

Impactos da aposentadoria rural sobre o abandono escolar no Brasil

Impacts of rural pension on school dropout in Brazil

Fabio Hideki Nishida¹ , Alexandre C. Nicolella¹ , Bruno José Canassa² , Diego de Freitas Espinoza³ , Thalles Quinaglia Liduares¹ 

¹Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP), Universidade de São Paulo (USP), Ribeirão Preto (SP), Brasil. E-mail: fabio.nishida@usp.br; nicolella@usp.br; thalles.liduares@usp.br

²Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP), Universidade de São Paulo (USP), Ribeirão Preto (SP), Brasil. E-mail: bicanassa@fearp.usp.br

³Programa de Pós-Graduação em Administração de Organizações, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP), Universidade de São Paulo (USP), Ribeirão Preto (SP), Brasil. E-mail: diegoespinoza@usp.br

Como citar: Nishida, F. H., Nicolella, A. C., Canassa, B. J., Espinoza, D. F., & Liduares, T. Q. (2022). Impactos da aposentadoria rural sobre o abandono escolar no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 60(spe), e251012. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.251012>

Resumo: O abandono escolar ainda é uma realidade no Brasil, principalmente no meio rural. Políticas públicas que possam reduzi-lo, mesmo que indiretamente, são importantes. Assim, este trabalho avaliou o impacto da aposentadoria rural, benefício que pode transbordar seus efeitos em diversos fatores socioeconômicos, sobre o abandono escolar. A partir da descontinuidade gerada pela idade mínima para o acesso à aposentadoria rural, foram estimados modelos de regressão com descontinuidade utilizando os microdados do Módulo de Educação da PNAD de 2019 para uma amostra de domicílios rurais brasileiros. Os resultados, que para a amostra completa não foram significativos, revelaram impacto negativo e significativo da aposentadoria rural sobre o abandono aos garotos, principalmente na presença de pensionistas homens no domicílio. Esse efeito não foi observado para garotas. Essas evidências apontaram vieses possivelmente originados por expectativas associadas ao gênero dos jovens, nas quais os garotos deviam se preparar para o mercado de trabalho, enquanto as garotas deviam contribuir com os afazeres domésticos. Dessa forma, os resultados indicaram o potencial efeito redutor da aposentadoria rural sobre o abandono escolar de jovens no meio rural, tendo consequências positivas ao capital humano brasileiro, ainda que se exijam soluções que evitem o aumento na desigualdade de gênero.

Palavras-chave: aposentadoria rural, abandono escolar, pobreza, educação.

Abstract: School dropout is still a reality in Brazil, mainly in the countryside. Public policies that may reduce them, even indirectly, are important. This study evaluated the impact of rural pension, a benefit that may spillover in socioeconomic factors, such as school dropout. Through the discontinuity generated by the minimum age to access the rural retirement, regressions model with discontinuity were estimated using microdata from the 2019 Education Module of PNAD (National Household Sample Survey) for a sample of Brazilian rural households and subsamples involving the genders of retirees and young people. The results, which for the full sample are not significant, reveal a negative and significant impact of retirement on the dropout of boys, especially in the presence of male pensioners in the household. This effect is not observed for girls. This evidence suggests pro-male biases possibly generated by expectations related to the gender of the young, in which boys must prepare for the job market while girls contribute to household chores. Even with this bias, it can be suggested the potential reducing effect of the rural pension on school dropout in rural areas, with positive consequences for Brazilian human capital, even though it requires solutions to avoid the increase in gender inequality.

Keywords: rural pension, school dropout, poverty, education.

1. Introdução

O abandono escolar na adolescência, existente mesmo em países desenvolvidos (Rumberger & Lim, 2008; Finn, 1989), é associado a problemas como fracasso escolar, características familiares,



desemprego, níveis baixos de renda, problemas de saúde, uso de drogas, criminalidade e alta dependência de assistência social (Backman, 2017; Borjas, 2017; Lansford et al., 2016; Rud et al., 2016; Ramsdal et al., 2013; Freudenberg & Ruglis, 2007; Hartnagel & Krahn, 1989; Blakemore & Low, 1984). Dadas as potenciais consequências socioeconômicas negativas, em países em desenvolvimento como o Brasil, onde problemas de emprego, criminalidade e saúde são persistentes, estudar a eficácia de políticas públicas que possam reduzir o abandono escolar se torna primordial. Nesse sentido, acredita-se que políticas que minimizem o problema do abandono podem ter impacto significativo sobre o capital humano do país (Carneiro & Heckman, 2003; Krawczyk, 2011).

O desenvolvimento e a avaliação de políticas públicas contra o abandono escolar por adolescentes exigem a compreensão dos motivos pelos quais os fazem tomar essa decisão. Pesquisas apontam que os motivos vão desde a inserção social do aluno, envolvimento e frustrações (Fall & Roberts, 2012; Janosz et al., 1997; Finn, 1989) até a própria qualidade do ensino (Hanushek et al., 2008). Além desses, os motivos extraescolares, como a necessidade de contribuir com a renda familiar ou os afazeres domésticos, destacam-se. É comum que jovens brasileiros optem por abandonar seus estudos para trabalhar, cuidar de parentes e filhos (principalmente, no caso de garotas), ou mesmo percam o interesse em estudar por expectativas baixas em retornos salariais (Neri, 2015; Soares et al., 2015; Souza et al., 2012; Mônico, 2010; Duryea et al., 2007; Cardoso & Verner, 2007; Castro et al., 2004).

Não surpreende que o abandono escolar seja agudo no meio rural, onde famílias têm sua renda associada à incerteza e sazonalidade da produção agrícola, e as oportunidades profissionais são limitadas quando comparadas aos centros urbanos (Duque, 2019; Soares et al., 2012; Helfand et al., 2009). Por exemplo, Kassouf (1997) apresenta evidências de menores retornos salariais à escolaridade no meio rural brasileiro, as quais se alinham à potencial falta de incentivo para estudar e tendem, pelo contrário, a incentivar a troca dos estudos pelo trabalho na lavoura familiar. Mesmo o abandono escolar para ajudar nos afazeres domésticos tem, indiretamente, impacto sobre a renda familiar ao servir de apoio para que parentes continuem trabalhando (Neri, 2015).

Dessa forma, é possível compreender a aposentadoria rural como uma fonte de estabilidade às famílias que compartilham domicílio com pensionistas, dada a constatação de aumento de renda e a redução de desigualdades após o acesso ao benefício (Camarano & Fernandes, 2016; Kreter & Bacha, 2006; Maia et al., 2008). Ao trazer segurança financeira, a aposentadoria rural também tem efeitos sobre diversos fatores socioeconômicos. Evidências para o Brasil dão suporte a essa compreensão. Por exemplo, Ponczek (2011) indica melhorias na saúde, alfabetização e frequência escolar, especialmente quando homens recebem a aposentadoria. Carvalho (2012) aponta o aumento de matrículas e, quando convivendo com idosas pensionistas, a redução do trabalho infantil de meninas. Duque (2019) sugere a aposentadoria rural como redutora da insegurança alimentar e da pobreza, além de influenciadora na decisão de saída do beneficiário do mercado de trabalho. Até mesmo a composição do domicílio é afetada pela aposentadoria rural, já que idosas beneficiárias tendem a viver com filhos e netos, enquanto idosos beneficiários costumam viver apenas com suas esposas (Ramos & Arend, 2012). Contudo, ressalta-se que o impacto da aposentadoria pode ser distinto entre garotos e garotas, em razão da maior facilidade de acesso ao benefício por homens (Kreter & Bacha, 2006), da barganha no uso da renda da aposentadoria (Ponczek, 2011) e das expectativas da família sobre o gênero do jovem (Carvalho et al., 2016).

Evidências semelhantes às brasileiras são encontradas em outros países, indicando melhorias socioeconômicas decorrentes do acesso à aposentadoria rural. Por exemplo, Edmonds

(2006) aponta o impacto positivo da elegibilidade de mulheres à aposentadoria rural sobre a frequência escolar, reduzindo as horas trabalhadas por adolescentes na África do Sul e com efeito diferenciado entre homens e mulheres. Por sua vez, Filmer & Schady (2012) destacam que pequenos aumentos na renda por causa da aposentadoria rural causam impactos substanciais na frequência escolar no Camboja.

Dado o contexto apresentado, o objetivo deste trabalho foi avaliar o impacto da aposentadoria rural sobre o abandono escolar de jovens brasileiros entre 12 e 21 anos. Para isso, foram utilizados microdados do Módulo de Educação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2019, os quais permitiram a avaliação do impacto da aposentadoria rural sobre o abandono escolar por meio de regressões com descontinuidade (RDD) aplicada à quebra gerada pela idade mínima para o acesso à aposentadoria. Também foram investigados fatores como o gênero do aposentado e dos jovens que residem no mesmo domicílio, as interações de gênero entre aposentados e jovens e alguns motivos específicos para o abandono dos estudos costumeiramente apresentados pela literatura, por exemplo, a necessidade dos garotos de trabalhar e das garotas de ajudar nos afazeres domésticos ou mesmo por causa da gravidez (Carvalho et al., 2016; Neri, 2015; Ponczek, 2011; Cardoso & Verner, 2007).

Dessa maneira, a distinção deste trabalho está na proposição de uma medida para o abandono escolar. Assim, diferencia-se de trabalhos como o de Carvalho (2012) e o de Ponczek (2011), que investigaram o aumento de matrículas de jovens que conviviam com beneficiários da aposentadoria rural mesmo que não completassem os estudos. Também, por ser aplicado ao meio rural, distingue-se das evidências no meio urbano apontadas no estudo de Reis & Camargo (2007). Ressalta-se que a aposentadoria tende a ser mais importante na renda de famílias no meio rural, dada a concentração de pobreza nesse meio. Além disso, este trabalho utiliza técnicas de identificação mais robustas, comparadas aos modelos empregados por Reis & Camargo (2007). Por fim, neste estudo, são investigados motivos comuns para o abandono escolar de jovens no meio rural, algo pouco comum na literatura brasileira sobre o impacto da aposentadoria rural na educação.

O restante do trabalho dá-se da seguinte forma. Na seção 2, é apresentada a política de aposentadoria rural no Brasil, direcionando-a à estratégia de identificação descrita na seção 3. A base de dados, a construção de variáveis e a descrição da amostra estão na seção 4. Já os resultados, incluindo também a validação do modelo RDD, identificação do modelo e testes de robustez, estão na seção 5. Por fim, na seção 6 constam as conclusões.

2. A Política de Aposentadoria Rural

De acordo com o art. 1º da Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991, a previdência social tem como finalidade assegurar, mediante contribuição dos beneficiários, meios indispensáveis de manutenção por motivo de incapacidade, desemprego involuntário, idade avançada, tempo de serviço, encargos familiares e prisão ou morte de quem dependiam economicamente. Este trabalho focaliza as aposentadorias rurais que, segundo o Ministério da Economia, representam cerca de 30% dos benefícios concedidos pelo Regime Geral de Previdência Social.

São definidos como trabalhadores rurais, para fins de aposentadoria, a pessoa física, independentemente de ser ou não proprietária do imóvel rural, que explora atividade agropecuária em qualquer caráter de tempo. A contribuição só é obrigatória quando há comércio da produção – alíquota de 2,3% sobre o valor bruto da produção rural comercializada. Todo e qualquer indivíduo tem direito ao benefício desde que, comprovada a condição de trabalhador rural, cumpra, pelo menos, os seguintes requisitos: 60 anos completos para homens e 55 anos

completos para mulheres, com contribuição, mesmo que descontínua, de 15 anos – 180 meses (Brasil, 1991). Na prática, existem quatro categorias de segurados, a depender das condições observadas:

- Segurado empregado: trabalhadores que prestam serviços de forma habitual, subordinados a um empregador, em propriedade rural e com registro em carteira de trabalho.
- Segurado contribuinte individual: trabalhadores que prestam serviços de forma habitual, sem vínculo empregatício e contribuem com o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS).
- Segurado trabalhador avulso: categoria similar à anterior, mas com intermediação entre os trabalhadores avulsos e o empregador, geralmente por meio de cooperativas, que são responsáveis pelo recolhimento da contribuição.
- Segurado especial: aqueles que exercem a atividade de maneira familiar ou individual, sem qualquer vínculo empregatício. Nessa categoria, além dos trabalhadores rurais, enquadram-se pescadores artesanais, indígenas, garimpeiros, entre outros.

O cálculo do benefício para trabalhadores rurais, seja empregado, contribuinte individual ou trabalhador avulso, é feito pela média das maiores contribuições do trabalhador desde 1994, a partir da qual o INSS considera 70% dessa média e com um acréscimo a cada ano de contribuição. Na condição de segurado especial, como o tempo de contribuição não é requisito para pedir a aposentadoria, a comprovação de 15 anos de trabalho em atividade rural permite acesso ao benefício no valor do salário mínimo vigente (Brasil, 1991).

O ordenamento jurídico (art. 55, §3º, da Lei nº 8.213/91, c/c art. 63, do Decreto nº 3.048/99, c/c súmula 34, da Turma Nacional de Uniformização de Jurisprudência [TNU]) sustenta a necessidade de prova material do período trabalhado, por meio de algum dos documentos descritos no art. 54, da Instrução Normativa nº 77/15, como ficha de associação em cooperativa, escritura pública, recibo de compra de implementos agrícolas, entre outros. Por outro lado, em razão das dificuldades enfrentadas pelos trabalhadores rurais na produção probatória, debate-se a respeito da possibilidade de certa flexibilização, com a não necessidade de que as provas materiais abarquem todo o período (Súmula 14 da TNU).

Tabela 1 – Comparação dos modelos de aposentadoria

Modelos	Idade mínima	Tempo de trabalho	
	(mulher/homem)	mínimo	máximo
“Comum”	55/60 anos	15 anos de contribuição	30/35 anos de contribuição
Rural	55/60 anos	15 anos de contribuição	30 anos de contribuição
Rural especial	55/60 anos	15 anos de trabalho comprovado	

Fonte: elaborada pelos autores a partir do art. 201 da Constituição Federal e Emenda Constitucional nº 20/1998.

Esse cenário fica evidente quando se olha para o quadro de judicialização das aposentadorias no Brasil. Segundo Maranhão & Vieira Filho (2018), entre 2004 e 2017, a participação das aposentadorias rurais no total de aposentadorias concedidas via judicial variou entre um mínimo de 85,8%, em 2004, e um máximo de 93,3%, em 2012. É importante ressaltar que a aposentadoria rural responde por cerca de 30% dos beneficiários do país, o que evidencia a dificuldade de acesso ao benefício.

Dado que as regras de aposentadoria rural, especial ou não, são mais brandas para a população que exerceu atividades rurais (Tabela 1), é razoável considerar que o comportamento para a obtenção da aposentadoria seja distinto no meio rural em relação ao urbano. De fato, na Figura 1, em que o eixo vertical corresponde à proporção de pensionistas, e o eixo horizontal,

à idade centrada nas idades mínimas de aposentadoria¹, é possível notar a descontinuidade próxima à idade mínima na área rural, o que não ocorre na urbana.

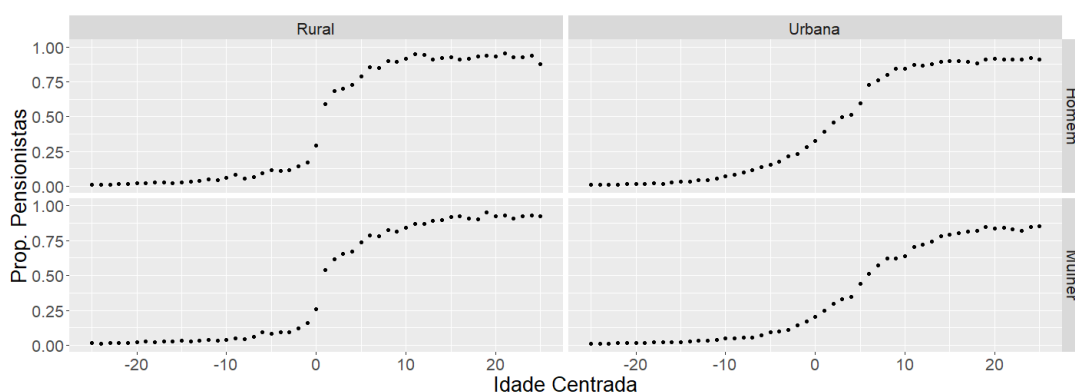


Figura 1 – Proporção de pensionistas por idade centrada na idade mínima de aposentadoria. Fonte: elaborada pelos autores a partir do Módulo de Educação da PNAD Contínua de 2019.

O aumento da proporção de pensionistas no meio urbano é mais suave, visto que a aposentadoria “comum” do INSS se dá por idade mínima e tempo de contribuição, e há incentivos para contribuir por mais tempo². No meio rural, é possível observar aumentos destacados na idade mínima de aposentadoria e na seguinte (idades centradas 0 e 1). Isso, provavelmente, deve-se à maior facilidade de acesso àqueles que trabalharam em atividades rurais, sobretudo pelo fato de a aposentadoria rural “especial” não exigir a contribuição do INSS, o que facilita o acesso ao benefício em que se concentram os trabalhadores informais e mais pobres. Nota-se também que o valor desse benefício independe do tempo de trabalho (após atingir tempo mínimo), e, portanto, não existem incentivos para a postergação do pedido de acesso a esse modelo de aposentadoria. No entanto, o processo de obtenção pode demorar até um ano por causa da necessidade de apresentação de provas de trabalho em atividades rurais por 15 anos, o que pode explicar o aumento expressivo na proporção de aposentados em áreas rurais na idade posterior à idade mínima de aposentadoria.

3. Estratégia de Identificação

A descontinuidade gerada pelas idades mínimas de aposentadoria rural, destacada na Figura 1, foi utilizada como estratégia de identificação para a estimação do impacto do recebimento de aposentadoria rural sobre o abandono escolar de jovens no meio rural brasileiro. Assumindo que os indivíduos não têm a capacidade de manipular a idade para receber a aposentadoria rural, considerou-se a descontinuidade na idade mínima de aposentadoria como estritamente exógena, sendo, assim, possível implementar o modelo de regressão com descontinuidade (RDD) (Skovron & Titiunik, 2015).

Os modelos RDD são caracterizados pela existência de uma variável de atribuição sobre a qual há um ponto de corte que determina, ou ao menos influencia, a atribuição de um tratamento (Skovron & Titiunik, 2015). Neste trabalho, a variável de atribuição foi a idade dos

¹ Idade Centrada = Idade do Indivíduo – Idade Mínima de Aposentadoria do gênero do indivíduo.

Idade Centrada igual a 0 equivale às idades de 55 e 60 anos para mulheres e homens, respectivamente, permitindo analisar ambos os gêneros de forma conjunta, em vez de utilizar duas idades distintas.

² O valor da aposentadoria “comum” é dado pela média dos salários de contribuição multiplicado por um fator previdenciário que aumenta com o tempo de contribuição.

idosos, e o ponto de corte foram as idades mínimas, de mulheres ou homens, para requisitar a aposentadoria rural. O tratamento foi o efetivo recebimento da aposentadoria rural.

Foram atribuídos ao grupo de tratamento todos os indivíduos que receberam o benefício, que, nesse caso, exigia idades maiores ou iguais ao ponto de corte – as idades mínimas para o recebimento de aposentadoria: 55 anos para mulheres e 60 anos para homens. Foram alocados ao grupo controle os indivíduos com idades menores que os pontos de corte. Em termos teóricos, seguindo Skovron & Titiunik (2015), a atribuição ao grupo de tratamento e ao grupo controle é dada por (1):

$$Z_i = I(X_i \geq x_0), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

em que $I(\cdot)$ é uma variável indicadora dada por:

$$I(\cdot) = \begin{cases} 1, & \text{se indivíduo recebe o tratamento;} \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (1.1)$$

Em (1), X_i é a variável de atribuição baseada na idade do idoso, x_0 é o ponto de corte dado pelas idades mínimas exigidas para aposentadoria rural e Z_i são os indivíduos que foram atribuídos ao grupo de tratamento, ou seja, os beneficiários da aposentadoria rural. As idades dos idosos foram centradas nas idades mínimas de aposentadoria, visto que mulheres e homens tinham idades mínimas distintas, proporcionando um único ponto de corte x_0 igual a 0. Neste trabalho, a variável de resultado foi o abandono escolar, representado condicionalmente entre tratado e controle, respectivamente, por $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$.

Existem dois tipos principais de modelos RDD: *sharp* e *fuzzy*. A diferença entre *sharp* e *fuzzy* dá-se na probabilidade de atribuição do tratamento aos indivíduos (Imbens & Lemieux, 2008). No modelo *sharp*, a atribuição ao grupo de tratados é determinística. Neste estudo, isso ocorreria se os idosos se aposentassem assim que atingissem a idade mínima de aposentadoria, com “salto” de probabilidade de acesso à aposentadoria rural de 0 para 1 em x_0 . No *fuzzy*, por sua vez, aborda-se a possibilidade de indivíduos atingirem a idade mínima para aposentadoria sem que satisfaçam outros requisitos para obtenção do benefício, por exemplo, o tempo mínimo de 15 anos de contribuição de trabalho no meio rural. No presente caso, a probabilidade de acessar a aposentadoria rural foi menor do que 1 em x_0 ; logo, a idade mínima influenciou, mas não determinou o acesso à aposentadoria rural completamente.

Foi utilizado o kernel triangular. Logo, é corroborada a utilização do método *fuzzy*, cuja estimação, de acordo com Imbens & Lemieux (2008), é dada por:

$$\tau_{fuzzy} = \frac{\lim_{x \downarrow c} \mathbb{E}[Y | X = x] - \lim_{x \uparrow c} \mathbb{E}[Y | X = x]}{\lim_{x \downarrow c} \mathbb{E}[Z | X = x] - \lim_{x \uparrow c} \mathbb{E}[Z | X = x]} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i \geq c]. \quad (2)$$

O último termo de (2) aponta o efeito do tratamento, ou seja, o impacto do recebimento da aposentadoria rural sobre o abandono escolar. Aqui, é importante ressaltar que, fundamentalmente, em termos de inferência e causalidade, somente são observados os resultados potenciais dos indivíduos dentro do grupo, de tratamento ou controle, a que pertencem. Por exemplo, não é possível realizar inferências sobre o que aconteceria com um indivíduo que recebe aposentadoria rural se ele, na situação de controle, não recebesse o benefício. Em outras palavras, é impossível observar, simultaneamente, $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$. Nesse sentido, a distinção de modelos RDD está na estimação de regressões locais que utilizam uma

janela de indivíduos em torno de x_0 , em que se considera que a única, ou principal, diferença é a atribuição do tratamento (Skovron & Titiunik, 2015). Assim, são comparados os resultados de indivíduos das janelas depois de x_0 , que são os tratados, e antes de x_0 , que compõem o grupo de controle; o contrafactual é criado pela comparação entre as janelas.

4. Dados e Análise Descritiva

4.1. Base de Dados e Variáveis

Este trabalho utilizou microdados do Módulo de Educação da PNAD Contínua de 2019, pesquisa de caráter anual e realizada de maneira concentrada no 2º trimestre de cada ano. O foco da análise foi o meio rural, em que a descontinuidade da proporção de pensionistas foi destacada na idade mínima para aposentadoria, tornando plausíveis os modelos RDD.

Para avaliar o impacto da aposentadoria sobre o abandono escolar, jovens entre 12 e 21 anos que não concluíram o ensino médio foram selecionados e pareados com a pessoa mais velha do domicílio³, já que era mais provável que essa pessoa fosse beneficiária de pensão do INSS em relação aos demais moradores mais novos. Para a aplicação do RDD, as idades dos idosos foram *centradas* em relação à idade mínima para aposentadoria (55 e 60 anos para mulheres e homens, respectivamente), de forma a gerar apenas um ponto de corte independentemente do gênero; a *idade centrada*, 0, correspondeu às idades mínimas de aposentadoria para ambos os gêneros. O ponto de corte utilizado foi 0, mesmo que o aumento na proporção de pensionistas fosse mais expressivo em 1 (Figura 1), pois o procedimento de obtenção da aposentadoria rural demanda provas de trabalho em atividades rurais, o que pode demorar até um ano. No entanto, o idoso começa a acumular mensalmente os valores da aposentadoria assim que é iniciado o processo e recebe integralmente o seu valor acumulado após a efetiva formalização da aposentadoria rural. Dada a perspectiva de se tornar um beneficiário do INSS, é razoável supor que um indivíduo que dá entrada na idade mínima faz parte do grupo de tratamento, mesmo finalizando o processo de aposentadoria no ano seguinte, pois já pode antecipar o efeito de se tornar um aposentado.

Como o recebimento de pensão pode ocorrer pela aposentadoria “comum” ou pela rural, e ambas não precisam ser solicitadas na idade mínima, foram considerados como *tratados* todos os indivíduos beneficiários de pensão do INSS, independentemente da idade. É importante apontar que essa renda também pode estar relacionada à pensão por morte, mas nota-se que a proporção de pensionistas foi praticamente constante até se aproximar do ponto de corte (Figura 1). Portanto, o foco da análise foi ao redor da idade centrada 0, em que, diferentemente da área urbana, ocorre um salto na probabilidade de ser pensionista, provavelmente causado pelo acesso de idosos às aposentadorias rurais.

Foram classificados como jovens que *abandonaram* a escola todos aqueles com idade de 12 a 21 anos que não completaram o ensino médio e que declararam não estudar durante a pesquisa. Essa classificação de abandono também incluiu jovens que se evadiram da escola, ou seja, que saíram em períodos anteriores e não retornaram aos estudos até o período de realização da pesquisa. Como o abandono escolar pode ter ocorrido anos antes da pesquisa

³ Ao parear o jovem com a pessoa mais velha do domicílio, não são diferenciados domicílios com um ou mais pensionistas, e, portanto, nesse modelo não é estimado o “efeito de dose”. O modelo RDD identifica o impacto da aposentadoria rural via comparação dos abandonos entre os grupos de tratamento e controle, e, assim, o modelo não é o mais adequado para identificar diferenças de intensidade de tratamento.

e não há maneira precisa para verificar se o adulto mais velho do domicílio era pensionista quando o jovem saiu da escola, foi feita a opção de manter apenas os abandonos recentes e de assumir que os adultos pensionistas no período da pesquisa já eram pensionistas ou já tinham iniciado o processo de obtenção da pensão e a acumulação do benefício. Para isso, foi criada a variável *duração do abandono escolar*, que é a idade do jovem quando realizada a pesquisa da PNAD Contínua de 2019 (2º trimestre) subtraída a idade de abandono.

Para este trabalho, foram considerados apenas os abandonos com duração de 0 ou 1 ano, excluindo-se da amostra os abandonos de maior duração⁴. Logo, os possíveis impactos da aposentadoria rural estão limitados aos casos de abandono escolar (pausa nos estudos com possível retorno à escola), não podendo estender os resultados para a evasão escolar (saída permanente da escola).

4.2. Análise Descritiva

A Tabela 2 contém estatísticas após o pareamento dos jovens com as pessoas mais velhas em seus respectivos domicílios para janelas de quatro anos ao redor do ponto de corte centrado nas idades mínimas para aposentadoria rural. As estatísticas dos adultos referem-se àqueles que vivem em domicílios juntos de jovens de 12 a 21 anos que estudam e não completaram o ensino médio, ou cuja duração de abandono é de até um ano.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas por idade centrada na base ajustada

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Adultos mais velhos									
% pensionistas	0,094	0,119	0,156	0,200	0,249	0,546	0,633	0,713	0,624
% adultos trabalhadores	0,543	0,541	0,513	0,413	0,448	0,392	0,458	0,327	0,291
% mulheres adultas	0,326	0,348	0,339	0,404	0,344	0,371	0,404	0,392	0,418
Jovens									
% jovens que abandonaram	0,106	0,070	0,070	0,075	0,090	0,080	0,135	0,102	0,065
% jovens mulheres	0,483	0,465	0,430	0,416	0,400	0,460	0,418	0,400	0,432
Idade média dos jovens	15,31	15,33	15,13	15,53	15,32	15,47	15,39	15,38	15,41
Idade média de abandono	16,90	17,00	16,30	17,09	17,04	17,15	16,52	16,74	16,89

Fonte: elaborada pelos autores a partir do Módulo de Educação da PNAD Contínua de 2019.

Houve um crescimento no percentual de pensionistas do INSS após a idade mínima para acesso à aposentadoria rural, centrada em 0 (de 0,200 em -1 para 0,546, mais que o dobro, em 1). Com a Figura 1, isso sugere a busca pela aposentadoria rural assim que se alcançava a idade mínima e reforça que, efetivamente, o recebimento da aposentadoria se iniciava por volta de um ano após o pedido inicial em razão dos processos relacionados a provar que atuou em atividades rurais. Também houve menos adultos trabalhando após o idoso acessar a aposentadoria rural (se, antes de 0, os valores eram maiores que 0,400, após 0, com exceção de 2 [0,458], houve diminuição gradual até o mínimo de 0,291 em 4), alinhado a Duque (2019), permitindo a inferência de que nem todos os familiares precisam trabalhar quando se tem a

⁴ Para considerar abandonos com durações acima de um ano, seria necessário assumir que o abandono do jovem ocorreu quando já estava morando com a pessoa mais velha do domicílio e, no caso de um pensionista, supor que já era um beneficiário. Além disso, a idade atual da pessoa mais velha (variável de atribuição do RDD) estaria descaída do momento de abandono escolar, o que poderia prejudicar a estimação. Por exemplo, uma idosa aposentada com idade maior que a mínima de aposentadoria (ponto de corte) morando com um jovem que abandonou a escola quando a idosa ainda não era aposentada.

renda da aposentadoria. Por sua vez, ocorreu um leve aumento na proporção de mulheres adultas em cada idade (início de 0,326 em -4 e término de 0,418 em 4).

Ainda na Tabela 2, é observado um possível aumento na proporção de abandonos dos estudos de jovens após os idosos atingirem a idade mínima de aposentadoria rural. Apesar de o menor percentual de abandonos ter ocorrido em 4 (0,065), acima do ponto de corte estão os maiores percentuais (a se destacar 0,135 em 2). É preciso ressaltar, porém, que esses valores são proporções e dependem da quantidade de jovens em cada idade da Tabela 2. Por sua vez, a idade média dos jovens manteve-se em torno dos 15,3 anos, e a idade média do abandono, entre 16 anos e 17,5 anos, quando cursavam o ensino médio. Como destacado por Neri (2015) e Finn (1989), é comum o abandono escolar durante os anos do ensino médio. Por fim, embora a proporção de mulheres jovens tenha variado bastante em cada ano, mantendo-se entre 0,400 e 0,480, não houve uma distinção clara quando comparados os períodos antes e depois da possibilidade de acesso à aposentadoria rural.

Tabela 3 – Motivos de evasão escolar por gênero do jovem

	Garotas	Garotos
Gravidez	0,276	-
Problema de saúde	0,236	0,396
Trabalho	0,128	0,304
Afazeres/cuidados domésticos	0,118	0,044
Deficiência	0,069	0,088
Sem interesse	0,060	0,065
Localidade	0,045	0,037
Falta de vaga	0,028	0,029
Repetência	0,021	0,022
Falta de dinheiro	0,019	0,014

Fonte: elaborada pelos autores a partir do Módulo de Educação da PNAD Contínua de 2019.

Na Tabela 3, estão distintos, por gênero, os motivos apontados por jovens brasileiros no meio rural para o abandono dos estudos. Nos principais motivos, exceto “problemas de saúde”, que é comum para garotas (0,236) e garotos (0,396), há uma clara diferença entre os gêneros. Garotas tiveram a gravidez como o principal motivo do abandono escolar (0,276), sendo a necessidade de trabalhar (0,128) apenas o terceiro motivo mais comum, próximo da ajuda nos afazeres domésticos (0,118). De fato, estudos apontam a gravidez como o principal motivo para as garotas abandonarem os estudos (Cardoso & Verner, 2007). Além disso, tanto quanto contribuir com a renda familiar, garotas no meio rural tendem a cuidar da casa para que parentes trabalhem. Por sua vez, foi constatada a necessidade de garotos trabalharem para contribuir com a renda do domicílio (0,304), mas com pouca obrigação nos afazeres domésticos (0,044, o quinto motivo mais comum). Tanto a necessidade de garotos contribuírem na renda domiciliar quanto a de garotas auxiliarem nos afazeres domésticos têm aderência às expectativas comuns associadas ao gênero pelas famílias (Carvalho et al., 2016). Não surpreende, então, que pesquisas sobre o impacto da aposentadoria rural em variáveis de escolaridade encontrem resultados distintos ao comparar o gênero dos jovens (Ponczek, 2011; Reis & Camargo, 2007). Houve pouca distinção nos demais motivos para o abandono, os quais representaram, somados, apenas 0,173 dos casos nas garotas e 0,167 nos garotos.

5. Resultados

5.1. Validação

De acordo com Skovron & Titiunik (2015), uma das grandes vantagens dos modelos RDD está no mecanismo de atribuição de tratamento com base em regras bem fundamentadas, utilizando variáveis de interesse quantitativamente observáveis. Em contrapartida, é necessário haver testes para validar e demonstrar a robustez dos resultados do modelo empregado. Neste trabalho, a validação⁵ incluiu os testes (i) de manipulação/densidade de Cattaneo et al. (2020b) para a variável de atribuição, (ii) do efeito do tratamento para covariadas pré-tratamento e (iii) do efeito do tratamento em pontos de cortes distintos (placebo). Como este estudo também realizou as estimações para subgrupos (a serem detalhados mais à frente), foram realizados os mesmos testes de validação para eles também resultados foram semelhantes e não serão apresentados por concisão.

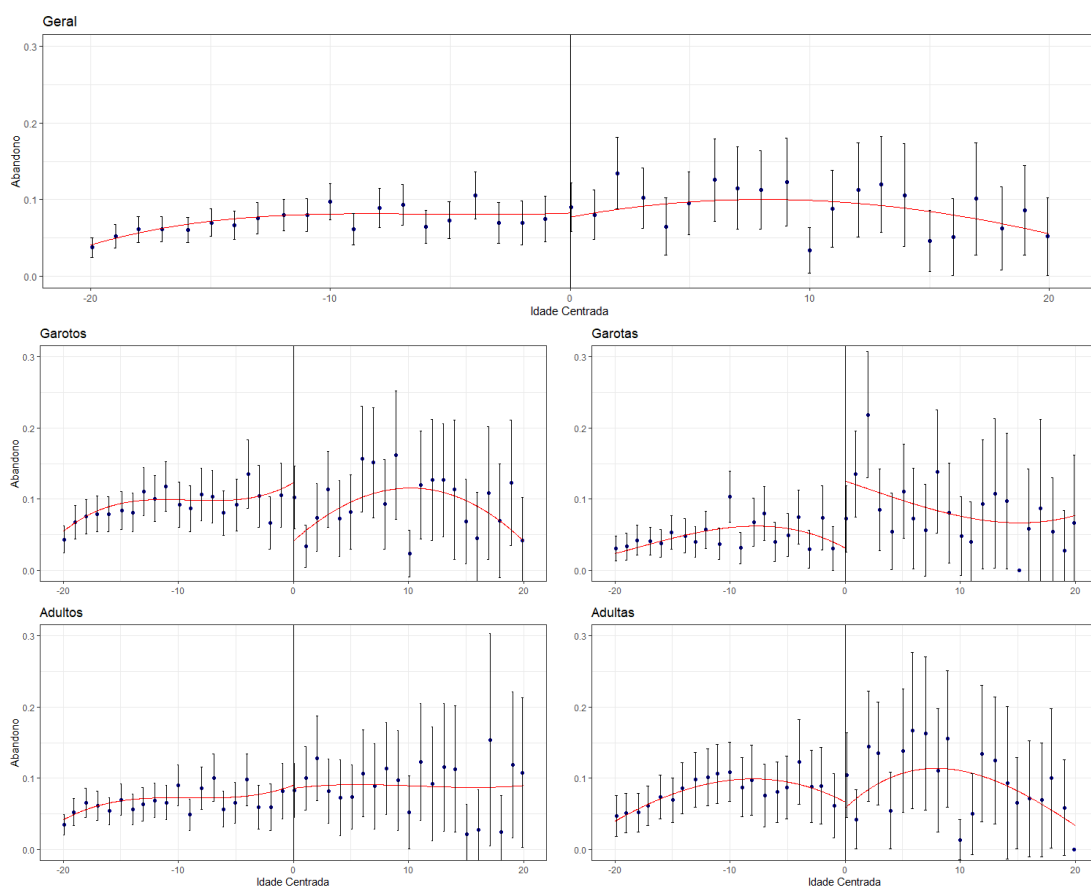


Figura 2 – Proporcão de abandono por idade centrada na idade mínima de aposentadoria: ajustamento de polinômio cúbico ao redor do ponto de corte (janelas de 20 anos).

Primeiramente, foi analisada visualmente a presença de descontinuidade da proporcão de pensionistas ao redor do ponto de corte (idade centrada igual a 0) para amostra inteira

⁵ Para aplicação dos testes, foram utilizados os pacotes *rddensity*, de Cattaneo et al. (2020a), e *rddtools*, de Stigler & Quast (2020), do software R.

(geral) e para subamostras contendo apenas adultos mais velhos ou jovens de determinado gênero. Na Figura 2, é observado que não existiam descontinuidades claras nas amostras geral e de ambos os gêneros de adultos mais velhos do domicílio. Já para as amostras que levaram em conta os gêneros dos jovens, é possível observar efeito negativo para os garotos e efeito positivo para as garotas, o que sugere a necessidade de se avaliarem os efeitos da pensão no abandono escolar considerando os gêneros dos indivíduos, sobretudo dos jovens.

O teste de manipulação de Cattaneo et al. (2020b) avalia a continuidade da variável de atribuição ao redor do ponto de corte, de modo a garantir que os efeitos obtidos pelo RDD não se devam a uma quebra da variável, que potencialmente pode ocorrer por manipulação para acesso ao tratamento. O teste, diferentemente do teste de McCrary (2008), é fundamentado em técnicas polinomiais locais sem requerer a escolha das caixas (*bins*) da densidade e utiliza apenas um parâmetro de ajuste (*tuning variable*), adaptando-se aos limites do suporte da densidade sem exigir modificação específica de dados ou escolha de parâmetro de ajuste adicional. Na Figura 3, não há descontinuidade aparente ao redor do ponto de corte, e, de fato, o teste de manipulação não rejeitou a hipótese nula de continuidade da variável de atribuição com um p-valor de 0,60.

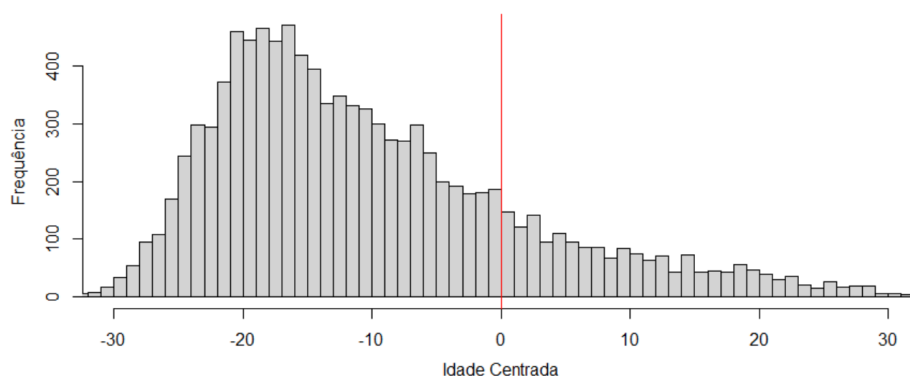


Figura 3 – Histograma da idade centrada na idade mínima de aposentadoria.

Não foram identificados efeitos de tratamento significantes na maioria dos pontos de corte distintos (placebos), conforme o desejado. Apenas alguns pontos mais distantes do ponto de corte foram significativos. Especificamente, esses pontos de corte distintos são referentes às análises para subgrupos contendo apenas observações de jovens garotas combinadas com idosos homens (Adultos-Garotas) e apenas de jovens garotos combinados com idosas mulheres (Adultas-Garotos). Os efeitos significantes negativos para os placebos estavam nas idades centradas 3 e 7, respectivamente. Portanto, é preciso ter cautela na análise dos resultados desses subgrupos.

Os potenciais efeitos do tratamento para covariadas pré-tratamento foram checados por testes de média para variáveis (apresentadas na Tabela 4) entre as janelas ótimas distintas calculadas por minimização do erro quadrático médio, com kernel triangular e RDD *fuzzy*⁶. A maioria dos testes de média não apontou diferenças estatisticamente significantes entre as janelas. Foram observadas diferenças estatisticamente significantes, sobretudo, na proporção de *Adultos Trabalhadores* (como esperado, por causa da obtenção da idade mínima para aposentadoria) e na proporção de *Mulheres Adultas*. Para tratar essas diferenças nas proporções de mulheres adultas e de garotas, também foi aplicado o RDD em subamostras, nas quais

⁶ Resultados similares foram obtidos usando janela ótima única e com o modelo RDD *sharp*.

foram considerados apenas um dos gêneros do jovem e um dos gêneros do adulto mais velho. Em relação aos motivos do abandono escolar, a diferença mais significativa foi a do abandono por *trabalho*, que diminuiu após atingir a idade mínima de aposentadoria.

Tabela 4 – Comparativo de médias das janelas ao redor do ponto de corte

	Médias		diferença	p-valor
	esquerda	direita		
% mulheres adultas	0,351	0,397	0,046	0,000
% adultos trabalhadores	0,580	0,291	-0,289	0,000
% garotas	0,450	0,429	-0,021	0,081
Idade do jovem	15,327	15,384	0,057	0,308
Motivos de abandono escolar				
Problema de saúde	0,337	0,332	-0,005	0,898
Trabalho	0,240	0,158	-0,082	0,013
Localidade	0,104	0,081	-0,022	0,347
Gravidez	0,099	0,131	0,031	0,221
Deficiência	0,090	0,114	0,024	0,327
Afazeres/cuidados domésticos	0,044	0,077	0,032	0,085
Sem interesse	0,032	0,052	0,020	0,203
Falta de vaga	0,028	0,014	-0,014	0,249
Repetência	0,017	0,038	0,021	0,099
Falta de dinheiro	0,008	0,004	-0,004	0,527

Seleção de janelas ótimas por MSE-2 com ajuste de viés e kernel triangular via RDD *fuzzy*.

Conforme os resultados dos testes de validação sugeridos por Skovron & Titiunik (2015), acredita-se que a aplicação do RDD para este trabalho seja válida. Além disso, os testes de validação também reforçam a necessidade de estimações considerando os gêneros dos jovens e dos adultos mais velhos de seus domicílios, conforme demonstrado nas diferenças de médias de algumas variáveis ao redor do ponto de corte, e sugerem cautela na análise de resultados dos subgrupos de Adultos-Garotas e de Adultas-Garotas, em razão dos potenciais efeitos significativos em alguns pontos distintos do ponto de corte (placebos).

5.2. Método de Estimação

Skovron & Titiunik (2015) apontam que a escolha da janela h apropriada é de suma importância em modelos RDD, pois a janela escolhida determina a vizinhança em torno do ponto de corte que permite a utilização dos polinômios⁷ para a aproximação de funções eventualmente desconhecidas. É importante pontuar que há um *tradeoff* entre viés e variância. Para uma dada janela h , quanto menor sua largura, menor tende a ser o viés, ao passo que a variância das estimativas tende a crescer por causa do menor número de observações. Por sua vez, janelas com largura maior tendem a produzir maior viés, mas menor variância das estimativas, à medida que o número de observações na janela analisada cresce. Neste trabalho, foi feita a opção de utilizar duas janelas ótimas distintas (uma antes e outra depois do ponto de corte)

⁷ Os polinômios são dados por $(X_j - x_0), (X_j - x_0)^2, \dots, (X_j - x_0)^p$, em que p é a ordem do polinômio.

com correção de viés, dando maior flexibilidade à minimização do erro quadrático médio⁸, conforme a proposta de Calonico et al. (2017).

Foi utilizado o kernel triangular nas estimações *sharp* e *fuzzy* como forma de dar maior peso⁹ às observações ao redor do ponto de corte e de minimizar o impacto das observações mais distantes. Dessa maneira, a estimação captura majoritariamente o impacto da aposentadoria rural, assumindo que não há um salto na probabilidade de pensionistas por morte ou invalidez ao redor da idade mínima de aposentadoria. Desse modo, o foco esteve na descontinuidade potencialmente causada pelas aposentadorias rurais, conforme a diferença na mudança da proporção de aposentados vista na Figura 1. Além disso, de acordo com Skovron & Titiunik (2015), o kernel triangular, conjuntamente com as janelas ótimas, permite a obtenção de propriedades assintóticas, como variância ótima e correção de viés. Skovron & Titiunik (2015) também sugerem o uso do menor polinômio de grau ímpar (1), pois, dado o *tradeoff* entre viés e variância, a precisão das aproximações é controlada pela largura das janelas.

A exemplo de outros autores na literatura que investigam potenciais efeitos do acesso à aposentadoria rural na educação (Carvalho, 2012; Ponczek, 2011; Edmonds, 2006), e para minimizar um potencial viés da diferença entre a proporção de mulheres adultas antes e depois do ponto de corte (Tabela 4), o RDD foi aplicado à amostra geral e às subamostras específicas, distinguindo o gênero dos adultos mais velhos do gênero dos jovens, e por meio de combinações entre os gêneros de adultos e jovens. A análise das subamostras é importante por causa da existência da barganha no uso da renda decorrente da aposentadoria rural, que costuma ser influenciada por quem a recebe (Wang, 2014), e dos motivos para o abandono escolar, que são diferentes entre garotas e garotos (Tabela 3).

5.3. Resultados e Discussão

A Tabela 5 contém as janelas ótimas estimadas pela minimização do erro quadrático médio (MSE)¹⁰ para cada lado do ponto de corte, gerando janelas distintas para tratamento e controle. Há pouca diferença entre as janelas para estimações *sharp* e *fuzzy* para a amostra geral (a principal diferença ocorreu após o ponto de corte, sendo apenas 1,5 ano). Nos subgrupos, as janelas antes do ponto de corte foram maiores que na amostra geral e, após o ponto de corte, variaram em torno de uma média similar à estimada na amostra geral.

Tabela 5 – Janelas ótimas do efeito da pensão no abandono via RDD

	<i>Sharp</i>	<i>Fuzzy</i>
Geral	11,5 / 16,0	11,5 / 14,5
Subgrupos*		
Máximas	16,5 / 21,7	19,9 / 18,3
Médias	13,5 / 15,9	14,3 / 15,3
Mínimas	11,9 / 13,2	12,2 / 12,7

Janelas ótimas distintas por MSE com ajuste de viés e kernel triangular. *(i) Adulto, (ii) Adulta, (iii) Garoto, (iv) Garota, (v) Adulto-Garoto, (vi) Adulto-Garota, (vii) Adulta-Garoto e (viii) Adulta-Garota.

Na Tabela 6, estão resumidos os resultados das estimações *sharp* e *fuzzy* do RDD, com seus respectivos erros-padrão entre parênteses, para a amostra geral e as subamostras, utilizando

⁸ O MSE de um estimador é a soma entre o viés ao quadrado mais sua variância.

⁹ O peso é dado por $w_j = K(x_j - x_0) / h$.

¹⁰ Método mais utilizado na literatura. Foi aplicado via pacote *rdrobust* (Calonico et al., 2020), do *software* R.

as janelas dadas na Tabela 5. Na terceira coluna, estão informados os números de observações para as janelas ótimas estimadas para o modelo RDD *fuzzy* na Tabela 5.

À primeira vista, os resultados da Tabela 6 indicam que não houve impacto da aposentadoria rural sobre o abandono escolar de jovens no meio rural brasileiro. Não foi identificada significância nas estimações *sharp* e *fuzzy*. O mesmo ocorreu nas subamostras quanto ao gênero do beneficiário da aposentadoria rural, embora, nesse caso, pudesse haver uma redução no abandono escolar para beneficiárias mulheres – o que se alinharia a alguns trabalhos internacionais, como Edmonds (2006).

Tabela 6 – Estimativas do efeito da pensão no abandono via RDD

Grupos	<i>Sharp</i>		<i>Fuzzy</i>		nº obs. (<i>Fuzzy</i>)
Geral	0,003	(0,023)	0,057	(0,153)	5.063 / 2.538
Adultos	0,009	(0,030)	0,060	(0,129)	4.223 / 1.658
Adultas	-0,013	(0,032)	-0,135	(0,262)	1.700 / 901
Garotos	-0,063**	(0,031)	-0,382*	(0,206)	3.143 / 1.361
Garotas	0,092***	(0,030)	0,708***	(0,275)	2.907 / 1.131
Adultos-Garotos	-0,088**	(0,038)	-0,501**	(0,228)	2.081 / 866
Adultas-Garotos	-0,027	(0,040)	-0,095	(0,216)	1.312 / 550
Adultos-Garotas	0,142***	(0,042)	0,875***	(0,294)	3.321 / 640
Adultas-Garotas	-0,008	(0,048)	-0,117	(0,390)	1.207 / 517

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%, com base em IC com correção de viés. Erro-padrão entre parênteses. Seleção de janelas ótimas distintas por MSE com ajuste de viés e kernel triangular.

O impacto da aposentadoria rural sobre o abandono escolar fica evidente nas estimações que distinguem o gênero dos jovens. Nesses casos, foi identificada a redução do abandono escolar em garotos que conviviam com beneficiários da aposentadoria rural (-0,063 em *sharp* e -0,382 em *fuzzy*, significantes a 5% e 10%, respectivamente), aproximando-se de evidências de Ponczek (2011) de melhoria na frequência escolar de garotos, mas divergindo de Carvalho (2012), que encontrou pouco impacto em garotos. De fato, a divergência com Carvalho (2012) fica mais clara quando se avalia o impacto sobre a subamostra de garotas, em que foi encontrado um aumento no abandono escolar (0,092 em *sharp* e 0,708 em *fuzzy*, ambos significantes a 1%). Combinações de gênero entre idosos e jovens indicam que esses impactos decorreram de homens recebendo aposentadoria rural, ou seja, -0,088 em *sharp* e -0,501 em *fuzzy* para garotos, significantes a 5%, e 0,142 em *sharp* e 0,875 em *fuzzy* para garotas, significantes a 1%. Essas evidências também se aproximam de Ponczek (2011), que encontrou impacto destacado da aposentadoria rural sobre diversos indicadores quando o beneficiário era um homem.

Os resultados sugerem um direcionamento dos recursos familiares aos garotos e a influência exercida por homens nas decisões domiciliares. Mesmo que as mulheres recebam a aposentadoria rural, têm menor influência nessas decisões do que os homens, como já identificado por Kreter & Bacha (2006). Quanto a esse ponto, é importante ressaltar que a aposentadoria rural é um benefício individual, e não domiciliar, o que pode explicar as diferenças encontradas quando exploradas interações com os gêneros dos idosos. Além disso, é comum que famílias tenham expectativas de gênero distintas quanto a garotos e garotas. Enquanto o estudo para posterior entrada no mercado de trabalho se alinha à redução do abandono escolar aos garotos, garotas começam a ajudar nos afazeres domésticos cedo (Carvalho et al., 2016). Isso se relaciona ao abandono escolar por garotas associadas a um beneficiário homem, pois é possível que a maior presença do idoso em casa por causa da saída do mercado de trabalho (Duque, 2019) requiera delas maior dedicação às atividades domésticas. Porém, é importante ressaltar que,

no subgrupo de garotas convivendo com idosos homens, os testes de placebo indicaram efeito da aposentadoria rural sobre o abandono escolar em pontos distintos da variável de atribuição; assim, é preciso parcimônia na análise do aumento dos abandonos das garotas.

Os resultados para garotas e garotos podem decorrer do motivo para o abandono dos estudos (como visto na Tabela 3). Então, foram estimados RDD *fuzzy* para as subamostras de gênero do beneficiário da aposentadoria rural e de gênero dos jovens, tendo como variável dependente o motivo para o abandono. Não foram realizadas estimativas para combinações de gêneros de beneficiários e jovens, pois, como as variáveis dependentes eram subconjuntos do abandono escolar, poderia haver viés por pouca quantidade de abandonos para alguns motivos. Os resultados dessas estimações estão na Tabela 7. Abaixo dos coeficientes, entre parênteses, estão os erros-padrão.

Tabela 7 – Estimativas do efeito da pensão por motivo de abandono via RDD *fuzzy*

Motivos de abandono	Geral	Adultos	Adultas	Garotos	Garotas
Trabalho	-0,114 (0,076)	-0,187* (0,097)	0,112 (0,098)	-0,227* (0,119)	0,094 (0,060)
Afazeres/cuidados domésticos	-0,018 (0,032)	0,051* (0,028)	-0,172* (0,101)	-0,037* (0,022)	0,044 (0,068)
Problema de saúde	0,001 (0,054)	-0,036 (0,049)	0,494 (0,369)	-0,010 (0,080)	0,086 (0,067)
Gravidez (apenas garotas)	-	0,305* (0,177)	0,587 (0,423)	-	0,334** (0,156)

Nº de observações: 3.781/1.381 (médias) e 1.399/802 (mínimas). *** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%, com base em IC com correção de viés. Erro-padrão entre parênteses. Seleção de janelas ótimas distintas por MSE com ajuste de viés e kernel triangular.

A Tabela 7 reforça as inferências anteriores ao estimar os impactos da existência de homens pensionistas no domicílio sobre os principais motivos para o abandono escolar, exceto “problemas de saúde”. É possível destacar a redução do abandono por motivo de trabalho (-0,187, significante a 10%), que pode estar relacionada com a segurança na renda familiar gerada pela aposentadoria rural, permitindo aos jovens, notadamente garotos, continuar seus estudos. Também, uma parte dos beneficiários homens não deixou de trabalhar mesmo aposentada, acumulando os rendimentos e diminuindo a necessidade de ajuda financeira dos jovens. Aqui, é importante apontar a redução do abandono escolar motivado pela ajuda nos afazeres domésticos quando a aposentadoria era recebida por uma idosa (-0,172, significante a 10%). Considerando a possível decisão de saída do mercado de trabalho e o consequente maior tempo passado dentro do domicílio, além da visão de mulheres mantenedoras do lar, há menor necessidade de jovens ajudarem nos afazeres domésticos, pois a tarefa recai sobre a própria beneficiária (Duque, 2019; Carvalho et al., 2016).

Outro ponto relevante foi o aumento no abandono escolar quando o aposentado era homem e a jovem era mulher, tanto para os casos de gravidez (0,305, significante a 10%) quanto para realizar afazeres domésticos (0,051, significante a 10%). Isso pode ser explicado pela lógica de papéis dos gêneros dentro do espaço doméstico, em que o homem se associa à função de provedor e a mulher se associa aos afazeres domésticos, sobretudo ao cuidado de crianças (Carvalho et al., 2016; Dias & Aquino, 2006). Essa lógica de papel de gênero é reforçada pelo possível aumento de abandono de garotas para auxiliarem nos afazeres domésticos mesmo quando havia aposentados no domicílio (0,044). Junto a isso, as jovens normalmente são responsabilizadas pela gravidez precoce e, além de cuidarem do bebê, podem começar a

trabalhar para sustentá-lo (Mônico, 2010; Castro et al., 2004), sendo possivelmente mais pressionadas por uma maior presença cotidiana de um aposentado no domicílio. No caso de aposentadoria de mulheres, que, em tese, ajudariam no cuidado da criança, não foi identificada significância, e tampouco houve sugestão de redução do abandono (como visto também na Tabela 6 quando associadas garotas com idosas), o que pode estar relacionado à responsabilidade dada à garota pela gravidez.

A análise de gêneros dos jovens torna claro como as principais melhorias estão direcionadas aos garotos, que tiveram reduzidos os abandonos por motivo de trabalho (-0,227, significante a 10%) e ajuda nos afazeres domésticos (-0,037, significante a 10%). Esses resultados reforçam a importância da aposentadoria rural como uma fonte de renda estável no meio rural brasileiro, pois permite que garotos não abdicuem dos estudos para ajudar na renda familiar de forma direta ou indireta, podendo ingressar no mercado de trabalho mais capacitados como esperado pela família (Carvalho et al., 2016). Além disso, esses resultados se aproximam das conclusões de Ponczek (2011), que aponta melhorias na frequência escolar de meninos quando convivem com idosos beneficiários. Por outro lado, não houve redução do abandono escolar de garotas, destacando-se o aumento de abandonos em razão da gravidez (0,334, significante a 5%), justamente o principal motivo para garotas abandonarem precocemente os estudos (Cardoso & Verner, 2007). A redução do abandono escolar por garotos e a não redução no caso das garotas corroboram a lógica de que as expectativas quanto ao gênero predominam nas decisões sobre o jovem no meio rural.

5.4. Robustez dos Resultados

Como forma de validar a robustez dos resultados apresentados, foi aplicado o RDD *fuzzy* com diferentes especificações, considerando o grupo geral e os subgrupos, conforme apresentado na Tabela 8.

Tabela 8 – Comparativo das estimativas por especificações

Especificações	(1)	(2)	(3)
Janelas	distintas	distintas	iguais
Método	MSE	MSE	MSE
Kernel	triangular	retangular	triangular
Grupos	Estimativas		
Geral	0,057	0,050	0,120
Adultos	0,060	0,024	0,081
Adultas	-0,135	-0,212	-0,087
Garotos	-0,382*	-0,278	-0,381
Garotas	0,708***	0,712**	0,903**
Adultos-Garotos	-0,501**	-0,341	-0,502**
Adultas-Garotos	-0,095	-0,205	-0,107
Adultos-Garotas	0,875***	0,846***	0,868***
Adultas-Garotas	-0,117	0,306	0,094

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%, com base em IC com correção de viés. Erro-padrão entre parênteses. Usado RDD *fuzzy* para o cálculo das estimativas.

É possível visualizar os efeitos da aposentadoria rural no abandono escolar, em que na coluna (1) são observadas as especificações utilizadas anteriormente neste estudo, e nas colunas seguintes, especificações com as variações de (2) kernel retangular e de (3) janela ótima única. De maneira geral, as estimativas mostraram-se robustas, possuindo valores próximos e com

o mesmo sinal, mas variaram em suas significâncias. Estimativa do modelo (3), com o mesmo kernel (triangular), foi a mais parecida com o modelo (1), em relação ao modelo (2), com janelas antes e depois do ponto de corte de mesmo tamanho. As estimativas que mudaram sinais (subgrupo de Adultas-Garotas) em relação ao modelo (1) ainda permaneceram não significativas.

6. Conclusão

O abandono escolar tem estreita associação com as características socioeconômicas, tal como renda. Dessa forma, a aposentadoria rural pode ser vista como uma fonte de renda estável, cujo impacto sobre as famílias dos aposentados é refletido em fatores como saúde e educação. Assim, este trabalho teve o objetivo de investigar o impacto da aposentadoria rural sobre o abandono escolar no meio rural brasileiro, em que os jovens têm a necessidade de contribuir com a renda doméstica e, muitas vezes, têm menores oportunidades de retorno à escolaridade do que seus pares nas cidades. Utilizando microdados do Módulo de Educação da PNAD Contínua de 2019, foram estimados modelos RDD pautados pela descontinuidade gerada pela idade mínima para acesso à aposentadoria rural. Além da estimação para a amostra geral, foram estimadas regressões utilizando subamostras envolvendo os gêneros dos jovens e dos aposentados. Também foram investigados os motivos apontados pelos jovens para o abandono dos estudos.

Os principais resultados deste trabalho indicam a potencial redução do abandono escolar por causa do acesso à aposentadoria rural. Esses resultados complementam estudos anteriores que se voltaram a identificar melhorias nas matrículas e frequência escolar, sem considerar a continuidade dos jovens nos estudos em famílias com idosos beneficiários da aposentadoria rural. Contudo, as evidências também apontam que os benefícios da aposentadoria rural são voltados aos garotos, pois garotas continuam a abandonar os estudos por motivos de gravidez e de ajuda nos afazeres domésticos, mesmo que compartilhando domicílio com aposentados. Portanto, os resultados sugerem que estereótipos de gênero ainda são determinantes nas decisões domiciliares no meio rural brasileiro.

As evidências deste trabalho reforçam a importância de políticas públicas que direcionem renda e tragam garantias financeiras às famílias economicamente vulneráveis, como as residentes no meio rural. Embora a renda recebida da aposentadoria rural não seja alta, há um potencial retorno à sociedade pela diminuição de problemas vinculados ao abandono escolar. Destaca-se que garotos não precisam abandonar os estudos para contribuir com a renda familiar. Porém, como os benefícios gerados pela aposentadoria rural são influenciados pelo gênero do aposentado e do jovem, é preciso buscar alternativas que contornem o viés de gênero sobre o uso dos recursos familiares. Caso contrário, é possível que as melhorias proporcionadas aos garotos, mas não às garotas, tornem as desigualdades de gênero ainda mais agudas no meio rural brasileiro. Portanto, sugere-se que diretrizes sobre eventuais políticas públicas que visem garantir estabilidade financeira às famílias no meio rural sejam voltadas ao domicílio, e não aos indivíduos.

Embora existam algumas limitações neste trabalho, como a impossibilidade de identificar precisamente os domicílios que contêm um idoso recebendo pensão por aposentadoria rural (e não por invalidez ou morte), os resultados encontrados podem pautar uma série de outros estudos. Trabalhos podem quantificar o retorno em diminuição de abandono escolar para cada real pago em aposentadoria rural. A identificação do retorno da política tende a ser uma medida útil de eficiência, auxiliando ajustes na distribuição e valores pagos às famílias. Outros estudos podem verificar o efeito de especificidades socioeconômicas regionais associadas ao

abandono escolar, que, inseridas na relação com a aposentadoria rural, ajudariam a determinar a alocação do benefício para regiões onde o abandono dos estudos é mais crítico.

Referências

- Backman, O. (2017). School dropout, resource attainment, and criminal convictions. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 54(5), 715-749.
- Blakemore, A., & Low, S. (1984). The high-school dropout decision and its wage consequences. *Economics of Education Review*, 3(2), 111-119.
- Borjas, G. J. (2017). The wage impact of the marielitos: a reappraisal. *Industrial & Labor Relations Review*, 70(5), 1077-1110.
- Brasil. (1991). Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991. Primeira Seção. Relator: Ministro Herman Benjamin. Julgado em: 10 out. 2012. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília. Recuperado em 12 de abril de 2021, de http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l8213cons.htm
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2017). rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *The Stata Journal*, 17(2), 372-404.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2020). *rdrobust: Robust Data-Driven Statistical Inference in Regression-Discontinuity Designs. R package version 0.99.9*. Recuperado em 12 de abril de 2021, de <https://CRAN.R-project.org/package=rdrobust>
- Camarano, A. A., & Fernandes, D. (2016). A previdência social brasileira. In A. O. Alcantara, A. A. Camarano & K. C. Giacomini (Eds.), *Política nacional do idoso: velhas e novas questões*. Rio de Janeiro: Ipea.
- Cardoso, A., & Verner, D. (2007). *School drop-out and push-out factors in Brazil: the role of early parenthood, child labor, and poverty* (World Bank Policy Research Working Paper, No. 4178).
- Carneiro, P. M., & Heckman, J. J. (2003). *Human capital policy* (IZA Discussion Paper, No. 821). Recuperado em 12 de abril de 2021, de <https://ssrn.com/abstract=434544>
- Carvalho, I. E. (2012). Household income as a determinant of child labor and school enrollment in Brazil: Evidence from a social security reform. *Economic Development and Cultural Change*, 60(2), 399-435.
- Carvalho, M. P., Loges, T. A., & Senkevics, A. S. (2016). Famílias de setores populares e escolarização: acompanhamento escolar e planos de futuro para filhos e filhas. *Revista de Estudos Feministas*, 24(1), 81-99.
- Castro, M. G., Abramovay, M., & Silva, L. B. (2004). *Juventudes e sexualidades*. Brasília: UNESCO Brasil.
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2020a). *rddensity: manipulation testing based on density discontinuity. R package version 2.1*. Recuperado em 12 de abril de 2021, de <https://CRAN.R-project.org/package=rddensity>
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2020b). Simple local polynomial density estimators. *Journal of the American Statistical Association*, 115(531), 1449-1455.
- Dias, A. B., & Aquino, E. M. L. (2006). Maternidade e paternidade na adolescência: algumas constatações em três cidades do Brasil. *Cadernos de Saude Publica*, 22(7), 1447-1458.

- Duque, D. (2019). *Rural pensions and household welfare in Brazil: estimating effects on income, labor supply and food insecurity with a regression discontinuity design* (Ridge Working Paper, No. 4).
- Duryea, S., Lam, D., & Levison, D. (2007). Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil. *Journal of Development Economics*, 84(1), 188-214.
- Edmonds, E. (2006). Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa. *Journal of Development Economics*, 81, 386-414.
- Fall, A. M., & Roberts, G. (2012). High school dropouts: Interactions between social context, self-perceptions, school engagement, and student dropout. *Journal of Adolescence*, 35(4), 787-798.
- Filmer, D., & Schady, N. (2012). Does more cash in conditional cash transfer programs always lead to larger impacts on school attendance? *Journal of Development Economics*, 96, 150-157.
- Finn, J. D. (1989). Withdrawing from school. *Review of Educational Research*, 59(2), 117-142.
- Freudenberg, N., & Ruglis, J. (2007). Reframing school dropout as a public health issue. *Preventing Chronic Disease*, 4(4), 1-11.
- Hanushek, E., Lavy, V., & Hitomi, K. (2008). Do students care about school quality? determinants of dropout behavior in developing countries. *Journal of Human Capital*, 2(1), 69-105.
- Hartnagel, T., & Krahn, H. (1989). High school dropouts, labor market success, and criminal behavior. *Youth & Society*, 20(4), 416-444.
- Helfand, S. M., Rocha, R., & Vinhais, H. (2009). Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. *Pesquisa e Planejamento Economico*, 39(1), 59-80.
- Imbens, G. W., & Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: a guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615-635.
- Janosz, M., LeBlanc, M., Boulerice, B., & Tremblay, R. (1997). Disentangling the weight of school dropout predictors: A test on two longitudinal samples. *Journal of Youth and Adolescence*, 26(6), 733-762.
- Kassouf, A. L. (1997). Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 35(2), 59-76.
- Krawczyk, N. (2011). Reflexão sobre alguns desafios do ensino médio no Brasil hoje. *Cadernos de Pesquisa*, 41(144), 752-769.
- Kreter, A. C., & Bacha, C. J. C. (2006). Avaliação de equidade da Previdência no meio rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 44(3), 467-502.
- Lansford, J., Dodge, K., Pettit, G., & Bates, J. (2016). A public health perspective on school dropout and adult outcomes: A prospective study of risk and protective factors from age 5 to 27 years. *The Journal of Adolescent Health*, 58(6), 652-658.
- Maia, A. G., Oliveira, M. M., Ballini, R., & Dedecca, C. S. (2008). Impacto dos rendimentos de aposentadoria e pensão na redução da pobreza rural. In *XLVI Congresso da SOBER*.
- Maranhão, R. L. A., & Vieira Filho, J. E. R. (2018). Previdência rural no Brasil (Texto para Discussão, No. 2404). IPEA.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: a density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698-714.
- Mônico, A. G. F. (2010). Gravidez na adolescência e evasão escolar: o que a escola tem a ver com isso? *Revista FACEVV*, 4, 39-49.

- Neri, M. (2015). *Motivos da evasão escolar* (Working Paper). Centro de Políticas Sociais, FGV.
- Ponczek, V. (2011). Income and bargaining effects on education and health in Brazil. *Journal of Development Economics*, 94, 242-253.
- Ramos, M. P., & Arend, S. C. (2012). O impacto da reforma da previdência social rural brasileira nos arranjos familiares: uma análise para entender a composição dos domicílios dado o aumento da renda dos idosos. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, 29(1), 67-86.
- Ramsdal, G., Gjaerum, R., & Wynn, R. (2013). Dropout and early unemployment. *The Journal of Educational Research*, 62, 75-86.
- Reis, M. C., & Camargo, J. M. (2007). Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho. *Pesquisa e Planejamento Economico*, 37(2), 221-246.
- Rud, I., van Klaveren, C., Groot, W., & van den Brink, H. (2016). What drives the relationship between early criminal involvement and school dropout? *Journal of Quantitative Criminology*, 34(1), 139-166.
- Rumberger, R., & Lim, S. (2008). *Why students drop out of school: a review of 25 years of research* (California Dropout Research Project Report, No. 15). Santa Barbara: University of California, 2008.
- Skovron, C., & Titiunik, R. (2015). *A practical guide to regression discontinuity designs in political science* (Working Paper, pp. 1-36).
- Soares, R., Kruger, D., & Berthelon, M. (2012). Household choices of child labor and schooling. *The Journal of Human Resources*, 47, 1-31.
- Soares, T., Fernandes, N., Nóbrega, M., & Nicolella, A. (2015). Fatores associados ao abandono escolar no ensino médio público de Minas Gerais. *Educação e Pesquisa*, 41(3), 757-772.
- Souza, A., Ponczek, V., Oliva, B., & Tavares, P. (2012). Fatores associados ao fluxo escolar no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Economico*, 42(1), 5-39.
- Stigler, M., & Quast, B. (2020). *rddtools: Toolbox for Regression Discontinuity Design ('RDD'). R package version 1.4.0*. Recuperado em 12 de abril de 2021, de <https://CRAN.R-project.org/package=rddtools>
- Wang, S. Y. (2014). Property rights and intra-household bargaining. *Journal of Development Economics*, 107, 192-201.

Recebido: Abril 13, 2021.

Aceito: Agosto 23, 2021.

JEL Classification: H75, H52, I28