**O EFEITO DE APOSENTADORIAS, PENSÕES E PROGRAMAS SOCIAIS NA FREQUÊNCIA ESCOLAR E OFERTA DE TRABALHO DOS JOVENS BRASILEIROS**

**Luciana de Oliveira Rodrigues[[1]](#footnote-1)**

**Edward Martins Costa[[2]](#footnote-2)**

**Francisca Zilania Mariano[[3]](#footnote-3)**

**Área 13**. Economia do Trabalho

**RESUMO**

O presente estudo procura analisar o impacto de aposentadorias, pensões e programas sociais na frequência escolar e oferta de mão de obra no mercado de trabalho dos jovens de 15 a 21 anos de idade, utilizando a PNAD (2014). Para tal, as observações da amostra foram pareadas pelo algoritmo CEM (2009) e em seguida foi aplicado o *Propensity Score Matching (PSM)*. Dado que variáveis não observáveis podem afetar os resultados estimados foi utilizado o teste de Análise de Sensibilidade. Quando o pressuposto não é atendido, corrige-se a falha na Independência Condicional (CIA) através da metodologia desenvolvida por Millimet e Tchernis (2012). Dos resultados encontrados, o domicílio que tem pelo menos, um indivíduo que recebe aposentadoria e/ou pensão, em média, reduz a oferta de mão de obra e aumenta sua frequência escolar, na zona urbana. Para os jovens que não estudam e não trabalham, embora tenha apresentado sinal positivo no PSM, não foi estatisticamente significante. Após corrigir o viés relacionado a variáveis omitidas, estes foram estatisticamente significantes e positivos. O meio rural não apresentou coeficientes estatisticamente significantes. Nas regressões relacionadas ao impacto de programas sociais, pode-se destacar que tanto na zona urbana, quanto na rural os jovens aumentam seu tempo entre estudos e trabalho, e o efeito médio sobre aqueles jovens “nem-nem” é menor.

**Palavras-chave:** Jovens, Aposentadorias, Pensões, Programas Sociais, *Propensity Score Matching*.

**ABSTRACT**

*This study aims the impact of retirements, pensions and social programs in school attendance and labor supply in the labor market of young people 15-21 years of age, using data from the PNAD (2014). To this end, the observations of the sample were matched by algorithm CEM (2009) and then was applied Propensity Score Matching (PSM). Since unobservable variables can affect the estimated results, we used the sensitivity analysis test. When the assumption is not met, it corrects the failure Conditional Independence (CIA) using the methodology developed by Millimet and Tchernis (2012). The results found, the household that has at least one individual receiving retirement and/or pension on average reduces the labor supply of work and increases their school attendance in urban areas. For young people who do not study and do not work, although it has presented positive sign in the PSM, it was not statistically significant. After correcting the bias related to omitted variables, these were statistically significant and positive. The rural area was not statistically significant coefficients. In regressions related to the impact of social programs, it can be noted that both in the urban area, and in rural young people increase their time between studies and work, and the average effect on the young people "nem-nem (neither work or stady)" is smaller.*

**Key-Words:** *Young, Retirements Pension, Social Programs; Propensity Score Matching.*

**JEL:** J13, J22, J26

1. **INTRODUÇÃO**

A juventude é um período marcado por escolhas fundamentais que terão reflexo por toda a vida do indivíduo. Embora seja uma fase caracterizada por um conjunto de transformações tanto em sentido físico, social e econômico, é neste período de transição, entre a infância e a vida adulta, que os indivíduos são obrigados a decidir sobre questões relacionadas a aspectos educacionais e escolhas profissionais, onde muitas dessas escolhas estão sujeitas ao contexto socioeconômico ao qual pertencem. E dependendo da trajetória que decidirem seguir, elas serão responsáveis por fatores que ampliarão suas potencialidades ou limitarão seu desempenho, resultando em adultos mais ou menos vulneráveis (CAMARANO *et al*, 2004).

Os jovens, embora considerados a “geração do futuro”, por apresentarem grandes potencialidade econômicas e produtivas, são também os mais vulneráveis às mudanças socioeconômicas. Nos centros urbanos, com a ampliação das oportunidades de acesso à educação formal, os jovens têm alcançado níveis de ensino cada vez mais elevado, possibilitando melhores remunerações e adquirindo maiores habilidades para as transformações tecnológicas do mercado de trabalho (CAMARANO *et al*, 2004). Por outro lado, decorrente da pouca experiência adquirida e da baixa qualificação, os jovens estão inseridos em posições mais precárias e com menos estabilidades, sendo os últimos a encontrar emprego e os primeiros a serem demitidos, gerando, dessa forma, alta rotatividade e taxas de desemprego mais elevadas que da população adulta (REIS, 2013).

No meio rural, as possibilidades do mercado de trabalho, a precarização da oferta de mão de obra e os baixos salários tem sido as principais razões da fuga dos jovens para os grandes centros urbanos, o que tem sido visto como um grande problema social, na medida em que, não só contribui para o esvaziamento do campo e sobrecarga do mercado de trabalho na zona urbana, mas também antecipa o envelhecimento relativo da população rural e limita o desempenho das atividades agrícolas (FERREIRA; ALVES, 2009).

Portanto, os jovens de famílias de baixa renda, no Brasil, independente do espaço geográfico a que fazem parte, estão expostos a inúmeros fatores que limitam sua trajetória escolar e os levam ao mercado de trabalho em idade precoce. Idade em que deveriam estar aumentando seu capital humano e adquirindo qualificações para então serem absorvidos pelo mercado de trabalho em posições menos precárias.

Outro fator, são os jovens brasileiros que mesmo em idade escolar, nem estão na escola e nem fazem parte da População Economicamente Ativa (PEA)[[4]](#footnote-4), conhecidos por “nem-nem”. Segundo informações da Pesquisa Nacional por Amostra dos Domicílios (PNAD), em 2014, cerca de 2,9 milhões de jovens de 15 a 21 anos faziam parte desse grupo, isto é, não frequentavam a escola e não estavam inseridos no mercado de trabalho, assim como, não procuravam emprego, representando 12,6% da população nessa faixa etária.

Este fenômeno pode representar implicações importantes em sentido social e econômico do país. Não frequentar a escola pode acarretar prejuízo ao desenvolvimento socioeconômico da nação, visto que a educação é apontada como um fator essencial no desempenho dos países (CAMARANO; KANSO, 2012). Além disso, não estar frequentando a escola e o mercado de trabalho torna os jovens vulneráveis socialmente, apresentando maior potencialidade em envolver-se com atividades criminosas e ilegais (SIQUEIRA *et al*, 2015).

Desse modo, as famílias assumem um papel importante nas decisões a serem tomadas pelos jovens. Diversos estudos que analisam a alocação do tempo dos jovens entre mercado de trabalho e estudos têm mostrado como a escolaridade do chefe da família, o tamanho da família e o número de crianças podem influenciar no comportamento dos jovens (CAMARANO; KANSO, 2012). A renda domiciliar também pode explicar, em parte, a decisão do jovem em inserir-se no mercado de trabalho ou investir nos estudos por mais tempo (CABANAS *et al*, 2014). E a presença de beneficiários de aposentadorias e pensões no domicilio podem também ser um incentivo para os jovens permanecerem na escola, tanto pelos custos diretos da educação, quanto pela redução do custo de oportunidade de estudar (REIS; CAMARGO, 2007).

Os programas sociais ou de transferências de renda também assumem um papel importante na formação social e econômica dos jovens de famílias pobres do Brasil. Além de representarem um importante complemento da renda familiar, o Bolsa Família e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) possibilita o rompimento do ciclo intergeracional da pobreza por incentivar a permanência das crianças e adolescentes na escola. Embora o objetivo principal do Bolsa família não seja diretamente o combate ao trabalho infanto-juvenil, mas na medida em que se exige a frequência escolar pode exercer um impacto positivo na acumulação de capital humano das crianças e dos jovens de famílias beneficiárias. Portanto, pressupõe-se que a ajuda financeira concebida pelo programa melhoraria a frequência escolar e reduziria a entrada precoce de crianças e adolescentes no mercado de trabalho, na medida em que reduz, sobretudo, os custos indiretos da educação para as famílias pobres (ARAÚJO *et al*, 2010).

Nesse contexto, o presente estudo tem por objetivo investigar com mais detalhes como rendimentos oriundos de aposentadorias, pensões e programas sociais podem influenciar nas decisões de oferta de trabalho e frequência escolar dos jovens nos domicílios dos beneficiários, por meio de transferência intradomiciliar. Para encontrar os efeitos dos impactos dos rendimentos citados sobre as decisões dos jovens de 15 a 21 anos, utiliza-se os métodos diferentes para solucionar o viés de seleção relacionado a variáveis observáveis e não observáveis que podem afetar os resultados estimados. Portanto, sendo utilizadas as seguintes metodologias: CEM (2009), Propensity Score Matching, Análise de Sensibilidade e a metodologia desenvolvida por Millimet e Tchernis (2012) para corrigir o víeis que surge quando a hipótese de Independência Condicional (CIA) não é atendida, ou seja, variáveis não observáveis afetam os resultados estimado pelo Propensity Score Matching.

A contribuição deste estudo para a literatura é dada primeiramente por introduzir o efeito dos programas sobre a alocação de tempo dos jovens entre trabalho e estudos. Além disso, as metodologias utilizadas são diferentes das demais pesquisas que estudam essa temática, buscando obter impactos mais robustos sobre as decisões dos jovens.

Além dessa introdução, este trabalho está estruturado da seguinte forma; na seção seguinte faz-se uma breve revisão da literatura sobre o tema; a terceira seção, apresenta-se a metodologia e os dados da pesquisa; a seção quatro são analisados os principais resultados obtidos pelo modelo econométrico e; na quinta seção são expostas as principais considerações do estudo.

**2 REVISÃO DA LITERATURA**

A lei brasileira, promulgada pela Constituição Federal, admite que os jovens iniciem legalmente suas atividades no mercado de trabalho a partir dos 16 anos de idade, exceto nos casos de trabalho noturno, perigosos e insalubre, no quais a idade mínima aceita é aos 18 anos (artigo 7º, inciso XXXIII). Ela também admite que adolescentes, a partir dos 14 anos trabalhem, mas somente na condição de aprendiz, que implica em carga horária reduzida, em formação técnica profissionalizante e que não prejudique o desenvolvimento do adolescente e sua frequência à escola (Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990). Em termos gerais, no Artigo 227 da Constituição de 1998 é mencionado o dever da família, da sociedade e do Estado em assegurar à todas as crianças, adolescentes e jovens o direito à vida, a dignidade, a formação profissional e à educação.

No entanto, muitos estudos têm apontado que o trabalho entre crianças e adolescentes em idade precoce ainda é uma realidade no Brasil. Segundo Becker *et al* (2014), em 2013 aproximadamente 12,3% das crianças e adolescentes de 5 a 17 anos de idade estavam inseridos no mercado de trabalho. E grande parte deles, eram meninos e residentes na zona rural. Os autores explicam que a cultura do trabalho precoce está relacionada a justificativa de incorporar as crianças na força de trabalho para afastá-las da marginalidade.

Outra questão é a situação financeira das famílias, sobretudo daquelas que residem na área rural e que muitas vezes necessitam da contribuição da renda ou força de trabalho das crianças e dos adolescentes para a sobrevivência da família e dos pequenos negócios. A falta de infraestrutura ou acesso as escolas também podem afastar crianças e adolescentes da vida escolar e contribuir para entrada precoce em atividades informais, seja do setor agrícola ou que exijam baixa qualificação (BECKER *et al*, 2014).

Além de estarem inseridas em postos de menor qualificação e de baixos salários, estes indivíduos alocam o tempo que deveria ser destinado aos estudos para o trabalho. E consequentemente, deterioram suas oportunidades futuras de auferir rendas mais elevadas e, perpetuam, assim, as suas condições de pobreza (CACCIMALI *et al*, 2010).

As tomadas de decisões dos jovens ao entrar no mercado de trabalho ou a frequência escolar são diretamente relacionados ao contexto familiar em que estes estão inseridos. Dentro da família, além de representarem uma importante fonte de renda no presente, também apresentam a capacidade de acumular capital humano e inserirem-se em melhores posições de trabalho no futuro. Tais escolhas, no entanto, possuem elevados custos de oportunidade para a família, principalmente aquelas de baixa renda, sobretudo, no Brasil, onde a baixa qualidade da educação e a baixa perspectiva de remuneração futura, via investimento em educação, favorece o ingresso no mercado de trabalho de muitas crianças, adolescentes e jovens (GONZAGA *et al*., 2012).

Em outro estudo, Silva *et al* (2012) verificaram que a renda domiciliar inferior a meio salário mínimo pode contribuir para que 39,6% dos jovens de 15 a 24 anos abandonem a escola antes da conclusão do Ensino Médio. Quando analisado pela zona de residência, os autores constataram que nas áreas rurais essa proporção aumenta para 43,4%. No entanto, a probabilidade dos jovens das áreas urbanas também é bastante expressiva (38%).

Nessa linha de pesquisa, estudos tem mostrado que a renda dos pais ou dos adultos nos domicílios podem impactar positivamente na frequência escolar e adiar a entrada dos jovens no mercado de trabalho. Cabanas *et al* (2014) mostram que o efeito da renda dos pais pode levar ao crescimento da proporção de jovens que dedica mais tempo aos estudos, sem a necessidade de que eles ofertem sua força de trabalho ou aloquem seu tempo entre trabalhar e estudar.

No entanto, os autores chamam atenção para um efeito negativo no crescimento da renda dos pais, que seria o aumento da proporção de jovens inativos, ou seja, que não estuda e não trabalha. Os autores também observaram a influência positiva para a frequência escolar dos jovens dada a presença de idosos no domicilio. Embora não fique claro, dada as variáveis inseridas no modelo pelos pesquisadores, este efeito pode estar diretamente relacionado a renda de aposentadorias e/ou pensões recebidas por estes indivíduos.

Segundo os estudos citados anteriormente, a renda dos adultos dos domicílios é um dos principais fatores que aumentam a probabilidade de os jovens apenas estudarem, mesmo que outras variáveis possam impactar nessa decisão. Este efeito pode estar relacionado a alocação intrafamiliar da renda, pois se não houver estabilidade financeira no domicílio, o custo econômico de não trabalhar, não compensa o benefício do investimento em educação (VIEIRA *et al*, 2015).

Reis e Camargo (2007) argumentam que aposentadorias e pensões são as principais fontes de renda provenientes de não trabalho que oferecem incentivos para os trabalhadores reduzirem suas participações no mercado de trabalho. E que estes rendimentos podem influenciar não apenas o comportamento dos próprios beneficiários, mas também nas decisões de oferta de trabalho de todos os demais integrantes do domicilio, pela transferência intradomiliciares.

Ao analisar como a renda domiciliar recebida por aposentados ou pensionistas influenciam nas decisões relacionadas a oferta de trabalho e frequência à escola dos jovens com idade de 15 a 21 anos. Os autores supracitados, encontraram evidencias de que uma elevada renda domiciliar per capita proveniente de aposentadorias e/ou pensões reduz a probabilidade de participação do jovem no mercado de trabalho e aumenta as chances de eles estarem apenas estudando ou as duas situações simultaneamente. De forma que esses rendimentos podem ter um efeito positivo sobre a acumulação de capital humano dos jovens no domicilio. Entretanto, os resultados também indicaram um efeito negativo desses beneficiários sobre estes jovens, maiores rendimentos de aposentadorias e pensões podem aumentar a proporção de jovens que não estão estudando e que não fazem parte da PEA.

Hoffmann (2010) ao criticar o trabalho de Reis e Camargo (2007) verificou que o efeito de um acréscimo na renda de aposentadorias e/ou pensões é cerca de duas vezes maior do que o efeito de um acréscimo de igual montante na renda de outras fontes na probabilidade de participação do jovem na PEA. E que a presença de aposentados e/ou pensionistas no domicilio contribui com a redução da probabilidade de o jovem “trabalhar e não estudar”, aumenta substancialmente a probabilidade de “estudar e não trabalhar” e reduz a probabilidade de “não estudar e não trabalhar”. Ao contrário do que afirmam Reis e Camargo (2007), o autor conclui que a probabilidade de o jovem estar na categoria “nem-nem” é menos sensível ao nível dos rendimentos de aposentadorias e pensões, mas que os resultados encontrados indicam que a presença de aposentados e/ou pensionistas no domicilio contribui para reduzir essa probabilidade.

Outra importante fonte de renda e auxílio a população, sobretudo, às famílias pobres, são os programas de transferências de renda, como o Bolsa Família e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI). Voltados para famílias carentes, o objetivo dessas políticas é eliminar ou amenizar, a curto prazo, as dificuldades acarretadas pela condição de pobreza. Ao promover as transferências de renda direta, dada as condicionalidades de participação – como: frequência escolar, atendimento médico, etc. – estes programas apresentam dois aspectos que caracterizam uma estratégia de interromper a reprodução do ciclo da pobreza entre gerações: a garantia de renda mínima de subsistência das famílias pobres e resguardar a obtenção de capital humano aos beneficiários (CACCIMALI *et al*, 2010).

Como grande parte dos estudos na literatura analisam o impacto do bolsa família e PETI apenas sobre o trabalho infantil e a frequência escolar de crianças e adolescentes, não é possível dizer qual o seu efeito sobre comportamento dos jovens de 15 a 21 anos, que será analisado neste estudo[[5]](#footnote-5).

**2.1 Aposentadorias, Pensões e Programas Sociais no Brasil**

O sistema previdenciário social do Brasil é um dos mais importantes instrumentos de políticas pública e base de sustentação econômica de grande parte dos pequenos municípios brasileiros de baixa renda (FERREIRA; SOUSA, 2007). Regulamentado pela constituição federal, o Regime Geral da Previdência Social (RGPS), divide-se em dois sistemas: o sistema de Previdência Urbana, vinculado ao contrato formal de trabalho, nos moldes de um seguro social contratual; e a Previdência Rural que reconhece o trabalho informal em regime de economia familiar como fonte legitimadora dos diretos previdenciários dos trabalhadores rurais (DELGADO; CASTRO, 2003).

Grande parte dos direitos previdenciários do Brasil foram definidos na Constituição de 1988, onde novos parâmetros foram definidos para a população rural. As principais mudanças ocorridas a partir da aprovação da Constituição, que foi efetivamente implementada a partir de 1992, estabeleceram: i) a universalização do benefício para toda população de idosos e inválidos residentes no meio rural (o antigo regime previdenciário beneficiava apenas o cabeça do casal); ii) a redução do limite de idade para aposentadorias por idade (para os homens, reduziu de 65 para 60 anos e mulheres aos 55 anos de idade); e iii) o estabelecimento de um piso de aposentadorias e pensões em um salário mínimo (o regime anterior estabelecia um teto ½ salário mínimo, a menos que a aposentadoria fosse por invalidez ou acidente de trabalho que era de ¾ do salário mínimo) (DELGADO; CARDOSO JR, 1999).

Já o direito a pensões é cedido ao cônjuge, companheiro ou companheira (em união estável em no mínimo dois anos) que sejam comprovados, a filhos menores de 21 anos e a dependentes com deficiência ou invalidez (como filhos maiores de 21 anos, irmãos e pais que comprovem que não podem se sustentar ou quem os sustentem)[[6]](#footnote-6).

Portanto, os benefícios oriundos de aposentadorias por idade (ou invalidez) e pensões é uma importante fonte de renda para as famílias brasileira, que garante o meio de subsistência para suprir as necessidades vitais de sobrevivência dos inativos e de seus dependentes diretos (DELGADO; CARDOSO JR, 1999).

Dos programas sociais de transferência condicionada a renda desenvolvidos no Brasil, dois merecem destaque, o Programa Bolsa Família e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI). O Bolsa Família foi criado em 2003 com o objetivo de contribuir com o combate à pobreza e a desigualdade de renda das famílias brasileiras. Que possui três eixos principais: *complemento da renda* (as famílias recebem um benefício em dinheiro, que é transferido diretamente do Governo Federal); *acesso a direitos* (as famílias devem cumprir alguns compromissos (condicionalidades), que têm como objetivo reforçar o acesso à educação, à saúde e à assistência social); e *articulação com outras ações* (integração e articulação com outras políticas sociais a fim de estimular o desenvolvimento das famílias, contribuindo para elas superarem a situação de vulnerabilidade e de pobreza) (MDS, 2015).

O PETI é um programa do Governo Federal que tem por objetivo erradicar o trabalho infanto-juvenil dos menores de 16 anos de idade e, garantir a frequência escolar e a atividades socioeducativas de crianças e adolescentes. Os valores monetários da bolsa mensal pagos as famílias variam de R$ 25,00 por criança em atividade para a família que retirar a criança do trabalho, em municípios, na área rural ou urbana, com população de 250 mil habitantes; e de R$ 40,00 por criança, em atividade na zona urbana, em regiões metropolitanas e municípios com população superior a 250 mil habitantes (MDS, 2015).

Os benefícios oferecidos por estes programas, podem alterar a oferta de trabalho dos jovens, principalmente dos adolescentes em idade escolar, na medida em que oferecem incentivos financeiros para a permanência dos mesmo na escola. A suposição é que a assistência financeira as famílias modificariam os custos de oportunidade que banalizam as “decisões familiares” acerca da alocação do tempo de seus filhos (Araújo *et al*, 2010).

**3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS**

**3.1 Base de Dados**

Os dados fazem parte da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014, realizadas anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que coleta informações dos residentes dos domicílios em todo o território brasileiro. Foram selecionados domicílios cuja composição familiar existia pelo menos um jovem com idade de 15 a 21 anos. Foram considerados todos os moradores dos domicílios, exceto pensionistas[[7]](#footnote-7), empregados domésticos e os parentes dos empregados domésticos das áreas urbanas e rurais. O grupo de tratamento é definido pelos domicílios em que existem pelo menos um beneficiário de aposentadorias e/ou pensões[[8]](#footnote-8); e que recebem rendimentos de programas sociais. O impacto de tais rendimentos será observado sobre a situação da frequência escolar e da participação do jovem no mercado de trabalho em quatro categorias: Estuda e Participa da PEA, Só estuda, Só participa da PEA e Não Estuda e Não Participa da PEA (nem-nem).

As variáveis explicativas foram geradas levando em conta os critérios de seleção para cada grupo de tratamento. Primeiramente, as variáveis observáveis selecionadas para descrever os domicílios do grupo de tratamento de aposentadorias e pensões e do grupo de controle, e para definir o *propensity score* são classificadas no Quadro 1 a seguir:

|  |  |
| --- | --- |
| **Variáveis** | **Descrições** |
| **Características dos moradores do domicílio** | |
| mulher\_mais55 | *Dummy* que indica a presença de pessoas do sexo feminino com idade igual ou superior a 55 anos de idade[[9]](#footnote-9) (1- sim; 0- caso contrário) |
| hom\_mais60 | *Dummy* que indica se a presença de pessoas do sexo masculino com idade igual ou superior a 60 anos de idade[[10]](#footnote-10) (1- sim; 0- caso contrário) |
| Viúvo | *Dummy* que indica a presença de indivíduos viúvo (a) no domicilio (1- sim; 0- caso contrário) |
| sem\_instru | Número de pessoas no domicílio sem instrução ou não alfabetizadas. |
| edu\_de1a3 | Número de pessoas no domicílio que tem de 1 a 3 anos de estudos. |
| edu\_de4a7 | Número de pessoas no domicílio que tem de 4 a 7 anos de estudo |
| edu\_de8a10 | Número de pessoas no domicílio que tem de 8 a 11 anos de estudos (ensino fundamental completo) |
| edu\_mais11 | Número de pessoas no domicílio com mais de 11 anos de estudo (ensino médio completo). |
| **Composição familiar** | |
| num\_crian5 | Número de crianças no domicílio menores de 5 anos de idade |
| num\_crian6a10 | Número de crianças no domicílio com idade entre 6 a 10 anos de idade |
| num\_crian11a14 | Número de crianças no domicílio com idade entre 11 e 14 anos |
| num\_adole15a21 | Número de jovens no domicílio com idade entre 15 e 21 anos |
| **Característica da pessoa de referência no domicilio e rendimentos** | |
| idade\_chefe: | Idade do chefe do domicilio. |
| chefe\_branco | *Dummy* que indica a cor do chefe do domicílio. (1- Branco; 0- caso contrário) |
| chefe\_agric: | *Dummy* indicando se o chefe do domicilio trabalha na agricultura (1- sim; 0- caso contrário) |
| rdpc\_trab: | Renda domiciliar per capita do domicilio cujo rendimento é oriundo do trabalho principal, excluindo a renda dos jovens. |

Fonte: Elaboração dos autores com base na pesquisa

**Quadro 1 -** Descrição das variáveis utilizadas para o *matching* de aposentadorias e pensões

Para selecionar os beneficiários de programas sociais serão seguidos alguns critérios, visto que na PNAD não é possível selecionar com perfeição os indivíduos que recebem Bolsa Família e PETI ou parcelas de outros programas sociais. O primeiro passo é identificar os beneficiários do Bolsa Família. Para tanto, será utilizado a metodologia criada por Barros, Carvalho e Franco (2007) e usada por Nascimento e Kassouf (2014) com base em valores típicos.

Os beneficiários do Bolsa Família recebem benefícios classificados em quatro grupos: *Benefício Básico*, destinado as famílias em situação de extrema pobreza, sem filhos ou crianças e adolescentes presentes no domicilio (valores fixos – R$ 77,00). *Benefícios Variáveis* pago as famílias com renda mensal *per capita* de até R$ 154,00*,* no valor de R$ 35,00/pessoa (até o limite máximo de cinco pessoas por família) e que atendam aos seguintes critérios: i) presença de crianças ou adolescentes de 0 a 15 anos de idade. Sendo exigida a frequência escolar das crianças e adolescentes de 6 a 15 anos; ii) gestantes; iii) nutrizes - famílias que tenham crianças com idade entre 0 e 6 meses em sua composição, mesmo nos casos em que o bebê não more com a mãe. *Benefício Variável Vinculado ao Adolescente*, no valor de R$ 42,00/adolescente com limite máximo de dois por família, pago às famílias pobres e extremamente pobres que tenham em sua composição adolescentes com idade de 16 e 17 anos. E o *Benefício para Superação da Extrema Pobreza,* em valor calculado individualmente para cada família, pago às famílias que continuem com renda mensal por pessoa inferior a R$ 77,00, mesmo após receberem outros tipos de benefícios do Programa. O valor do benefício é calculado de acordo com a renda e quantidade de pessoas da família, para garantir que a família ultrapasse o piso de R$ 77,00 de renda por pessoa[[11]](#footnote-11) (MDS, 2015).

Portanto, atualizando os valores do Bolsa Família a partir do Decreto nº 8.232 de 30 de abril de 2014, apresenta-se na Tabela 1 os valores recebidos por família dada a sua composição.

**Tabela 1 -** Valores dos beneficiários do Bolsa Família conforme o número de crianças e adolescentes no domicílio

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Número de Filhos** | **Famílias extremamente pobres - renda per capita - Até R$ 77** | **Famílias pobres - renda per capita - Até R$ 154** |
| Sem Filhos | R$ 77 | - |
| 1 filho até 15 anos | R$ 112 | R$ 35 |
| 2 filhos até 15 anos | R$ 147 | R$ 70 |
| 3 filhos até 15 anos | R$ 182 | R$ 105 |
| 1 filho de 16 a 17 anos | R$ 115 | R$ 42 |
| 2 filhos de 16 a 17 anos | R$ 153 | R$ 84 |
| 1 filho até 15 anos + 1 filho 16 a 17 anos | R$ 189 | R$ 77 |
| 1 filho até 15 anos + 2 filhos 16 a 17 anos | R$ 266 | R$ 119 |
| 2 filhos até 15 anos + 1 filho 16 a 17 anos | R$ 294 | R$ 112 |
| 2 filhos até 15 anos + 2 filhos 16 a 17 anos | R$ 343 | R$ 154 |
| 3 filhos até 15 anos + 1 filho 16 a 17 anos | R$ 413 | R$ 147 |
| 3 filhos até 15 anos + 2 filhos 16 a 17 anos | R$ 483 | R$ 189 |

Fonte: Adaptado de NASCIMENTO (2013) com valores atualizados.

Nota: Famílias pobres sem filhos não são elegíveis para o recebimento do bolsa família, apenas famílias em situação de extrema pobreza.

Adotado esses critérios, o segundo passo é identificar os valores pagos pelo Bolsa Família aos beneficiários no mês de agosto e setembro de 2014 (mês anterior a realização da pesquisa PNAD e mês em que a pesquisa foi realizada, respectivamente). Assim como identificar os valores recebidos por beneficiários do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI).

Segundo informações coletas no site do Ministério de Desenvolvimento Social e Agrário (MDS), os valores pagos pelo PBF nos meses de agosto e setembro de 2014 variaram entre R$ 35,00 e R$ 1.562,00 e os valores pagos aos beneficiários do PETI de R$ 25,00 a 200,00[[12]](#footnote-12), onde serão selecionados dentro da variável V1273.

No entanto, essa seleção apresenta algumas limitações, como explica Soares *et al* (2010), dado que as rendas do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), do Auxílio-Gás, do Bolsa Escola, do Bolsa Alimentação, do Cartão Alimentação e do Bolsa Família, além de programas estaduais ou municipais, estarem capturadas na variável residual V1273: “Juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos que recebia, normalmente, no mês de referência” (QUESTIONÁRIOS DA PNAD, 2014). Trata-se de uma categoria de rendimento absurdamente heterogênea, logo, em um mesmo valor pode estar incorporado vários programas sociais ou até mesmo os rendimentos de taxa de juros.

O segundo problema apresentado por essa estratégia de identificação é que as pessoas erram e arredondam suas rendas para valores superiores ou inferiores. É também possível que um beneficiário do programa em questão tenha recebido outra renda classificável na variável V1273, ocultando a renda do Bolsa Família na soma. A solução mais óbvia, é ampliar os valores típicos, incluindo valores arredondados e valores de outros programas que seja possível identificar (SOARES *et a*l, 2010). No entanto, como mostra Foguel e Barros (2010) esta estratégia subestima a focalização dos benefícios, relativo ao uso de outras pesquisas como de suplementos da PNAD e censos demográficos que identificam perfeitamente essa variável. Sendo necessário identificar outras características dos indivíduos, e de suas famílias, que possam aproximar o máximo possível dos valores reais. Portanto, além dos valores típicos dos programas sociais, serão selecionadas características dos domicílios, como renda familiar *per capita* subtraído os valores presente na variável V1273 e a presença de crianças e adolescente de 0 a 17 anos, sendo o perfil de seleção da maioria indivíduos dos programas sociais de transferência de renda.

Feito isso, no Quadro 2 são apresentadas as vaiáveis selecionadas para o pareamento dos tratados e não tratados dos programas sociais que relacionam outras variáveis que não estão incorporadas nas informações coletadas para o tratamento de aposentadorias e pensões. Visto que a elegibilidade dos beneficiários de programas sociais segue critérios relacionados a vulnerabilidade das famílias, foram selecionadas variáveis usadas com bastante frequência na literatura em analises do Bolsa Família e do PETI.

|  |  |
| --- | --- |
| **Variáveis** | **Descrições** |
| **Características da pessoa de referência do domicílio** | |
| sexo\_chefe | *Dummy* para sexo da pessoa de referência do domicilio (1-homem; 0 - Mulher) |
| idade\_chefe | Variável contínua, idade da pessoa de referência do domicílio |
| cor\_chefe | *Dummy* cor da pessoa de referência do domicílio (1- Branca; 0- caso contrário) |
| Casado | *Dummy* se a pessoa de referência no domicilio é casada (1- sim; 0 - caso contrário) |
| sem\_instru\_chefe | *Dummy* escolaridade da pessoa de referência do domicílio (1- sem instrução; 0- caso contrário) |
| edu\_de1a3\_chefe | *Dummy* escolaridade da pessoa de referência do domicílio (1; se 1 a 3 anos de estudos; 0- caso contrário) |
| edu\_de4a7\_chefe | *Dummy* escolaridade do chefe do domicílio (1- de 4 a 7 anos de estudos; 0- caso contrário) |
| edu\_de8a1\_chefe | *Dummy* escolaridade do chefe do domicílio (1- de 8 a 10 anos de estudos; 0- caso contrário) |
| edu\_mais11\_chefe | Dummy escolaridade do chefe do domicílio (1- de 11 anos ou mais; 0 - caso contrário) |
| dummy\_cc | *Dummy* para o chefe do domicílio que trabalha com carteira assinada (1- sim; 0 - caso contrário) |
| dummy\_sc | *Dummy* para o chefe do domicílio que trabalha sem carteira assinada (1- sim; 0 - caso contrário) |
| dummy\_ds | *Dummy* se a pessoa de referência do domicílio está desempregada e economicamente inativa (1- sim; 0 - caso contrário) |
| ocup\_coj | *Dummy* se o cônjuge trabalha (1- sim; 0 - caso contrário) |
| **Composição familiar** | |
| num\_crian5 | Número de crianças no domicílio menores de 5 anos de idade |
| num\_crian6a10 | Número de crianças no domicílio com idade entre 6 a 10 anos de idade |
| num\_crian11a15 | Variável contínua, número de crianças no domicílio com idade entre 11 e 15 anos |
| num\_adole16e17 | Número de adolescente no domicilio que tinha idade entre 16 e 17 anos de idade |
| num\_pes\_dom | Número de moradores no domicilio |
| **Características de moradia** | |
| dom\_permanente | *Dummy* se o domicílio é permanente (1- sim; 0- caso contrário) |
| paredes\_adeq | *Dummy* se o domicílio possui paredes de alvenaria (1- sim; 0- caso contrário) |
| cobert\_adeq | *Dummy* se o domicílio possuí telhado de telhas ou laje (1- sim; 0- caso contrário) |
| agua\_canalizada | *Dummy* se o domicílio possui agua encanada ligada a rede pública (1- sim; 0- caso contrário) |
| saneamento\_adeq | *Dummy* se o domicílio possui escoadouro adequado ligado à rede pública (1- sim; 0- caso contrário) |
| lixo\_adeq | *Dummy* se o domicílio possui coleta de lixo adequado (1- sim; 0- caso contrário) |
| Eletricidade | *Dummy* se o domicílio possui eletricidade (1- sim; 0- caso contrário) |

Elaboração dos autores com base na pesquisa.

**Quadro 2 -** Descrição das variáveis utilizadas para o *matching* de programas sociais.

**3.2 Estratégia empírica**

**3.2.1 Algoritmo CEM**

Um problema associado aos métodos de *matching* baseados no *propensity score*[[13]](#footnote-13) é o seu fraco desempenho em encontrar grupos de comparação equilibrados. De fato, o alvo principal dos métodos de *matching* consiste em eliminar observações de modo a obter um melhor equilíbrio comparativo entre grupo tratados e o grupo de controle (STEFANO *et al*, 2011).

Para tentar contornar esses problemas, Iacus, King and Porro (2008) desenvolveram o algoritmo *Coarsened Exact Matching* (CEM), o qual não exige nenhuma hipótese sobre o processo de geração de dados (DGP), com exceção da ignorabilidade. Além disso, tal método garante que os desiquilíbrios entre os grupos de tratados e de controle pós o *matching* não sejam maiores que um limite previamente selecionado.

Iacus, King and Porro (2009, 2011) mostraram por meio de simulações de um grande número de DGP’s que CEM possui propriedades estatísticas superiores aos métodos tradicionais, como menor desiquilíbrio entre grupos pós *matching*, menor dependência do modelo, dentre outros. Além disso, o CEM permite a melhora da análise de outros métodos, como o próprio PSM e Entropia, por exemplo. Diversos autores tem aplicado esse método na literatura em diversas áreas, tais como, Aroca et al (2014), Datta (2015) e Schurer et al (2015).

O algoritmo do CEM segue os seguintes passos:

1. Dado as covariadas *X,* é realizado uma cópia de *X*, denominada ;
2. é “engrossado” (*coarsened*) ou de acordo com cortes amostrais previamente selecionados ou utilizando um método automático desenvolvido por Iacus, King and Porro (2008);
3. Cria-se um estrato por unidade de observação de e se coloca cada observação no estrato;
4. Relaciona o estrato com os dados originais, *X*, e elimina-se as observações do estrato que não contem ao menos um tratado ou uma unidade de controle.

Nesse trabalho não será utilizado o CEM para a comparação direta entre grupos de tratados e de controle, mas sim, para melhorar o desempenho de outro método ao escolher mais adequadamente, com menos desequilíbrio, as observações a serem pareadas.

**3.2.2 Propensity Score Matching – PSM**

Após o balanceamento pelo algoritmo CEM, o próximo passo é estimar um modelo que possibilite a identificação pontual do efeito médio do tratamento (ATT), portanto utiliza-se a metodologia introduzida por Rosenbaum e Rubin (1983), conhecida por Propensity Score Matching (PSM).

O PSM permite o pareamento do grupo de tratamento com unidades do grupo de controle que são semelhantes em termos de suas características observáveis. Essa é uma técnica semi-paramétrica de determinação dos efeitos de um tratamento em um quase-experimento, baseada em algoritmos de pareamento de indivíduos pertencentes a grupos distintos com o objetivo de se julgar os efeitos de uma determinada intervenção. No entanto, é necessário atender algumas suposições. A primeira delas é a Suposição de Independência Condicional (SIC) ou balanceamento nas variáveis pré-tratamento. Que é definida por Rosenbaum e Rubin (1983) da seguinte forma:

|  |  |
| --- | --- |
| D ⊥ (Y(1),Y(0)) | X | (1a) |
| ou |  |
| E(Y(0) | D = 1, X ) = E(Y(0) | D = 0, X ) | (1b) |

Pela suposição 1a, assume-se que dadas as variáveis observáveis X, o tratamento D não estar condicionado aos resultados potenciais de Y (0) e Y (1). Portanto, a equação 1b reflete que o SIC, a esperança condicional do resultado potencial de Y(0) em relação as variáveis observáveis X que são independentes do status de tratamento D. Condicionadas as variáveis escolhidas, a aleatoriedade aos grupos são garantidas.

A segunda suposição estar relacionada a condição de suporte comum que pode ser representada pela seguinte equação: . Que segundo Heckman, LaLonde e Smith (1999) essa suposição garante a comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle. Ou seja, ela assegura que entre as características observáveis do grupo de tratamento existem observações comparáveis no grupo de controle próximas na distribuição do escore de propensão.

Outra suposição necessária para a estimação do efeito tratamento é o critério de balanceamento. Lee (2006) afirma que o balanceamento do escore de propensão é satisfeito quando para cada valor de X tem-se uma distribuição similar entre o grupo de tratamento e controle, ou seja. Em que X representa o conjunto de co-variáveis que são escolhidas para satisfazer SIC. O balanceamento consiste em um teste de igualdade de média para as variáveis observáveis condicionadas ao escore de propensão. Para garantir a robustez dos resultados encontrados, neste estudo, serão testados três dos mais utilizados na literatura para o pareamento entre grupos de tratamento e controle: o vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*) o alcance (*Radius Matching*) e *Kernel,* com base no estudo desenvolvido por Becker e Ichino (2002). Sendo escolhido aquele que apresentar o melhor pareamento entre o grupo de controle e tratamento.

E finalmente, pelo teorema do escore de propensão e supondo que o SIC é atendido, o ATT resultante do pareamento direto dos valores entre grupo de tratamento e controle é dado por:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (2) |

Em que = 1 refere-se ao tratamento.

**3.3.3 Análise de Sensibilidade**

Se variáveis não observadas, que afetam o processo de seleção, também afetam os resultados, então os estimadores baseados no escore de propensão não são estimadores consistentes do efeito do tratamento. Dessa forma, a omissão dessas variáveis pode gerar resultados do efeito médio do tratamento sobre o tratado estimado viesados. O método conhecido como *Rosenbaum bounds* (ROSENBAUM, 2002; DIPRETE; GANGL, 2004), permite determinar quão "forte" deve ser a influência de uma variável omitida sobre a seleção na participação.

Considerando-se que a probabilidade de participação de um indivíduo *i* seja dada por:

(3)

Como já explicitado *Di* é igual a 1 se o indivíduo recebe o tratamento e 0 caso não receba; *xi* são as características observadas do indivíduo *i; ui* corresponde à variável não observada e  representa o efeito de *ui* sobre a decisão de participação no programa. Se não existir viés de seleção, então  será igual a zero e a probabilidade de participação será exclusivamente determinada pelas características observáveis. Entretanto, na presença de viés de seleção, dois indivíduos com as mesmas co-variáveis observadas *x* terão diferentes chances de receber tratamento, e a *odds ratio* é dada por:

(4)

Se os indivíduos possuírem as mesmas características observáveis, então o vetor *x* se cancela. Deste modo, se não houver diferenças nas variáveis não observadas (*ui* = *uj*) e se estas variáveis não influenciarem a probabilidade de participação ( = 0), a *odds ratio* será igual a 1, implicando a não-existência de viés de seleção. Segue-se então, que se suas *odds* de participação diferirem, isto é, se a *odds ratio* for diferente de 1, só pode ser devido à presença de não-observáveis. A análise de sensibilidade avalia o quanto do efeito do programa é alterado pela mudança nos valores de  e de *ui* – *uj*. Isso significa examinar os limites da *odds ratio* de participação. Rosenbaum (2002) mostra que (4) implica os seguintes limites para a *odds ratio*):

(5)

Os indivíduos pareados possuem a mesma probabilidade de participação apenas se =1. Entretanto, se  = 2, então indivíduos aparentemente similares em termos de *x*irão diferir nas probabilidades de receberem tratamento por um fator de até 2.

**3.3.4 Teste de Sensibilidade**

Millimet and Tchernis (2012) propuseram dois novos estimadores para estimar o efeito tratamento quando existe seleção de variáveis não observadas e as restrições de exclusão não são disponíveis. Quando existe seleção de variáveis não observadas, comumente utiliza-se a abordagem empírica de Variáveis Instrumentais (VI), contudo, se os instrumentos não são validos ou não estão disponíveis, nova técnica para solucionar este problema foi desenvolvida por Millimet and Tchernis (2012), o qual propõe os seguintes estimadores:

***Estimador de viés mínimo (minimum-biased - MB):***

Este estimador procurar minimizar o viés no efeito tratamento de interesse. Isto é feito através de um recorte na amostra para incluir somente as observações com escore de propensão dentro de um intervalo estabelecido pelo pesquisador. Quando a hipótese da independência Condicional (*conditional independence assumption* (CIA)) é satisfeita, o estimador é imparcial, caso contrário, o MB tenderá a minimizar o viés dentre os estimadores que dependem da CIA. Vale ressaltar que o estimador MB muda os parâmetro estimados por causa da amostra restrita.

Esta técnica parte genericamente do estimador da probabilidade inversa ponderada (*inverse probability weighted* (IPW) desenvolvido por Hirano e Imbens (2001), dado por:

(6)

Onde é uma estimativa do escore de propensão obtido através de um modelo probit. Sob a CIA, o estimador IPW em (6) fornece estimativas não viesadas de . O estimador MB visa minimizar o viés através das estimativas aplicados somente a observações com escore de propensão próximo a um escore de propensão (P\*) que minimiza o viés. Denota-se Ω ao conjunto de observação posteriormente incluídas na estimação. Em geral, contudo, P\* e Ω não são conhecidos. O estimador MB portanto, estima P\* e Ω tal que minimize o viés utilizando modelo de seleção de Heckman’s BVN[[14]](#footnote-14).

O estimador MB do ATE é formalmente dado por:

(7)

Onde Ω e C(P) denota intervalo próximo a P. Seguindo Millimet and Tchernis (2012), o estimador define como }, onde é um valor pequeno tal que, de ambos os grupos, tratados e controles, estejam contidos em Ω.

***Estimador de viés corrigido (bias-corrected (BC)):***

Este estimador parte do estimador do modelo de seleção de Heckman's bivariate normal (BVN) em dois estágios, a fim de minimizar o viés dentre os estimadores que aplicam a CIA de forma inapropriada (Heckman 1976, 1979). Contudo, ao contrario do estimador BVN, o estimador BC não requer especificação da forma funcional para o resultado de interesse na etapa final. Além disso, ao contrario do estimador MB, o BC não altere o parâmetro a ser estimado.

Estimativas do viés do estimador MB do ATE, denotado por pode ser derivado modelo BVN em dois estágios. O estimativa do viés pode ser aplicado ajustando a estimativa do efeito tratamento IPW.

O estimador viés mínimo/ viés corrigido (*minimum bias bias-corrected* – M/BC), para o ATE é dado por: . Para estimação, este trabalho utilizou o comando bmte do software stata 13, no qual, para identificar corretamente os parâmetros de interesse, este comando primeiro estima o estimador MB-BC condicionado ao escore de propensão, P(X), e então estima o efeito médio do tratamento, onde o estimador do viés corrigido é dado por:

(8)

**4 RESULTADOS E DISCUSSÕES**

É importante ressaltar que para realização das estimativas manteve-se na amostra apenas aquelas observações completas e que na composição domiciliar da família, existia pelo menos um jovem com idade entre 15 e 21 anos. Além disso, optou-se por apresentar os resultados para cada tratamento separadamente.

**4.1 Análise Descritiva**

Na Tabela 2, são apresentadas as informações da amostra e valores ponderados pelo peso amostral da PNAD 2014, para o Brasil, por zona de moradia (urbano e rural) dada a frequência escolar e participação dos jovens no mercado de trabalho. Os dados amostrais denotam um total de 41.524 domicílios que tinham pelo menos um jovem com idade entre 15 e 21 anos, sendo que 35.366 residiam em áreas urbanas e 6.158 na zona rural.

**Tabela 2 -** Análise descritiva das variáveis dependentes

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis Dependente** | **Urbano** | | | **Rural** | | |
| **Total** | **Domicílios com rendimentos de aposentadoria e pensões** | **Domicílios com rendimentos de programas sociais** | **Total** | **Domicílios com rendimentos de aposentadoria e pensões** | **Domicílios com rendimentos de programas sociais** |
| Trabalha e Não estuda | 29,36% | 25,97% | 23,39% | 29,56% | 28,2% | 26,71% |
| Estuda e Trabalha | 21,00% | 22,62% | 18,76% | 21,78% | 22,4% | 20,56% |
| Estuda e Não trabalha | 37,00% | 39,16% | 41,49% | 33,91% | 36,4% | 36,35% |
| Não estuda e Não trabalha | 12,63% | 12,26% | 16,35% | 14,76% | 13,0% | 16,38% |
| Amostra | 35.366 | 9.365 | 6.413 | 6.158 | 1.600 | 4.526 |
| Estendida (1) | 19.360.063 | 5.191.736 | 3.348.346 | 3.587.966 | 956.448 | 2.632.505 |

Fonte: Elaboração dos autores com dados da PNAD 2014.

Nota (1): Valores ponderados com peso divulgado pelo IBGE.

Ainda pelos resultados apresentados na Tabela 2, em torno de 50% dos jovens entre 15 e 21 anos de idade, no Brasil, participava do mercado de trabalho, tanto na zona urbana como na zona rural, em 2014, os seja, estava trabalhando ou a procurando emprego[[15]](#footnote-15). Nas áreas urbanas, cerca de 29,36% dos jovens encontrava-se apenas participando do mercado de trabalho, enquanto 21,00% estava trabalhando e estudando, 37,00% dos jovens apenas estudavam e 12,63% não estudavam e não faziam parte da PEA.

Nas áreas rurais observa-se que a proporção de jovens que apenas estudavam é menor que nas áreas urbanas, aproximadamente três pontos percentuais (33,91%). Também se nota uma diferença na proporção de jovens que estão na categoria “nem-nem”, cerca de dois pontos percentuais superior aos jovens das áreas urbanas.

Analisando os domicílios com aposentados e/ou pensionistas ou que recebem benefícios de programas sociais, nota-se que são menores a proporções de indivíduos jovens que apenas participa do mercado de trabalho e, por sua vez, a proporção de jovens que apenas estudavam era maior nestes domicílios. E para aqueles domicílios que recebiam rendas de algum programa social, a proporção de jovens que não estudava e não trabalhava era maior que das demais categorias (16,35% na zona urbana e 16,38% na zona rural).

**4.2 Impacto de aposentadorias e/ou pensões na frequência escolar e oferta de trabalho dos jovens**

Para encontrar o efeito das aposentadorias e/ou pensões sobre o comportamento dos jovens quando a sua frequência e oferta de trabalho, foi realizado, primeiramente, o balanceamento das variáveis observáveis pelo método CEM, afim de permite que o grupo de tratamento e controle fosse o mais semelhante possível. Em seguida foi aplicado o método de pareamento pelo *propensity score*.

A Tabela 3, a seguir, são apresentados os resultados do desequilíbrio global[[16]](#footnote-16) entre as covariáveis do grupo de controle e tratamento para a zona urbana e rural, antes e após a aplicação do algoritmo CEM, bem como o total de observações pareadas e não pareadas após o balanceamento. Considerando os resultados de desequilíbrio (estatística 0,58445251 urbano e 0,75465171 rural, antes do balanceamento estatística 0,50636665 urbano e 0,6182145 no rural após o balanceamento), nota-se que houve uma redução dessa medida entre as covariáveis dos dois grupos, demostrando que a aplicação desse algoritmo aprimorou o equilíbrio entre tratados e não tratados. Portanto, a amostra a partir desse método passou a ser de 9.035 para tratados, no meio urbano e 1.301 na zona rural, e para os grupos de controle, 25.883 na área urbana e 4.494 na zona rural.

**Tabela 3 -** Balanceamento CEM – Tratamento Aposentadorias e/ou Pensões

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Distância multivariada | **Urbano** | | **Rural** | |
| - Antes do CEM | 0,58445251 | | 0,75465171 | |
| - Após o CEM | 0,50636665 | | 0,6182145 | |
| Algoritmo CEM | Tratados | Controle | Tratados | Controle |
| 1 | 0 | 1 | 0 |
| Total de Observações | 9.365 | 26.001 | 1.600 | 4.558 |
| Comparáveis – Após o CEM | 9.035 | 25.883 | 1.301 | 4.494 |
| Não Comparáveis – Após o CEM | 330 | 118 | 299 | 64 |

Fonte: Dados de Pesquisa. Elaboração Autores.

Após o balanceamento pelo algoritmo CEM, foi estimado o modelo *logit* dada a condicionalidade que no domicilio existe a presença de pelo menos um aposentado e/ou pensionista. Este procedimento permite encontrar um suporte comum entre os grupos analisados. Os resultados do modelo podem ser consultados no Apêndice na Tabela A1 por situação censitária (urbano e rural). Posteriormente, foi testado qual dos algoritmos do PSM deveria ser usado para análise do ATT, os resultados estão expostos na Tabela A2 no Apêndice. Pelos algoritmos testados, o pareamento por *Kernel[[17]](#footnote-17)* foi escolhido para análise.

Na Tabela 4, encontra-se os resultados do impacto de aposentadorias e pensões sobre as variáveis de frequência escolar e situação de trabalho da população jovem, considerando a área de residência. O ATT encontrado pelo modelo representa a diferença na frequência e oferta de trabalho dos jovens nos domicílios analisados dado o impacto do tratamento.

Para o Brasil urbano, os resultados mostram que o impacto de aposentadorias sobre os jovens que apenas estão inseridos na PEA é, em média, de 4,6 pontos percentuais, ou seja, dos domicílios onde existe pelo menos um aposentado, os jovens tendem a diminuir sua oferta de mão de obra para o mercado de trabalho. Por outro lado, aumenta a probabilidade de o jovem estar apenas estudando, isto é, em domicílios onde exista a presença de aposentados, aumentam as chances de o jovem apenas frequentarem a escola em, 3,0 pontos percentuais e de trabalharem e estudarem simultaneamente em 2,6 pontos percentuais. A categorias “não trabalha e não estudam” não foi estatisticamente significante ao nível de 5%.

Na zona rural, nenhum dos ATTs foi e foi estatisticamente significante para a decisões dos jovens quanto a frequência escolar e a oferta de mão de obra.

**Tabela 4 -** Resultados das estimativas de propensity score matching para as variáveis binárias de frequência escolar e trabalho – Rural e Urbano (Tratamento Aposentadorias e Pensões)

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Situação de estudo e trabalho** | **Urbano (1)** | | | | | **Rural (1)** | | | | |
| **Trat,** | **Cont,** | **ATT** | **E.P** | **Test t** | **Trat,** | **Cont,** | **ATT** | **E.P** | **Test t** |
| Trabalha e Não Estuda | 0,260 | 0,306 | **-0,046** | 0,01 | -4,59 | 0,277 | 0,293 | -0,016 | 0,028 | -0,58 |
| Trabalha e Estuda | 0,228 | 0,202 | **0,026** | 0,009 | 2,91 | 0,220 | 0,217 | 0,003 | 0,025 | 0,12 |
| Estuda e Não Trabalha | 0,391 | 0,360 | **0,030** | 0,011 | 2,87 | 0,376 | 0,328 | 0,048 | 0,029 | 1,64 |
| Não Estuda e Não Trabalha | 0,122 | 0,132 | -0,010 | 0,007 | -1,43 | 0,126 | 0,161 | -0,034 | 0,022 | -1,59 |

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores

Nota: Em negrito, valores estatisticamente significantes a 5%. (1) Pareamento pelo algoritmo Kernel.

Após verificar o efeito de aposentadorias e pensões na oferta de trabalho e frequência escolar dos jovens pelo PSM, o próximo passo é aplicar a análise de sensibilidade discutida por Becker e Caliendo (2007) a partir da metodologia desenvolvida por Rosenbaum (2002) conhecida por Rosenbaum bounds, para testar a robustez dos resultados encontrados sobre a Hipótese de Independência Condicional (CIA). De modo que se possa avaliar a sensibilidade dos impactos estimados em relação aos desvios da suposição de independência. Se ocorrer de variáveis não observáveis que afetam a elegibilidade do tratamento e as variáveis de resultado, simultaneamente, um viés oculto pode surgir para o qual os estimadores de pareamento não são válidos.

**Tabela 5 –** Análise de sensibilidade (Rosenbaum bounds) para frequência escolar e trabalho dos jovens – Rural e Urbano

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Situação de estudo e trabalho** | **Urbano** | | **Rural** | |
| **Q\_mh** | **p\_mh** | **Q\_mh** | **p\_mh** |
| Trabalha e Não Estuda | 8.432 | 0.000 | 1.421 | 0.078 |
| Trabalha e Estuda | 4.736 | 0.000 | 0.251 | 0.401 |
| Estuda e Não Trabalha | 5.033 | 0.000 | 2.941 | 0.002 |
| Não Estuda e Não Trabalha | 0.550 | 0.061 | 2.397 | 0.008 |

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores

Na Tabela 5, é analisado o *gamma* (Г=1) dada a probabilidade dos resultados obtidos no PSM seja afetado por variáveis não observadas que não estão no modelo. Assim, os valores *p\_mh* representa o nível de significância da probabilidade de variáveis omitidas estejam superestimando ou subestimando o efeito tratamento. Portanto, observa-se que a categoria “nem-nem”, na zona urbana, foi a única que não foi estatisticamente significante e, nas áreas rurais, estuda e não trabalha; e não estuda e não trabalha foram significantes Mostrando que existe uma possível superestimação ou subestimação nos resultados destas variáveis, sendo necessário corrigir pelo viés mínimo e viés corrigido.

Portanto, considerando os resultados encontrados pode-se assumir previamente que variáveis omitidas importantes no modelo podem afetar os resultados encontrados e a probabilidade do domicilio ter indivíduos elegíveis a condição de aposentado e/ou pensionista, sobretudo, em relação aos resultados encontrados na categoria “nem-nem” no meio urbano e “trabalha e não estuda” e “estuda e trabalha” na zona rural. No entanto, pode ser que essas variáveis omitidas não sejam totalmente responsáveis pelo viés nos resultados encontrados. Ou seja, pode acontecer que o impacto dessas variáveis sejam próximo de zero, de modo que toda a análise feita até aqui esteja correta, ou seja, que aposentadorias e pensões não afetam as decisões dos jovens quanto a trabalhar e estudar no meio rural e dos jovens que se encontram inativos no meio urbano.

Para verificar se os resultados da análise de sensibilidade se confirmam, e analisar o víeis relacionado a falha da hipótese de independência condicional (CIA), aplicar-se a técnica desenvolvida por Millimet e Tchemis (2012), que são apresentados na Tabela 6, em que e representam o viés mínimo e víeis corrigido, respectivamente, do tratamento (aposentadorias e pensões) sobre as decisões dos jovens quanto a frequência escolar e oferta de mão de obra.

**Tabela 6 –** Efeito das aposentadorias sobre frequência escolar e trabalho dos jovens: estimativas do ATT sobre o viés mínimo e viés corrigido – Rural e Urbano

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Situação de estudo e trabalho** | **Theta** | **Urbano** | | **Rural** | |
|  |  |  |  |
| Trabalha e Não Estuda | *0,05* | - | - | -0.037 | 0.118 |
| - | - | [ -0.113, 0.020] | [ -0.129, 0.348] |
| *0,25* | - | - | -0.042 | 0.113 |
| - | - | [ -0.092, 0.012] | [ -0.098, 0.339] |
| Trabalha e Estuda | *0,05* | - | - | 0.029 | -0.055 |
| - | - | [ -0.028, 0.075] | [ -0.248, 0.133] |
| *0,25* | - | - | 0.029 | -0.055 |
| - | - | [ -0.033, 0.073] | [ -0.259, 0.108] |
| Não Estuda e Não Trabalha | *0,05* | 0.011 | 0.077 | - | - |
| [ -0.018, 0.031] | [0.002, 0.155] | - | - |
| *0,25* | -0.007 | 0.058 | - | - |
| [ -0.024, 0.004] | [0.014, 0.137] | - | - |

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores

Pelos resultados encontrados, observa-se que o ATT pelo viés corrigido é estatisticamente significante e positivo em relação a inatividade dos jovens dada a presença de aposentados e/ou pensionistas no domicílio, no meio urbano. No meio rural, nenhum dos resultados foi estatisticamente significante, de modo que nada se pode afirmar em relação aos resultados encontrados.

**4.3 Impacto de programas sociais na frequência escolar e oferta de trabalho dos jovens**

Seguindo o método adotado por Barros, Carvalho e Franco (2007) foram selecionados para o grupo de tratamento 9.385 famílias que atendem ao perfil de beneficiários de programas sociais como o Bolsa Família e PETI divididos entre a zona urbana e rural. E para o grupo de controle, famílias que são elegíveis, mas que não recebem nenhum dos benefícios citados, foram selecionadas 10.330 famílias.

Realizando os mesmos procedimentos da analise anterior, foi realizado o balanceamento pelo algoritmo CEM das variáveis observáveis do grupo de tratamento e controle para a zona urbana e rural que estão expostos na Tabela 7 abaixo. Assim como o total das observações pareadas e não pareadas após o balanceamento.

**Tabela 7 -** Balanceamento CEM – Tratamento – Programas Sociais

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Distância multivariada | **Urbano** | | **Rural** | |
| - Antes do CEM | 0,45220185 | | 0,62175457 | |
| - Após o CEM | 0,00000000000000828 | | 0.000000000000004411 | |
| Algoritmo CEM | Tratados | Controle | Tratados | Controle |
| 1 | 0 | 1 | 0 |
| Total de Observações | 6.413 | 8.776 | 1.554 | 2.972 |
| Comparáveis – Após o CEM | 5.064 | 8.069 | 1.229 | 1.703 |
| Não Comparáveis – Após o CEM | 1.349 | 707 | 325 | 1.269 |

Fonte: Dados de Pesquisa. Elaboração Autores.

Portanto, considerando os resultados do desequilíbrio global, a estatística 0,45220185 no urbano e de 0,62175457 no meio rural, antes do balanceamento passou para valores próximo de zero após o balanceamento, logo houve uma redução dessa medida entre as covariáveis dos dois grupos, demostrando que a aplicação desse algoritmo melhorou o equilíbrio entre tratados e controle. De modo que a amostra foi reduzida para 5.064 para tratados, no meio urbano e 1.229 na zona rural, e para os grupos de controle na zona urbana e rural para, 8.069 e 1.703, respectivamente.

Assim, após aplicar o algoritmo CEM, foi estimado o modelo *logit* para encontrar o *propensity score* dado que no domicilio existem pessoas que recebem rendimentos de programas sociais. Os resultados do modelo podem ser consultados no Apêndice na Tabela A3 para a zona urbana e rural. Além disso, foi testado qual dos algoritmos do PSM deveria ser usado para análise do ATT, os resultados estão expostos na Tabela A4 também no Apêndice. Sendo escolhido o *Kernel* tanto para a área urbana como a rural.

Dos resultados apresentados na Tabela 8, destaca-se que a presença de beneficiários de programas sociais apresentou sinal positivo na frequência escolar, mas não foi estatisticamente significante ao nível de 5%, tanto nos centros urbanos no meio rural. Nota-se também, que em domicílios beneficiários de programas sociais, na categoria estuda e trabalha, mostrou ser estatisticamente positiva, ou seja, aumenta a probabilidade de os jovens alocarem seu tempo entre estudos e trabalho. Uma possível resposta para este efeito seja que esta renda não é o suficiente para suprir as necessidades básicas da família, sendo necessário estes jovens trabalhem para complementar a renda familiar.

**Tabela 8 -** Resultados das estimativas de *propensity score matching* para as variáveis binárias de frequência escolar e trabalho – Rural e Urbano (Tratamento Programas sociais)

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Situação de estudo e trabalho** | **Urbano (1)** | | | | | **Rural (1)** | | | | |
| **Trat.** | **Cont.** | **ATT** | **E. P** | **Test t** | **Trat.** | **Cont.** | **ATT** | **E. P** | **Test t** |
| Trabalha e Não Estuda | 0,236 | 0,240 | -0,005 | 0,009 | -0,52 | 0,249 | 0,261 | -0,012 | 0,022 | -0,53 |
| Trabalha e Estuda | 0,185 | 0,165 | **0,020** | 0,008 | 2,62 | 0,218 | 0,184 | 0,033 | 0,018 | 1,86 |
| Estuda e Não Trabalha | 0,422 | 0,403 | 0,018 | 0,010 | 1,82 | 0,385 | 0,365 | 0,020 | 0,022 | 0,90 |
| Não Estuda e Não Trabalha | 0,158 | 0,192 | **-0,034** | 0,008 | -4,29 | 0,148 | 0,190 | **-0,041** | 0,018 | -2,25 |

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Nota: Em negrito, valores estatisticamente significantes a 5%. (1) Pareamento pelo algoritmo Kernel.

Quanto ao comportamento dos jovens que não estudam e não trabalham, o sinal do ATT apresentou-se diferente do que foi observado nos rendimentos de aposentadorias e pensões, isto é, em domicílios que recebem rendas de programas sociais, o efeito médio sobre aqueles jovens “nem-nem” é menor nos domicílios que recebem em aproximadamente 3 pontos percentuais para urbano e 4 pontos percentuais para rural. Este efeito pode estar relacionado a condição da frequência escolar das crianças e adolescentes para o recebimento do benefício, no entanto não é possível confirmar se este efeito se estende aos jovens com idade superior a 18 anos.

**Tabela 9 –** Análise de sensibilidade (Rosenbaum bounds) para frequência escolar e trabalho dos jovens – Rural e Urbano

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Situação de estudo e trabalho** | **Urbano** | | **Rural** | |
| **Q\_mh** | **p\_mh** | **Q\_mh** | **p\_mh** |
| Trabalha e Não Estuda | 3,956 | 0,000 | 5,026 | 0,000 |
| Trabalha e Estuda | 4,105 | 0,000 | 3,834 | 0,000 |
| Estuda e Não Trabalha | 5,399 | 0,000 | 4,637 | 0,000 |
| Não Estuda e Não Trabalha | 6,296 | 0,000 | 3,868 | 0,000 |

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

O próximo passo é aplicar a análise de sensibilidade, tabela 9, para testar a robustez dos resultados encontrados, dada a hipótese que a Suposição de Independência Condicional (SIC) não foi violado, ou seja, que variáveis não observáveis impactam nos resultados estimados. Como pode ser observado, todos os valores do *p\_mh* fora estatisticamente significante, corroborando com os resultados encontrados no PSM. Logo, não existem variáveis omitidas afetando a seletividade do grupo de tratamento e conseguintemente nos resultados, não sendo necessário aplicar a técnica de correção pelo o viés mínimo e víeis corrigido.

**5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Este trabalho procurou ampliar o debate na literatura sobre o *status* dos jovens entre estudar e trabalhar. O diferencial do presente estudo consistiu em analisar a frequência e oferta de trabalho dos jovens dadas as condições de rendas oriundas de aposentadorias, pensões e programas sociais aplicando diferentes métodos de pareamento e corrigindo o viés relacionado a variáveis omitidas que podem afetar os resultados encontrados.

Uma das principais limitações deste estudo, foi identificação com precisão absoluta o grupo de controle de indivíduos que não recebem aposentadorias e pensões. Já que para receber aposentadorias, além da idade, outras características são necessárias, como tempo de serviço, tempo de contribuição na previdência social, doenças, invalidez e outras variáveis que não são capturadas pelo questionário aplicado na PNAD.

Situação semelhante ocorreu para a identificação dos beneficiários de programas sociais e de seu grupo de controle, uma vez que não existe nas PNADs uma pergunta especifica para participação, exceto nas PNADs com suplementos. A solução deste problema, foi considerar como beneficiários de programas sociais as famílias que declararam na questão de rendas provenientes de programas sociais e outros rendimentos receber a quantia paga pelo Bolsa Família e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) nos meses de referência (agosto e setembro de 2014) e que atendesse aos critérios de elegibilidade aos programas, como renda domiciliar *per capita* e crianças de zero a dezessete anos de idade.

Com base nos resultados apresentados, foi possível concluir que nos domicílios que tem pelo menos um individuou que recebe aposentadoria e/ou pensão, em média, reduz a oferta de mão de obra dos jovens de 15 a 21 anos e aumenta sua frequência escolar, quando comparados a jovens que vivem em domicílios com características próximas, na zona urbana. No meio rural, nenhum dos resultados foi estatisticamente significante quando aplicado o PSM.

Para os jovens que não estudam e não trabalham, na zona urbana, apresentou sinal negativo pelo método do PSM, contudo, foi estatisticamente insignificante. No entanto, após corrigir o viés relacionado a variáveis omitidas pela técnica desenvolvida por Millimet e Tchemis (2012), os resultados fora estatisticamente significante e positivo, corroborando com os resultados de Reis e Camargo (2007) que afirma que aposentadorias e pensões aumentam a probabilidade de os jovens estarem em situação de “nem-nem”. E ao mesmo tempo reforça os resultados apresentados por Hoffman (2012), onde ele argumenta que o comportamento dos jovens que não estudam e não trabalham é menos sensível na presença de indivíduos beneficiários de aposentadorias e pensões.

Nas regressões relacionadas ao impacto de programas sociais, o sinal do coeficiente de variação entre os grupos de tratados e controle para os jovens que não estudam e não trabalha foi negativo e significativo tanto para a amostra na zona urbana como rural. Mostrando que nestes domicílios, os jovens ou estão inseridos no mercado de trabalho ou estudando. Ao aplicar o teste de Análise de Sensibilidade, foi observado que variáveis ocultadas do modelo não afetam os resultados encontrados, logo os resultados são robustos.

Portanto, pelos resultados encontrados, acredita-se que a renda da família é um dos fatores mais importantes para a ampliação de capital humano dos jovens, políticas públicas de auxilio as famílias e distribuição de renda podem melhorar as condições dos jovens de famílias pobres que necessitam entrar no mercado de trabalho em idade precoce para complementar ou suprir as necessidades financeira da família.

**REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ARAÚJO, G. S.; RIBEIRO, R.; NEDER, H. D. Impactos do programa bolsa família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na área urbana em 2006.**Economia**, v. 11, n. 4, 2010.

AROCA, P., BRIDA, J.G, VOLO, S. Tourism statistics: correcting data inadequacy using coarsened exact matching. Working Paper. **School of Economics and Management at the Free University of Bozen**, 2014.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. de; FRANCO, S. O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira. In. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v. 2, p. 41-86, 2007.

BECKER, K. L.; COSTA, J. S.; PAVÃO, A.R. Determinantes do Trabalho Infantil no Brasil Rural. Rev. de Economia Agrícola, São Paulo, v. 61, n. 1, p. 49-61, jan./jun. 2014

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The stata journal**, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.

CABANAS, P.; KOMATSU, B. K.; MENEZES FILHO, N. A. Crescimento da Renda e as Escolhas dos Jovens entre os Estudos e o Mercado de Trabalho. In: 42° Encontro Nacional de Economia. Natal, 2014.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; BATISTA, N. B.; Impactos do Programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 2, p. 269-301, 2010.

CALIENDO, M; BECKER, O. S. Sensitivity analysis for average treatment effects. **The Stata Journal**. v. 7, Number 1, p. 71–83. 2007.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. ‘Some practical guidance for the implementation of propensity score matching’, **Journal of Economic Surveys** 22(1), 31–72. 2008

CAMARANO, A. A.; KANSO, S. O Que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho?. 2012.

CAMARANO, A. A.; MELLO, J. L.; PASINATO, M. T.; KANSO, S. Caminhos para a vida adulta: as múltiplas trajetórias dos jovens brasileiro. **Ultima década**, v. 12, n. 21, p. 11-50, 2004.

DATTA, N. Evaluating Impacts of Watershed Development Program on Agricultural Productivity, Income, and Livelihood in Bhalki Watershed of Bardhaman District, West Bengal. **World Development**. v. 66, p. 443-456, 2015.

DELGADO, G. C.; CARDOSO JR, J. C**. O idoso e a previdência rural no Brasil: a experiência recente da universalização**. 1999.

DELGADO, G.; CASTRO, J. A. de. **Financiamento da previdência rural: situação atual e mudanças**. 2003.

DiPrete, T., and M. Gangl. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. **Sociological Methodology**. v.34, p 271–310, 2004.

FERREIRA, B.; ALVES, F. Juventude rural: alguns impasses e sua importância para a agricultura familiar. **Juventude e políticas sociais no Brasil. Brasília: Ipea**, p. 245-258, 2009.

FERREIRA, C. R.; SOUZA, S. de C. I. de. As aposentadorias e pensões e a concentração dos rendimentos domiciliares per capita no Brasil e na sua área rural: 1981 a 2003. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 4, p. 985-1011, 2007.

FOGUEL, M.; BARROS, R. P. The Effects of Conditional Cash Transfer Programmes on Adult Labour Supply: An Empirical Analysis Using a Time Series-Cross-Section Sample of Brazilian Municipalities. Estudos Econômicos, São Paulo: UFF, v. 40, n. 2, 2010, p. 259-293.

GONZAGA, G., CORSEUIL, C., FOGUEL, M., RIBEIRO, E. The Effects of and Apprenticeship Program on Labor Market Outcomes of Youths in Brazil. In: 34° Meeting of the Brazilian Econometric Society. Anais… Porto de Galinhas, 2012.

HECKMAN, J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. **Econometrica**. v. 5(4), p. 475-492. 1976.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_. Sample selection bias as a speci\_cation error. **Econometrica**. v.47(1), p. 153-161. 1979.

HECKMAN, J. J.; LALONDE, R. J.; SMITH, J. A. The economics and econometrics of active labor market programs. **Handbook of labor economics**, v. 3, p. 1865-2097, 1999.

HIRANO, K; IMBENS, G. W. Estimation of causal effects using propensity score weighting: Na application to data on right heart catheterization. **Health Services and Outcomes Research Methodology** v. 2(3), p. 259-278. 2001.

HOFFMANN, R. Como aposentadorias e pensões afetam a educação e o trabalho de jovens do domicílio. **Revista Economia e Sociedade**, v. 19 (38), pp. 201-209. Campinas, 2010.

IACUS, S. M.; KING, G; PORRO, G. **Matching for causal inference without balance checking**. 2009 Disponível em: <http://gking.harvard.edu/files/cem.pdf>. Acesso em: 27 Maio 2016

IACUS, S; KING, G; PORRO, G. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. **Political Analysis**, 2011.

LEE, Wang-Sheng. Propensity score matching and variations on the balancing test.2006.

MILLIMENT, D. L.; TCHERNIS, R. Minimizing Bias in Selection on Observables Estimators When Unconfoundness Fails. **Unpublished, Southern Methodist University**. 2010.

MILLIMET, D. L; THERCNIS, R. Estimation of Treatment Effects Without an Exclusion Restriction: with an Application to the Analysis of the School Breakfast Program. **Journal of Applied Econometrics**. 2012.

MDS – Ministério do Desenvolvimento Agrário - <<http://mds.gov.br/>>

NASCIMENTO, A. R.; KASSOUF, A. L. Trabalho Infantil: Impacto Do Programa Bolsa Família. In: **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia, 2016.

PEDROSO, L. G.; CÔRREA, L. F. C. Uma análise do impacto do Programa Bolsa Família na redução do trabalho infantil no Brasil entre 2004 e 2011. **Publicatio UEPG: Ciências Humanas, Linguistica, Letras e Artes**, v. 22, n. 1, p. 35, 2015.

PNAD-Pesquisa Nacional por Amostra dos Domicílios/IBGE.< http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa\_resultados.php?id\_pesquisa=40 >

REIS, M. C.; CAMARGO, J. M. Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 37, n. 2, ago. 2007.

REIS, M. Transições do desemprego para o emprego entre os jovens. **Mercado de trabalho**, v. 55, p. 20, 2013.

ROSENBAUM, P. R. **Observational Studies.** New York Springer. 2 ed, 2002.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome, **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B 45, 212–218, 1983.

SILVA., M. M. da C.; C., L. V.; GOMES, M. F. M.; ENTRAVES AO ACESSO E À CONCLUSÃO DO ENSINO MÉDIO EM ÁREAS RURAIS E URBANAS BRASILEIRAS. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 11, n. 1, 2012.

SIQUEIRA, L. B. O de. **Título: Geração nem-nem e o efeito das aposentadorias e pensões**. Tese de Doutorado. Universidade Federal da Paraíba.

SOARES, S.; DE SOUZA, P. H. G. F.; OSÓRIO, R. G.; SILVEIRA, F. G. (2003). Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e pobreza. **Bolsa família**, 2010, 27-529.

SCHURER, S. ALSPACH, M. MaCRAE, J. MARTIN, G. L., The Medical Care Costs of Mood Disorders: A Coarsened Exact Matching Approach, **IZA Discussion Papers**, 2015.

VIEIRA, C. S.; MENEZES-FILHO, N.; KOMATSU, B. K. Como as Mudanças no Trabalho e Renda dos Pais afetam as Escolhas entre Estudo e Trabalho dos Jovens? In. **Anais do 43° Encontro Nacional de Economia**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia. Florianópolis, 2015.

**APÊNDICE**

**Tabela A1:** Estimativa do Modelo Logit – Tratamento (Aposentadorias e pensões) – Brasil – Urbano e Rural

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **Urbano** | | **Rural** | |
| **Coef.** | **E. P** | **Coef.** | **E. P** |
| mulher\_mais55 | 1,148 | 0,046 | 2,139 | 0,133 |
| hom\_mais60 | 1,066 | 0,059 | 2,460 | 0,159 |
| num\_crian5 | -0,333 | 0,048 | -0,124 | 0,188 |
| \_ num\_crian6a10 | -0,415 | 0,050 | -0,037 | 0,188 |
| num\_crian11a14 | -0,387 | 0,047 | -0,151 | 0,186 |
| num\_adolec15a21 | -0,046 | 0,028 | 0,022 | 0,080 |
| numcomfam | 0,425 | 0,037 | 0,091 | 0,171 |
| idade\_chefe | 0,038 | 0,002 | 0,037 | 0,005 |
| chefe\_branco | 0,246 | 0,033 | 0,278 | 0,105 |
| idoso\_chefe | 0,298 | 0,071 | -0,186 | 0,248 |
| viuvo | 1,952 | 0,049 | 2,640 | 0,148 |
| chefe\_agric | -0,252 | 0,059 | -0,281 | 0,098 |
| sem\_instru | -0,476 | 0,044 | -0,118 | 0,171 |
| edu\_de1a3 | -0,556 | 0,046 | -0,119 | 0,172 |
| edu\_de4a7 | -0,480 | 0,036 | -0,081 | 0,167 |
| edu\_de8a10 | -0,486 | 0,036 | -0,117 | 0,170 |
| edu\_mais11 | -0,444 | 0,036 | -0,002 | 0,174 |
| rdpc\_trab | -0,001 | 0,000 | -0,001 | 0,000 |
| \_cons | -3,023 | 0,081 | -3,596 | 0,247 |
| Pseudo R2 | 0,2659 | | 0,3863 | |
| Suporte Comum | [0,00269585; 0,99162108] | | [0,00012094; 0,99850468] | |

Fonte: Resultado da pesquisa. Elaboração dos autores.

Níveis de significância a: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

**Tabela A2:** Qualidade do balanço antes e depois do *matching* (Aposentadorias e pensões) – Brasil – Urbano e Rural

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Pareamento** | **Urbano** | | | | **Rural** | | | |
| **Pseudo R2** | **LR chi2** | **Viés Médio** | **Viés Mediano** | **Pseudo R2** | **LR chi2** | **Viés Médio** | **Viés Mediano** |
| Antes do Pareamento | 0,265 | 10579,04 | 28,6 | 11 | 0,381 | 2354 | 32,6 | 14,4 |
| Matching Nearest Neighbor | 0,113 | 2820,65 | 19,0 | 8,3 | 0,211 | 759,71 | 25,8 | 15,7 |
| Matching Radius | 0,007 | 164,00 | 3,3 | 3,4 | 0,016 | 57,91 | 5,5 | 4,1 |
| Matching Kermel | 0,007 | 164,04 | 3,3 | 3,4 | 0,016 | 54,85 | 5,5 | 3,8 |

Fonte: Resultado da pesquisa, Elaboração dos autores.

**Tabela A3:** Estimativa do Modelo Logit – Tratamento (Programas sociais) – Brasil – Urbano e Rural

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **Urbano** | | **Rural** | |
| **Coef.** | **E. P** | **Coef.** | **E. P** |
| sexo\_chefe | -0,129\*\*\* | 0,042 | -0,061 | 0,100 |
| idade\_chefe | -0,005\*\*\* | 0,002 | -0,010\*\*\* | 0,004 |
| cor\_chefe | -0,236\*\*\* | 0,046 | -0,178 | 0,109 |
| sem\_instruççao\_chefe | 1,099\*\*\* | 0,152 | -0,358 | 0,395 |
| edu\_de1a3 | 1,151\*\*\* | 0,150 | -0,584 | 0,395 |
| edu\_de4a7\_chefe | 0,895\*\*\* | 0,144 | -0,709\* | 0,392 |
| edu\_de8a10 | 0,543\*\*\* | 0,147 | -0,608 | 0,404 |
| edu\_mais11 | 0,438\*\*\* | 0,146 | -1,183\*\*\* | 0,415 |
| dummy\_cc | -0,433\*\*\* | 0,059 | -0,941\*\*\* | 0,174 |
| dummy\_sc | 0,228\*\*\* | 0,060 | -0,114 | 0,111 |
| dummy\_ds | -0,355\*\*\* | 0,083 | -0,001 | 0,362 |
| ocup\_coj | -0,069\*\*\* | 0,083 | 0,577 | 0,349 |
| num\_crian5 | 0,581\*\*\* | 0,034 | 0,924\*\*\* | 0,092 |
| num\_crian6a10 | 0,485\*\*\* | 0,040 | 0,512\*\*\* | 0,123 |
| num\_crian11a15 | 0,636\*\*\* | 0,027 | 1,067\*\*\* | 0,069 |
| num\_adole16e17 | 0,655\*\*\* | 0,035 | 1,050\*\*\* | 0,082 |
| casado | 0,200\*\*\* | 0,073 | 0,161 | 0,148 |
| dom\_permanente | 0,131\*\*\* | 0,867 | -0,372 | 0,930 |
| cobert\_adeq | -0,022 | 0,121 | 0,053 | 0,191 |
| agua\_canalização\_adeq | 0,051 | 0,066 | 0,283\*\*\* | 0,105 |
| Saneamento\_adeq | -0,473\*\*\* | 0,041 | 0,393 | 0,324 |
| lixo\_adeq | -0,192\*\*\* | 0,171 | -0,341\*\*\* | 0,112 |
| eletricidade | 0,401\*\*\* | 0,689 | 0,258 | 0,234 |
| \_cons | -1,883\*\*\* | 0,524 | -0,275 | 1,006 |
| Pseudo R2 |  | 0,1054 |  | 0,1444 |
| Suporte Comum | [0,08377949; 0,92949808] | | [0,15554185; 0,98854176] | |

Fonte: Resultado da pesquisa, Elaboração dos autores.

Níveis de significância a: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

**Tabela A4:** Qualidade do balanço antes e depois do *matching* (Programas Sociais) – Brasil – Urbano e Rural

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Pareamento** | **Urbano** | | | | **Rural** | | | |
| **Pseudo R2** | **LR chi2** | **Viés Médio** | **Viés Mediano** | **Pseudo R2** | **LR chi2** | **Viés Médio** | **Viés Mediano** |
| Antes do Pareamento | 0,106 | 1856,23 | 13,1 | 11,2 | 0,213 | 1242,22 | 17,7 | 12,4 |
| Matching Nearest Neighbor | 0,016 | 221,79 | 4,4 | 3,6 | 0,041 | 177,45 | 5,9 | 4,4 |
| Matching Radius | 0,001 | 13,72 | 1,2 | 1,0 | 0,01 | 78,77 | 4,0 | 3,4 |
| Matching Kermel | 0,001 | 14,15 | 1,3 | 1,0 | 0,01 | 78,63 | 4,1 | 4,0 |

Fonte: Resultado da pesquisa, Elaboração dos autores.

1. Mestranda em Economia Rural (MAER/UFC). [↑](#footnote-ref-1)
2. Doutor em Economia (PIMES/UFPE). Professor do Mestrado Acadêmico em Economia Rural (MAER/UFC). [↑](#footnote-ref-2)
3. Doutoranda em Economia (CAEN/UFC). Professora dos Cursos de Economia e Finanças (UFC/SOBRAL). [↑](#footnote-ref-3)
4. Segundo a classificação adotada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas, A população Economicamente Ativa - PEA – compreende o potencial de mão-de-obra com que pode contar o setor produtivo, isto é, a população ocupada e a população desocupada, ou seja pessoas que estavam procurando emprego na semana de referência da pesquisa. [↑](#footnote-ref-4)
5. Para maiores detalhes sobre o impacto do PBF sobre o trabalho infantil e frequência escolar consultar CACCIAMALI *et al* (2010), NASCIMENTO; KASSOUF (2015) PEDROSO; CÔRREA (2014). [↑](#footnote-ref-5)
6. Em 2015 as regras para os beneficiários de pensões por morte foram alteradas podendo ser consultada na LEI Nº 13.135, DE 17 DE JUNHO DE 2015. [↑](#footnote-ref-6)
7. Morador que residente em domicílio particular que, sem ser parente, que pagava hospedagem; [↑](#footnote-ref-7)
8. Aposentadorias e pensões de fontes públicas (INSS, estatual ou municipal) e privadas. [↑](#footnote-ref-8)
9. Idade mínima para aposentadoria de pessoas do sexo feminino por idade na zona rural. [↑](#footnote-ref-9)
10. Idade mínima para aposentadoria de pessoas do sexo masculino por idade na zona rural. [↑](#footnote-ref-10)
11. Fonte dos dados < http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e/beneficios>. [↑](#footnote-ref-11)
12. Maiores informações podem ser encontradas no endereço eletrônico

    <<http://www.portaltransparencia.gov.br/downloads/mensal.asp?c=BolsaFamiliaFolhaPagamento>>. [↑](#footnote-ref-12)
13. Propensity Score Matching (PSM) segundo Dehejia and Wahba (2002). [↑](#footnote-ref-13)
14. Para mais detalhes ver Millimet and Tchernis (2012). [↑](#footnote-ref-14)
15. Foram classificadas como ocupadas na semana de referência as pessoas que tinham trabalho durante todo ou parte desse período. Considerando aqueles com e sem carteira assinada, trabalhador não-remunerado membro da família, por conta-própria, para o próprio consumo ou que estava à procura de emprego. [↑](#footnote-ref-15)
16. O desequilíbrio global é dada pela estatística , sendo determinado na diferença entre o histograma multidimensional de todas as covariáveis de pré tratamento do grupo tratado e do grupo de controle. Quanto mais próximo for , mais balanceados estarão os dois grupos, quanto mais próximo for mais separados são os tratados e controle. [↑](#footnote-ref-16)
17. O matching Kernel e Raio apresentaram o mesmo balanceamento, porém, o *Kernel* foi escolhido por não apresentar no pareamento domicílios com escores de propensões diferentes. Desta forma, o grupo dos tratados e de controle serão mais homogêneos. [↑](#footnote-ref-17)