (1989) e Cohn (1992).

8. Na análise de dados em painel, as variáveis não observadas e constantes no tempo (como as habilidades dos indivíduos) devem ser tratadas para controle do viés de variável omitida. Um modelo com controle de efeitos fixos considera que os efeitos não observados são arbitrariamente correlacionados às variáveis explicativas e, portanto, devem ser tratados como um parâmetro a ser estimado (Wooldridge, 2010).

9. O autor utiliza no estudo dados provenientes da Pesquisa de Painel Domiciliar Britânico (*British Household Panel Survey – BHPS*), pesquisa conduzida de 1991 a 2007. A partir de 1996, o BHPS incorporou, em seu questionário, perguntas diretas sobre a satisfação geral com a vida (Piper, 2015).

associados à penalidade salarial e à maior taxa de rotatividade comumente encontradas, podem gerar elevação do desemprego e diminuição da massa salarial.

Leuven e Oosterbeek (2011) fazem ampla revisão bibliográfica e encontram as incidências médias de sobre-educação aparente até então observadas no mercado de trabalho por continente: 37% nos Estados Unidos/Canadá, 30% na Europa, 26% na Ásia e 24% na América Latina. Em princípio, a sobre-educação é mais prevalente em países desenvolvidos, onde o nível médio de escolaridade dos trabalhadores é alto. Portanto, historicamente, a literatura sobre o fenômeno em países desenvolvidos é vasta. Contudo, recentemente, McGuinness, Bergin e Whelan (2018) encontraram taxas de sobre-educação estáticas ou declinantes em países europeus, associadas a políticas com foco em educação vocacional e a mercados de trabalho mais flexíveis e igualitários.

Em contrapartida, com a recente expansão do ensino superior e com o crescimento do nível médio de escolaridade em países em desenvolvimento, a sobre-educação pode se tornar relevante nessas economias. Mesmo assim, a literatura sobre o tema em países em desenvolvimento ainda é recente. Battu e Bender (2020) revisam essa literatura e concluem que a maioria dos países estudados apresentam taxas de sobre-educação relativamente altas, além de penalidades salariais em linha com as encontradas na literatura tradicional. Esses resultados recentes aparentemente contrariam a análise convencional de que a sobre-educação seria menos incidente em países em desenvolvimento.

Os determinantes tradicionais para a incompatibilidade educacional estão relacionados à adequação da oferta à demanda de mão de obra, destacando-se a presença de altas taxas de fricção no mercado de trabalho. Sob esse argumento, a assimetria informacional dificultaria que trabalhadores e empregadores compatíveis se encontrassem prontamente no mercado de trabalho, gerando um choque de incompatibilidade, de caráter transitório (Battu e Bender, 2020). Handel, Valerio e Sánchez-Puerta (2016) apontam que problemas de fricção são comuns, mas mais frequentes para alguns grupos, como jovens e entrantes no mercado de trabalho, e que parte dos trabalhadores afetados por tal incompatibilidade, aparentemente transitória, pode nunca se recuperar.

Outros determinantes da incompatibilidade educacional comumente considerados são os efeitos do ciclo de vida, bem como as preferências individuais dos trabalhadores. Na ótica do ciclo de vida, trabalhadores jovens e inexperientes poderiam aceitar empregos incompatíveis no início de suas carreiras, de maneira transitória, buscando melhores posições ou promoções ao longo de suas vidas (Leuven e Oosterbeek, 2011). Já as preferências individuais tendem a afetar pessoas desempregadas, jovens, mulheres e mães, entre outros, que podem preferir empregos incompatíveis com seu nível de escolaridade, devido a vantagens não pecuniárias (Battu e Bender, 2020).

Altas taxas de informalidade no mercado de trabalho também parecem estar relacionadas com maior incidência de incompatibilidade educacional (Handel, 2019). Essa relação, característica de países em desenvolvimento, ainda foi pouco estudada. Battu e Bender (2020) argumentam que trabalhadores altamente qualificados que não encontram empregos no setor formal podem se ver obrigados a aceitar empregos incompatíveis no setor informal.

Finalmente, outro fator fortemente associado à incidência de incompatibilidade educacional é a qualidade do sistema educacional. Ordine e Rose (2009) modelam a relação entre qualidade educacional e sobre-educação no mercado de trabalho, encontrando resultados que corroboram esse fator como um importante determinante da incompatibilidade educacional. Essa relação, no entanto, ainda é pouco estudada em países em desenvolvimento, que apresentam falta de sistemas educacionais fortemente estabelecidos e alta variabilidade em qualidade educacional. Tal cenário pode levar a uma maior incidência de sobre-educação aparente, além de maiores níveis gerais de incompatibilidade educacional pela escassez de habilidades no mercado de trabalho (Battu e Bender, 2020).

2.2 Evidências para o Brasil

Alguns estudos averigam a incidência do fenômeno no Brasil, utilizando dados em corte transversal (Santos, 2002; Diaz e Machado, 2008) ou em painel e controle de efeitos fixos (Reis, 2017; Anegues e Souza, 2020; Marioni, 2020). Ao mesmo tempo, Santos *et al.* (2021) demonstram a persistência da sobre-educação para indivíduos que aceitam o primeiro emprego em incompatibilidade educacional no Brasil, corroborando a literatura internacional.

Utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), Marioni (2020) encontra cerca de metade dos trabalhadores brasileiros em situação de incompatibilidade educacional, sendo 24,67% sobre-educados e 25,67% subeducados. Reis (2017) utiliza dados da PNAD Contínua e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), ambas conduzidas pelo IBGE, encontrando que cerca de 40% dos indivíduos que completaram o ensino médio são sobre-educados. Marioni (2020) também simula a correção da incompatibilidade (tanto pela mudança dos níveis educacionais quanto dos empregos), o que não leva a impactos macroeconômicos relevantes, uma vez que a simetria entre sobre-educação e subeducação parece cancelar esses efeitos.

Esses trabalhos focam a mensuração da incidência de incompatibilidade educacional e os seus efeitos nos retornos salariais. Outros estudos investigam os determinantes da incompatibilidade educacional no Brasil, sua evolução temporal e sua relação com o ensino superior (Oliveira e Machado, 2013; Reis, 2020; 2021; 2023). Oliveira e Machado (2013) investigam a relação entre a mobilidade

ocupacional e a incompatibilidade educacional sob efeito de condições cíclicas, concluindo que a qualidade das alocações no mercado de trabalho brasileiro é pró-cíclica e dependente da demanda por trabalho. Já Reis (2020) testa a probabilidade de sobre-educação para egressos das redes pública e privada de ensino, demonstrando que indivíduos egressos da rede pública de ensino médio (ou da rede privada de ensino superior) têm maior probabilidade de sobre-educação. Reis (2020) considera a rede pública de ensino médio e a rede privada de ensino superior como de qualidade educacional média inferior às suas respectivas contrapartes, o que se colocaria como um determinante da sobre-educação entre egressos.

Tais estudos apresentam resultados relevantes para o contexto brasileiro, contudo ainda existem muitas lacunas a serem exploradas. A investigação dos determinantes sociais e educacionais revela-se como um próximo passo necessário no desenvolvimento da literatura nacional.

2.3 Economia da família

Durante grande parte de sua história, a teoria microeconômica considerou o indivíduo como unidade tomadora de decisões. Todavia, decisões de consumo e de produção são usualmente tomadas em contexto familiar. Ou seja, as decisões de um indivíduo são afetadas pelas decisões dos outros membros da família ou do domicílio. Tomar esse contexto em consideração na análise microeconômica representa uma alteração fundamental no modelo tradicional de um indivíduo com uma função utilidade. A família como unidade de análise apresenta funções utilidade diversas para seus componentes, respeitando uma restrição orçamentária conjunta, além de tomada de decisões dinâmica.

A pedra fundamental dessa área da teoria econômica foi posta por Becker (1974), em artigo seminal que define as bases do modelo unitário da economia da família. No modelo unitário, a família é vista como um objeto único, cuja coesão implica uma análise tradicional. Configura-se, portanto, um problema de maximização clássico, com uma única função utilidade representativa para toda a família. No entanto, essa abordagem apresenta sérias limitações em relação à dinâmica intrafamiliar, uma vez que assume um único membro da família com poder de controle e de monitoramento sobre o uso dos recursos familiares compartilhados (Alderman *et al.*, 1995).

Assim, a partir da década de 1980, os estudos buscam trazer para o centro da discussão as relações intrafamiliares, considerando seus impactos na análise econômica. Manser e Brown (1980) incorporam conceitos de teoria dos jogos na economia da família, permitindo avanço na análise da barganha intrafamiliar e de seus diferentes equilíbrios. Todavia, é Chiappori (1988) que generaliza o modelo em que os componentes da família apresentam preferências individuais distintas.

A contribuição desse trabalho seminal, juntamente com sua sequência (Chiappori, 1992), consolida a abordagem dos chamados modelos coletivos de economia da família (Donni e Molina, 2018).

Segundo Alderman *et al.* (1995), os modelos coletivos podem ser divididos entre cooperativos e não cooperativos. Os modelos cooperativos assumem que a barganha intrafamiliar é sempre Pareto eficiente, isto é, a utilidade de um membro da família não pode ser melhorada sem prejuízo de outro membro. Tal premissa implica necessariamente a utilização de jogos cooperativos com equilíbrios eficientes. Já os modelos não cooperativos adotam diferentes orçamentos dentro de uma mesma família, assumindo que indivíduos não entram em contratos rígidos entre si. Dessa maneira, a alocação de recursos de um membro é definida individualmente e em resposta às decisões dos outros membros. Os modelos não cooperativos, portanto, nem sempre levam a equilíbrios eficientes.

Desde sua consolidação, a pesquisa em economia da família foi prolífica, com uma grande gama de publicações teóricas e empíricas (Donni e Molina, 2018). Contribuições empíricas recentes apontam para a importância da barganha intrafamiliar na decisão de oferta de trabalho (Campaña, Gimenez-Nadal e Molina, 2018), bem como para a alocação dos recursos entre os integrantes da família (Molina, Gimenez-Nadal e Velilla, 2018). Tais achados demonstram a relevância do modelo coletivo nas análises econômicas.

Muitos estudos, mesmo com modelos coletivos, não consideram os filhos jovens como tomadores de decisão em uma família. Entretanto, as evidências encontradas na literatura empírica apontam em sentido oposto (Dauphin *et al.*, 2011). No Brasil, Cabanas *et al.* (2016) demonstram que as decisões entre estudo e oferta de trabalho dos jovens são afetadas pela renda dos pais de maneira assimétrica (com maior importância para a renda da mãe). Já Gonçalves (2017) utiliza uma abordagem familiar, para analisar a oferta de trabalho de jovens vivendo com os pais, bem como desenvolve um modelo estrutural de busca por emprego familiar com foco na análise das decisões de oferta de trabalho de mães e de filhos.

Há, ainda, a questão do efeito do trabalhador adicional para filhos jovens. Choques de mercado de trabalho em um membro da família, como a perda de emprego ou a diminuição continuada da renda, afetam a decisão de oferta de trabalho dos demais. Em geral, a literatura sobre efeito do trabalhador adicional volta-se para modelos de oferta de trabalho relacionados a casais após choques de mercado de trabalho ocorridos com um cônjuge (Mankart e Oikonomou, 2016; García-Pérez e Rendon, 2020). Contudo, é possível que esse mesmo efeito seja observado entre filhos jovens que passam por choques de mercado de trabalho ocorridos com os pais, afetando sua propensão a ofertar trabalho. Oliveira, Rios-Neto e Oliveira (2014) fazem um esforço inicial de verificação de tal efeito nos jovens no Brasil,

encontrando resultados significativos apenas para choques em chefes de domicílio homens, e concluindo pela necessidade de maiores investigações.

Por fim, a análise do jovem na dinâmica intrafamiliar se faz ainda mais relevante, quando consideramos que esse grupo está especialmente sujeito ao desemprego, à rotatividade e a menores rendimentos. No Brasil, a vulnerabilidade dos jovens no mercado de trabalho é amplamente verificada (Corseuil e Botelho, 2014).

3 METODOLOGIA E TRATAMENTO DOS DADOS

3.1 Modelo econométrico

A identificação da incompatibilidade educacional é realizada por meio da comparação da escolaridade do indivíduo (medida em anos de estudo) com a escolaridade requerida pela ocupação. Segundo McGuinness, Pouliakas e Redmond (2017), são três os métodos de mensuração da escolaridade requerida: subjetivo, empírico e avaliação de ocupações. O método subjetivo é baseado na autoavaliação do trabalhador, que determina subjetivamente o nível de habilidades ou de educação exigido por sua ocupação. Já o método empírico baseia-se no cálculo da mediana (ou da moda) do nível educacional de trabalhadores em determinada ocupação. Por fim, o método da avaliação de ocupações utiliza-se de um dicionário de profissões que determina, pela avaliação de uma junta de especialistas, a escolaridade requerida para cada função.

No Brasil, o método comumente utilizado é o da avaliação de ocupações, uma vez que dispomos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), do MTE, de 2010. A CBO apresenta uma avaliação da educação requerida (mínima e máxima) para 607 ocupações, analisadas por um painel de especialistas. As ocupações avaliadas na CBO podem ser associadas àquelas na PNAD Contínua, permitindo a aferição da incompatibilidade educacional. Em particular, a variável de sobre-educação é construída a partir da associação entre CBO e PNAD Contínua, desenvolvida por Reis (2017) e disponibilizada para este trabalho.

É comum, na literatura, que a incompatibilidade educacional seja tomada como variável independente, com o objetivo de relacioná-la a uma penalidade salarial. Neste trabalho, de acordo com a proposta de investigação dos determinantes do fenômeno no Brasil, a sobre-educação é tomada como variável dependente. Ou seja, verifica-se a probabilidade de estar empregado sob incompatibilidade educacional.

Para tanto, é possível estimar a probabilidade de sobre-educação por meio de um modelo econométrico de *logit* binomial. Segundo Wooldridge (2010), tal modelo é dado pela expressão a seguir.

$$P(Y_i = 1|x_i) = G(x_i\beta) \quad (1)$$

Na fórmula (1), Y_i é uma variável binária que assume o valor 1, em caso de sobre-educação, e 0, caso contrário (não incompatibilidade); G denota a função de distribuição acumulada de uma variável aleatória logística padrão; \mathbf{x}_i é um vetor-linha de variáveis explanatórias – que contém variáveis individuais e familiares; e $\boldsymbol{\beta}$, o vetor-coluna dos parâmetros associados a essas variáveis.

O efeito parcial de uma variável explanatória contínua (X_{ij}) sobre a probabilidade de sucesso, mantidas constantes as demais variáveis explanatórias, pode ser calculado da seguinte maneira:

$$\frac{\partial P(Y_i=1|\mathbf{x}_i)}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial G(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})}{\partial X_{ij}} = \beta_j g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \quad (2)$$

Na fórmula (2), β_j é o parâmetro associado a X_{ij} e $g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})$ é a função de densidade de probabilidade da distribuição logística padrão. É possível verificar que $g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) = G(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})[1 - G(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})]$. Como se vê, o efeito parcial de X_{ij} é variável e depende dos valores das demais variáveis explanatórias.

Como G é uma função de distribuição acumulada estritamente crescente, $g(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})$ será sempre positivo. Consequentemente, o efeito parcial de X_{ij} sobre a probabilidade modelada terá sempre o mesmo sinal de β_j . No entanto, para conhecer a magnitude desse efeito, é preciso estimar a expressão anterior. Neste trabalho, foram considerados os pontos médios das covariadas para fins de cálculo dos efeitos marginais.

No caso de X_{ij} ser uma variável binária, seu efeito sobre a probabilidade de sucesso, quando seu valor muda de 0 para 1, mantendo-se as demais variáveis constantes, é dado por:

$$P(Y_i = 1|X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i,(k-1)}, 1) - P(Y_i = 1|X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i,(k-1)}, 0) = \left[\frac{\exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1} + \beta_k)}{1 + \exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1} + \beta_k)} \right] - \left[\frac{\exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1})}{1 + \exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1})} \right] \quad (3)$$

Dessa forma, por meio do modelo *logit* binomial, será possível investigar os efeitos de possíveis determinantes familiares e demográficos na sobre-educação. O quadro 1, a seguir, apresenta as variáveis de interesse utilizadas nas regressões. Primeiramente, serão estimadas as probabilidades de sobre-educação para filhos jovens em função da renda logaritmizada dos pais, além da condição ocupacional e da sobre-educação destes. Em seguida, serão realizados exercícios de heterogeneidade, diferenciando-se as regressões por sexo e por faixa etária dos filhos jovens, analisando-se separadamente as famílias biparentais e as monoparentais com a presença de mãe.

QUADRO 1
Lista de variáveis adotadas no *logit* binomial

Variável	Descrição	Tipo de variável
Overeducation	Variável binária que identifica a presença de sobre-educação.	Dependente
Ocupação (pai)	Variável categórica que identifica a condição ocupacional do pai (ocupado, desocupado ou inativo).	Explicativa
Ocupação (mãe)	Variável categórica que identifica a condição ocupacional da mãe (ocupada, desocupada ou inativa).	Explicativa
Ocupação interação (pai x mãe)	Variável categórica que representa a interação entre as condições ocupacionais do pai e da mãe.	Explicativa
Ln Renda (pai)	Variável que capta o logaritmo natural da renda mensal de todos os trabalhos do pai.	Explicativa
Ln Renda (mãe)	Variável que capta o logaritmo natural da renda mensal de todos os trabalhos da mãe.	Explicativa
Overeducation (pai)	Variável binária que identifica a presença de sobre-educação do pai.	Explicativa
Overeducation (mãe)	Variável binária que identifica a presença de sobre-educação da mãe.	Explicativa
Over interação (pai x mãe)	Variável binária que representa a interação entre as presenças de sobre-educação do pai e da mãe.	Explicativa
Região	Variável categórica que identifica a localização do domicílio entre as cinco macrorregiões do Brasil, com o Sudeste como categoria de base.	Controle
Urbano	Variável categórica que identifica o tipo de área do domicílio (rural, urbano não metropolitano e urbano metropolitano), com urbano não metropolitano como categoria de base.	Controle
Anos de educação	Anos de educação declarados.	Controle
Idade	Idade declarada, medida em anos, utilizada como <i>proxy</i> para experiência no mercado de trabalho.	Controle
Idade ²	Quadrado da idade declarada.	Controle
Formal	Variável binária que identifica ocupação no setor formal.	Controle
Mulher	Variável binária que identifica o sexo declarado, adotando-se homens como categoria de base.	Controle
Preto/pardo	Variável binária que identifica a raça declarada, separada em dois grupos: branca/amarela (adotada como base) e preta/parda.	Controle
Ano da entrevista	Identifica o ano da entrevista, para controle de sazonalidade.	Controle
Trimestre	Identifica o trimestre da entrevista, para controle de sazonalidade.	Controle

Elaboração dos autores.

3.2 Base de dados e recorte amostral

Para o desenvolvimento deste artigo, são utilizados os microdados da PNAD Contínua. Esta é uma pesquisa domiciliar de abrangência nacional conduzida pelo IBGE, em caráter definitivo, desde janeiro de 2012. Seu objetivo é a produção de informações que sirvam de insumo para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do país, bem como para o acompanhamento das flutuações dos indicadores de trabalho e de rendimento. A pesquisa é realizada por meio de coleta trimestral

em uma amostra de domicílios, em esquema de rotação 1-2(5). Nesse esquema, cada domicílio é entrevistado em um mês e sai da amostra nos dois meses seguintes, sendo esse ciclo repetido cinco vezes.

A PNAD Contínua constitui a melhor base disponível para a condução do estudo, uma vez que apresenta um conjunto muito diversificado de características demográficas e sociais dos respondentes. Além disso, trata-se da base mais abrangente de indicadores de mão de obra e de rendimentos das famílias no Brasil. Alguns estudos sobre incompatibilidade educacional utilizam a Rais, o que também seria uma possibilidade para este trabalho. Porém, algumas vantagens justificam a escolha pela PNAD Contínua: i) é uma pesquisa domiciliar e apresenta variáveis de todos os membros das famílias; ii) possibilita identificar se o indivíduo está inativo; e iii) cobre a dinâmica do mercado de trabalho como um todo, considerando tanto o setor formal como o informal, cujas características podem determinar comportamentos diferentes dos trabalhadores.

Neste artigo, utiliza-se a primeira entrevista de cada domicílio das divulgações trimestrais da PNAD Contínua, entre 2012 e 2019. Em que pese existirem dados posteriores a esse período, optou-se por limitar a análise até o ano de 2019, uma vez que, a partir do ano de 2020, houve um choque atípico no mercado de trabalho ocasionado pela pandemia de covid-19, com impactos cuja análise foge do escopo deste trabalho.

A amostra é restrita aos filhos jovens. São considerados jovens todos os indivíduos, entre 18 e 29 anos de idade, cuja condição no domicílio é aquela de filho ou de enteado. A exploração de relações intrafamiliares diversas, com jovens em outras condições domiciliares (chefes ou cônjuges), não é objeto deste estudo. Jovens cuja declaração de cor ou de raça consta como *indígena* ou *ignorada* foram excluídos da amostra, uma vez que há baixa representatividade e dificuldade de alocação nos grupos de cor ou de raça definidos (branca/amarela e preta/parda). Todas as variáveis foram ponderadas pelo peso trimestral com correção de não entrevista com pós-estratificação pela projeção de população. Já os rendimentos foram atualizados a preços do quarto trimestre de 2019, utilizando-se os deflatores trimestrais regionalizados disponibilizados pelo IBGE.

Apenas indivíduos com relação de parentesco são considerados para a formação do domicílio, excluindo-se agregados, conviventes, pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos. Para a investigação dos efeitos das relações intrafamiliares, foram criadas variáveis que detectam os rendimentos efetivos mensais de todos os trabalhos, a condição ocupacional e a eventual ocorrência de sobre-educação dos pais e das mães dos jovens. A amostra compreende um total de 185.366 filhos jovens ocupados, que podem ter sua compatibilidade educacional avaliada. Destes, 73.082 encontram-se sobre-educados, representando uma taxa de 39,43%.

Quanto à distribuição de frequências das variáveis demográficas para os filhos jovens da amostra, destaca-se uma maior concentração de sobre-educados entre os homens do que entre as mulheres. Além disso, percebe-se uma maior concentração de sobre-educados em áreas rurais, concomitante a uma menor concentração em áreas urbanas metropolitanas. Essas frequências estão expostas na tabela 1.

TABELA 1
Distribuição de filhos jovens ocupados não sobre-educados e sobre-educados
(Em %)

Variáveis	Não sobre-educados	Sobre-educados	Total
Sexo			
Mulher	68,72	31,28	100,00
Homem	55,13	44,87	100,00
Raça			
Branco/amarelo	60,26	39,74	100,00
Preto/pardo	60,86	39,14	100,00
Urbano/rural			
Urbano metropolitano	64,73	35,27	100,00
Urbano não metropolitano	59,74	40,26	100,00
Rural			
Monoparentalidade	48,89	51,11	100,00
Biparentais	59,26	40,74	100,00
Monoparentais (Mãe)	63,88	36,12	100,00
Monoparentais (Pai)	61,08	38,92	100,00
Condição ocupacional pai			
Pai ocupado	58,68	41,32	100,00
Pai desocupado	63,98	36,02	100,00
Pai inativo	61,55	38,45	100,00
Condição ocupacional mãe			
Mãe ocupada	59,91	40,09	100,00
Mãe desocupada	63,46	36,54	100,00
Mãe inativa	61,21	38,79	100,00
Total geral	60,57	39,43	100,00

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Nota-se que apenas 35,27% dos filhos jovens domiciliados em áreas metropolitanas encontram-se em condição de sobre-educação, ante 51,11% dos filhos jovens em áreas rurais. Essa diferença nas taxas pode ser causada pela baixa demanda de trabalho qualificado em áreas rurais, cuja economia pode não ser dinâmica o suficiente para comportar a oferta de trabalho. Tal cenário é possível, mesmo quando a oferta de trabalho não é altamente qualificada.

A tabela 2 exhibe o teste de diferenças de médias para as variáveis utilizadas na regressão. São apresentadas as médias para os grupos de filhos jovens não

sobre-educados e sobre-educados, bem como a sua diferença e o nível de significância estatística correspondente. Apenas as variáveis *idade* e *Centro-Oeste* não apresentam diferenças de médias estatisticamente significativas. Os resultados confirmam que filhos jovens sobre-educados são, em média, mais frequentemente homens e moradores de áreas rurais. Os filhos jovens sobre-educados também são mais frequentemente provenientes de famílias com pais ocupados e em sobre-educação, em média.

TABELA 2
Teste de diferenças de médias para variáveis explicativas e de controle

Variável	Média		Diferença
	Não sobre-educados	Sobre-educados	
Ln Renda pai	7,4222	7,3713	0,0509***
Ln Renda mãe	7,0595	7,0288	0,0307***
Pai ocupado	0,7708	0,7993	-0,0285***
Pai desocupado	0,0267	0,0208	0,0058***
Pai inativo	0,2025	0,1799	0,0227***
Mãe ocupada	0,5392	0,5550	-0,0158***
Mãe desocupada	0,0279	0,0241	0,0038***
Mãe inativa	0,4329	0,4208	0,0121***
Pai sobre-educado	0,2032	0,2339	-0,0307***
Mãe sobre-educada	0,1882	0,2230	-0,0347***
Anos de educação	10,9600	12,2419	-1,2819***
Idade	22,8888	22,8752	0,0136
Homem	0,5731	0,7041	-0,1311***
Branco/amarelo	0,4297	0,4424	-0,0127***
Metropolitano	0,4016	0,3233	0,0783***
Rural	0,2019	0,3038	-0,1018***
Urbano não metropolitano	0,4143	0,3940	0,0203***
Norte	0,1198	0,1310	-0,0111***
Nordeste	0,3095	0,2891	0,0204***
Sudeste	0,2957	0,2813	0,0144***
Centro-Oeste	0,0962	0,0944	0,0019
Sul	0,1787	0,2042	-0,0255***

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, de 2012 a 2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Assim, a análise descritiva indica as hipóteses de que ser mulher e domiciliada em áreas urbanas são fatores protetores à sobre-educação entre indivíduos jovens na condição de filho ou de enteado. Ela sugere, ainda, que um filho jovem decide aceitar um trabalho em sobre-educação, levando em consideração a renda do trabalho, a condição no mercado de trabalho e a situação quanto à sobre-educação de seus pais. Tais hipóteses serão testadas por meio das regressões logísticas e apresentadas na próxima seção.

4 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados da aplicação do *logit* binomial em diferentes modelos. A tabela 3 exibe os resultados para a equação contendo o logaritmo dos rendimentos efetivos mensais de todos os trabalhos dos pais, além de variáveis relativas ao jovem. As tabelas 4 e 5 apresentam os resultados para equações contendo, entre as variáveis explanatórias, a condição ocupacional dos pais e a sua situação em relação à sobre-educação, respectivamente.

As regressões foram testadas para três grupos: i) famílias monoparentais com a presença do pai; ii) famílias monoparentais com a presença da mãe; e iii) famílias biparentais. Todas as regressões apresentam controles para a sazonalidade.

As tabelas 3 e 4 compreendem a amostra total, uma vez que não apresentam restrição na seleção de indivíduos.¹⁰ Por sua vez, a tabela 5 apresenta uma amostra restrita aos filhos jovens com pais ocupados, resultando em um número menor de observações em comparação às tabelas anteriores.

Conforme explicitado na tabela 3, as variáveis *Ln Renda pai* e *Ln Renda mãe* apresentam efeito negativo sobre a probabilidade de sobre-educação do jovem. Para famílias biparentais, tudo o mais constante, um aumento incremental na renda logaritmizada do pai está associado a uma diminuição de 0,13 ponto percentual (p.p.) na probabilidade de o jovem estar sobre-educado, em média. Similarmente, um aumento incremental na renda logaritmizada da mãe associa-se, em média, a uma diminuição de 0,10 p.p. na probabilidade de sobre-educação do jovem. Nos gráficos de A.1 a A.6 do apêndice deste trabalho, são trazidas representações gráficas, elaboradas com base nos resultados do modelo estimado para as famílias biparentais, da probabilidade prevista de sobre-educação para diferentes níveis de rendimento dos pais. Nesse exercício, observa-se que, conforme aumenta a renda dos pais, diminui a probabilidade de sobre-educação, independentemente do perfil demográfico do jovem, isto é, independentemente de seu sexo, cor ou raça e localização do domicílio.

10. Em se tratando dos pais inativos, desocupados ou, ainda, ocupados, porém sem rendimento do trabalho, realizou-se a substituição das rendas nulas pelo valor 1, garantindo-se, assim, a existência do logaritmo natural, pois $\ln(1) = 0$.

Já em famílias monoparentais, um aumento incremental na renda logaritmizada da mãe associa-se a uma diminuição de 0,19 p.p. na probabilidade de o jovem estar sobre-educado, em média. Em contrapartida, não é observada significância estatística do coeficiente para a renda logaritmizada do pai em famílias monoparentais.

Esses resultados apresentam consonância com a hipótese de que a qualidade educacional tem efeito sobre a probabilidade de sobre-educação. O investimento em educação dos filhos jovens tende a acompanhar o nível de rendimento dos pais. Maiores investimentos em educação podem levar a uma qualidade educacional mais alta e, por consequência, a menores níveis de sobre-educação. Em contraste, filhos jovens que receberam educação de menor qualidade, por menor investimento, tendem mais frequentemente à sobre-educação. É importante ressaltar que, neste cenário, o investimento educacional é afetado pela renda passada dos pais, e não pela renda corrente. Todavia, é possível que as rendas passada e corrente sejam altamente correlacionadas. Da mesma maneira, a escolaridade dos pais também pode estar correlacionada ao investimento educacional nos filhos jovens.

Outra via pela qual a renda dos pais pode afetar a probabilidade de sobre-educação é o salário de reserva. Filhos jovens com maior renda disponível por meio da barganha intrafamiliar podem apresentar salários de reserva mais elevados, diminuindo a pressão pela aceitação de um emprego em sobre-educação.

Além da renda, destaca-se que a probabilidade de estar sobre-educado é, em média, 16,32 p.p. menor para filhas jovens mulheres em famílias biparentais, *ceteris paribus*, confirmando a hipótese anteriormente levantada de que o sexo seria um fator protetor na probabilidade de sobre-educação entre filhos jovens. Ao mesmo tempo, filhos jovens declarados pretos ou pardos em famílias biparentais apresentam probabilidade, em média, 4,11 p.p. superior de sobre-educação, tudo o mais constante.

A formalidade e o setor de atuação também apresentam grande importância. A probabilidade de sobre-educação demonstra-se, em média, 8,95 p.p. menor para filhos jovens em famílias biparentais ocupados no setor formal, *ceteris paribus*. Concomitantemente, a ocupação no setor agrário ou no industrial está associada a maiores probabilidades de sobre-educação, com efeitos de 31,44 p.p. e de 20,32 p.p., respectivamente.

Reforça-se, portanto, a relevância da utilização de bases de dados capazes de captar o mercado de trabalho informal, como a PNAD Contínua. Já os elevados efeitos marginais associados ao setor de atuação também apontam para a importância de estudos que incorporem a heterogeneidade dos setores no mercado de trabalho, bem como de maiores investigações sobre o *matching* horizontal, qual seja, aquele entre o campo de estudo e a área de atuação.

No que tange às diferenças regionais, filhos jovens em famílias biparentais domiciliados na região Nordeste apresentam probabilidade, em média, 1,26 p.p.

menor para sobre-educação, em relação a filhos jovens domiciliados no Sudeste. As regiões Centro-Oeste e Sul, contudo, estão associadas a maiores probabilidades de sobre-educação em comparação à região Sudeste, com 1,06 p.p. e 2,40 p.p., respectivamente.

Por fim, filhos jovens domiciliados em áreas rurais demonstram probabilidade de sobre-educação em média 4,28 p.p. superior àqueles domiciliados em áreas urbanas não metropolitanas, tudo o mais constante. Já filhos jovens em áreas metropolitanas têm probabilidade, em média, 4,94 p.p. menor de estarem sobre-educados, quando comparados aos domiciliados em áreas urbanas não metropolitanas, *ceteris paribus*.

TABELA 3

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados e sua relação com a renda dos pais

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Ln Renda pai	-0,006 (0,010)	-0,0013	-	-	-0,006** (0,003)	-0,0013
Ln Renda mãe	-	-	-0,010** (0,004)	-0,0019	-0,005** (0,003)	-0,001
Anos de educação	0,288*** (0,014)	0,0588	0,277*** (0,006)	0,0558	0,288*** (0,004)	0,0597
Idade	0,050 (0,159)	0,0103	0,286*** (0,063)	0,0578	0,338*** (0,040)	0,0701
Idade ²	-0,001 (0,003)	-0,0002	-0,006*** (0,001)	-0,0013	-0,008*** (0,001)	-0,0016
Mulher	-0,704*** (0,080)	-0,1416	-0,756*** (0,030)	-0,1522	-0,789*** (0,019)	-0,1632
Preto/pardo	0,294*** (0,079)	0,0598	0,207*** (0,031)	0,0417	0,199*** (0,020)	0,0411
Formal	-0,461*** (0,078)	-0,0945	-0,456*** (0,031)	-0,0928	-0,429*** (0,019)	-0,0895
Setor agrário	1,157*** (0,125)	0,2469	1,143*** (0,058)	0,2454	1,463*** (0,032)	0,3144
Setor industrial	0,935*** (0,108)	0,1994	0,904*** (0,040)	0,1929	0,934*** (0,027)	0,2032
Norte	0,091 (0,113)	0,0186	0,105** (0,046)	0,0213	0,009 (0,031)	0,0018
Nordeste	-0,060 (0,094)	-0,0123	-0,033 (0,036)	-0,0067	-0,061*** (0,024)	-0,0126
Sul	0,121 (0,098)	0,0249	0,070* (0,041)	0,0142	0,115*** (0,024)	0,024
Centro-Oeste	-0,073 (0,111)	-0,0148	0,021 (0,045)	0,0042	0,051* (0,029)	0,0106
Rural	0,222*** (0,103)	0,0467	0,166*** (0,046)	0,0348	0,201*** (0,024)	0,0428

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Metropolitano	-0,191** (0,081)	-0,0389	-0,252*** (0,031)	-0,0509	-0,239*** (0,021)	-0,0494
Observações	7.405	-	47.717	-	130.224	-
Ano	Sim	-	Sim	-	Sim	-
Trimestre	Sim	-	Sim	-	Sim	-

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

A condição ocupacional dos pais, contida na tabela 4, não apresenta resultados estatisticamente significativos. Contudo, as variáveis de controle, nesse modelo, apresentam resultados alinhados com o modelo-base (tabela 3), que considera os rendimentos dos pais.

TABELA 4

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados e sua relação com a condição de ocupação dos pais

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Pai desocupado	-0,350 (0,220)	-0,0692	-	-	0,009 (0,057)	0,0031
Pai ocupado	-0,001 (0,081)	-0,0002	-	-	0,039 (0,029)	0,0078
Mãe desocupada	-	-	0,088 (0,075)	0,0179	-0,024 (0,061)	-0,0178
Mãe ocupada	-	-	-0,009 (0,031)	-0,0019	0,021 (0,041)	0,0044
Ocupação pai x ocupação mãe	-	-	-	-	-0,007 (0,023)	-
Anos de educação	0,286*** (0,014)	0,0585	0,275*** (0,006)	0,0555	0,286*** (0,004)	0,0592
Idade	0,051 (0,159)	0,0104	0,286*** (0,063)	0,0579	0,337*** (0,040)	0,0699
Idade ²	-0,001 (0,003)	-0,0002	-0,006*** (0,001)	-0,0013	-0,008*** (0,001)	-0,0016
Mulher	-0,706*** (0,080)	-0,1419	-0,756*** (0,030)	-0,1520	-0,787*** (0,019)	-0,163
Preto/pardo	0,299*** (0,079)	0,0608	0,209*** (0,031)	0,0420	0,202*** (0,020)	0,0418

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Formal	-0,457*** (0,078)	-0,0937	-0,455*** (0,031)	-0,0926	-0,427*** (0,019)	-0,0890
Setor agrário	1,154*** (0,125)	0,2461	1,147*** (0,058)	0,2463	1,464*** (0,032)	0,3146
Setor industrial	0,933*** (0,108)	0,1988	0,905*** (0,040)	0,1932	0,937*** (0,027)	0,2037
Norte	0,085 (0,113)	0,0174	0,108** (0,406)	0,0221	0,010 (0,031)	0,0020
Nordeste	-0,057 (0,094)	-0,0116	-0,026 (0,036)	-0,0052	-0,052** (0,024)	-0,0108
Sul	0,116 (0,098)	0,0239	0,071* (0,041)	0,0144	0,112*** (0,025)	0,0235
Centro-Oeste	-0,081 (0,111)	-0,0164	0,020 (0,045)	0,0041	0,046 (0,029)	0,0096
Rural	0,224** (0,103)	0,0469	0,175*** (0,046)	0,0369	0,210*** (0,024)	0,0448
Metropolitano	-0,188** (0,081)	-0,0383	-0,256*** (0,031)	-0,0516	-0,242*** (0,021)	-0,0500
Observações	7.405	-	47.717	-	130.224	-
Anos	Sim	-	Sim	-	Sim	-
Trimestre	Sim	-	Sim	-	Sim	-

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

2. 0 - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

Já a tabela 5 apresenta os resultados para o modelo com a sobre-educação dos pais como variável de interesse. Nesse modelo, destaca-se a sobre-educação da mãe. Filhos jovens, em famílias biparentais (modelo 3) com mãe sobre-educada apresentam, em média, probabilidade de sobre-educação 2,20 p.p. mais alta, *ceteris paribus*. Do mesmo modo, filhos jovens com pai sobre-educado estão associados a uma probabilidade de sobre-educação 1,55 p.p. maior, a um menor nível de significância. Esse resultado aponta para uma possível correlação intergeracional da sobre-educação. Uma das possíveis vias para a ocorrência desse fenômeno é pelo efeito desencorajamento, pois, em vista da dificuldade dos pais de encontrar um trabalho compatível com seu nível de escolaridade, os filhos jovens podem ser mais propensos a aceitar a condição de sobre-educação. Novamente, as variáveis de controle apresentam resultados de acordo com o modelo-base.

TABELA 5
Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados e sua relação com a sobre-educação dos pais

Variáveis	(1) Pai		(2) Mãe		(3) Pai e mãe	
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Sobre-educação pai	0,207*** (0,100)	0,0430	-	-	0,075** (0,038)	0,0155
Sobre-educação mãe	-	-	0,064 (0,044)	0,0132	0,105*** (0,040)	0,0220
Interação sobre-educação (pai x mãe)	-	-	-	-	0,04 (0,069)	0,0083
Anos de educação	0,277*** (0,017)	0,0568	0,273*** (0,008)	0,0555	0,288*** (0,006)	0,0598
Idade	0,133 (0,194)	0,0273	0,284*** (0,083)	0,0579	0,401*** (0,061)	0,0832
Idade ²	-0,003 (0,004)	-0,0005	-0,006*** (0,002)	-0,0013	-0,009*** (0,001)	-0,0019
Mulher	-0,718*** (0,093)	-0,1450	-0,708*** (0,040)	-0,1440	-0,728*** (0,027)	-0,1514
Preto/pardo	0,283*** (0,093)	0,0576	0,171*** (0,039)	0,0348	0,203*** (0,031)	0,0421
Formal	-0,403*** (0,092)	-0,0831	-0,447*** (0,040)	-0,0918	-0,452*** (0,028)	-0,0946
Setor agrário	1,257*** (0,140)	0,2682	1,332*** (0,082)	0,2882	1,757*** (0,049)	0,3702
Setor industrial	0,908*** (0,125)	0,1940	0,923*** (0,053)	0,1991	0,916*** (0,040)	0,2005
Norte	0,063 (0,133)	0,0130	0,088 (0,058)	0,0180	-0,136*** (0,045)	-0,0280
Nordeste	0,044 (0,114)	0,0090	0,002 (0,046)	0,0003	-0,138*** (0,036)	-0,0285
Sul	0,178 (0,120)	0,0367	0,019 (0,051)	0,0038	0,084** (0,034)	0,0175
Centro-Oeste	-0,063 (0,132)	-0,0127	-0,008 (0,053)	-0,0017	-0,003 (0,041)	-0,0006
Rural	0,113 (0,124)	0,0238	0,137** (0,063)	0,0289	0,186*** (0,036)	0,0397
Metropolitano	-0,291*** (0,095)	-0,0597	-0,246*** (0,039)	-0,0501	-0,259*** (0,031)	-0,0539
Observações	5.090	-	27.428	-	59.425	-
Ano	Sim	-	Sim	-	Sim	-
Trimestre	Sim	-	Sim	-	Sim	-

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

2. 0 - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

4.1 Exercícios de heterogeneidade

Nesta seção, são apresentados dois exercícios de heterogeneidade, conforme as tabelas 6 e 7, a seguir. Os três modelos exibidos na seção anterior foram re-estimados separadamente para filhos jovens do sexo feminino e masculino (tabela 6), bem como para dois grupos etários distintos, o de filhos jovens entre 18 e 22 anos e o de filhos jovens entre 23 e 29 anos (tabela 7), para famílias biparentais. No apêndice, apresentam-se os mesmos exercícios para as famílias monoparentais com a presença da mãe.

TABELA 6
Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por sexo: famílias biparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Ln Renda pai	-0,012*** (0,005)	-0,003 (0,003)	-	-	-	-
Ln Renda mãe	0,006 (0,004)	-0,012 (0,003)	-	-	-	-
Pai desocupado	-	-	0,186** (0,088)	-0,083 (0,073)	-	-
Pai ocupado	-	-	-0,032 (0,051)	0,075** (0,036)	-	-
Mãe desocupada	-	-	-0,204** (0,104)	0,056 (0,074)	-	-
Mãe ocupada	-	-	0,045 (0,066)	-0,009 (0,051)	-	-
Ocupação pai x ocupação mãe	-	-	0,027 (0,037)	-0,023 (0,028)	-	-
Sobre-educação pai	-	-	-	-	-0,018 (0,061)	0,133*** (0,046)
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,103 (0,066)	0,11** (0,049)
Interação sobre-educação (pai x mãe)	-	-	-	-	0,088 (0,117)	0,002 (0,086)
Anos de educação	0,329*** (0,008)	0,272*** (0,005)	0,327*** (0,008)	0,270*** (0,005)	0,345*** (0,012)	0,264*** (0,007)
Idade	0,387*** (0,069)	0,306*** (0,050)	0,386*** (0,069)	0,306*** (0,050)	0,437*** (0,101)	0,356*** (0,078)
Idade ²	-0,009*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,01*** (0,002)	-0,008*** (0,002)
Mulher	-	-	-	-	-	-
Preto/pardo	0,135*** (0,034)	0,242*** (0,025)	0,138*** (0,034)	0,245*** (0,025)	0,128*** (0,049)	0,257*** (0,039)
Formal	-0,372*** (0,032)	-0,450*** (0,025)	-0,367*** (0,032)	-0,449*** (0,025)	-0,408*** (0,046)	-0,467*** (0,036)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Setor agrário	2,465*** (0,082)	1,280*** (0,034)	2,440*** (0,082)	1,285*** (0,034)	2,758*** (0,096)	1,491*** (0,055)
Setor industrial	1,259*** (0,048)	0,785*** (0,030)	1,260*** (0,048)	0,789*** (0,030)	1,227*** (0,073)	0,762*** (0,045)
Norte	0,116** (0,051)	-0,051 (0,037)	0,115** (0,052)	-0,048 (0,037)	0,029 (0,074)	-0,225*** (0,054)
Nordeste	0,023 (0,039)	-0,112*** (0,029)	0,031 (0,039)	-0,103*** (0,029)	-0,021 (0,058)	-0,210*** (0,044)
Sul	0,117*** (0,039)	0,106*** (0,031)	0,114*** (0,039)	0,104*** (0,031)	0,103* (0,055)	0,067 (0,043)
Centro-Oeste	0,168*** (0,046)	-0,020 (0,035)	0,163*** (0,046)	-0,025 (0,035)	0,127* (0,065)	-0,085* (0,050)
Rural	0,326*** (0,040)	0,140*** (0,028)	0,328*** (0,040)	0,153*** (0,028)	0,191*** (0,057)	0,175*** (0,044)
Metropolitano	-0,227*** (0,033)	-0,252*** (0,027)	-0,230*** (0,033)	-0,255*** (0,027)	-0,239*** (0,050)	-0,280*** (0,038)
Observações	47.266	82.958	47.266	82.958	22.587	36.838
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

TABELA 7

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por faixa etária do jovem: famílias biparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Faixa etária		Faixa etária		Faixa etária	
	18-22	23-29	18-22	23-29	18-22	23-29
Ln Renda pai	-0,003 (0,004)	-0,009** (0,004)	-	-	-	-
Ln Renda mãe	-0,010*** (0,004)	-0,001 (0,004)	-	-	-	-
Pai desocupado	-	-	-0,087 (0,085)	0,101 (0,080)	-	-
Pai ocupado	-	-	0,077 (0,048)	0,021 (0,036)	-	-
Mãe desocupada	-	-	-0,064 (0,082)	0,049 (0,094)	-	-
Mãe ocupada	-	-	0,023 (0,066)	0,040 (0,050)	-	-

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Faixa etária		Faixa etária		Faixa etária	
	18-22	23-29	18-22	23-29	18-22	23-29
Ocupação pai x ocupação mãe	-	-	-0,034 (0,037)	-0,001 (0,029)	-	-
Sobre-educação pai	-	-	-	-	0,018 (0,049)	0,142*** (0,054)
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,087* (0,052)	0,114* (0,060)
Interação sobre-educação (pai x mãe)	-	-	-	-	0,088 (0,096)	-0,021 (0,102)
Anos de educação	0,423*** (0,008)	0,216*** (0,005)	0,421*** (0,008)	0,214*** (0,005)	0,426*** (0,012)	0,197*** (0,0008)
Idade	1,768*** (0,309)	-0,535*** (0,184)	1,782*** (0,309)	-0,533*** (0,184)	2,418*** (0,438)	-0,659** (0,291)
Idade ²	-0,043*** (0,008)	0,009*** (0,004)	-0,044*** (0,008)	0,009*** (0,004)	-0,060*** (0,011)	0,012*** (0,006)
Mulher	-0,965*** (0,027)	-0,665*** (0,027)	-0,963*** (0,027)	-0,664*** (0,027)	-0,914*** (0,037)	-0,561*** (0,040)
Preto/pardo	0,193*** (0,029)	0,198*** (0,027)	0,197*** (0,029)	0,201*** (0,027)	0,199*** (0,042)	0,214*** (0,043)
Formal	-0,534*** (0,028)	-0,330*** (0,028)	-0,532*** (0,028)	-0,327*** (0,028)	-0,529*** (0,040)	-0,356*** (0,043)
Setor agrário	1,703*** (0,043)	1,301*** (0,044)	1,706*** (0,043)	1,300*** (0,044)	1,994*** (0,065)	1,581*** (0,071)
Setor industrial	1,053*** (0,038)	0,823*** (0,035)	1,057*** (0,038)	0,824*** (0,035)	1,030*** (0,053)	0,789*** (0,057)
Norte	0,028 (0,043)	0,014 (0,040)	0,031 (0,043)	0,013 (0,041)	-0,09 (0,060)	-0,156** (0,063)
Nordeste	-0,058* (0,033)	-0,050 (0,032)	-0,049 (0,033)	-0,042 (0,032)	-0,072 (0,049)	-0,182*** (0,051)
Sul	0,134*** (0,034)	0,092*** (0,033)	0,130*** (0,034)	0,090*** (0,033)	0,112** (0,047)	0,052 (0,050)
Centro-Oeste	0,073* (0,040)	0,035 (0,041)	0,069 (0,040)	0,029 (0,041)	0,054 (0,053)	-0,051 (0,062)
Rural	0,246*** (0,032)	0,155*** (0,033)	0,258*** (0,032)	0,163*** (0,033)	0,264*** (0,046)	0,071 (0,054)
Metropolitano	-0,284*** (0,031)	-0,195*** (0,028)	-0,287*** (0,031)	-0,200*** (0,028)	-0,317*** (0,043)	-0,194*** (0,044)
Observações	66.999	63.225	66.999	63.225	33.972	25.453
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAED Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

2. 0 - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

O primeiro exercício, que avalia a heterogeneidade por sexo, denota um possível canal de efeito familiar para os filhos homens em relação à sobre-educação dos pais. A condição de sobre-educação do pai e da mãe associa-se a uma maior probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens homens em famílias biparentais. A mesma associação não demonstra coeficientes estatisticamente significativos para filhas jovens mulheres.

Similarmente, em famílias biparentais, um aumento incremental na renda logaritmizada do pai está associado à diminuição da probabilidade de sobre-educação em filhas jovens mulheres. Inversamente, um aumento incremental na renda logaritmizada da mãe associa-se à diminuição da mesma probabilidade em filhos jovens homens. Tal associação entre a renda da mãe e a probabilidade de sobre-educação em filhos homens é novamente observada em famílias monoparentais (tabela A.1), revelando outro possível canal de efeito familiar. Fica claro, assim, que o efeito de uma unidade de renda do pai não equivale ao de uma unidade de renda da mãe sobre a decisão de trabalho dos jovens, corroborando a importância da divisão da renda familiar entre renda da mãe e renda do pai para a análise, bem como da estimação de seus efeitos em separado para filhos homens e mulheres.

O segundo exercício explicita a heterogeneidade entre duas faixas etárias para os filhos jovens. Nessa avaliação, percebe-se comportamento análogo à associação anterior. A renda logaritmizada do pai exibe significância exclusivamente para a faixa de maior idade, ao passo que a renda logaritmizada da mãe é significativa apenas para a faixa de menor idade. Esse resultado é corroborado na avaliação das famílias monoparentais (tabela A.2).

Portanto, os exercícios de heterogeneidade sugerem canais diversos de efeito familiar para filhos jovens, tanto para homens quanto para mulheres, bem como para diferentes faixas etárias.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A incidência de sobre-educação entre filhos jovens no Brasil mostra-se alta, com 39,43% dos indivíduos na amostra afetados. Considerando-se os efeitos negativos da sobre-educação na produtividade e nos rendimentos, esse é um problema de primeira ordem para os filhos jovens no mercado de trabalho brasileiro. A característica de persistência da condição de sobre-educação é um fator dificultador na solução dessa questão, que se torna dependente de formulação de políticas públicas específicas.

Em vista desse problema, este artigo buscou estudar a relação entre as decisões intrafamiliares de mercado de trabalho e a ocorrência de sobre-educação entre jovens no Brasil, com base nos microdados da PNAD Contínua restritos aos jovens de 18 a 29 anos na condição de filhos.

A contribuição deste trabalho se revela, portanto, na investigação das características do problema da sobre-educação entre jovens no Brasil – um problema prevalente –, com a inclusão do enfoque familiar. As características demográficas e familiares do jovem devem ser observadas na formulação de estratégias futuras. Em particular, destaca-se a alta incidência de sobre-educação entre filhos jovens homens e domiciliados em áreas rurais.

Nota-se que o sexo é um importante fator na probabilidade de sobre-educação. Filhas jovens mulheres apresentam probabilidade 16,32 p.p. menor de serem sobre-educadas. Esse resultado, a princípio contraintuitivo, pode ser explicado pelo recorte amostral e pelas características do mercado de trabalho brasileiro. A necessidade de entrada antecipada no mercado de trabalho pode levar filhos jovens homens a aceitarem mais facilmente um emprego incompatível com seu nível educacional.

Concomitantemente, o dinamismo do mercado de trabalho em áreas metropolitanas mostra-se um fator positivo para o *matching* educacional. Não obstante haja uma tendência de concentração de trabalhadores com alto nível educacional em áreas metropolitanas, os filhos jovens ali domiciliados têm probabilidade 4,94 p.p. menor de estarem sobre-educados. Nesse contexto, a formulação de políticas públicas para a melhora do *matching* educacional entre jovens em áreas rurais demonstra-se necessária.

Os resultados apontam para a existência de correlação entre variáveis de mercado de trabalho dos pais (renda e sobre-educação) e a probabilidade de sobre-educação dos filhos jovens, indicando mecanismos intrafamiliares na determinação da incompatibilidade educacional. Encontram-se evidências de que o rendimento efetivo mensal de todos os trabalhos dos pais associa-se a uma menor probabilidade relativa de sobre-educação dos filhos jovens. Apesar disso, a renda da mãe não demonstra efeito superior à renda do pai, o que seria uma possível hipótese. Além disso, a renda dos pais apresenta efeitos marginais menores do que aqueles de variáveis demográficas dos filhos jovens. Tais resultados indicam que a preponderância da via da renda familiar disponível alterando o salário de reserva dos filhos jovens está condicionada às heterogeneidades demográficas e, possivelmente, à conjuntura do mercado de trabalho.

A condição ocupacional dos pais (inativos, desocupados ou ocupados) não exhibe resultados significativos. Já os resultados para a sobre-educação dos pais sugerem a existência de correlação intergeracional da sobre-educação, em especial, para filhos jovens com mães sobre-educadas.

Percebe-se que a incompatibilidade educacional no Brasil é um tema que demanda mais estudos. A compreensão de seus determinantes é de grande importância, podendo informar decisões de políticas públicas com foco em melhorias estruturais do mercado de trabalho brasileiro. Futuras expansões do estudo englobam

a inclusão de novas variáveis, a investigação dos efeitos da qualidade educacional e a exploração de arranjos familiares diversos. O corpo de evidências para o fenômeno da sobre-educação no Brasil, e da incompatibilidade educacional como um todo, é crescente, apesar de ainda pequeno. O foco em indivíduos jovens é fundamental para a construção de evidências que alimentem a formulação de políticas públicas voltadas a esse grupo especialmente afetado.

No que concerne a esse último aspecto, McGuinness *et al.* (2019) apontam que parece existir um desalinhamento entre o crescente corpo de evidências, demonstrando o problema da sobre-educação em países em desenvolvimento e a falta de políticas para o seu enfrentamento. Para os autores, isso pode decorrer do fato de que políticas de aumento da oferta de trabalho, como maior acesso à educação superior, são mais facilmente implementadas, além de politicamente mais populares. Além disso, é possível que gestores públicos simplesmente não vejam as altas taxas de sobre-educação como um problema a ser evitado.

Todavia, McGuinness *et al.* (2019) também sugerem algumas iniciativas para políticas públicas, visando à redução dos níveis de sobre-educação em um país em desenvolvimento. Destacam-se políticas de: i) aumento da qualidade educacional, principalmente no ensino superior; ii) atração de investimentos em setores da economia que propiciem a criação de empregos com alta demanda por habilidades; iii) redução da informalidade; iv) aconselhamento de carreira e redução da assimetria de informação no mercado de trabalho; e v) acesso ao ensino secundário e técnico.

No caso brasileiro, de fato, as últimas décadas demonstram um foco em políticas de acesso ao ensino superior – evidentemente necessárias no país, particularmente materializado no Programa Universidade para Todos (Prouni) e no Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (Fies). Tais programas, no entanto, não são acompanhados de metas para o *matching* educacional, o que pode aprofundar o problema da sobre-educação entre seus beneficiários. Dessa forma, seria possível que as atuais políticas públicas de acesso à educação superior observassem um ganho qualitativo com a inclusão de acompanhamentos mais rigorosos em relação à qualidade educacional ofertada pelas instituições de ensino superior participantes, bem como com o direcionamento de cursos ofertados, alinhados às demandas do mercado de trabalho.

REFERÊNCIAS

ALDERMAN, H. *et al.* Unitary versus collective models of the household: is it time to shift the burden of proof? **World Bank Research Observer**, v. 10, n. 1, p. 1-19, fev. 1995. ISSN: 02573032.

ANNEGUES, A. C.; SOUZA, W. P. S. de F. Retorno salarial do *overeducation*: viés de seleção ou penalização ao excesso de escolaridade? **Revista Brasileira de Economia**, v. 74, n. 2, p. 119-138, abr.-jun. 2020. ISSN: 00347140.

BATTU, H.; BENDER, K. A. Educational mismatch in developing countries: a review of the existing evidence. *In*: BRADLEY, S.; GREEN, C. (ed.). **The economics of education**: a comprehensive overview. Cambridge, Estados Unidos: Academic Press, 2020. p. 269-289. ISBN: 9780081026458. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/B9780128153918000203?via%3Dihub>.

BECKER, G. S. A theory of marriage: part II. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 2, p. S11-S26, mar.-abr. 1974. ISSN: 0022-3808.

CABANAS, P. *et al.* Como as mudanças no trabalho e renda dos pais afetam as escolhas entre estudo e trabalho dos jovens? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 3, p. 33-61, dez. 2016.

CAMPAÑA, J. C.; GIMENEZ-NADAL, J. I.; MOLINA, J. A. **Efficient labor supply for latin families**: is the intra-household bargaining power relevant? Alemanha: Iza Institute of Labor Economics, 2018. (Iza Discussion Paper, n. 11695).

CHEVALIER, A. Measuring over-education. **Economica**, v. 70, n. 279, p. 509-531, 15 ago. 2003. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0335.t01-1-00296>.

CHIAPPORI, P.-A. Rational household labor supply. **Econometrica**, v. 56, n. 1, p. 63-90, jan. 1988.

CHIAPPORI, P.-A. Collective labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 3, p. 437-467, jun. 1992. ISSN: 0022-3808.

COHN, E. The impact of surplus schooling on earnings: comment. **The Journal of Human Resources**, v. 27, n. 4, p. 679-682, 1992.

CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. U. (org.). **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2014.

DAUPHIN, A. *et al.* Are children decision-makers within the household? **Economic Journal**, v. 121, n. 553, p. 871-903, jun. 2011. ISSN: 14680297.

DIAZ, M. D. M.; MACHADO, L. *Overeducation e undereducation* no Brasil: incidência e retornos. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 3, p. 431-460, jul.-set. 2008. ISSN: 01014161.

DONNI, O.; MOLINA, J. A. **Household collective models**: three decades of theoretical contributions and empirical evidence. Alemanha: Iza Institute of Labor Economics, out. 2018. (Iza Discussion Paper, n. 11915).

DUNCAN, G. J.; HOFFMAN, S. D. The incidence and wage effects of overeducation. **Economics of Education Review**, v. 1, n. 1, p. 75-86, 1981. ISSN: 02727757.

GARCÍA-PÉREZ, J. I.; RENDON, S. Family job search and wealth: the added worker effect revisited. **Quantitative Economics**, v. 11, n. 4, p. 1431-1459, nov. 2020.

GONÇALVES, S. L. **Income shocks, household job search and labor supply**. 2017. 149 f. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017.

GREEN, F.; ZHU, Y. Overqualification, job dissatisfaction, and increasing dispersion in the returns to graduate education. **Oxford Economic Papers**, v. 62, n. 4, p. 740-763, out. 2010. ISSN: 00307653.

HANDEL, M. J. Predictors and consequences of mismatch in developing countries: results from the World Bank STEP survey. *In*: COMYN, P.; STRIETSKA-ILINA, O. (ed.). **Skills and jobs mismatches in low- and middle-income countries**. 1. ed. Geneva: International Labour Organization, 2019. p. 63-88. ISBN: 9789221315612.

HANDEL, M. J.; VALERIO, A.; SÁNCHEZ-PUERTA, M. L. **Accounting for mismatch in low- and middle-income countries: measurement, magnitudes, and explanations**. 1. ed. Washington: The World Bank, 2016. 129 p. ISBN: 9781464809088.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira – 2020**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. 146 p. (Estudos e Pesquisas: informação demográfica e socioeconômica, n. 43).

LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H. Overeducation and mismatch in the labor market. *In*: HANUSHEK, E. A.; MACHIN, S.; WOESSMANN, L. **Handbook of the Economics of Education**. Amsterdã: Elsevier, 2011. v. 4, p. 283-326. ISBN: 9780444534446. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53444-6.00003-1>.

MANKART, J.; OIKONOMOU, R. Household search and the aggregate labour market. **The Review of Economic Studies**, v. 84, n. 4, p. 1735-1788, 24 dez. 2016. ISSN: 0034-6527. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/restud/rdw055>.

MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. **International Economic Review**, v. 21, n. 1, p. 31-44, fev. 1980.

MARIONI, L. da S. Overeducation in the labour market: evidence from Brazil. **Education Economics**, v. 29, n. 1, p. 53-72, mar. 2020. ISSN: 14695782. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/09645292.2020.1832201>.

MCGUINNESS, S. *et al.* Skill mismatch in low-and middle-income countries: key synthesis findings and policy recommendations. *In*: COMYN, P.; STRIETSKA-ILINA, O. (ed.). **Skills and jobs mismatches in low- and middle-income countries**. 1. ed. Geneva: International Labour Organization, 2019. p. 149-193. ISBN: 9789221315612.

MCGUINNESS, S.; BERGIN, A.; WHELAN, A. Overeducation in Europe: trends, convergence, and drivers. **Oxford Economic Papers**, v. 70, n. 4, p. 994-1015, out. 2018. ISSN: 14643812.

MCGUINNESS, S.; POULIAKAS, K.; REDMOND, P. Skills Mismatch: concepts, measurement and policy approaches. **Journal of Economic Surveys**, v. 32, n. 4, p. 985-1015, jan. 2017. ISSN: 14676419.

MERONI, E. C.; VERA-TOSCANO, E. The persistence of overeducation among recent graduates. **Labour Economics**, v. 48, n. 6, p. 120-143, 2017. ISSN: 09275371. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.07.002>.

MOLINA, J. A.; GIMENEZ-NADAL, J. I.; VELILLA, J. **Intra-household wealth and welfare inequality in the US**: estimations from a collective model of labor supply. Alemanha: Iza Institute of Labor Economics, 2018. (Iza Discussion Paper, n. 11707).

OLIVEIRA, A. M. H. C. de; MACHADO, L. Mobilidade ocupacional e incompatibilidade educacional no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 299-307, ago. 2013.

OLIVEIRA, E. L. de; RIOS-NETO, E. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. O efeito trabalhador adicional para filhos no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 31, n. 1, p. 29-49, jan.-jun. 2014.

ORDINE, P.; ROSE, G. Overeducation and instructional quality: a theoretical model and some facts. **Journal of Human Capital**, v. 3, n. 1, p. 73-105, 2009. ISSN: 19328575.

PIPER, A. Heaven knows I'm miserable now: overeducation and reduced life satisfaction. **Education Economics**, v. 23, n. 6, p. 677-692, 2015. ISSN: 0964-5292. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/09645292.2013.870981>.

REIS, M. C. Educational mismatch and labor earnings in Brazil. **International Journal of Manpower**, v. 38, n. 2, p. 180-197, maio 2017. ISSN: 01437720.

REIS, M. C. Os ensinos público e privado no Brasil e a incidência de sobre-educação no mercado de trabalho. **Economia Aplicada**, v. 24, n. 3, p. 367-392, 2020. ISSN: 19805330.

REIS, M. C. **Educação superior e sobre-educação no Brasil entre 1980 e 2010**. Brasília: Ipea, maio 2021. (Texto para Discussão, n. 2.655).

REIS, M. C.; CARVALHO, S. S. de. Evolução da sobre-educação no mercado de trabalho no Brasil entre 2012 e 2022: primeiros resultados. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, v. 29, n. 75, p. 61-74, abr. 2023.

SANTOS, A. M. dos. *Overeducation* no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 2, n. 2, p. 61-80, 2002. ISSN: 1676-8000.

SANTOS, M. M. dos *et al.* A armadilha da sobreeducação no primeiro emprego: evidências para o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 51, n. 3, p. 415-452, 2021. ISSN: 01014161.

TSANG, M. C.; LEVIN, H. M. The economics of overeducation. **Economics of Education Review**, v. 4, n. 2, p. 93-104, 1985.

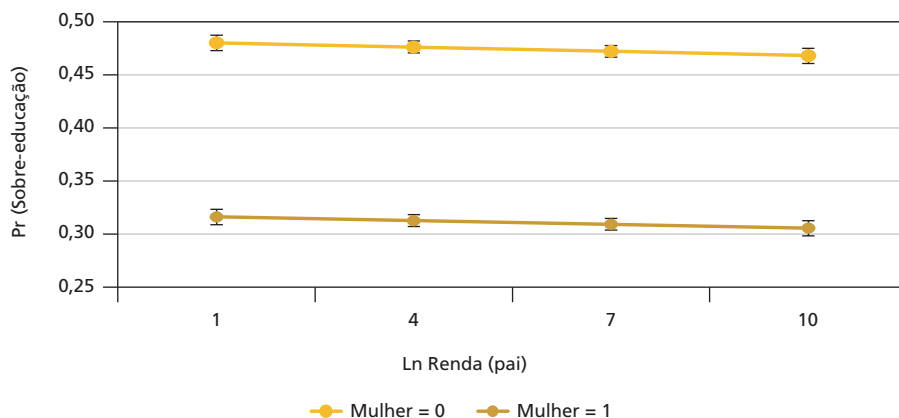
VERDUGO, R. R.; VERDUGO, N. T. The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings. **The Journal of Human Resources**, v. 24, n. 4, p. 629-643, 1989.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2010. 1064 p.

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1

Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu sexo e à renda do pai



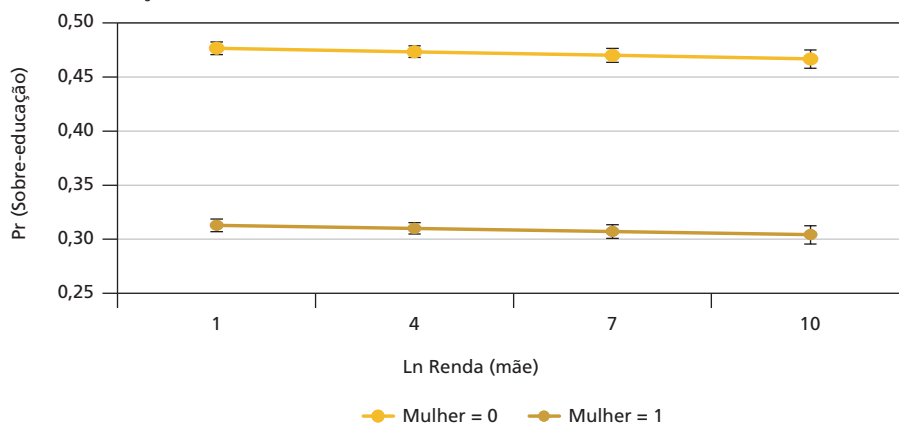
Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025. Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Pr – probabilidade; e Ln – logaritmo natural.

2. Margens preditivas: intervalo de confiança (IC) a 95%.

GRÁFICO A.2

Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu sexo e à renda da mãe



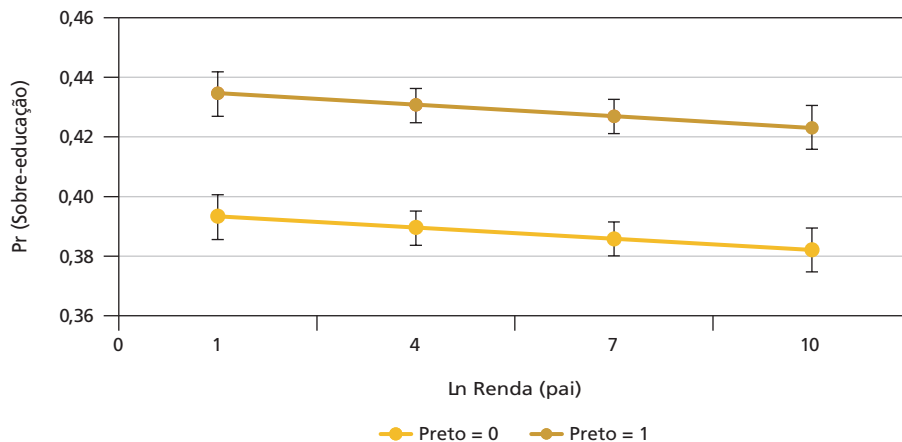
Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.3

Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação à sua raça e à renda do pai



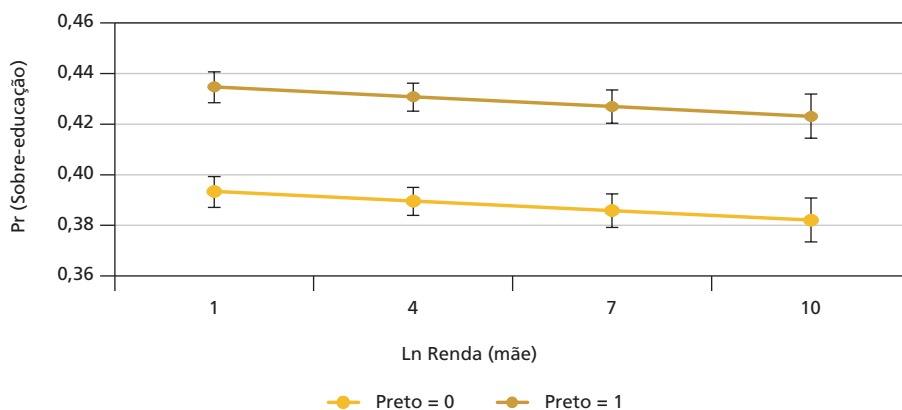
Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.4

Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação à sua raça e à renda da mãe

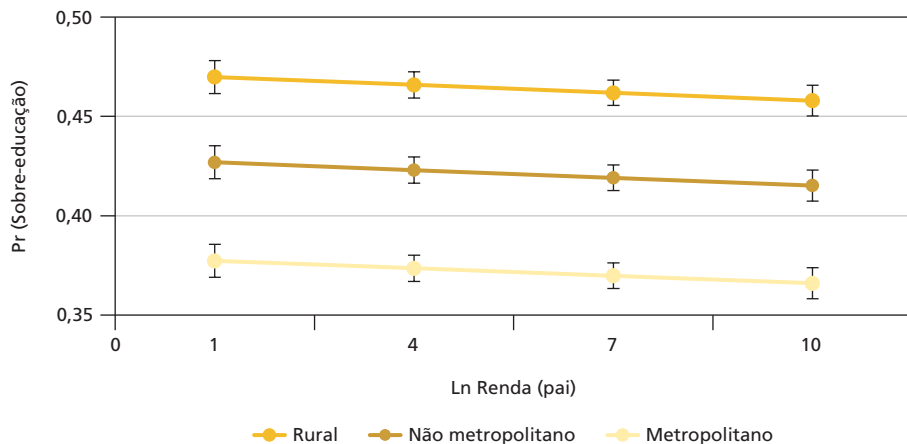


Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.5
Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu domicílio e à renda do pai

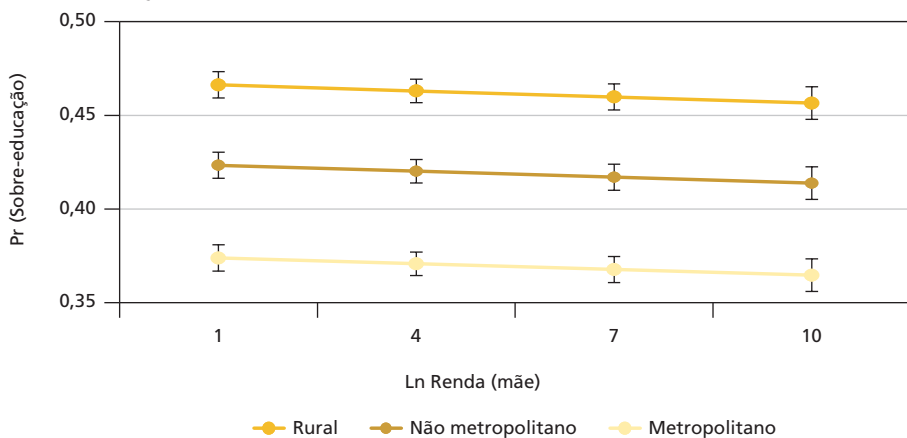


Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

GRÁFICO A.6
Resultados gráficos para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, em relação ao seu domicílio e à renda da mãe



Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: Margens preditivas: IC a 95%.

TABELA A.1

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por sexo: famílias monoparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Ln Renda mãe	-0,003 (0,007)	-0,016*** (0,005)	-	-	-	-
Mãe desocupada	-	-	-0,09 (0,128)	0,169* (0,092)	-	-
Mãe ocupada	-	-	0,039 (0,050)	-0,053 (0,039)	-	-
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,033 (0,067)	0,089 (0,059)
Anos de educação	0,332*** (0,012)	0,251*** (0,007)	0,331*** (0,012)	0,249*** (0,007)	0,336*** (0,015)	0,243*** (0,010)
Idade	0,422*** (0,103)	0,187** (0,081)	0,423*** (0,103)	0,187** (0,081)	0,428*** (0,130)	0,172 (0,108)
Idade ²	-0,009*** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,009*** (0,003)	-0,004* (0,002)
Mulher	-	-	-	-	-	-
Preto/pardo	0,167*** (0,050)	0,240*** (0,040)	0,167*** (0,050)	0,242*** (0,040)	0,044 (0,064)	0,266*** (0,051)
Formal	-0,491*** (0,049)	-0,409*** (0,040)	-0,489*** (0,049)	-0,408*** (0,040)	-0,506*** (0,061)	-0,384*** (0,052)
Sector agrícola	2,212*** (0,144)	0,928*** (0,063)	2,203*** (0,144)	0,937*** (0,063)	2,276*** (0,183)	1,076*** (0,090)
Sector industrial	1,323*** (0,074)	0,689*** (0,047)	1,322*** (0,074)	0,690*** (0,047)	1,363*** (0,093)	0,681*** (0,064)
Norte	0,207*** (0,078)	0,038 (0,057)	0,209*** (0,078)	0,044 (0,057)	0,186* (0,099)	0,017 (0,073)
Nordeste	0,092 (0,057)	-0,125*** (0,046)	0,096* (0,057)	-0,115** (0,046)	0,112 (0,074)	-0,091 (0,060)
Sul	0,071 (0,066)	0,062 (0,051)	0,069 (0,066)	0,064 (0,051)	-0,027 (0,083)	0,048 (0,065)
Centro-Oeste	0,160** (0,070)	-0,083 (0,059)	0,158** (0,070)	-0,083 (0,059)	0,129 (0,085)	-0,126* (0,072)
Rural	0,256*** (0,078)	0,129** (0,054)	0,262*** (0,078)	0,140*** (0,054)	0,135 (0,105)	0,127* (0,077)
Metropolitano	-0,270*** (0,049)	-0,247*** (0,040)	-0,270*** (0,049)	-0,253*** (0,040)	-0,231*** (0,062)	-0,266*** (0,051)
Observações	19.758	27.959	19.758	27.959	11.803	15.625
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

2. O - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

TABELA A.2

Resultados para a probabilidade de os filhos jovens serem sobre-educados, por faixa etária do jovem: famílias monoparentais

Variáveis	(1) Renda		(2) Ocupação		(3) Sobre-educação	
	Faixa etária		Faixa etária		Faixa etária	
	18-22	23-29	18-22	23-29	18-22	23-29
Ln Renda mãe	-0,015** (0,007)	-0,007 (0,005)	-	-	-	-
Mãe desocupada	-	-	0,027 (0,102)	0,148 (0,106)	-	-
Mãe ocupada	-	-	-0,053 (0,049)	0,015 (0,038)	-	-
Sobre-educação mãe	-	-	-	-	0,130** (0,064)	-0,003 (0,060)
Anos de educação	0,378*** (0,013)	0,232*** (0,007)	0,376*** (0,013)	0,231*** (0,007)	0,384*** (0,016)	0,215*** (0,010)
Idade	1,138** (0,524)	-0,443* (0,264)	1,137** (0,524)	-0,439* (0,264)	1,591** (0,644)	-0,410 (0,359)
Idade ²	-0,027** (0,013)	0,008 (0,005)	-0,027** (0,013)	0,008 (0,005)	-0,038** (0,016)	0,008 (0,007)
Mulher	-0,917*** (0,046)	-0,661*** (0,039)	-0,917*** (0,046)	-0,660*** (0,039)	-0,870*** (0,057)	-0,597*** (0,053)
Preto/pardo	0,192*** (0,048)	0,203*** (0,039)	0,195*** (0,048)	0,204*** (0,039)	0,190*** (0,058)	0,142*** (0,053)
Formal	-0,580*** (0,048)	-0,373*** (0,041)	-0,581*** (0,048)	-0,371*** (0,041)	-0,548*** (0,058)	-0,371*** (0,055)
Setor agrário	1,330*** (0,087)	1,047*** (0,076)	1,336*** (0,087)	1,051*** (0,076)	1,595*** (0,115)	1,149*** (0,117)
Setor industrial	0,988*** (0,063)	0,852*** (0,054)	0,989*** (0,063)	0,852*** (0,054)	0,978*** (0,077)	0,883*** (0,071)
Norte	0,123* (0,074)	0,095 (0,060)	0,126* (0,074)	0,100* (0,060)	0,085 (0,087)	0,095 (0,078)
Nordeste	-0,016 (0,055)	-0,041 (0,047)	-0,009 (0,055)	-0,032 (0,047)	0,028 (0,068)	-0,015 (0,062)
Sul	0,057 (0,062)	0,074 (0,053)	0,057 (0,062)	0,076 (0,053)	0,078 (0,075)	-0,048 (0,070)
Centro-Oeste	0,039 (0,068)	0,012 (0,060)	0,037 (0,068)	0,014 (0,060)	0,062 (0,078)	-0,066 (0,076)
Rural	0,175*** (0,066)	0,167*** (0,061)	0,183*** (0,066)	0,178*** (0,061)	0,107 (0,087)	0,178** (0,089)
Metropolitano	-0,291*** (0,047)	-0,216*** (0,040)	-0,294*** (0,047)	-0,220*** (0,040)	-0,292*** (0,057)	-0,195*** (0,053)
Observações	20.726	26.991	20.726	26.991	13.360	14.068
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Microdados da PNAD Contínua, 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 3 out. 2025.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

2. 0 - indica dados inexistentes.

3. Os desvios-padrão estão indicados entre parênteses.

Originais submetidos em: jun. 2024.

Última versão recebida em: fev. 2025.

Aprovada em: fev. 2025.