

# GERAÇÃO NEM-NEM E O EFEITO DAS APOSENTADORIAS E PENSÕES

Liédje Bettizaide Oliveira de Siqueira<sup>1</sup>

Anderson Henrique Fabião Cavalcanti Lima<sup>2</sup>

Magno Vamberto Batista da Silva<sup>3</sup>

O trabalho tem como objetivo averiguar como a presença de aposentados e pensionistas no domicílio afeta a probabilidade de jovens residentes desses beneficiários encontrarem-se nas condições de estudantes e/ou trabalhadores ou de não realizarem nenhuma dessas duas atividades. Nesta última situação, encontra-se um pouco menos de um quinto dos jovens brasileiros, que passaram a ser chamados de geração nem-nem (nem trabalha e nem estuda). De acordo com os resultados da pesquisa, não há evidências de que a presença de um aposentado no domicílio possa levar o jovem à condição de não trabalhar e não estudar, ao contrário, aumentam consideravelmente as chances de ele estar somente estudando. Para o caso de domicílios somente com pensionistas, há um aumento na probabilidade dos jovens destes domicílios não estarem estudando ou trabalhando. Percebe-se, entretanto, que os efeitos são maiores na probabilidade de se tornar um nem-nem quando se tratam das características pessoais como ser mulher, ter crianças menores no domicílio e encontrar-se no primeiro percentil inferior da renda domiciliar.

**Palavras-chave:** geração nem-nem; oferta de trabalho; aposentados e pensionistas.

## NEET GENERATION AND THE EFFECT OF RETIREMENT AND PENSIONS

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; job offer; retirees and pensioners

---

1. Doutora em economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE). Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). *E-mail:* <liedje\_s@yahoo.com>.

2. Pós-graduação em aperfeiçoamento em gestão pública (Unipe). Graduado em economia – UFPB. Graduado em tecnologia de sistemas em telecomunicações (IFPB) *E-mail:* <andersonfabiao@gmail.com>.

3. Doutor em economia pelo programa de pós-graduação em economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE). Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). *E-mail:* <magnobs@yahoo.com>.

## GENERACIÓN 'NI-NI' (NI ESTUDIA NI TRABAJA) Y LOS EFECTOS DE LAS PENSIONES

El trabajo tiene como objetivo averiguar cómo la presencia de jubilados y pensionistas en el domicilio afecta la probabilidad de que los jóvenes corresidentes de esos beneficiarios se encuentren en las condiciones de estudiantes y / o trabajadores o de no realizar ninguna de esas dos actividades. En esta última situación, se encuentra un poco menos de un quinto de los jóvenes brasileños, que pasaron a ser llamados de generación ni-ni (ni trabaja ni estudia). De acuerdo con los resultados encontrados, no hay evidencias de que la presencia de un jubilado en el domicilio pueda llevar al joven a la condición de no trabajar y no estudiar, al contrario, aumentan considerablemente las posibilidades de que esté solamente estudiando. Para el caso de hogares sólo con pensionistas, hay un aumento en la probabilidad de que los jóvenes de estos hogares no estén estudiando o trabajando. Se percibe, sin embargo, que los efectos son mayores en la probabilidad de convertirse en un ni-ni cuando se trata de las características personales como ser mujer, tener niños menores en el domicilio y encontrarse en el primer percentil inferior de la renta domiciliaria.

**Palabras clave:** generación ni-ni; oferta de trabajo; ; jubilación y pensiones.

## GÉNÉRATION 'NI NI' (NI TRAVAIL NI ÉTUDES) ET LES EFFETS DE LA RETRAITE ET DES PENSIONS

Le travail vise à étudier la présence de retraités et pensionnés dans domiciles influe sur la probabilité des jeunes corresidentes ces bénéficiaires remplissent les conditions des étudiants et / ou des employés ou non effectuer l'une de ces activités. Dans cette dernière situation est un peu moins de un peu moins d'un cinquième des jeunes et ils sont venus à être appelé ou de génération qui ne sont ni en emploi, ni en études. Selon les résultats n'a trouvé aucune preuve que la présence d'une retraite à la maison peut conduire la jeune condition de ne pas travailler et de ne pas étudier, en revanche, considérablement augmenter les chances de ce qui est seulement à étudier. Dans le cas des la pension ayant seulement retraités rencontré une probabilité accrue de ces jeunes ne sont pas étudier ou travailler. Il est clair, cependant, que les effets sont plus la probabilité de devenir un jeune qui ne est ni en emploi, ni en études il vient à des caractéristiques personnelles comme une femme, avoir des enfants à la maison et est dans le centile inférieur du revenu des ménages.

**Mots-clés:** jeunes ni en emploi ni en études ; offre d'emploi; retraités et pensionnés.

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, esses jovens são chamados de NEET (não estuda; não tem emprego e não estão em treinamento); em países de língua espanhola, estão sendo denominados como ni-ni. Na língua portuguesa, os jovens nessa condição, estão sendo chamados de nem-nem (nem estudam e nem trabalham). Não importando a classificação adotada, o fato é que a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) detectou um número de 18% de jovens entre 20 e 24 anos, entre os países participantes, que se encontram nessa condição de inatividade.

A situação do Brasil não é diferente, de acordo com a OCDE e segundo a sua classificação de NEET, o país tinha 24,43% dos jovens entre 20 e 24 anos. Considerando, agora, os jovens nem-nem como aqueles que não estão estudando ou trabalhando,<sup>4</sup> com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2012, encontra-se um número de 4,1 milhões de jovens entre 15 e 24 anos nessa situação, ou seja, 18% dessa população.

O problema da existência dos jovens nem-nem é que eles podem ameaçar o crescimento futuro da economia de uma nação. Se há uma parcela significativa de pessoas nessa 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 esses jovens se tornam mais vulneráveis socialmente e podem adentrar na criminalidade.

Para o caso brasileiro, há um debate sobre como a presença das transferências governamentais tem afetado as decisões dos indivíduos no que diz respeito a sua inserção no 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, têm agido sobre as condições dos jovens estarem inseridos no sistema educacional e/ou no mercado de trabalho (Reis e Camargo, 2007; Hoffmann, 2010).

O sistema previdenciário brasileiro é considerado um dos mais benevolentes do mundo por suas regras pouco restritas nos critérios de elegibilidades por idade e por tempo de contribuição e também por baixas restrições impostas aos seus dependentes. 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 Reis e Camargo (2007), o sistema de aposentadorias e pensões no Brasil possui características que podem influenciar o comportamento da oferta de trabalho dos demais residentes de um domicílio. Sabe-se que as decisões sobre a oferta de trabalho dos membros de um domicílio dependem, não somente, de uma decisão individual como também da renda *per capita* domiciliar.

Essa preocupação sobre o efeito das rendas oriundas da previdência na 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 de rendas não relacionadas com o trabalho, como benefícios sociais, heranças, transferências

---

4. Utilizou-se nesta pesquisa informações de jovens que estavam efetivamente ocupados na semana de referência.

interdomiciliares, entre outras. Dessa forma, segundo a autora, mudanças na composição da renda podem alterar a oferta de trabalho dos seus membros.

Em estudos realizados para África do Sul, Bertrand, Mullainathan e Miller (2001) encontram evidências que os ganhos oriundos de aposentadoria e pensões promoveram uma redução na oferta de trabalho dos adultos que conviviam com os beneficiários. Os rendimentos obtidos são compartilhados dentro do domicílio, desincentivando a procura por trabalho. Entretanto, um 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 teve o efeito de aumentar as inscrições em escolas para crianças com idade entre 10 e 14 anos e de diminuir a inserção delas no mercado de trabalho. 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, na qual a cada R\$ 100,00 adicional no valor da aposentadoria dentro da renda domiciliar, a taxa de matrícula nas escolas aumentou em 6,2 %.

Os rendimentos com aposentadorias e pensões representam uma parcela importante da renda de muitos domicílios no Brasil. De acordo com dados retirados da Pnad de 2012, os benefícios sociais (aposentadorias e pensões) respondem por 18% da renda domiciliar onde há pessoas nestas condições.

Uma das preocupações deste estudo é determinar como esta renda oriunda do não trabalho pode afetar as chances dos jovens corresidentes com os beneficiários de realizar as seguintes atividades: estudar; trabalhar; fazer as duas atividades simultaneamente (trabalho e estudo) ou não fazer nenhuma delas.

Algumas evidências para este tema são encontradas em Reis e Camargo (2007) e Hoffmann (2010). Os autores concordam sobre o fato de que a existência de rendimentos oriundos por pensões e aposentadorias aumenta as chances dos jovens encontrarem-se na categoria de estudante. Entretanto, para Reis e Camargo (2007), a presença de aposentados e pensionistas também poderia levar o jovem para uma condição de nem trabalho e nem estudo (jovem nem-nem). Hoffmann (2010) discorda desse resultado e diz que os benefícios não têm impacto sobre a probabilidade do jovem vir a ser um nem-nem.

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 do artigo é estimar como a presença de aposentados e pensionistas no domicílio

afeta as decisões dos jovens moradores desses domicílios quanto à participação no sistema educacional e a sua inserção no mercado de trabalho. A análise empírica é implementada, com base em dados da 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; na seção 4 a metodologia; na seção 5 encontra-se a descrição estatística dos dados utilizados na análise empírica e os principais resultados obtidos com a aplicação dos modelos econométricos. As principais conclusões do trabalho são apresentadas na seção 6.

## 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) fazem 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 procuram trabalho). A autora identifica um crescimento deste subgrupo para o total de jovens de 15 a 29 anos, entre os anos censitários de 2000 e 2010, houve um crescimento desta população de 16,9% para 17,2%. Observa 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) fazem uma comparação entre a realidade do Brasil e da Indonésia no que diz respeito à geração de jovens que não estudam e não trabalham, presente nessas 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 e 24 anos e fazendo uma comparação de gerações por meio de *cohorts*, os autores encontram evidências de que, tanto no Brasil como na Indonésia, há uma redução da probabilidade, de forma geracional, de os jovens encontrarem-se na condição de nem-nem, sobretudo, para o grupo de mulheres.

Monteiro (2013) faz uma análise do perfil do jovem nem-nem no Brasil. A autora chega à conclusão de 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 sem trabalhar, aproximadamente 17% da população na faixa etária citada, a autora diz que não há motivos para preocupação, pois grande parte destes são mulheres

com filhos e isso está muito relacionado a uma condição de vida pessoal sem necessariamente indicar uma falta de oportunidade de acesso ao ensino ou ao mercado de trabalho. A autora, entretanto, alerta sobre o crescimento do número de homens na inatividade para todos os níveis de escolaridade.

O estudo de Menezes Filho, Cabanas e Komatsu (2013) também aponta para uma certa tranquilidade sobre a presença de jovens nem-nem na economia brasileira. Os autores mostram 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 desses jovens dentro do mercado de trabalho. Esses autores mostram preocupação quando se trata de jovens com ensino fundamental incompleto para os quais o período na inatividade se revela mais acentuado.

Simões (2013) realiza uma análise sobre 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 observa 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.

### 3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Para tentar compreender o comportamento dos adultos jovens sobre as suas opções de alocação do tempo entre estudo e trabalho, busca-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 (Becker, 1974, 1976; Samuelson, 1956). Boa parte dessas teorias considera as famílias como unidades homogêneas que possuem as mesmas preferências e que procuram maximizar uma função de utilidade única. Porém, cresce o número de modelos que passaram a incorporar as tomadas de decisão familiares sobre alocação dos recursos dentro das famílias por uma ótica não cooperativa e incorporando o poder de barganha existente entre os membros de uma mesma família (Pinheiro e Fontoura, 2007).

A forma mais simples de apresentar as decisões familiares é considerar que uma família maximiza uma função de utilidade única. Para a construção desse modelo, considere que na família existam somente dois indivíduos 1 e 2.<sup>5</sup>

---

5. Segue-se aqui a apresentação do modelo presente em Bertrand, Mullainathan e Miller (2001).

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 igual a 1, e sobre a hipótese de uma função de utilidade única para toda família, as escolhas entre  $C_1$  e  $C_2$  e  $(w - l)$  podem ser obtidas por meio de:

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

Por meio dessa maximização, a família decide conjuntamente quantas horas de trabalho serão realizadas e o seu consumo. Uma importante característica dessa regra de maximização é que não importa quem receberá o benefício de não trabalho, este 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 à 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 promoveria um aumento tanto em  $l$  quanto no consumo.

No entanto, alguns modelos presentes na literatura rejeitam a ideia de que as famílias podem ser resumidas como um único agente otimizador. Na verdade, assume-se que os membros têm distintas preferências e que estes barganham sobre a forma de alocação dos recursos.

Chiappori (1992) apresenta um modelo geral sobre barganha com a inclusão deste poder sobre a função de utilidade. Dessa forma, o processo de maximização de utilidade de dois indivíduos pertencentes a uma mesma família poderia ser representado assim:

$$\max [U_1(l_1, C_1) - \overline{U}_1]^\alpha [U_2(l_2, C_2) - \overline{U}_2]^{1-\alpha} \quad (2)$$

$$\text{s.a } wl_1 + C_1 + C_2 < w(T - l_1) + y_1 + y_2.$$

As funções de utilidades  $\overline{U}_1$ ,  $\overline{U}_2$  funcionam como um ponto de ameaça para os outros membros da família. O valor de  $\alpha$  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 fator de desconto,  $\delta < 1$ . Dessa forma, os valores  $\overline{U}_2 = \delta U_2(y_2)$  e  $\overline{U}_1 = U_1(l^*, w_1(T - l^*) + y_1)$  para o qual  $l^*$  é a quantidade ótima de lazer do indivíduo.

A grande diferença entre este modelo e o modelo de preferência única da família é a importância de 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 gerará padrão de consumo diferenciado da renda de não trabalho oriunda do indivíduo 2, dependendo do poder de barganha de cada um.

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

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 os indivíduos reagirão quanto a sua disposição ao trabalho diante dessa alteração da renda. No modelo de barganha, considera-se que  $\alpha$  (poder de barganha do indivíduo 1) depende da escolha de lazer ( $l_1$ ), digamos  $\alpha(l_1)$ .

Nesse caso, há duas suposições sobre o comportamento da oferta de trabalho. A oferta de trabalho é agora taxada ou subsidiada dependendo como ela 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 todo o rendimento familiar, inclusive aquele obtido com o não trabalho, como as pensões e as aposentadorias. Nesse 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 da renda familiar. O trabalho agora seria um bem taxado, e o aumento de renda ocasionaria uma redução da oferta de trabalho.

O interessante dessas 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, independentemente, 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-se a hipótese de que é

necessário considerar que há diferenças sobre quem tem o maior poder de decisão sobre os gastos familiares, ou seja, aquele que teria maior poder de barganha.

Para fim do estudo aqui levantado, a segunda teoria ajudará a explicar o porquê do surgimento do comportamento diferenciado quando se trata isoladamente o benefício da pensão com o da aposentadoria sobre o comportamento dos jovens quanto as suas ocupações profissionais e educacionais.

#### 4 METODOLOGIA E DADOS

O modelo *Logit Multinomial* é aplicado em situações nas quais o indivíduo  $i$  tem  $j$  escolhas e ele realiza as escolhas que maximizam a sua função de utilidade. A representação da função de utilidade indireta deste indivíduo é dada por:

$$V_{ij} = \beta_j X_i + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Para a qual  $X$  é o vetor de atributos pessoais e  $\varepsilon_{ij}$  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:

$$V_{ij} = \max \{V_{ik}\} \quad \forall k \neq j. \quad (4)$$

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

$$\text{Prob}(Y_i = j | x_i) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i}} \quad , \text{ se } j=0, 2, \dots, J, \beta_0 = 0. \quad (5)$$

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  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  fornecerão 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 Reis e Camargo (2007) e a Hoffmann (2010). O modelo *Logit Multinomial* é utilizado por estes autores para associar as combinações de ocupação entre trabalho e estudo dos jovens com a presença de aposentados e/ou pensionistas nos domicílios. As opções analisadas são:

$Y_i = 0$ , se o jovem apenas trabalha;

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

$Y_i = 2$ , se o jovem apenas estuda;

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

No modelo aplicado, como se trata de quatro categorias exaustivas e mutuamente exclusivas, as quatro probabilidades para uma mesma pessoa sempre somam um. Portanto, uma dessas probabilidades pode ser obtida por diferença. Nesse 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:

$$P_{i1} = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(x_i' \beta_j)} \quad (6)$$

e

$$P_{ij} = \frac{\exp(x_i' \beta_j)}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(x_i' \beta_j)}. \quad (7)$$

Para a qual  $P_{ij}$  é a probabilidade de o indivíduo  $i$  escolher a alternativa  $j$ ; e  $\beta_j$  é o vetor de coeficientes correspondentes à alternativa  $j$ .

Pretende-se com isso analisar como a probabilidade das ocupações dos jovens entre estudar e/ou trabalhar depende das suas próprias características (incluindo sua idade, escolaridade, cor, sexo, entre outras) e do seu domicílio (presença de aposentado e/ou pensionista, renda *per capita* etc.).

Os coeficientes estimados para os grupos  $j = 2, 3$  e  $4$  devem ser interpretados em relação ao grupo de referência.

Das equações (6) e (7), tem-se que:

$$\frac{P_{ij}}{P_{i1}} = \exp(x_i' \beta_j) \quad \text{para } j=2, 3, 4. \quad (8)$$

Isso implica calcular o logaritmo da razão de chance (*odds ratio*) aplicando o logaritmo na equação (8). Assim:

$$\ln\left(\frac{P_{ij}}{P_{i1}}\right) = x_i' \beta_j \quad \text{para} \quad j=2, \quad 3,4 . \quad (9)$$

Os valores de  $\beta_j$  revelam as chances da ocorrência de um evento dadas as mudanças unitárias nos valores de um  $X$  específico com as demais variáveis se mantendo nos seus valores médios. Por se tratar de impactos sobre as chances, a interpretação muitas vezes pode não ser trivial.

Devido a essa 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:

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_{ij} [\beta_j - \sum P_{ij} \beta_j] . \quad (10)$$

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 esses casos é dada por:

$$\frac{dY}{dx} = \text{Pr ob}[Y = 1 | \bar{x}, d = 1] - \text{Pr ob}[Y = 1 | \bar{x}, d = 0], \quad (11)$$

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

Os dados necessários para execução desta pesquisa são obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2012, do IBGE. Com base nessa pesquisa, considera-se como jovens aquelas pessoas entre 15 e 21 anos e para classificá-los, segundo a atividade realizada, considera-se as perguntas presentes na Pnad sobre a frequência à escola e se está efetivamente trabalhando na semana de referência. A definição de aposentados e/ou pensionistas é retirada diretamente da Pnad que faz essa consulta nas variáveis V9122 e V9123. Para a descrição das demais variáveis presentes no trabalho, ver quadro A.1 no apêndice A deste artigo.

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

## 5 RESULTADOS

### 5.1 Descrições estatísticas

Nesta seção é realizada uma breve apresentação das características da população que se encontra na condição de aposentados e pensionistas. 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 do sexo, percebe-se que há praticamente uma igualdade na proporção de homens aposentados (50,07%) em relação às mulheres (49,93%) (ver tabela 1).

TABELA 1  
Estatísticas dos aposentados e pensionistas – Brasil (2012)

	Aposentados	%	Pensionistas	%
Homens	10.514.098	50,07	891.759	13,34
Mulheres	10.482.685	49,93	5.795.477	86,66
Menos de 40 anos	255.416	1,22	551.082	8,24
40 a 49	614.616	2,93	634.031	9,48
50 a 54	1.091.423	5,20	560.813	8,39
55 a 59	2.425.219	11,55	664.560	9,94
60 a 64	4.005.683	19,08	802.038	11,99
65 a 69	4.226.526	20,13	814.791	12,18
70 a 74	3.535.705	16,84	870.436	13,02
Mais de 74	4.842.195	23,06	1.789.485	26,76
Total	20.996.783	100	6.687.236	100
Escolaridade média	5,17		4,78	
Rendimento médio com benefício (R\$)	1.118	-	965	-

Fonte: PNAD 2012.  
Elaboração dos autores.

Pela condição etária, percebe-se que 60% das pessoas aposentadas estão acima de 65 anos. Chama atenção que 23% da população se encontra 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, sendo 27% destes com idade acima de 74 anos. Essas duas estatísticas, sobretudo a primeira, são reflexos de que as mulheres vivem em média mais do que os homens. A escolaridade média para os aposentados situa-se em 5,2 anos de estudo e em 4,8 para os pensionistas. Este valor é menor do que para a população brasileira como um todo, para a qual a escolaridade gira em torno de 7,5 anos de estudo. Ressalta-se, entretanto, que essa menor escolaridade dos aposentados e pensionistas deve-se por estes terem, em décadas passadas, menos acesso ao sistema educacional (Beltrão; Alves, 2009).

Em relação ao rendimento médio, os aposentados ganham próximo de R\$ 1.118 e os pensionistas na ordem de R\$ 965.

Em se tratando dos jovens (tabela 2) presentes nos domicílios brasileiros, observa-se que estes estão no número de 23.361 mil para o ano de 2012. Destes 24,20% encontram-se apenas trabalhando, 17,27% trabalham e estudam, 40,61% apenas estudam e 17,92% não trabalham e não estudam.

TABELA 2

**Descrição das atividades exercidas pelos jovens em relação ao trabalho e estudo e de acordo com a condição do domicílio quanto à presença de um beneficiário (aposentado ou pensionista) da Previdência Social – Brasil (2012)**

Descrição das atividades	Domicílio em geral	Domicílio sem aposentados ou pensionistas	Domicílio com renda de aposentadoria	Domicílio com renda de pensão	Domicílio com renda de pensão e aposentadoria
Apenas trabalham	24,20	24,66	22,11	23,17	23,65
Estudam e trabalham	17,27	17,29	18,02	15,06	17,46
Apenas estudam	40,61	40,30	42,26	40,10	42,25
Não estudam e não trabalham	17,92	17,74	17,61	21,67	16,64
<b>Total de jovens (em mil)</b>	<b>23.361,933</b>	<b>18.259,248</b>	<b>3.192,602</b>	<b>1.344,134</b>	<b>566,023</b>

Fonte: PNAD 2012.  
Elaboração dos autores.

Em relação à distribuição desses jovens por domicílio, registra-se que a maior parte mora em domicílios sem pensionistas ou aposentados, cerca de 18 milhões e a distribuição destes quanto às atividades realizadas (estudo e/ou trabalho) segue próxima à presente nos domicílios em geral.

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 a condição não estudam e não trabalham esta se mostra mais elevada nos domicílios com pensionistas, no valor de 21,67%.

Para a construção do modelo, consideram-se somente os jovens com idade entre 15 e 21 anos, em domicílios particulares com pelo menos um adulto com idade de 22 a 64 anos. Exclui os domicílios onde há pessoas 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 3 mostra o número de jovens presentes na amostra que serve de base para o modelo e o seu valor expandido para a população. Dessa forma, o número de jovens selecionados para análise empírica é de 38.991 dentro da amostra, o qual no valor representativo para a população é de 20,770 milhões, ou seja, estes representam 88% do total de jovens brasileiros. A distribuição entre as categorias (estudo e trabalho) segue também próxima ao verificado para a população jovem como um todo (ver tabela 3).

TABELA 3  
Número de jovens presentes na amostra e o valor correspondente na população

Categorias	Amostra		População	
	Freq.	%	Freq.	%
Apenas trabalham	8.598	22,05	4.753.331	22,89
Estudam e trabalham	6.630	17,00	3.600.246	17,33
Apenas estudam	16.760	42,98	8.715.036	41,96
Não estudam e não trabalham	7.003	17,96	3.701.482	17,82
<b>Total</b>	<b>38.991</b>	<b>100,00</b>	<b>20.770.095</b>	<b>100,00</b>

Fonte: PNAD 2012.  
Elaboração dos autores.

Os dados presentes nas tabelas a seguir (tabela 4 e tabela 5) permitem traçar um perfil dos jovens selecionados para análise empírica de acordo com a sua atividade de ocupação e de acordo com suas características pessoais e dos seus domicílios. No final da tabela 4, encontra-se o número de jovens por categoria.

Observa-se, por exemplo, que entre aqueles que apenas trabalham ou estudam e trabalham predomina o sexo masculino. Por sua vez, para o sexo feminino, as mulheres sobressaem entre aqueles que apenas estudam, 53% mulheres e 47% homens, e, de forma mais acentuada, quando se considera os que não estudam e não trabalham, 64% são mulheres e apenas 36% homens.

Em relação à cor/raça, verifica-se que as distribuições são muito próximas, sendo que entre os jovens nem-nem apresenta-se um valor levemente superior dos que se declararam pardos. Para a região de moradia, também não se percebe um padrão diferenciado entre as diversas categorias.

Quando se observa a escolaridade, verifica-se que para quase todas as categorias analisadas, exceto para a ocupação apenas estudam, 50% dos jovens

encontram-se acima de 9 anos de estudo, inclusive os nem-nem, 51% destes declaram estar nesta categoria. Embora nesta última ocupação também se registre um maior percentual de pessoas sem nenhum ano de estudo, 6% destes.

A escolaridade média dos adultos corresidentes com estes jovens gira em torno de 6-8 anos para o geral das categorias, sendo mais elevada no grupo daqueles que apenas estudam (7,93) e menor para o grupo dos que não realizam nenhuma das atividades (6,74).

Há também uma predominância de morar em área urbana, acima de 80% para todas as opções analisadas.

TABELA 4

**Descrição estatísticas das características dos jovens selecionados para análise empírica**

Variáveis	Apenas trabalham	Estudam e trabalham	Apenas estudam	Não estudam e não trabalham
	Média	Média	Média	Média
Homens	0,64	0,57	0,47	0,36
Mulheres	0,36	0,43	0,53	0,64
Idade	19,30	17,84	16,73	18,74
Branca	0,39	0,42	0,40	0,34
Indígena	0,00	0,00	0,00	0,01
Preta	0,09	0,07	0,08	0,09
Amarela	0,00	0,00	0,00	0,00
Parda	0,52	0,50	0,52	0,56
Norte	0,15	0,16	0,19	0,19
Nordeste	0,27	0,29	0,32	0,35
Centro-Oeste	0,11	0,12	0,10	0,10
Sul	0,18	0,18	0,13	0,13
Sudeste	0,30	0,25	0,26	0,24
Sem nenhum ano de estudo	0,02	0,00	0,01	0,06
De 1 a 8 anos de estudo	0,35	0,35	0,52	0,43
Acima de 9 anos de estudo	0,62	0,64	0,48	0,51
Escolaridade média dos adultos	6,82	7,39	7,93	6,74
Residente em área urbana	0,84	0,82	0,87	0,84
<b>Total de observações</b>	<b>8.598</b>	<b>6.630</b>	<b>16.760</b>	<b>7.003</b>

Fonte: PNAD 2012.

Elaboração dos autores.

Obs.: Para as variáveis binárias, a média representa a frequência presente na amostra.

Quando se observam as características dos domicílios (ver tabela 5), nos quais esses jovens residem e separando por opções de ocupações, registra-se que boa parte destes, independentemente dessa categorização, encontra-se em domicílios

com renda até o terceiro percentil, ou seja, com renda domiciliar *per capita* inferior a R\$ 766,00. Destacando que entre os jovens nem-nem 36% residem em domicílio que se encontra no primeiro percentil da renda, um valor superior ao observado para as demais categorias.

Outro fato que chama atenção é que também para os jovens nem-nem há uma maior participação destes corresidindo com crianças abaixo de 5 anos de idade (38%), acima do registrado para os outros grupos.

TABELA 5  
Descrição estatísticas dos domicílios dos jovens selecionados para análise empírica

Variáveis	Apenas trabalham	Estudam e trabalham	Apenas estudam	Não estudam e não trabalham
	Média	Média	Média	Média
Renda 1 percentil	0,29	0,26	0,26	0,36
Renda 2 percentil	0,31	0,28	0,29	0,33
Renda 3 percentil	0,26	0,26	0,24	0,21
Renda 4 percentil	0,12	0,17	0,16	0,09
Renda 5 percentil	0,01	0,03	0,04	0,01
Criança até 5 anos	0,24	0,16	0,17	0,38
Criança entre 6 e 10 anos	0,18	0,21	0,23	0,19
Criança entre 11 e 14 anos	0,23	0,30	0,31	0,24
Domic. com aposentados	0,14	0,14	0,14	0,14
Domic. com pensionista	0,07	0,06	0,06	0,07
Domic. com aposent e pensionista.	0,02	0,02	0,01	0,01
Total de observações	8.598	6.630	16.760	7.003

Fonte: PNAD 2012.

Elaboração dos autores.

Obs.: Para as variáveis binárias, a média representa a frequência presente na amostra.

Em relação à distribuição das categorias de atividades pelos domicílios com beneficiários, não se verifica nenhuma particularidade. Para todas as opções, o número de jovens corresidindo com beneficiários aproxima-se dos 22% (somado para os domicílios com aposentados, pensionistas e para domicílios com ambos).

## 5.2 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). Nesse modelo, a variável *dummy* assume o valor 1 (um) quando o jovem não trabalha e não estuda e zero para casos contrários. Portanto, este conta com o número de 7.003 jovens na condição de nem-nem e 31.988 jovens na condição contrária.

A tabela 6 mostra a probabilidade de o jovem encontrar-se na condição 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 (p.p.) quando comparado às mulheres, como mostra o valor entre colchetes referente ao efeito marginal.

A idade aumenta essa probabilidade em 44,4 p.p. (efeito marginal), apesar de manter uma relação inversa com a idade ao quadrado. As *dummies* de raça/cor mostram que o indivíduo pardo tem uma maior chance de se encontrar na categoria nem-nem, embora esse coeficiente mostre-se estaticamente significativo somente a 10% e o efeito marginal seja muito pequeno. Para a região de moradia, observa-se que residir no Sul e no Centro-Oeste reduz a probabilidade de um jovem ser um nem-nem quando comparado à região Sudeste. Nesses casos, os coeficientes são significativos a 10% e 5%, respectivamente.

TABELA 6  
Probabilidade de o jovem estar na condição de não estudar e não trabalhar (nem-nem) – Modelo Logit

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coef.	Z	Coef.	Z	Coef.	Z
Sexo	-0,775* [-0,094]	-26,020	-0,777* [-0,095]	-26,080	-0,777* [-0,095]	-26,090
Idade	3,690* [0,444]	21,920	3,690* [0,444]	21,910	3,690* [0,445]	21,930
Idade ao quadrado	-0,092* [-0,011]	-20,100	-0,092* [-0,011]	-20,090	-0,092* [-0,011]	-20,110
Indígena	0,152 [0,019]	0,740	0,157 [0,020]	0,760	0,165 [0,021]	0,810
Preta	0,074 [0,009]	1,360	0,076 [0,009]	1,390	0,078 [0,010]	1,440
Amarela	0,286 [0,038]	1,110	0,293 [0,039]	1,130	0,297 [0,040]	1,150
Parda	0,060*** [0,007]	1,790	0,063*** [0,008]	1,880	0,065*** [0,008]	1,940
Norte	0,010 [0,001]	0,220	0,018 [0,002]	0,390	0,020 [0,002]	0,440
Nordeste	0,039 [0,005]	0,990	0,049 [0,006]	1,250	0,049 [0,006]	1,240
Sul	-0,081*** [-0,010]	-1,650	-0,083*** [-0,010]	-1,700	-0,085*** [-0,010]	-1,730

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coef.	Z	Coef.	Z	Coef.	Z
Centro-Oeste	-0,130** [-0,015]	-2,380	-0,127** [-0,015]	-2,330	-0,124** [-0,014]	-2,280
De 1 a 8 anos de estudo	-1,630* [-0,189]	-18,830	-1,630* [-0,189]	-18,800	-1,630* [-0,188]	-18,790
Acima de 9 anos de estudo	-2,162* [-0,288]	-24,620	-2,163* [-0,289]	-24,620	-2,16*4 [-0,288]	-24,640
Escolaridade média dos adultos	-0,018* [-0,002]	-3,890	-0,019* [-0,002]	-4,200	-0,019* [-0,002]	-4,260
Residente em área urbana	0,190* [0,022]	4,520	0,179* [0,021]	4,240	0,183* [0,021]	4,340
Renda 2 percentil	-0,109* [-0,013]	-2,960	-0,09*2 [-0,011]	-2,480	-0,080* [-0,010]	-2,190
Renda 3 percentil	-0,347* [-0,039]	-7,820	-0,323* [-0,037]	-7,260*	-0,308 [-0,035]	-7,030
Renda 4 percentil	-0,531* [-0,056]	-9,110	-0,507* [-0,054]	-8,66	-0,489* [-0,052]	-8,47
Renda 5 percentil	-0,980* [-0,084]	-7,510	-0,958* [-0,083]	-7,34	-0,939* [-0,082]	-7,210
Criança até 5 anos	0,632* [0,086]	19,610	0,641* [0,088]	19,940	0,647* [0,089]	20,240
Criança entre 6 e 10 anos	-0,122* [-0,014]	-3,250	-0,116* [-0,014]	-3,100	-0,112* [-0,013]	-2,990
Criança entre 11 e 14 anos	-0,185 [-0,022]	-5,410	-0,178 [-0,021]	-5,220	-0,174 [-0,020]	-5,090
Constante	-3,556		-3,557		-3,561	
Renda <i>per capita</i> dos benefícios	-0,031* [-0,004]	-3,570				
Domic. com aposentados			-0,066 [-0,008]	-1,560		
Domic. com pensionista			0,103** [0,013]	1,840		
Domic. com aposentado e pensionista			-0,291** [-0,032]	-2,300		
Pensionista * mulher* chefe					0,122** [0,015]	1,790
N de obs	38991		38991		38991	
LR chi2(23)	4905,2		4893,87		4893,87	
Prob > chi2	0		0		0	
Pseudo R2	0,1336		0,1333		0,1333	
Log likelihood =	-15,904,16		-15905,58		-15909,8	

Fonte: PNAD 2012.

Elaboração dos autores.

Notas: \* significativo a 1%, \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 10%.

Obs.: O efeito marginal encontra-se 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 um nem-nem. Os dois coeficientes avaliados, jovens entre 1 e 8 anos de estudo e acima de 9 anos, mostram-se negativos e significativos a 1%. A base são os jovens sem nenhum ano de estudo. Observa-se, por exemplo, que para aqueles com 9 anos ou mais, há uma redução na probabilidade de o jovem não estar fazendo nada em 28,8 p.p. O grau de escolaridade dos adultos residentes também age no sentido de diminuir essa probabilidade, embora o efeito marginal para cada ano a mais seja somente de menos 0,2 p.p.

Quanto à área de residência, tem-se que residir em áreas urbanas aumenta as chances de ser um nem-nem, sugerindo, então, que este é um fenômeno urbano.

Verifica-se que estar nos percentis de renda mais elevados (o primeiro percentil foi tomado como referência) diminui as chances de o jovem encontrar-se sem estudar e sem trabalhar. Para o segundo percentil, essa redução na probabilidade é de 1,3 p.p., mas para o último percentil, essa diminuição é de 8,4 p.p.

Os jovens que residem em domicílios com crianças pequenas entre 0 e 5 anos também têm uma chance aumentada de 8,6 p.p. de ser um jovem nem-nem. Esse coeficiente pode estar associado ao fato de que entre um grupo de jovens nem-nem há uma grande parcela de mulheres que são mães. Observa-se, por exemplo, que já não existe uma relação positiva com domicílios com crianças mais velhas, acima de 6 anos, provavelmente essas crianças não são filhos dos jovens e, sim, irmãos ou guardam outra relação de parentesco.

A fim de observar propriamente o efeito da aposentadoria sobre a condição do jovem em ser um nem-nem, analisa, no modelo 1, o efeito da renda proveniente de aposentadoria e pensões. O valor do coeficiente (-0,031) mostra-se estaticamente significativo a 1%, revelando que, quanto maior a parcela da renda proveniente do recebimento de aposentadorias e pensões, menor é a chance de o jovem encontrar-se como um nem-nem. Chama atenção para o fato de 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 estar sem estudar e sem trabalhar. Entretanto, observa-se um baixo efeito marginal, isto é para cada R\$ 100 reais adicionais no rendimento domiciliar *per capita*, as chances de o jovem ser caracterizado como um nem-nem diminui em 0,4 p.p.

No modelo 2, resolve-se 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). Obteve-se, assim, agora, um resultado interessante. Nos domicílios com somente aposentados, não há significância estatística para o coeficiente, porém, em domicílios com somente pensionista há uma maior chance do jovem ser um nem-nem, em 1,3 p.p. Quando se considera domicílios nos quais existem

os dois tipos de beneficiários, essa probabilidade diminui em 3,2 p.p. Este último resultado pode estar associado a um efeito-renda e isso faz com que os jovens possam estar somente estudando, por exemplo.

No terceiro modelo, observa-se o caso dos domicílios chefiados por mulheres pensionistas. Novamente, o valor do coeficiente foi significativo para essa variável. Morar em domicílios chefiados por mulheres pensionistas aumenta a chance de o jovem ser um nem-nem em 1,5 p.p. Esse pode ser um indício de que o modelo de barganha apresentado no referencial teórico possa explicar tal comportamento. Existe uma diferença do comportamento do jovem a depender do sexo do chefe do domicílio, nesse caso, os jovens reduzem o seu interesse por estudo ou trabalho. Provavelmente, eles conseguem usufruir mais da renda domiciliar nesses domicílios.

### **5.2 Os efeitos das aposentadorias e pensões sobre as condições de ocupação 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 encontrar-se dentro das quatro combinações possíveis entre estudo e trabalho. Combinando as possibilidades de estar ou não frequentando escola e estar ou não no mercado de trabalho, há quatro situações, cujas probabilidades são analisadas por meio de um *logit multinomial*. As quatro categorias exaustivas e mutuamente exclusivas são:

- apenas trabalham;
- estudam e trabalham;
- apenas estudam;
- não estudam e não trabalham.

A fim de concentrar os valores para as variáveis de interesses, as tabelas a seguir mostram somente os valores das estatísticas das variáveis que captam a presença de aposentados e/ou pensionistas nos domicílios sobre as quatro categorias.

No primeiro modelo estimado (tabela 7), capta-se o efeito da presença de aposentados e/ou pensionistas sobre as probabilidades de um jovem pertencer a uma das quatro categorias descritas anteriormente, por meio de uma variável *dummy*, a qual assume o valor para um para os casos em que há beneficiários e zero nos casos contrários.

Os valores obtidos 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 desses coeficientes não é tão simples de ser analisada. A melhor forma de medir o efeito que a presença de aposentado

e/ou pensionista pode ter sobre essas probabilidades é comparando dois jovens: um residindo em domicílio com aposentados e/ou pensionistas e outro não; fixar todas as demais características desses jovens e dos seus domicílios e averiguar os valores nas probabilidades.

TABELA 7

**Estimativas dos parâmetros da variável binária que indica a presença de aposentado e/ou pensionista no domicílio do jovem – Brasil (2012)**

Categorias	Estimativa do parâmetro	Z
2. Estuda e trabalha	0,168*	3,75*
3. Apenas estuda	0,294*	7,09*
4. Não estuda e não estuda	0,139*	3,22*

Elaboração dos autores.

Obs.: Todas as estimativas são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%. O modelo considera 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, 6-10 e 11-14 anos), escolaridade média dos adultos acima de 22 anos e *dummies* para renda domiciliar *per capita* por percentil (retira os rendimentos com aposentadoria e/ou pensões e as rendas obtidas pelos jovens).

Portanto, usando os parâmetros estimados no modelo (ver tabela 7), as tabelas a seguir mostram as probabilidades estimadas de um jovem pertencer a uma das quatro categorias com base nas suas características e na sua condição de coresidência com aposentados e/ou pensionistas.

Na tabela 8, por exemplo, considera-se um jovem do sexo masculino; pardo, na faixa de escolaridade entre 1 e 8 anos, residente no Nordeste; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (7,38) e com as demais variáveis na média da distribuição. Observa-se que a presença de beneficiários afeta de maneira mais significativa a probabilidade desse jovem estar somente estudando. Os resultados apontam que o jovem residente em um domicílio no qual haja renda proveniente de benefícios tem a probabilidade de estar somente estudando de 47,2% contra 42,4%, observada para aquele que reside em domicílios sem aposentados ou pensionistas. Também há uma menor chance de ele se tornar um nem-nem de 17,6% contra 18,4% daquele.

TABELA 8

**Probabilidades estimadas para as quatro categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista, características do jovem,\* escolaridade média dos adultos (7,38) e distribuição na média 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 estuda e não trabalha	18,4	17,6

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Considera-se um jovem do sexo masculino; pardo, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no Nordeste; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (7,38); distribuição na média para os percentis de rendas domiciliar *per capita* e com as demais variáveis na média da distribuição.

Agora considere os domicílios com rendimento domiciliar *per capita* líquido situado no primeiro percentil e com escolaridade média dos adultos de 5,32 e as demais características mantidas. O objetivo para construção dessas estatísticas, é o de captar o efeito do benefício sobre os jovens residentes em domicílios com menor renda e baixa escolaridade dos adultos. Pela tabela 9, percebe-se, de maneira geral, o crescimento da probabilidade de o jovem encontrar-se nas categorias 1 (apenas trabalha) e na categoria 4 (não trabalha e não estuda), isso quando se compara às probabilidades apresentadas na tabela 8 com as da tabela 9. Porém, 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, essa chance é menor no valor de 35,75%,

TABELA 9

**Probabilidades estimadas para as quatro 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**

Categorias	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

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Considera-se um jovem do sexo masculino; pardo, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no Nordeste; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (5,32); *dummy* para o primeiro percentil da renda e com as demais variáveis na média da distribuição.

A tabela 10 apresenta os valores das probabilidades para categorias analisadas, considerando agora o caso de uma jovem (mulher) com as mesmas características citadas para o homem: parda, na faixa de escolaridade de 1 a 8 anos, residente no Nordeste; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (7,38); e com as demais variáveis na média da distribuição.

Em primeiro lugar, chama atenção que o comportamento feminino difere do masculino no que diz respeito às combinações entre estudo e trabalho. De maneira geral, uma mulher tem uma menor probabilidade de se encontrar nas categorias apenas trabalha e estuda e trabalha quando comparada ao homem (ver tabela 8). 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, esses valores eram de 42,4% e 47,2%, respectivamente.

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

TABELA 10

**Probabilidades estimadas para as quatro 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***

Categorias	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

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Considera-se um jovem do sexo feminino; pardo, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no Nordeste; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (7,38); distribuição na média para os percentis de rendas domiciliar *per capita* e com as demais variáveis na média da distribuição.

Em relação a 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.

Por fim, quando se observa para o primeiro percentil de renda (ver tabela 11) considerando ainda uma mulher, verifica-se, que há uma redução da probabilidade de esta jovem estar somente estudando, em relação aos dados presentes na tabela 10. Há também um aumento significativo das probabilidades de se encontrar numa categoria nem-nem. Nos domicílios sem beneficiários esta chance foi 35,95% e 33,99% nos domicílios com aposentados e/ ou pensionistas,

TABELA 11

**Probabilidades estimadas para as quatro categorias, na ausência ou presença de aposentado e/ou pensionista no domicílio-características da jovem,\* escolaridade média dos adultos (5,32) e dummy para o primeiro percentil da renda**

Categorias	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 estuda e não trabalha	35,96	33,99

Elaboração dos autores.

Obs.: \* Considera-se um jovem do sexo masculino; pardo, com escolaridade média de 1 a 8 anos, residente no Nordeste; idade média (17,8); escolaridade média dos adultos (5,32), *dummy* para o primeiro percentil da renda com as demais variáveis na média da distribuição.

Por esses resultados, percebe-se com maior clareza que os grupos mais vulneráveis, quando se trata do risco vir a ser um nem-nem, são os das mulheres e daqueles que residem em domicílios de baixa renda, sobretudo as mulheres em domicílios pobres. Quanto à presença de beneficiários nos domicílios, estes parecerem contribuir para que o jovem corresidente se encontre na categoria de somente estudante. Esses resultados estão condizentes com os achados na literatura (Edmonds, 2006; Reis e Camargo 2007; Hoffmann, 2010).

## 6 CONCLUSÃO

Os resultados desta pesquisa apontam 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, o que pode sinalizar que essas mulheres são mães e que vivem em domicílios de baixa renda.

De acordo com os resultados encontrados, não há evidências de que a presença de rendimentos de aposentadorias nos domicílios possa causar um aumento nas probabilidades de os jovens se tornarem um nem-nem. Pelo contrário, em domicílios com somente aposentados, essa probabilidade se reduz. O mesmo não se pode dizer para domicílios com somente pensionistas. Para estes, observa um aumento nessa probabilidade, principalmente, naqueles chefiados por mulheres.

Quando se avalia todas as possíveis combinações entre estudo e trabalho, verifica-se ainda que a presença de rendimentos com aposentadoria e/ou pensões aumenta bastante a probabilidade de o jovem encontrar-se somente estudando em face de outras alternativas. Essa situação seja talvez causada pelo efeito renda adicional que torna possível que os domicílios com esses rendimentos invistam na formação dos seus jovens.

## REFERÊNCIAS

BECKER, G. S. A Theory of Marriage. *In*: THEODORE W. SCHULTZ (Ed.). **Economics of the family**: marriage, children, and human capital. Chicago: University of Chicago Press, 1974. p. 299-351.

\_\_\_\_\_. **The economic approach to human behavior**. Chicago: The University of Chicago Press, 1976.

BELTRÃO, K. I.; ALVES, J. E. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. **Cadernos de Pesquisa**, v. 39, n. 136, p. 125-156, 2009.

BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S; MILLER, 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.

CHIAPPORI, P. A. Collective e labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 3, p. 437-467, 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. **International Monetary Fund**, 2008.

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

HOFFMANN, R. Como aposentadorias e pensões afetam a educação e o 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. **Understanding Children's Work Programme Working Paper Series**, 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**, n. 7, 2013.

MONTEIRO, J. **Quem são os jovens nem-nem?** Uma análise sobre os jovens que não estudam e não participam do mercado de trabalho. Rio de Janeiro: IRBE, 2013. (Texto para Discussão, n. 34).

PINHEIRO, L. S.; FONTOURA, S. O. Perfil das despesas e dos rendimentos das famílias brasileiras sob a perspectiva de gênero. *In*: SILVEIRA, F. G. *et al.* (Ed.). **Gastos e consumos das famílias brasileiras contemporâneas**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2007.

REIS, M. C.; CAMARGO, J. M. C. Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 2, p. 221-246, 2007.

SAMUELSON, P. A. Social indifference curves. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 1-22, 1956.

SIMÕES, A. **Os Jovens que não estudam nem trabalham no Brasil e o bolsa família**: estudo técnico. Brasília, 2013.

SOUZA, A. P. F. Políticas de distribuição de renda no Brasil e o bolsa família. *In*: BACHA, E. L.; SCHWARTZMAN, S. (Orgs.). **Brasil**: a nova agenda social. Rio de Janeiro: LTC, p. 166-186, 2011.

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

## APÊNDICE A

### QUADRO A.1

#### Descrição das variáveis

Variáveis	Descrições	Valores assumidos
Jovens	Entre 15 e 21 anos	-
Aposentados	Era aposentado de instituto de previdência federal (INSS), estadual ou municipal ou do governo federal na semana de referência	V9122=2 na Pnad de 2012
Pensionistas	Era pensionista de instituto de previdência federal (INSS), estadual ou municipal ou do governo federal na semana de referência	V9123=1 na Pnad de 2012
Idade	Idade dos jovens entre 15 e 21 anos.	-
Idade ao quadrado	O dobro da idade do jovem	O dobro da idade do jovem
Sexo	Homem/mulher	<i>Dummy</i> igual a 1 (um) para mulher,
Cor/raças	Indígena, branco, preto, pardo e amarelo	<i>Dummies</i> para cada cor/raça e considerou a cor branca como categoria de base
Escolaridade	Quatro níveis de escolaridade: nula; 1 a 8 anos; 9 a 10 anos e acima de 11 anos	<i>Dummies</i> para cada nível e adotou como base a escolaridade nula
Regiões do país	Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste	<i>Dummies</i> para cada região do país (considerou o Sudeste como base)
Escolaridade média dos adultos	Escolaridade média das pessoas entre 22 e 64 anos residentes no domicílio	-
Residente em área urbana	Domicílios em áreas urbanas	<i>Dummy</i> igual a um (1,0) e zero no caso contrário,
Rendimento domiciliar <i>per capita</i> "líquido" (rdcp)	Excluíram do rendimento domiciliar os rendimentos de aposentadorias e pensões e o eventual rendimento de trabalho do jovem	-
Renda 1 percentil	Rendimento domiciliar <i>per capita</i> "líquido" (rdcp) inferior ou igual R\$ 196	Categoria de referência
Renda 2 percentil	Rendimento domiciliar <i>per capita</i> "líquido" (rdcp) maior do que R\$ 196 e menor igual a R\$ 399,2	Assumiu o valor um (1,0) para esta faixa e zero no caso contrário
Renda 3 percentil	Rendimento domiciliar <i>per capita</i> "líquido" (rdcp) maior do que R\$ 399,2 e menor igual a R\$ 766,00	Assumiu o valor um (1,0) para esta faixa e zero no caso contrário
Renda 4 percentil	Rendimento domiciliar <i>per capita</i> "líquido" (rdcp) maior do que R\$ 766,00 e menor igual a R\$ 2.379,6	Assumiu o valor um (1,0) para esta faixa e zero no caso contrário
Renda 5 percentil	Rendimento domiciliar <i>per capita</i> "líquido" (rdcp) acima de R\$ 2.379,6	Assumiu o valor um (1,0) para esta faixa e zero no caso contrário
Renda per capita da aposentadoria e pensão	Rendimento domiciliar oriundo de aposentadorias e pensões divididas pelo número de moradores	-
Domicílios com crianças	Três faixas de idades para crianças: até 5 anos; entre 6 e 10 anos; e entre 11 e 14 anos	<i>Dummies</i> para cada faixa de idade e os domicílios sem crianças nestas faixas foram tomados como referência
Domicílio com aposentados	Domicílio com pelo menos um aposentado	<i>Dummy</i> igual a um (1,0) e zero no caso contrário,
Domicílios com pensionista	Domicílio com pelo menos um pensionista	<i>Dummy</i> igual a um (1,0) e zero no caso contrário
Domicílios com aposentados e pensionistas	Domicílios com aposentados e pensionistas	<i>Dummy</i> igual a um (1,0) e zero no caso contrário
Domicílio com pensionista mulher como chefe do domicílio	Domicílio com mulher pensionista e chefe do domicílio	<i>Dummy</i> igual a um (1,0) e zero no caso contrário

Elaboração dos autores.