

Indicação de área de submissão: **Teoria Aplicada**

Título: Geração nem-nem e o efeito das aposentadorias e pensões

Autores:

Liédje Bettizaide Oliveira de Siqueira (Doutora pelo PIMES/Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB))

Anderson Henrique Fabião Cavalcanti Lima (Graduado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB))

Magno Vamberto Batista da Silva (Doutor pelo PIMES/Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) e do departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB))

Título: Geração nem-nem e o efeito das aposentadorias e pensões

Resumo

O trabalho tem como objetivo averiguar os efeitos da aposentadoria sobre as escolhas dos jovens entre as opções de estudar e/ou trabalhar ou não realizar nenhuma destas duas atividades. Esta última escolha tem sido realizada por pouco menos de 1/5 dos jovens brasileiros e passou a ser chamada de geração nem-nem (nem trabalha e nem estuda). De acordo com os resultados encontrados não há evidências que a presença de um aposentado na família possa levar o jovem a escolher não trabalhar e não estudar, ao contrário, aumenta consideravelmente as chances destes estarem somente estudando. Para o caso de domicílios somente com pensionistas encontrou-se um aumento da probabilidade dos jovens destes domicílios não estarem estudando ou trabalhando. Percebe-se, entretanto, que os efeitos são maiores quando se trata as características pessoais como ser mulher, ter crianças menores no domicílio e o nível de renda familiar, sendo os mais pobres com maior incidência de jovens nem-nem.

Palavras-chave: geração nem-nem, aposentados e pensionistas, modelo *logit multinomial*

Abstract

The work aims to investigate the effects of retirement on the choices of young people between the options of study and / or work or do not perform any of these two activities. The latter choice has been made for just under one fifth of youngsters and came to be called generation NEET (Not in Education, Employment, or Training). According to the results there is no evidence that the presence of a retired family can lead the young to choose not to work and not study, in contrast, considerably increases the chances of these are only studying. In the case of households with only pensioners found increased odds of these young people are not studying or working households. It is clear, however, that the effects are stronger when it comes to personal characteristics such as being a woman, have children at home and the level of family income, and the poorest with the highest incidence of Not in Education, Employment, or Training.

Keywords: NEET generation; retirees, pensioners, logit multinomial

JEL:R23

1 INTRODUÇÃO

Um dos problemas atuais que a sociedade enfrenta é o crescimento do número de Jovens que não estão estudando e não estão trabalhando. Em países de língua inglesa estes são chamados de NEET (não estuda; não tem emprego e não estão em treinamento); em países de língua espanhola estes estão sendo denominados como ni-ni. Na língua portuguesa estes são chamados de geração nem-nem (nem estudam e nem trabalham). Não importando a classificação adotada, o fato é que a OECD detectou um número de 18% de jovens entre 20 a 24 anos, entre os países participantes, que se encontram nesta condição de inatividade.

A situação do Brasil não é diferente, de acordo com a OECD e segundo a sua classificação de NEET , o país tinha 24,43% dos jovens entre 20 a 24 anos. Considerando os jovens nem-nem aqueles que não estão estudando ou trabalhando, a Pnad de 2012, mostra que este número era 4, 1 milhões entre os jovens com 15 a 24 anos, ou seja, cerca de 18% desta população.

O problema da existência dos jovens nem-nem é que estes podem ameaçar o crescimento futuro da economia de um país. Se há um parcela significativa de pessoas nesta condição ocorre perda de investimento em capital humano dentro de um país. São jovens que deveriam estar acumulando conhecimento no ensino formal ou obtendo experiência no mercado de trabalho. Há também o fato de que estes jovens se tornam mais vulneráveis socialmente e podem adentrar na criminalidade.

Para o caso brasileiro, há uma discussão forte como a presença das transferências governamentais tem afetado as decisões sobre os indivíduos na forma de participar do mercado de trabalho. Boa parte das discussões está sobre o efeito do programa Bolsa família sobre os beneficiários e a sua participação e/ ou dos seus familiares no mercado de trabalho (SOUZA, 2011; TEIXEIRA, 2011). Mas há espaço para averiguar como os benefícios oriundos por meio de pensões e aposentadorias tem agido sobre as decisões dos jovens entre as suas escolhas educacionais e profissionais.

O sistema previdenciário brasileiro é considerado um dos mais benevolentes do mundo por suas regras pouco restritas nos critérios de elegibilidades por idade e tempo de contribuição e também por baixas restrições impostas aos beneficiários pensionistas e aposentados. Por isso, ele tem se tornado bastante dispendioso ao país e mostra sinais de fragilidade, colocando em risco a capacidade de pagamento de benefícios às gerações futuras.

Além disso, como bem chama atenção Camargo e Reis (2007), o sistema de aposentadorias e pensões no Brasil têm características que podem influenciar o comportamento da oferta de trabalho dos demais residentes de um domicílio. Sabe-se que as decisões sobre oferta de trabalho dos membros de uma família depende não somente de uma decisão individual como também da renda familiar.

Esta preocupação sobre o sistema de aposentadorias e pensões e a participação dos corresidentes do beneficiário no mercado de trabalho tem sido objeto de pesquisa na literatura. Teixeira (2011) citando os modelos propostos por Becker (1976) e Gronau (1986), afirma que a decisão sobre a quantidade de trabalho ofertado depende de rendas provenientes do trabalho e rendas não relacionadas com o trabalho, como benefícios sociais, heranças, transferências interdomiciliares, entre outras. Desta forma, segundo a autora, mudanças na composição da renda pode alterar a oferta de trabalho dos seus membros.

Em estudos realizados para África do Sul, Bertrand, Mullainathan e Miller (2001) encontraram evidências que os ganhos oriundos de aposentadoria e pensões promoveram uma redução na oferta de trabalho dos adultos que convivem com os

beneficiários. Os rendimentos obtidos são compartilhados dentro do domicílio, desincentivando a procura por trabalho. Entretanto, um outro estudo também realizado para África do Sul por Edmonds (2006) encontra evidências de que o aumento da renda domiciliar proporcionado pelas pensões reduziu o trabalho infantil e aumentou a frequência à escola.

O artigo de Filho (2008), reúne aspectos sobre os impactos de aposentadorias concedidas a trabalhadores rurais em 1992 sobre o trabalho infantil e as matrículas escolares no Brasil. Os resultados sugerem que o benefício tem o efeito de aumentar as inscrições em escolas para crianças com idade entre 10 e 14 anos e diminuir a inserção delas no trabalho infantil. As estimações mostraram que há um maior efeito para o grupo de meninas, com idades entre 12 e 14 anos, no que diz respeito à ocorrência nas matrículas escolares, no qual a cada R\$ 100,00 de aposentadoria recebida, na renda domiciliar, a taxa de matrícula nas escolas aumenta em 6,2 por cento.

Uma das preocupações do nosso estudo é determinar como a presença de aposentados e pensionistas podem estar influenciando nas escolhas dos jovens brasileiros entre as opções de trabalhar; estudar; realizar as duas atividades simultaneamente ou não realizar nenhuma delas. Algumas evidências para este tema foram encontradas por Camargo e Reis (2007) e Hoffman (2010), os autores concordaram sobre o fato de a existência de rendimentos oriundos por pensões e aposentadorias aumentavam as chances dos jovens se encontrarem na categoria de estudante. Entretanto, para Camargo e Reis (2007) a presença de aposentados e pensionistas também poderia levar o jovem para uma condição de nem trabalho e nem estudo (jovem nem-nem). Hoffman (2010) discordava deste resultado.

O presente trabalho contribui com esta discussão, no momento em que se verifica o crescimento dos números de jovens nem-nem no Brasil. O objetivo deste artigo é estimar como a presença de aposentados e pensionistas no domicílio afeta as decisões dos jovens moradores desses domicílios quanto à presença no sistema educacional e à sua participação no mercado de trabalho. A análise empírica é implementada com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2012, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O artigo está organizado da seguinte forma: na seção 1 encontra-se esta introdução; seção 2 há um breve resumo da literatura; a seção 3 contém a fundamentação teórica; a metodologia está presente na seção 4; os dados utilizados na análise empírica são apresentados na seção 5; a seção 6 traz os principais resultados obtidos com a aplicação dos modelos econométricos. As principais conclusões do trabalho são apresentadas na seção 7.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A preocupação com a geração nem-nem (jovens que não estudam e não trabalham) está presente em vários trabalhos dentro da literatura nacional.

Camarano e Kanso (2012) fez um estudo voltado para identificar quem são os jovens que não estudam e não se encontram dentro da população economicamente ativa (PEA), ou seja não estudam e não trabalham (ou não procuraram trabalho). A autora identificou um crescimento deste subgrupo para o total de jovens de 15 a 29 anos, entre os anos censitários de 2000 a 2010, em termos de proporção houve um crescimento desta população de 16,9% para 17,2%. Observou ainda que há um perfil predominante dentro deste grupo: mulheres; mulheres com filhos e residentes em domicílios de baixa renda e com baixa escolaridade dos adultos corresidentes.

Kovrova e Lyon (2013) compararam a realidade brasileira e da Indonésia no que diz respeito a geração de jovens que não estudam e não trabalham presentes nestas duas sociedades. A justificativa para tal comparação é que ambos os países passaram por um período de crescimento recente e sofreram mudanças nas suas estruturas dentro do mercado de trabalho. Considerando jovens ausentes no sistema educacional e no mercado de trabalho com idade entre 15-24 anos e fazendo uma comparação de gerações por meio de cohorts, encontraram evidências que tanto no Brasil como na Indonésia, reduziu-se a probabilidade, de forma geracional, dos jovens se encontrarem na condição de nem-nem, sobretudo, para o grupo de mulheres.

Monteiro (2013) fez uma análise do perfil do jovens nem-nem no Brasil. A autora chegou à conclusão que durante a década de 2000 (entre 2000 e 2011) houve uma estabilidade na taxa de participação dos jovens na condição de nem-nem dentro do total da população entre 19 e 24 anos. Embora encontre um número de 3,2 milhões de jovens, no ano de 2011, sem estudar ou trabalhar, aproximadamente 17% da população entre 19 e 24 anos, a autora diz que não há motivos para preocupação, pois grande parte destes são mulheres com filhos e isto está muito relacionado a uma escolha pessoal sem necessariamente indicar uma falta de oportunidade de acesso ao ensino ou ao mercado de trabalho. A autora, entretanto, alerta sobre o crescimento dos homens na inatividade para todo os níveis de escolaridades.

O estudo de Menezes filho; Cabanas e Komatsu (2013) também apontaram para uma certa tranquilidade sobre a presença de jovens nem-nem na economia brasileira. Os autores mostraram que o tempo de duração do qual o jovem passa sem realizar nenhuma atividade de estudo ou de trabalho é curto, e que há uma grande rotatividade destes jovens dentro do mercado de trabalho. Estes mostraram preocupação quando se trata de jovens com Ensino fundamental incompleto, para os quais o período na inatividade se revela mais acentuado.

Simões (2013) analisou o efeito do bolsa família sobre as escolhas ocupacionais (estudo e/ou participação no mercado de trabalho) dos jovens entre 14 e 24 anos. De maneira geral, o autor observou um efeito positivo do bolsa família sobre a vida dos beneficiários sendo que estes estão mais representados entre os que só estudam, só trabalham e estudam e trabalham, enquanto os não beneficiários estão mais representados entre os que estudam e buscam trabalho, só buscam trabalho e se encontram fora do mercado de trabalho e da escola (NEET).

3. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Para tentar compreender o comportamento dos adultos jovens sobre as suas escolhas de alocação do tempo entre estudo e trabalho, buscou-se um modelo teórico sobre o comportamento coletivo da oferta de trabalho para membros de uma mesma família.

Existem inúmeras teorias que abordam a alocação de recursos dentro das famílias.

A forma mais simples de apresentar as decisões familiares é considerar que uma família maximiza uma função de utilidade única. Para a construção deste modelo considere que na família haja somente dois indivíduos 1 e 2¹.

O indivíduo 1 é a pessoa que está na idade ativa de trabalho e pode gastar parte do seu tempo, T , em horas trabalhadas e ganhar um salário w . O tempo disponível com lazer é chamado de l .

O indivíduo 2 é a pessoa na família mais velha que não trabalha. Ambos os indivíduos 1 e 2 recebem rendas de não-trabalho, y_1 e y_2 , respectivamente. Estes também tem um consumo privado de bens dado por C_1 e C_2 . Considerando o preço dos bens de consumo privado como 1. Sobre a hipótese de uma função de utilidade única para toda família, as escolhas entre C_1 e C_2 e $W - l$, pode ser obtida por meio de:

$$\max U(C_1, C_2, l_1) \text{ s. a } wl_1 + C_1 + C_2 < wT + y_1 + y_2 \quad (1)$$

Por meio desta maximização, a família decide conjuntamente quantas horas de trabalho serão realizadas e o seu consumo. Uma importante característica desta regra de maximização é que não importa quem irá receber o benefício de não trabalho, ele impactará da mesma forma entre a escolha de lazer, ou seja, $\frac{\partial l_1}{\partial y_1} = \frac{\partial l_1}{\partial y_2}$.

Uma segunda característica deste modelo é que o consumo responde a renda do não-trabalho por meio do efeito renda, assim como a própria oferta de trabalho. Assim uma maior renda familiar advinda do não-trabalho iria promover um aumento em l bem como no consumo.

Poder de Barganha

Algumas outros modelos presentes na literatura rejeita a ideia de que as famílias podem ser resumidas como um único agente otimizador. Na verdade, assume-se que os membros tem distintas preferências e como estes barganham entre alocação de recursos.

Chiapori (1992) apresenta um modelo geral sobre barganha como barganha de Nash.

$$\begin{aligned} \max & [U_1(l_1, C_1) - \bar{U}_1]^\alpha [U_2(l_2, C_2) - \bar{U}_2]^{1-\alpha} \\ \text{s.a.} & wl_1 + C_1 + C_2 < w(T - l_1) + y_1 + y_2 \end{aligned}$$

¹ Segue-se aqui a apresentação do modelo presente em (BERTRAND, M; MULLAINATHAN, 2001)

As funções de utilidades \bar{U}_1, \bar{U}_2 funcionam como um ponto de ameaça para os outros membros da família. Os valores α captura o poder relativo de barganha do indivíduo 1.

Pode-se considerar estes níveis de utilidade de “ameaça” como o valor da utilidade que seria alcançado caso o indivíduo se separasse. Então, poderia calcular os valores de utilidades individuais ponderados pelo um fator de desconto, $\delta < 1$. Desta forma, os valores $\bar{U}_2 = \delta U_2(y_2)$ e $\bar{U}_1 = \delta U_1(l^*, w_1(T - l^*) + y_1)$ onde l^* é o número ótimo de lazer do indi.

A grande diferença deste modelo com o modelo de preferência única da família, é que importa quem controla o dinheiro. A renda pode ser controlada por um membro que terá poder de barganha diferenciado. A renda de não-trabalho do indivíduo 1 irá gerar padrão de consumo diferenciado da renda de não trabalho oriunda do indivíduo 2, dependendo do poder de barganha de cada um.

Para verificar isto considere que somente uma parte da renda é compartilhada dentro da família. Sendo que uma fração α irá para o indivíduo 1 e $1-\alpha$ irá para o indivíduo 2, e isto gera formas diferenciadas de gastar o dinheiro entre os membros de uma mesma família.

Um outro ponto deste modelo, é que a oferta de trabalho responde a uma renda oriunda do não trabalho por meio do efeito renda. A oferta de trabalho ajusta-se justamente por causa do aumento da renda.

A questão é saber como a oferta de trabalho irá reagir a esta alteração da renda. No modelo de barganha, considera-se que α (poder de barganha do indivíduo 1) depende da escolha de lazer (l_1), digamos $\alpha(l_1)$.

Neste caso, há duas suposições sobre o comportamento da oferta de trabalho. A oferta de trabalho é agora taxada ou subsidiada dependendo como a oferta de trabalho é afetada pelo poder de barganha. Suponha que o aumento de horas trabalhadas aumente o poder de barganha. O fato de um indivíduo prover parte da renda da família, pode dar a ele também a autoridade de como utilizar toda a renda da família, inclusive aquela obtida com o não-trabalho como as pensões e aposentadorias. Neste caso, acredita-se que a oferta de trabalho reaja menos ao aumento de rendas oriundas de benefícios.

No outro caso, considera a hipótese de que a pessoa que trabalha tem menos poder de barganha dentro da família e assim ela tem menos tempo de desfrutar a renda familiar. O trabalho agora seria um bem taxado e o aumento de renda ocasionaria uma redução da oferta de trabalho.

O interessante destas duas teorias sobre o comportamento familiar para o estudo empírico realizado neste trabalho é saber como os jovens reagem a um aumento de renda da família oriunda de benefícios. Na primeira teoria, supõe-se que independente do membro familiar beneficiado, o efeito de uma renda adicional proporcionaria um aumento de lazer (tempo gasto com estudo também poderia ser considerado um ato de não trabalho que poderia ser contabilizado dentro do lazer). Na segunda teoria, levanta a hipótese de que é necessário considerar que há uma importância sobre quem tem o maior poder de decisão sobre os gastos familiares, aquele que teria maior poder de barganha.

4 METODOLOGIA E DADOS

O modelo *Logit Multinomial* é aplicado em situações nas quais os indivíduos i têm j escolhas, e eles realizam as escolhas que maximizam as suas funções de utilidade. A representação da função de utilidade indireta deste indivíduo é dada por:

$$V_{ij} = \beta_j X_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

onde X é o vetor de atributos pessoais e ε_{ij} representa o termo de erro, admitindo-se que os termos de erros sejam independentes e identicamente distribuídos.

De forma que a opção escolhida é a que torna máximo o valor da utilidade:

$$V_{ij} > \max \{V_{ik}\} \quad \forall k \neq j \quad (2)$$

O modelo *Logit Multinomial* fornece, portanto, a probabilidade do indivíduo i escolher a alternativa j , sendo esta probabilidade representada por:

$$\text{Prob}(Y_i = j | x_i) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i}} \quad , \text{ se } j=0, 2, \dots, J, \beta_0 = 0. \quad (3)$$

Considerando que a categoria $j=0$ foi tomada como referência. A escolha de uma categoria evita que o modelo se torne sobreidentificado. Portanto, tornando o parâmetro $\beta_0 = 0$, os demais coeficientes $\beta_1, \beta_2, \beta_j$ irão fornecer mudanças relativas da probabilidade (em relação à categoria base), quando alguma das variáveis independentes sofrer uma variação de uma unidade e todas as demais variáveis permanecerem constantes.

A metodologia aplicada neste trabalho segue próxima a Camargo e Reis (2007) e a Hoffmann (2010). O modelo *Logit Multinomial* foi utilizado por estes autores para associar as escolhas ocupacionais dos jovens com a presença de aposentados e/ ou pensionistas nos domicílios. As opções de escolhas analisadas foram:

$Y_i = 0$, se o jovem trabalha;

$Y_i = 1$, se o jovem trabalha e estuda;

$Y_i = 2$, se o jovem estuda;

$Y_i = 3$, se o jovem não trabalha e não estuda.

No modelo aplicado, como se trata de 4 categorias exaustivas e mutuamente exclusivas, as 4 probabilidades para uma mesma pessoa sempre somam 1. Portanto, uma destas probabilidades pode ser obtida por diferença. Neste caso a categoria 1 (trabalha) foi adotada como base.

A probabilidade de o indivíduo i escolher a alternativa j , em que a opção de apenas trabalhar é usada como referência, é dada por:

$$\frac{P_{i1}}{P_{ij}} = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(x_i' \beta_j)} \quad (4)$$

$$\frac{P_{ij}}{P_{i1}} = \frac{\exp(x_i' \beta_j)}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(x_i' \beta_j)} \quad (5)$$

Para o qual:

P_{ij} é a probabilidade de o indivíduo i escolher a alternativa j ; e

β_j é o vetor de coeficientes correspondentes à alternativa j .

Pretende-se com isto analisar como a probabilidade das escolhas dos jovens entre estudar e/ ou trabalhar depende das suas próprias características (incluindo sua idade, escolaridade, cor e sexo) e do seu domicílio (presença de aposentado e/ ou

pensionista, renda *per capita*, região, etc.). Os coeficientes estimados para os grupos $j = 2, 3$ e 4 devem ser interpretados em relação ao grupo de referência.

Das equações (4) e (5), tem-se que:

$$\frac{P_{ij}}{P_{i1}} = \exp(x_i' \beta_j) \text{ para } j=2,3,4 \quad (6)$$

Isto implica que se pode calcular o logaritmo da razão de chance (odds ratio) aplicando o logaritmo na equação (6)

$$\ln \left(\frac{P_{ij}}{P_{i1}} \right) = x_i' \beta_j \text{ para } j=2, 3,4 \quad (7)$$

A forma de interpretar os β_j é como estes afetam as chances da ocorrência de um evento dado mudanças unitárias nos valores de X com as demais variáveis se mantendo nos seus valores constantes. Por se tratar de impactos sobre as chances, a interpretação muitas vezes pode não ser trivial.

Devido a esta dificuldade de interpretação dos parâmetros, pode-se ter uma noção de como as características pessoais afetam a probabilidade P para cada opção j , calculando os efeitos marginais:

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_{ij} \left[\beta_j - \sum P_{ij} \beta_j \right] \quad (8)$$

Para as variáveis contínuas, o efeito marginal é a variação da probabilidade de ocorrência de um acontecimento j em resposta ao aumento de uma determinada variável independente, sendo todas as demais variáveis avaliadas nos seus valores médios.

Em se tratando de variáveis binárias, como é o caso de boa parte das variáveis utilizadas no estudo, o efeito marginal dá a variação da probabilidade do acontecimento j quando se altera o estado da *dummy* de zero para um. Portanto, a forma apropriada do efeito marginal para estes casos é dada por:

$$\frac{dY}{dx} = \text{Pr ob}[Y = 1 | \bar{x}, d = 1] - \text{Pr ob}[Y = 1 | \bar{x}, d = 0], \quad (9)$$

Para o qual Y representa as escolhas, d descreve o estado da variável *dummy* e \bar{x} são os valores na média das demais variáveis ou valores especificamente atribuídos. Desta forma, capta-se o efeito de mudança de estado da *dummy* em questão.

Os dados necessários para abordagem foram obtidos através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2012, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, foram utilizadas as seguintes variáveis como controle:

- Idade do jovem e o quadrado dessa idade.
- Sexo, assumindo valor 1 para feminino e 0 para masculino.
- 4 variáveis binárias para cor ou raça (indígena, branco, preto, pardo e amarelo, adotando branco como base).
- 3 variáveis binárias para distinguir 4 níveis de escolaridade (nula, 1 a 8 anos, 9 ou 10 e 11 anos ou mais), adotando como base a escolaridade nula.
- 5 variáveis binárias para distinguir regiões do país, adotando o Sudeste como base.
- *Dummy* para indicar a presença de criança com até 5 anos no domicílio.
- *Dummy* para indicar a presença de crianças com 6 a 10 anos no domicílio.
- *Dummy* para indicar a presença de crianças de 11 a 14 anos.

- Rendimento domiciliar *per capita* “líquido”, excluindo do rendimento domiciliar os rendimentos de aposentadorias e pensões e o eventual rendimento de trabalho do jovem.
- *Dummies* para separar por faixas de percentis o rendimento domiciliar *per capita* (rdpc) “líquido”. Para o primeiro percentil estão os domicílios com $rdpc \leq R196,00$. No segundo percentil – $rdpc > R196,00$ e $rdpc \leq 399,2$. No terceiro percentil- $rdpc > 399,2$ e $rdpc \leq 766,00$. No quarto percentil- $rdpc > 766,00$ e $rdpc \leq 2.379,6$. Por fim, o último percentil $rdpc > 3.379,6$. O primeiro percentil foi considerado como base.
- Escolaridade média dos adultos (com 22 a 64 anos) do domicílio.
- Uma variável binária que indica a presença de aposentadoria e/ou pensão no rendimento domiciliar ou, alternativamente, o valor *per capita* de aposentadorias e pensões.
- *Dummies* para separar a condição de domicílios com somente aposentados; domicílios com somente pensionistas e domicílios com aposentados e pensionistas.

Cabe ressaltar que na contagem do número de moradores do domicílio foram sempre excluídas as pessoas cuja condição no domicílio é de pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico. Foram considerados apenas domicílios particulares, excluindo todos os que tivessem valor não declarado para alguma variável relevante para a análise. Todas as análises estatísticas foram feitas com ponderação pelo *fator de expansão* fornecido pelo IBGE nos microdados da PNAD.

5 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Nesta seção será realizado uma breve apresentação das características da população que se encontra na condição de aposentados e pensionista. Os dados mostram que no ano de 2012 havia no Brasil cerca de 21 milhões de aposentados e 6,6 milhões de pensionistas. Por distribuição de gênero, percebe-se que há ligeiramente uma maior proporção de homens aposentados (50%) em relação às mulheres (49,93%).

Tabela 1 - Estatísticas dos aposentados e pensionistas.

| | Aposentados | % | Pensionistas | % |
|---|-------------|-------|--------------|-------|
| Escolaridade média | 5,17 | | 4,78 | |
| Homens | 10.514.098 | 50,07 | 891.759 | 13,34 |
| Mulheres | 10.482.685 | 49,93 | 5.795.477 | 86,66 |
| Taxa de participação na força de trabalho | 4.347.878 | 0,21 | 1.209.241 | 0,18 |
| Rendimento médio com benefício R\$ | 1.118 | - | 965 | - |
| Distribuição etária. Total / % | 20.996.783 | 0,00 | 6.687.236 | 0,00 |
| Menos de 40 anos | 255.416 | 0,01 | 551.082 | 0,08 |
| 40 a 49 | 614.616 | 0,03 | 634.031 | 0,09 |
| 50 a 54 | 1.091.423 | 0,05 | 560.813 | 0,08 |
| 55 a 59 | 2.425.219 | 0,12 | 664.560 | 0,10 |
| 60 a 64 | 4.005.683 | 0,19 | 802.038 | 0,12 |
| 65 a 69 | 4.226.526 | 0,20 | 814.791 | 0,12 |
| 70 a 74 | 3.535.705 | 0,17 | 870.436 | 0,13 |
| Mais de 74 | 4.842.195 | 0,23 | 1.789.485 | 0,27 |

Fonte: Elaboração própria.

Pela distribuição etária, percebe-se que 60% das pessoas aposentadas estão acima de 65 anos. Chama atenção que 23% da população encontra-se acima de 74 anos, sendo este um reflexo do aumento da expectativa de vida da população brasileira.

Para os pensionistas, destaca-se o fato de que 87% são mulheres e com 27% destes com idade acima de 74 anos. Estas duas estatísticas, sobretudo a primeira, são reflexo de que as mulheres vivem em média mais do que os homens. Em relação à escolaridade percebe que ela gira em torno de 5,7 de anos de estudo para os aposentados e 4,8 para os pensionistas. Este valor é menor do que para a população brasileira como um todo, para a qual a escolaridade girar em torno de 7,5 anos de estudo.

Embora, em relação ao rendimento médio de aposentadorias, os aposentados ganham em torno de R\$ 1118,00 e os pensionistas na ordem de R\$ 965,00.

Em se tratando do perfil dos jovens (tabela 2) presentes nos domicílios brasileiros, observa-se que 24,20% destes jovens encontram-se apenas trabalhando, 17,27% trabalham e estudam, 40,61% apenas estudam e 17,92% não trabalham e não estudam.

Tabela 2 - Descrição de jovens quanto ao trabalho e estudo.

| | Amostra total | Domicilio sem aposentados ou pensionistas | Domicílio com renda de aposentador ia | Domicílio com renda de pensão | Domicílio com renda de pensão e aposentador ia |
|------------------------------------|---------------|---|---------------------------------------|-------------------------------|--|
| 1) Apenas trabalham (%) | 24,20 | 24,66 | 22,11 | 23,17 | 23,65 |
| 2) Trabalham e estudam (%) | 17,27 | 17,29 | 18,02 | 15,06 | 17,46 |
| 3) Apenas estudam (%) | 40,61 | 40,30 | 42,26 | 40,10 | 42,25 |
| 4) Não trabalham e não estudam (%) | 17,92 | 17,74 | 17,61 | 21,67 | 16,64 |

Fonte: Elaboração própria

Em relação à distribuição destes jovens por domicílio considerando agora a presença de aposentados e/ ou pensionistas, merece mencionar o fato de que nos domicílios com renda de aposentadoria há uma maior proporção de jovens apenas estudando (42,26%) em relação às outras categorias. E para escolha não trabalham e não estudam esta se mostra mais elevada nos domicílios com pensionistas, no valor de 21,67%.

A tabela 3 apresenta informações sobre os jovens no que diz respeito à escolaridade, idade e rendimento médio no trabalho. Verifica-se que a escolaridade média dos jovens é de 8,61, mas ela se mostra mais elevada nos domicílios com renda de aposentadorias (9,48). O mesmo vale para a idade média que é de 17,91, mas nos domicílios com aposentados, a idade média sobe para 19,51. No que diz respeito ao rendimento do trabalho, ele é em média RS689,9 e o maior valor para este rendimento é encontrado nos domicílios com renda de pensão e aposentadoria, na magnitude de RS894,21.

Tabela 3- Características e desempenho dos jovens.

| | Amostra total | Domicilio sem aposentados ou pensionistas | Domicílio com renda de aposentador ia | Domicílio com renda de pensão | Domicílio com renda de pensão e aposentador ia |
|------------------------------------|---------------|---|---------------------------------------|-------------------------------|--|
| Anos de escolaridade (média) | 8,615 | 7,669 | 9,480 | 8,985 | 7,332 |
| Idade (média) | 17,913 | 17,910 | 19,515 | 19,173 | 19,390 |
| Rendimento médio do trabalho (R\$) | 689,99 | 663,62 | 796,86 | 693,73 | 894,21 |

Fonte: Elaboração própria

6 RESULTADOS EMPÍRICOS

Para a construção do modelo considerou-se somente os jovens com idade de 15 a 21 anos, em domicílios particulares com pelo menos um adulto com idade de 22 a 64 anos, excluindo os domicílios onde houvesse pessoa com falta de informação sobre alguma das variáveis a serem utilizadas na análise (sexo, raça/cor, idade, rendimento, escolaridade, frequência à escola, e participação no mercado de trabalho). A tabela 4 mostra o número de jovens presentes na amostra que serviu de base para o modelo.

Tabela 4- Número de jovens presentes na amostra

| Categorias | Freq. | % |
|------------------------------|--------|--------|
| 1- Trabalha | 8.598 | 22.05 |
| 2- Estuda e Trabalha | 6.630 | 17.00 |
| 3- Estudo | 16.760 | 42.98 |
| 4- Não trabalha e não estuda | 7.003 | 17.96 |
| Total | 38.991 | 100.00 |

Fonte: Elaboração própria

4.1 Os efeitos das aposentadorias e pensões sobre os jovens nem-nem.

O primeiro modelo a ser testado diz respeito ao jovem que não trabalha e não estuda (jovem nem-nem). Neste modelo, a variável *dummy* assumiu o valor 1 (um) quando o jovem não trabalha e não estuda e zero para casos contrários. Portanto, este modelo conta com o número de 7.003 jovens na condição de nem-nem e 31.988 jovens na condição contrária.

A tabela 5 mostra a probabilidade de o jovem se tornar nem-nem em função das suas características (sexo, idade, região de moradia, escolaridade, entre outras) e as características do domicílio (presença de crianças em diferentes idades, faixa de renda por percentil e a presença de aposentados e/ou pensionistas).

Os resultados obtidos indicam que os homens apresentam uma menor probabilidade de se tornar um jovem nem-nem. Em média as suas chances são reduzidas em 9,4 pontos percentuais quando comparado às mulheres, como mostra o valor entre colchetes referente ao efeito marginal.

As *dummies* de raça/cor não aparecem de forma significativa estaticamente sobre a probabilidade de se tornar um nem-nem. A região de moradia, considerando o Sudeste como base, não aparece com coeficientes significativos, exceto para o Centro-Oeste. A idade aumenta esta probabilidade em 44,4 p.p embora tenha uma relação inversa com a idade ao quadrado.

Observa-se que está nos percentis de renda mais elevados (o primeiro percentil foi tomado como referência) diminui as chances de o jovem se encontrar sem estudar e trabalhar. Para o segundo percentil está redução na probabilidade é de 1,4 p.p, mas para o último percentil, esta diminuição é de 8,4 pontos percentuais.

Tabela 5- Probabilidade de o jovem estar na condição de não estudar e não trabalhar (nem-nem) – Modelo Logit

| Variáveis | 1 | | 2 | | 3 | |
|--|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | Coef. | Z | Coef. | Z | Coef. | Z |
| Sexo | -0,775* | -26,020 | -0,777* | -26,080 | -0,777* | -26,090 |
| | [-0,094] | | [-0,095] | | [-0,095] | |
| Indígena | 0,152 | 0,740 | 0,157 | 0,760 | 0,165 | 0,810 |
| | [0,019] | | [0,020] | | [0,021] | |
| Preta | 0,074 | 1,360 | 0,076 | 1,390 | 0,078 | 1,440 |
| | [0,009] | | [0,009] | | [0,010] | |
| Amarela | 0,286 | 1,110 | 0,293 | 1,130 | 0,297 | 1,150 |
| | [,038] | | [0,039] | | [0,040] | |
| Parda | 0,060*** | 1,790 | 0,063*** | 1,880 | 0,065*** | 1,940 |
| | [0,007] | | [0,008] | | [0,008] | |
| Idade | 3,690* | 21,920 | 3,690* | 21,910 | 3,690* | 21,930 |
| | [0,444] | | [0,444] | | [0,445] | |
| Idade ao quadrado | -0,092* | -20,100 | -0,092* | -20,090 | -0,092* | -20,110 |
| | [-0,011] | | [-0,011] | | [-0,011] | |
| Norte | 0,010 | 0,220 | 0,018 | 0,390 | 0,020 | 0,440 |
| | [0,001] | | [0,002] | | [0,002] | |
| Nordeste | 0,039 | 0,990 | 0,049 | 1,250 | 0,049 | 1,240 |
| | [0,005] | | [0,006] | | [0,006] | |
| Sul | -0,081*** | -1,650 | -0,083*** | -1,700 | -0,085*** | -1,730 |
| | [-0,010] | | [-0,010] | | [-0,010] | |
| Centro Oeste | -0,130** | -2,380 | -0,127** | -2,330 | -0,124** | -2,280 |
| | [-0,015] | | [-0,015] | | [-0,014] | |
| Renda 2 percentil | -0,109* | -2,960 | -0,09*2 | -2,480 | -0,080* | -2,190 |
| | [-0,013] | | [-0,011] | | [-0,010] | |
| Renda 3 percentil | -0,347* | -7,820 | -0,323* | -7,260* | -0,308 | -7,030 |
| | [-0,039] | | [-0,037] | | [-0,035] | |
| Renda 4 percentil | -0,531* | -9,110 | -0,507* | -8,66 | -0,489* | -8,47 |
| | [-0,056] | | [-0,054] | | [-0,052] | |
| Renda 5 percentil | -0,980* | -7,510 | -0,958* | -7,34 | -0,939* | -7,210 |
| | [-0,084] | | [-0,083] | | [-0,082] | |
| Domicílio com criança até 5 anos | 0,632* | 19,610 | 0,641* | 19,940 | 0,647* | 20,240 |
| | [0,086] | | [0,088] | | [0,089] | |
| Domicílio com criança entre 6 e 10 anos | -0,122* | -3,250 | -0,116* | -3,100 | -0,112* | -2,990 |
| | [-0,014] | | [-0,014] | | [-0,013] | |
| Domicílio com criança entre 11 e 14 anos | -0,185 | -5,410 | -0,178 | -5,220 | -0,174 | -5,090 |
| | [-0,022] | | [-0,021] | | [-0,020] | |
| De 1 a 8 anos de estudo | -1,630* | -18,830 | -1,630* | -18,800 | -1,630* | -18,790 |
| | [-0,189] | | [-0,189] | | [-0,188] | |
| Acima de 9 anos de estudo | -2,162* | -24,620 | -2,163* | -24,620 | -2,16*4 | -24,640 |
| | [-0,288] | | [-0,289] | | [-0,288] | |
| Escolaridade média dos adultos | -0,018* | -3,890 | -0,019* | -4,200 | -0,019* | -4,260 |
| | [-0,002] | | [-0,002] | | [-0,002] | |

Continuação da tabela 5

| Variáveis | 1 | | 2 | | 3 | |
|---|------------|--------|-----------|--------|----------|-------|
| | Coef. | Z | Coef. | Z | Coef. | Z |
| Residente em área urbana | 0,190* | 4,520 | 0,179* | 4,240 | 0,183* | 4,340 |
| | [0,022] | | [0,021] | | [0,021] | |
| Constante | -3,556 | | -3,557 | | -3,561 | |
| Renda per capita da aposentadoria e pensão | -0,031* | -3,570 | | | | |
| | [-0,004] | | | | | |
| Domicílio com aposentados | | | -0,066 | -1,560 | | |
| | | | [-0,008] | | | |
| Domicílios com pensionista | | | 0,103** | 1,840 | | |
| | | | [0,013] | | | |
| Domicílios com aposentados e pensionistas | | | -0,291** | -2,300 | | |
| | | | [-0,032] | | | |
| Dummy pensionista * mulher* chefe | | | | | 0,122** | 1,790 |
| | | | | | 0,015 | |
| N de obs | 38991 | | 38991 | | 38991 | |
| LR chi2(23) | 4905,2 | | 4893,87 | | 4893,87 | |
| Prob > chi2 | 0,00 | | 0 | | 0 | |
| Pseudo R2 | 0,1336 | | 0,1333 | | 0,1333 | |
| Log likelihood = | -15.904,16 | | -15905,58 | | -15909,8 | |

Fonte: Elaboração própria

Notas: A estatística-Z está mostrada entre parênteses, enquanto o efeito marginal está entre colchetes. Os coeficientes e os efeitos marginais estão multiplicados por 100 para as variáveis per capita.

Há uma relação inversa entre a escolaridade dos jovens e as chances de se tornar nem-nem. Para os dois coeficientes avaliados, jovens com 1 a 8 anos de estudo e acima de 9 anos, mostraram negativos e significativos, principalmente para aqueles com anos de estudos acima de 9 anos. Observa-se, por exemplo que para esta última categoria, há uma redução na probabilidade de o jovem não estar fazendo nada em 28,8 pontos percentuais. O grau de escolaridade dos adultos residentes também agem no sentido de diminuir esta probabilidade. Embora o efeito marginal para cada ano a mais seja somente de menos 0,2 pontos percentuais.

Os jovens que residem em domicílios com crianças pequenas de 0 a 5 anos também têm uma chance aumentada de 8,6 p.p de ser um jovem nem-nem. Este coeficiente, pode estar associado ao fato de que dentre um grupo de jovens nem-nem há uma grande parcela de mulheres que são mães. Observa-se, por exemplo, que já não há uma relação positiva com domicílios com crianças mais velhas, provavelmente estas não são filhos dos jovens e sim irmãos ou guardam outra relação de parentesco. Por fim, residir em área urbana também aumenta as chances de o jovem ser um nem-nem.

A fim de observar propriamente o efeito da aposentadoria sobre a escolha do jovem em ser um nem-nem, analisou, no modelo 1, o efeito da renda proveniente de aposentadoria e pensões. O valor do coeficiente (-0,031) se mostrou estaticamente significativo, mostrando que quanto maior parcela da renda proveniente de renda de aposentadoria e pensões menor é a chance de o jovem se tornar um nem-nem. Chama atenção para o fato que o valor do coeficiente foi multiplicado por 100 então a sua

interpretação deve levar em consideração o impacto que cada R\$ 100 reais a mais pode trazer sobre a probabilidade de o jovem escolher entre não estudar e não trabalhar. Entretanto, observou um baixo efeito marginal, para cada R\$ 100 reais adicional no rendimento domiciliar per capita as chances de o jovem ser caracterizado como um nem-nem diminuiu em 0,4 pontos percentuais.

No modelo 2, resolveu separar os efeitos, considerando agora domicílios somente com aposentados; somente com pensionistas e domicílios com aposentados e pensionistas (a categoria base são os domicílios sem aposentados e/ ou pensionistas) e obteve assim agora, um resultado interessante, nos domicílios com aposentados ou com aposentados e pensionistas há uma menor chance do jovem se tornar um nem-nem, há redução da probabilidade em 0,8 p.p para o primeiro caso e 3,2 p.p para o segundo caso. Esta pode estar associada a um efeito-renda e isto faz com que os jovens possam estar somente estudando, por exemplo.

Porém nos domicílios com somente pensionistas se observou um efeito inverso. Para domicílios com pensão, a chance de se encontrar um jovem nem-nem é de 1,3 pontos percentuais a mais do que num domicílio sem pensionista. Como isto pode estar associado ao fato de que são as mulheres as que fazem parte do grupo de pensionista, resolveu-se checar o efeito dos domicílios chefiados por mulheres e pensionistas (modelo 3), novamente, o valor do coeficiente foi significativo para esta variável. Morar em domicílios chefiados por mulheres e pensionistas aumenta a chance de o jovem ser um nem-nem em 1,5 pontos percentuais.

4.2 Os efeitos das aposentadorias e pensões sobre as escolhas dos jovens entre estudo e/ ou trabalho.

A questão central é saber como a presença nos domicílios de pessoas aposentadas e/ ou pensionistas afeta a probabilidade de jovens (15 a 21 anos de idade) desse domicílio escolher as quatro combinações possíveis entre trabalho e estudo ou a não realização destas duas atividades. Combinando as possibilidades de estar ou não frequentando escola e estar ou não no mercado de trabalho, há 4 situações, cujas probabilidades foram analisadas por meio de um *logit multinomial*. As 4 categorias exaustivas e mutuamente exclusivas são:

- 1 – Apenas trabalha
- 2 – Trabalha e estuda
- 3 – Apenas estuda
- 4 – Não trabalha e não estuda.

A fim de concentrar os valores para as variáveis de interesses, as tabelas abaixo mostram somente os valores das estatísticas das variáveis que captam a presença de aposentados e /ou pensionistas nos domicílios sobre as quatro categorias avaliadas. Nesta seção foram realizados quatro estimativas.

No primeiro modelo estimado (tabela 6), o efeito de aposentadorias e pensões sobre a probabilidade de o jovem pertencer a uma das 4 categorias descritas acima é captado por meio de uma variável binária que é igual a 1 quando o rendimento domiciliar inclui aposentadorias e/ou pensões. Além disto, considerou com variável explicativa a distribuição por percentil da renda domiciliar *per capita* (renda do domicílio descontando a renda por aposentadoria/e ou pensões e dos jovens)

Tabela 6-Estimativas dos parâmetros da variável binária que indica a presença de aposentado e/ou pensionista no domicílio do jovem- *dummies* para percentil de rendimento domiciliar per capita líquido. Brasil, 2012.

| | Estimativa do Parâmetro | Z |
|------------------------------|-------------------------|------|
| 2- Estuda e trabalha | 0,168 | 3,75 |
| 3- Apenas estuda | 0,294 | 7,09 |
| 4- Não Trabalha e não estuda | 0,139 | 3,22 |

F

Fonte: Elaboração própria

Notas: As estatísticas-z estão entre parênteses. Todas as estimativas são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%. O modelo considerou ainda as características individuais: idade, idade ao quadrado, *dummies* para escolaridade, raça, gênero e região de residência e as características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14), escolaridade média dos adultos acima de 22 anos e *dummies* para renda domiciliar per capita por percentil (retirou os rendimentos com aposentadoria e/ou pensões e as rendas obtidas pelos jovens).

Os valores estimados mostram um valor do coeficiente positivo para as três categorias analisadas, em relação à categoria de base -Apenas trabalha. Entretanto, como Hoffmann (2010) chama atenção, por se tratar de razões de probabilidades, a interpretação direta destes coeficientes não é tão simples de ser analisada. A melhor forma de captar o efeito que a presença de aposentado e/ou pensionista pode ter sobre estas probabilidades é comparando dois jovens, um residindo em domicílio com aposentados e/ou pensionistas e outro não; fixar todas as demais características destes jovens e dos seus domicílios e averiguar os valores das probabilidades.

A tabela 7 apresenta os valores das probabilidades fixando algumas características dos jovens e comparando estes em domicílios sem aposentados ou pensionistas com aqueles que apresentam aposentados e/ou pensionistas.

Observa-se que a presença de beneficiários afetam de maneira mais significativa a probabilidade de o jovem estar somente estudando. Os resultados apontam que o jovem residente num domicílio no qual haja renda com aposentadorias tem a probabilidade de estar somente estudando de 47,2% contra 42,4% observada para aquele que residem em domicílios sem aposentados ou pensionistas. Também há uma menor chance daquele se tornarem nem-nem de 17,6% contra 18,4% deste.

Tabela 7-Probabilidades estimadas para as 4 categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista- características do jovem*-escolaridade média dos adultos (5,32) e *dummies* para os percentis de rendas domiciliar per capita.

| Categorias | Sem aposentado e/ou pensionista | Com aposentado e/ ou pensionista |
|------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| 1- Apenas trabalha | 21,1 | 17,5 |
| 2- Estuda e trabalha | 18,0 | 17,7 |
| 3- Apenas estuda | 42,4 | 47,2 |
| 4- Não trabalha e não estuda | 18,4 | 17,6 |

Fonte: Elaboração própria

*Nota: Considerou as seguintes características: sexo masculino; pardo, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no NE; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (7,38). Para as *dummies* que captam a presença de crianças (0-5; 6-10; 11-14) e as *dummies* para os percentis de rendas domiciliar per capita considerou a distribuição na média destas variáveis na amostra.

A tabela 8 mostra as probabilidades estimadas para as quatro categorias na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista considerando os domicílios com rendimentos domiciliar *per capita* líquido situados no primeiro percentil e com escolaridade média dos adultos de 5,32. Observa-se de maneira geral, o crescimento da probabilidade (comparado as probabilidades apresentadas na tabela 8) do jovem se encontrar nas categorias 1 (apenas trabalha) e na categoria 4 (não trabalha e não estuda). Porém, observa que o jovem que convive com aposentados ou pensionistas apresenta uma chance de 40,44% de estar só estudando enquanto nos domicílios sem aposentados e/ou pensionistas esta chance é de 35,75%.

Tabela 8-Probabilidades estimadas para as 4 categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista-características do jovem*-escolaridade média dos adultos (5,32) e *dummy* para o primeiro percentil da renda.

| | Sem aposentado e/ou pensionista | Com aposentado e/ ou pensionista |
|------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| 1- Apenas trabalha | 24,73 | 20,83 |
| 2- Estuda e trabalha | 16,61 | 16,55 |
| 3- Apenas estuda | 35,75 | 40,44 |
| 4- Não estuda e não trabalha | 22,91 | 22,18 |

Fonte: Elaboração própria

*Nota: Considerou as seguintes características: sexo masculino; pardo, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no NE; idade média (17,84); escolaridade média dos adultos (5,32) e para o primeiro percentil da renda. Para as *dummies* que captam a presença de crianças (0-5; 6-10; 11-14) considerou a distribuição na média destas variáveis na amostra.

A tabela 9 apresenta os valores das probabilidades para categorias analisadas considerando agora o caso de uma jovem (mulher) com idade média (17,84 anos), parda, com escolaridade de 1 a 8 anos, em domicílio da região NE, com um outra jovem, com valor médio para escolaridade dos adultos (7,38 anos) e com as demais variáveis na média.

Tabela 9-Probabilidades estimadas para as 4 categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista- características da jovem*-escolaridade média dos adultos (5,32) e *dummies* para os percentis de rendas domiciliar per capita.

| | Sem aposentado e/ou pensionista | Com aposentado e/ ou pensionista |
|------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| 1- Apenas trabalha | 9,85 | 7,99 |
| 2- Estuda e trabalha | 12,28 | 11,78 |
| 3- Apenas estuda | 48,93 | 53,27 |
| 4- Não estuda e não trabalha | 28,94 | 26,96 |

Fonte: Elaboração própria

*Nota: Considerou as seguintes características: sexo feminino; parda, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no NE; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (7,38). Para as *dummies* que captam a presença de crianças (0-5; 6-10; 11-14) e as *dummies* para os percentis de rendas domiciliar per capita considerou a distribuição na média destas variáveis na amostra.

Em primeiro lugar chama atenção que o comportamento feminino difere do masculino no que diz respeito às escolhas entre estudo e trabalho. De maneira geral, uma mulher tem uma menor probabilidade de se encontrar nas categorias apenas trabalha; estuda e trabalha quando comparado ao homem (ver tabela 7). Por outro lado,

ela apresenta uma maior probabilidade de se encontrar somente estudando (48,93%) - nos domicílios sem beneficiários- e 53,27% - nos domicílios com beneficiários- para o homem estes valores eram de 42,4% e 47,2%, respectivamente.

Entretanto, fora esta maior chance de estar somente estudando, também há um aumento na probabilidade dela não estar realizando nenhuma atividade de estudo e nem de trabalho. A mulher apresenta uma chance de 28,93% e 26,95% nos domicílios sem aposentados e/ ou pensionistas e naqueles com, respectivamente.

Em relação à nossa variável de interesse percebe-se que relativamente nos domicílios com aposentados e/ou pensionistas há uma menor chance de uma mulher estar realizando outras atividades que não seja o estudo.

Quando se observa para o primeiro percentil de renda (ver tabela 10) considerando ainda uma mulher, verifica-se, de maneira geral, que há uma redução da probabilidade de esta jovem estar somente estudando, em relação aos dados presentes na tabela 10. Há um aumento significativo das probabilidades de se encontrar numa categoria nem-nem 35,95% nos domicílios sem beneficiários e 33,99% nos domicílios com aposentados e/ ou pensionistas.

Tabela 10-Probabilidades estimadas para as 4 categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista-características da jovem*-escolaridade média dos adultos (5,32) e *dummy* para o primeiro percentil da renda.

| | Sem aposentado e/ou pensionista | Com aposentado e/ ou pensionista |
|------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| 1- Apenas trabalha | 11,52 | 9,48 |
| 2- Estuda e trabalha | 11,32 | 11,02 |
| 3- Apenas Estuda | 41,20 | 45,51 |
| 4- Não trabalha e não estuda | 35,96 | 33,99 |

Fonte: Elaboração própria

*Nota: Considerou as seguintes características: sexo feminino; parda, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no NE; idade média (17,84); escolaridade média dos adultos (5,32) e para o primeiro percentil da renda. Para as *dummies* que captam a presença de crianças (0-5; 6-10; 11-14) adotou os valores da distribuição na média destas variáveis na amostra

No terceiro modelo de *logit multinomial* estimado, permaneceu com a *dummy* para indicar a presença de aposentados e/ ou pensionistas, mas utilizou-se como variável explicativa o rendimento domiciliar *per capita líquido*. Os valores das estimativas indicam que a presença de aposentados contribuem ainda de forma positiva e significativa nas probabilidades entre as categorias analisadas (ver tabela 11)

Tabela 11--Estimativas dos parâmetros da variável binária que indica a presença de aposentado e/ou pensionista no domicílio do jovem-rendimento domiciliar *per capita líquido*. Brasil, 20012

| | Estimativa do Parâmetro | z |
|------------------------------|-------------------------|------|
| 2- Estuda e trabalha | 0,17 | 3,97 |
| 3- Apenas Estuda | 0,34 | 8,35 |
| 4- Não trabalha e não estuda | 0,19 | 4,47 |

Fonte: Elaboração própria

Notas: As estatísticas-z estão entre parênteses. Todas as estimativas são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%. O modelo considerou ainda as características individuais: idade, idade ao quadrado, *dummies* para escolaridade, raça, gênero e região de residência e as características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14), escolaridade média dos adultos acima de 22 anos e o rendimento domiciliar *per capita líquido* (retirou os rendimentos com aposentadoria e/ou pensões e as rendas obtidas pelos jovens).

A tabela 12 apresenta os resultados das probabilidades para as quatro categorias levando em consideração o rendimento domiciliar *per capita* médio de R\$ (R\$ 491,31). Não houve mudanças significativas quando se considerou esta variável, mostrando que de forma geral, nos domicílios com aposentados há uma maior chance relativamente do jovem estar somente estudando quando comparados aos domicílios que não há aposentados e /ou pensionistas.

Tabela 12- Probabilidades estimadas para as 4 categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista-características da jovem*-escolaridade média dos adultos (7,38) e rendimento domiciliar *per capita* médio líquido (R\$ 491,31)

| | Sem aposentado e/ou pensionista | Com aposentado e/ ou pensionista |
|------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| 1- Apenas trabalha | 20,86 | 16,76 |
| 2- Estuda e trabalha | 17,78 | 16,99 |
| 3- Apenas estuda | 42,65 | 48,09 |
| 4- Não trabalha e não estuda | 18,72 | 18,16 |

Fonte: Elaboração própria

Nota: Considerou as seguintes características: sexo masculino; pardo, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no NE; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (7,38) e o rendimento domiciliar per capita líquido médio (R\$ 491,31). Para as *dummies* que captam a presença de crianças (0-5; 6-10; 11-14) adotou os valores da distribuição na média destas variáveis na amostra.

No quarto modelo modelo de *logit multinomial* estimado, foi utilizado uma variável que captasse de forma separada como a presença de aposentados ou pensionistas afeta a probabilidade dos jovens se encontrarem nas diferentes categorias analisadas. A tabela 13 apresenta os valores dos coeficientes e as estatísticas z. Considerou como uma das variáveis dependente o rendimento domiciliar *per capita* líquida.

Observa-se, pela tabela 13, que a variável *dummy* para domicílios com somente aposentados mostrou-se estaticamente significativa nas três categorias analisadas. Comprovando mais uma vez que nestes domicílios tem-se uma menor chance do jovem se encontrar apenas trabalhando (categoria base) em comparação às outras alternativas.

Tabela 13- Estimativas dos parâmetros que indica a presença de apenas aposentado ou pensionista ou ambos nos domicílios-. Brasil, 2012

| | Domicílios com somente aposentados | Domicílios com somente pensionistas | Domicílios com pensionistas e aposentados |
|------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|---|
| 2- Estuda e trabalha | 0,24* (4,61) | 0,05 (0,75) | 0,04 0,14 |
| 3- Apenas Estuda | 0,41* (8,65) | 0,22* (3,35) | 0,13 (0,97) |
| 4- Não trabalha e não estuda | 0,18* (3,66) | 0,24* (3,62) | -0,22** (-1,49) |

Fonte: Elaboração própria

Nota: * estatisticamente significativo a 1% e ** significativo a 10%. O modelo considerou ainda as características individuais: idade, idade ao quadrado, *dummies* para escolaridade, raça, gênero e região de residência e as características do domicílio: número de crianças (0-5 anos, 6-10 e 11-14), escolaridade

média dos adultos acima de 22 anos e rendimento domiciliar *per capita* líquido (retirou os rendimentos com aposentadoria e/ou pensões e as rendas obtidas pelos jovens).

Já a variável *dummy* para domicílios com somente pensionista se mostrou significativa para as opções de estudar e não estudar e trabalhar. Também numa relação positiva em relação à categoria base.

Para os domicílios com aposentados e pensionistas, este se mostra estaticamente significativo para duas primeiras alternativas e significativo a 10% para a opção não estuda e não trabalha.

As duas tabelas seguintes (14) e (15) mostram as probabilidades de se encontrar nas quatro categorias do estudo e com as combinações possíveis de ter ou não ter um beneficiário nos domicílios. A diferença entre elas é que uma foi estimada levando em considerando o rendimento domiciliar *per capita* líquido (tabela 14) e a outra incorporou *dummies* para percentis de rendimento

Nos dois casos observa-se que a presença de aposentado no domicílio contribuiu para reduzir a probabilidade de “trabalhar e não estudar”, aumentar substancialmente a probabilidade de “apenas estudar e reduzir a probabilidade de “não trabalhar e nem estudar”.

Outro resultado que pode-se chamar atenção é que nos domicílios com somente pensionistas há uma maior chance de o jovem se tornar nem-nem. Fixando determinadas características do jovem e do seu domicílio, considerando a renda domiciliar *per capita* fixado na média de (R\$ 491,31), verifica-se que a probabilidade de o jovem se encontrar na categoria nem-nem é de 20,47% contra (18,74%) nos domicílios sem beneficiários. O mesmo é observado quando se estima as probabilidades considerando a distribuição dos domicílios por percentis do rendimento domiciliar *per capita* (ver tabela 15)

Tabela 14 - Probabilidades estimadas para as 4 categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista-características da jovem*-escolaridade média dos adultos (7,38) e rendimento domiciliar *per capita* médio líquido (R\$ 491,31)

| | Domicílios sem aposentados ou pensionistas | Domicílios com somente aposentados | Domicílios com somente pensionista | Domicílios com pensionista e aposentado |
|-----------------------------------|---|--|--|--|
| 1- Apenas estuda | 21,00 | 16,00 | 18,00 | 20,00 |
| 2- Estuda e trabalha | 18,00 | 17,00 | 16,00 | 18,00 |
| 3- Estuda | 43,00 | 49,00 | 46,00 | 47,00 |
| 4- Não trabalha e não trabalha | 19,00 | 17,00 | 20,00 | 15,00 |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 15 -Probabilidades estimadas para as 4 categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista-características da jovem*-escolaridade média dos adultos (7,38) e *dummies* para os percentis de rendas domiciliar per capita.

| | Domicílios sem aposentados ou pensionistas | Domicílios com somente aposentados | Domicílios com somente pensionista | Domicílios com pensionista e aposentado |
|--------------------------------|--|------------------------------------|------------------------------------|---|
| 1- Apenas estuda | 25,00 | 20,00 | 22,00 | 25,00 |
| 2- Estuda e trabalha | 17,00 | 17,00 | 15,00 | 17,00 |
| 3- Estuda | 36,00 | 42,00 | 38,00 | 40,00 |
| 4- Não trabalha e não trabalha | 23,00 | 21,00 | 25,00 | 18,00 |

Fonte: Elaboração própria

7 CONCLUSÃO

Os resultados desta pesquisa apontaram que os jovens que apresentam maiores chances de serem nem-nem fazem parte de um grupo bastante específico: mulheres, residentes em áreas urbanas, com baixa escolaridade, residentes em domicílios com crianças de zero a cinco anos - que pode sinalizar que estas mulheres são mães - e em domicílios de baixa renda.

De acordo com os resultados encontrados na pesquisa, não há evidências que a presença de rendimentos de aposentadorias nos domicílios possam causar um aumento nas probabilidades de os jovens se tornarem um nem-nem. Pelo contrário, em domicílios com somente aposentados esta probabilidade se reduziu. O mesmo não se pode dizer para domicílios com pensionistas, para estes observou um aumento nesta probabilidade, principalmente naqueles chefiados por mulheres.

Quando se avaliou todas as escolhas possíveis entre estudo e trabalho, verificou-se ainda que a presença de rendimentos com aposentadoria aumentou bastante a probabilidade de o jovem se encontrar somente estudando face às outras alternativas. Esta talvez seja causado pelo efeito renda adicional que torne possível as famílias com este rendimento invistam na formação dos seus jovens.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BECKER, G. S. *The economic approach to human behavior*. Chicago: The University of Chicago Press, p. 92, 1976.

BERTRAND, M; MULLAINATHAN, S. M. D. Public Policy and Extended Families : Evidence from South Africa. **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. March, 2001.

CAMARANO, A.; KANSO, S. O Que Estão Fazendo Os Jovens Que Não Estudam, Não Trabalham E Não Procuram Trabalho? **mercado de trabalho**, v. 53, p. 259–290, 2012.

CHIAPORI, Pierre Andre. Collective Labor Supply and Welfare. **Journal of Political Economy**. v 100, n.3, pp 437-67, 1992.

EDMONDS, E. V. Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa. **Journal of Development Economics**, v. 81, n. 2, p. 386–414, 2006.

FILHO, I. E. D. C. **Household income as a determinant of child labor and school enrollment in Brazil: evidence from a social security reform**. [S.l.]: International Monetary Fund, 2008.

GREENE, W. H. (2003). Econometric Analysis. (P. Education, Ed.) **Journal of the American Statistical Association**. Vol. 97, p. 1026. Prentice Hall.
doi:10.1198/jasa.2002.s458

GRONAU, R. Home production: a survey. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Ed.). Handbook of labor economics. Amsterdam: North Holland, p. 273-303, 1986.

HOFFMANN, R. Como aposentadorias e pensões afetam a educação eo trabalho de jovens do domicílio. **Revista Economia e Sociedade**, v. 1, n. 2, p. 201–209, 2010.

KOVROVA, I.; LYON, S. NEET youth dynamics in Indonesia and Brazil: A cohort analysis March 2013 A cohort analysis. **Understanding Children's Work Programme Working Paper Series**, n. March, p. 1–22, 2013.

MENEZES FILHO, N. A.; CABANAS, P. H. F.; KOMATSU, B. K. A Condição “ Nem - nem ” entre os Jovens é Permanente ? **Policy Paper nº 7**, 2013.

MONTEIRO, J. **QUEM SÃO OS JOVENS NEM-NEM? não estudam e não participam do mercado de trabalho: Texto para Discussão**. Rio de Janeiro: [s.n.].

REIS, M. C.; CAMARGO, J. M. C. EDUCAÇÃO E A PARTICIPAÇÃO DOS JOVENS NA FORÇA DE. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 2, p. 221–246, 2007.

SIMÕES, A. **Os Jovens que não estudam nem trabalham no Brasil e o Bolsa Família: Estudo Técnico**. [s.l: s.n.].

SOUZA, A. **Políticas de distribuição de renda no Brasil eo bolsa-família**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/9995>>. Acesso em: 8 out. 2014.

TEIXEIRA, C. G. Efeitos da transferência de renda na oferta de trabalho. **Mercado de trabalho**, n. 46, 2011.