

# DECISÃO DOS JOVENS BRASILEIROS: TRABALHAR E/OU ESTUDAR OU NEM-NEM

Maitê Rimekká Shirasu<sup>1</sup>

Ronaldo de Albuquerque e Arraes<sup>2</sup>

Este estudo objetiva analisar os fatores que influenciam as decisões dos jovens urbanos entre estudar e/ou trabalhar ou nem estudar nem trabalhar (nem-nem). A abordagem metodológica diferencia-se na literatura brasileira por considerar a interdependência nas decisões dos jovens, provendo mais adequação e robustez aos resultados. Testa-se ainda a diferenciação na escolha entre essas atividades por gênero, com base na decomposição de Oaxaca. Os resultados revelam elevada heterogeneidade da população nem-nem por gênero e idade, o que dificulta se estabelecer generalizações. Destaca-se, todavia, que morar com companheiro(a) ou com um jovem nem-nem e familiares com baixo status socioeconômico são fatores relevantes para explicar padrões de vulnerabilidade dos jovens. Para as jovens, morar com companheiro e a maternidade são fatores incisivos para identificar sua condição nem-nem, especialmente na faixa etária entre 15 anos e 19 anos.

**Palavras-chave:** jovens nem-nem; diferenciação por gênero; faixas etárias; decomposição de Oaxaca.

## DECISION OF BRAZILIAN YOUTHS: WORKING AND/OR STUDYING OR NEET

This paper deals with identifying the most relevant factors that affect Brazilian youngsters' decision on study/work or neither one, the latter named neet (not employed or in education or training). The methodological differs from others applied in the Brazilian literature for taking into account the interdependence in the youngsters' decision, thus providing more adequacy and robustness in the results. Additionally, an empirical investigation is conducted to test differentiation in the choice between these activities by gender based on the Oaxaca decomposition. The evidence reveals severe heterogeneity in the neet youth population by gender and age, which hinders generalizations. It could be highlighted, however, the importance of household socioeconomic status to dictate youth vulnerability standards, as well as the relevance of motherhood to identify potential female youths to be in the neet condition, especially those in the 15-19 age range.

**Keywords:** neet youth; gender differentiation; age groups; Oaxaca decomposition.

JEL: J16; J22; O15.

## 1 INTRODUÇÃO

O percentual de jovens que não estudam nem estão no mercado de trabalho, os denominados "nem-nem", é demasiadamente elevado, com o agravante de mostrar tendência ascendente. Segundo o relatório de 2016 do Banco Mundial, em 2015 existiam 260 milhões de jovens nem-nem de 15 a 24 anos no mundo, sendo 20,8 milhões só na América Latina e no Caribe. A proporção de jovens

---

1. Economista do quadro da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* <maiteshirasu@gmail.com>.

2. Professor de estatística, econometria e economia matemática da UFC. *E-mail:* <ronald@ufc.br>; <ronaldo@caen.ufc.br>.

nessa condição na América Latina era de 19%, próxima à média global de 22%, cabendo às mulheres uma participação de dois terços. Além disso, essa região apresenta a maior concentração de jovens nem-nem do mundo entre as famílias mais pobres. Essa alta incidência, além dos danos no mercado de trabalho, tende a elevar as disparidades entre gerações, obstruindo a mobilidade social e a redução da pobreza da região.

Em vista desse cenário, o tema tem sido prioritário na agenda de pesquisadores em nível universal, devido aos danos econômicos e sociais decorrentes do fenômeno nem-nem. É preciso levar em conta a perda de produtividade e suas implicações no crescimento econômico, bem como os impactos negativos que atingem a sociedade no presente e no futuro. Essa condição eleva as chances de esses jovens estarem em situação de vulnerabilidade social – envolvimento em práticas ilícitas, como drogas e crimes, gravidez precoce etc. –, agravando a desigualdade de oportunidades, dificultando o acesso ao mercado de trabalho e contribuindo para a manutenção do ciclo de pobreza e da desigualdade socioeconômica do país.

Embora tenha sido enfatizado na literatura e na mídia a partir de 2013 por causa do considerável aumento do percentual de nem-nem concentrado num período muito curto de tempo, esse fenômeno não é novo. Segundo Cardoso (2013), o problema tem caráter estrutural, ocorre há muito tempo e não se restringe a uma geração específica, mas, sim, a sucessivas gerações, funcionando como um mecanismo gerador de desigualdade de longo prazo, que afeta países de diferentes graus de desenvolvimento. Para o autor, esse problema estrutural contribui para explicar a resistência à queda dos indicadores de desigualdade econômica e social.

No Brasil, nos últimos quinze anos, tem crescido a importância das políticas sociais como forma de deter a expansão dessas distorções e desigualdades, especialmente aquelas na área educacional tendo os jovens como público-alvo. Algumas delas, como o Programa Bolsa Família (PBF), têm contribuído para a permanência de jovens na escola, conforme demonstram Glewwe e Kassouf (2012) e Shirasu e Arraes (2015). Outras, como o Programa Universidade para Todos (ProUni) e o Fundo de Financiamento Estudantil (FIES), têm facilitado o acesso ao ensino superior, enquanto o Programa Nacional de Inclusão de Jovens (ProJovem) e o Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (Pronatec) têm auxiliado na inserção dos jovens de baixa renda no mercado de trabalho por meio da formação profissional. Visando ainda à inclusão no mercado de trabalho, o Programa Jovem Aprendiz, em parceria com o setor privado, tem contribuído para o desenvolvimento do potencial dos jovens, possibilitando uma aprendizagem remunerada e com baixa carga horária. Apesar de todas essas políticas inclusivas, uma quantidade substancial de jovens brasileiros está fora do sistema educacional e do mercado de trabalho.

No Brasil, assim como em qualquer país, há obstáculos para que esses jovens sejam absorvidos pelo mercado de trabalho e integrados ao sistema educacional. Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 7,2 milhões de jovens de 15 a 24 anos estavam fora da escola e do mercado de trabalho, perfazendo 21,8% do total de jovens nessa faixa etária. Entre os jovens nem-nem, 36,1% não procuravam emprego, e a maioria deles, 79,5%, vivia em áreas urbanas.

Equiparando-se ao percentual global de 22%, a elevada proporção de jovens nem-nem pode impactar ainda mais o desempenho econômico brasileiro, haja vista que, no país, no período entre 2010 e 2020, deveria ocorrer a chamada janela de oportunidades demográficas, quando a maior parte da sua população em idade ativa (15 a 64 anos) poderia contribuir para impulsionar o crescimento econômico. O problema dos nem-nem talvez limite a capacidade de o país aumentar sua produtividade na fase de transição demográfica, caso a fração desse contingente de jovens se mantenha ascendente.

Para abordar a questão dos nem-nem, é preciso compreender a amplitude do problema, o perfil dos jovens desse grupo, como tem evoluído esse percentual ao longo dos anos e a escolha entre as atividades alternativas. Nesse intuito, a literatura especializada tem avançado em anos recentes, identificando a baixa escolaridade do jovem e os seus escassos recursos financeiros como principais causas da condição nem-nem (Reis e Camargo, 2007; Monteiro, 2013; Ciríaco e Monte, 2015; Silva, 2016). Persiste, todavia, o uso de uma metodologia que não incorpora a relação de dependência entre as decisões de trabalhar e estudar. Ademais, vários trabalhos, além de incluir grandes intervalos de idade dentro de um mesmo grupo, não consideram a heterogeneidade de gênero e de local de residência, resultando na falta de consenso na área.

Tendo em vista essas lacunas, o objetivo deste estudo é identificar os determinantes na escolha dos jovens urbanos (de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos) entre estudar e trabalhar, exercer ambas as atividades ou nenhuma delas, e medir o grau de influência desses determinantes sobre cada uma das possibilidades em análise. Desse modo, busca-se compreender as causas sociais e econômicas do afastamento do jovem da escola e do mercado de trabalho, observando a heterogeneidade entre diferentes grupos de jovens e, assim, auxiliar na formulação de políticas públicas que apoiem cada um desses grupos.

Para tanto, serão utilizados dados da PNAD 2015 aplicados a um modelo apropriado de escolha discreta que considera a relação de dependência entre as decisões de trabalhar e de estudar. Além disso, será considerada uma modificação da decomposição de Oaxaca para que seja testada a diferenciação por gênero sobre as quatro possíveis alternativas de escolha entre as atividades dos jovens: estudar e/ou trabalhar ou nem-nem.

O trabalho está estruturado em mais quatro seções adicionais. A seção 2 sumariza os estudos relacionados ao tema. Descrições dos dados utilizados na análise empírica, seguidas pela abordagem metodológica, que modela a decisão da escolha do jovem em estudar e/ou trabalhar ou permanecer na inatividade, são apresentadas na seção 3. As duas seções restantes são dedicadas à discussão dos resultados e às conclusões.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Os determinantes da escolha entre trabalho e estudo por parte dos jovens já foram objeto de várias pesquisas com foco e abordagens diferenciadas, conforme algumas selecionadas e sumarizadas a seguir, iniciando-se por trabalhos de âmbito internacional e observando uma ordem temporal.

Com base em dados do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) para os jovens de 12 a 17 anos, Corseuil, Santos e Foguel (2001) compararam os fatores que determinam a escolha de trabalhar e/ou estudar, ou de não exercer nenhuma dessas atividades, para os países da América Latina, dando ênfase ao caso brasileiro. Eles investigaram a influência dos preços relativos, das preferências, da disponibilidade de recursos e das normas institucionais sobre a probabilidade de resposta usando um modelo *logit* multinomial, levando em consideração a existência de heterogeneidade por gênero e padrões distintos na forma como o tempo é alocado e a idade. Concluíram que não há uniformização quanto à escolha das atividades exercidas pelos jovens, que se diferencia por gênero, tendo as mulheres mais chances de se tornar inativas. No domicílio, pais com maior nível de escolaridade aumentam as chances de o filho se dedicar apenas aos estudos. Os autores também apontaram que fatores institucionais e culturais dos países são importantes na escolha dos jovens entre trabalho e estudo.

Considerando a existência de grandes diferenças de gênero na educação das crianças indianas, Pal (2004) investigou as causas dessas diferenças por meio de um modelo *probit* bivariado para meninos e meninas entre 5 e 15 anos, separadamente. Para tanto, foram examinados os custos de oportunidade implícitos e explícitos das crianças nem-nem relacionados à sua participação no mercado de trabalho. Entre os fatores importantes para explicar esse diferencial está a influência da educação dos pais. Enquanto a educação da mãe aumenta a probabilidade de a filha estudar e não tem efeito sobre o filho, a educação do pai tem efeito exatamente oposto.

Cardoso (2013) fez uma análise da condição nem-nem nos países europeus, destacando um paralelo com o Brasil e os possíveis reflexos da crise econômica de 2008 na evolução dessa condição. Delimitando dados dos censos demográficos de 2000 e 2010 para jovens de 18 a 25 anos, o autor estimou um modelo logístico multinível que permitiu concluir que a condição nem-nem é resistente à queda e fruto da conjunção de dois fatores determinantes: os contextos de inserção social

dos jovens e de suas trajetórias. Enquanto na Europa essa condição é um problema geracional e de classe média, no Brasil os mais afetados são os jovens das famílias mais pobres, intensificando-se em relação aos mais vulneráveis, que vivem em regiões e municípios menos desenvolvidos.

De Hoyos, Popova e Rogers (2016) fizeram um diagnóstico descritivo dos nem-nem na América Latina e no Caribe identificando quem são, onde estão e como tem se dado sua evolução ao longo dos últimos vinte anos. Essa análise revelou fatos interessantes, como a mudança na composição de gênero desse grupo, com um crescimento expressivo da participação dos homens. É um resultado preocupante, pois os homens estão mais associados às estatísticas de violência e crime. Isso, por sua vez, conduz ao crescimento dos nem-nem entre os mais pobres. Quanto ao *status* educacional, os autores destacaram o aumento dos nem-nem em dois grupos etários: de 15 a 18 anos, entre os que não concluíram o ensino médio, sugerindo que essa condição está associada à evasão escolar; e entre os de 19 a 24 anos que concluíram o ensino médio, apontando que a qualidade da educação recebida nas escolas tem sido insuficiente para o sucesso de inserção no mercado de trabalho.

Entre os trabalhos da literatura brasileira, destaca-se, inicialmente, o de Silva e Kassouf (2002), que estimaram um modelo *logit* multinomial para decisão ocupacional dos jovens de 15 a 24 anos usando dados da PNAD de 1998. Distribuíram a amostra em seis categorias: *i*) só estuda; *ii*) só trabalha; *iii*) estuda e trabalha; *iv*) estuda e se ocupa dos afazeres domésticos; *v*) somente cuida dos afazeres domésticos; e *vi*) não trabalha nem estuda. Além disso, os autores fizeram distinções por gênero e zona de residência. Dos resultados, sobressai o efeito da renda familiar líquida sobre a chance de ocorrência de nem-nem no domicílio, que varia com o gênero: positivo para mulheres e negativo para homens.

Tomás (2007) estudou os fatores que afetam a decisão de ingressar ou não no mercado de trabalho dos jovens de 15 a 24 anos das regiões metropolitanas (RMs) brasileiras usando dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) de 1982-1983, 1991-1992 e 2000-2001 aplicados a um modelo *logit* multinomial. Os resultados indicam que há um adiamento do ingresso dos jovens no mercado de trabalho, ou seja, um prolongamento na condição de inatividade laboral, que não parece ser justificado apenas por dedicação integral ao estudo, mas também pelas dificuldades de ingresso no mercado de trabalho e pelas mudanças culturais na transição para a vida adulta. Foi verificado ainda que, diferentemente dos países desenvolvidos, o início da vida laboral no Brasil ocorre antes da conclusão da educação formal, existindo, pois, a acumulação de trabalho e estudo. Já com respeito aos fatores que influenciam a transição para o mercado de trabalho, concluiu-se que as características individuais, os recursos familiares e as variáveis demográficas são importantes na decisão de participar do mercado de trabalho.

Dada a importância dos rendimentos de aposentadorias e pensões na renda de muitos domicílios brasileiros, Reis e Camargo (2007) usaram dados da PNAD de 2003 e os modelos *logit* e *logit* multinomial para mensurar os efeitos desses rendimentos sobre as decisões dos jovens urbanos, de 15 a 21 anos, quanto à educação e à oferta de trabalho. Assim, evidenciaram que aposentadorias e pensões, ao aumentarem a renda domiciliar *per capita*, estão relacionadas a uma maior proporção de jovens estudando e a uma menor participação no mercado de trabalho. Dependendo do tamanho desses benefícios, no entanto, isso também pode levar a um aumento na probabilidade de os jovens serem nem-nem. Os resultados, então, sugerem que a existência de restrição de liquidez no domicílio explica parcialmente por que muitos jovens estão fora da escola.

Agregando os dados das PNADs de 2003 e 2006, Hoffmann (2010) investigou como o rendimento familiar oriundo de aposentadorias e pensões afeta a probabilidade de jovens na condição de nem-nem. Esse autor seguiu a mesma metodologia e o grupo etário do estudo de Reis e Camargo (2007), e confirmou suas principais conclusões, exceto pelos indícios de que aposentadorias e pensões levam a um aumento na probabilidade de que os jovens não estejam estudando nem participando do mercado de trabalho. Ressalta-se, contudo, que os resultados de Reis e Camargo devem ser vistos em termos relativos. Embora a probabilidade de ser nem-nem seja menos sensível a essa fonte de renda, ainda é menor na presença de aposentados e/ou pensionistas no domicílio, sugerindo que parte dessa renda é usada inclusive para o investimento na formação dos jovens, auxiliando-os a permanecer na escola. Não é excluída, todavia, a possibilidade de que, em algumas circunstâncias específicas, aposentadorias e pensões promovam uma ociosidade socialmente indesejável.

Camarano e Kanso (2012) buscaram traçar o perfil dos jovens nem-nem entre 15 e 29 anos com base nas vulnerabilidades e potencialidades advindas do contexto familiar e social nos quais estão inseridos. A análise foi feita considerando os dados das PNADs 2001-2011 e dos censos demográficos 2000 e 2010, e apontou características dos jovens nem-nem já mencionadas na literatura sobre o tema, tais como baixa renda e escolaridade do jovem e dos seus pais. O estudo apontou a existência de um forte componente de gênero nesse fenômeno e uma redução do número de mulheres na condição de nem-nem em oposição ao crescimento desse número entre os homens.

No intuito de investigar se a condição nem-nem é permanente entre os jovens de 17 a 22 anos, Menezes Filho, Cabanas e Komatsu (2013) utilizaram dados da PME para seis RMs brasileiras<sup>3</sup> e um método de decomposição da taxa de inatividade em dois fatores: na taxa de entrada na condição nem-nem e sua duração média. Corroborando Tomás (2007), os resultados sugerem um prolongamento na condição de inatividade entre os jovens, mas devido a fatores distintos: enquanto esse autor atribui tal fato ao adiamento da idade de entrada no mercado de trabalho, Menezes Filho, Cabanas

---

3. As RMs de São Paulo, do Rio de Janeiro, de Belo Horizonte, de Salvador, de Pernambuco e de Porto Alegre.

e Komatsu (2013) apontam o aumento da duração do jovem na inatividade como fator preponderante. Essa condição é, contudo, transitória, e há indícios de grande rotatividade desse tipo de inatividade no mercado de trabalho. Esses autores também constataram, como em Tomás (2007), que tais resultados são mais preocupantes entre grupos específicos: os jovens com menor nível de escolaridade e as mulheres. Apesar de transitória, essa condição afeta negativamente a vida laboral dos jovens. Mesmo aqueles que conseguem concluir os estudos permanecem mais tempo desempregados.

O estudo de Monteiro (2013) buscou analisar a evolução de jovens nem-nem de 19 a 24 anos no período de 2001 a 2011. Para tanto, usou o modelo de probabilidade linear em diferentes amostras das PNADs, identificando que a condição de nem-nem é maior entre os jovens de baixa escolaridade e baixa renda; e entre as mulheres, especialmente com filho, conforme o curso da literatura. Adicionalmente, a presença da mãe no domicílio teve um efeito diferente entre homens e mulheres: para o primeiro grupo, está associada à condição de nem-nem; para o segundo, a uma maior participação no mercado de trabalho e um maior nível de escolaridade. Houve ainda um crescimento da inatividade entre os jovens após o ensino médio, mas, para esse autor, não inspiram preocupação, pois quase a metade é de mulheres com filhos. A preocupação surgiria se tal condição não fosse oriunda de escolhas pessoais e se o jovem passasse muito tempo como nem-nem, com risco de ser inativo permanentemente.

Gilman (2014), por sua vez, faz a análise dos determinantes da escolha ocupacional dos jovens de 15 a 29 anos, por meio da comparação entre a definição usual de trabalho e uma mais abrangente, que inclui as tarefas domésticas. A inclusão da definição mais abrangente só teve efeitos sobre as mulheres, uma vez que são mais propícias a ser responsáveis por essas tarefas. Segundo a autora, políticas *anti-nem-nem* devem buscar instrumentos que facilitem conciliação entre os estudos, o mercado de trabalho e os afazeres domésticos, tornando possível uma maior igualdade de oportunidades entre os sexos.

Usando dados das PNADs de 2002 a 2012 aplicados a um modelo *logit*, Ciríaco e Monte (2015) identificaram alguns fatores condicionantes do *status* de nem-nem dos jovens brasileiros de 18 a 25 anos, notadamente a influência dos efeitos da interação dos indivíduos pertencentes ao mesmo núcleo familiar na decisão do jovem de permanecer fora do mercado de trabalho e do sistema educacional. Concluíram que ter outro nem-nem na mesma faixa etária e um aposentado na família aumentam as chances de o jovem estar nessa condição, agravando a situação para famílias com menor poder aquisitivo.

Com base em dados da PNAD 2011 ajustados a um modelo *logit* multinomial, Tillmann e Comim (2016) investigaram os determinantes da decisão dos jovens entre trabalhar e estudar, diferenciando a ocupação remunerada de outras referentes a atividades domésticas. Assim, encontraram que, para a ocupação remunerada, a educação dos pais e a renda são os fatores mais importantes sobre a decisão de acumulação do capital humano dos jovens. Já para a ocupação sem remuneração,

ser mulher, ter baixa escolaridade, ser casada, ter filhos e viver no meio rural são os principais fatores de risco da condição de nem-nem.

Avançando na discussão sobre os jovens nem-nem, Vasconcelos *et al.* (2017) investigaram se o PBF exerce influências na decisão dos jovens de estar ou não nessa condição por meio de um modelo teórico de alocação do tempo e uma aplicação do método Propensity Score Matching (PSM). As evidências obtidas pelos autores apontam que o PBF estimula o engajamento dos jovens tanto na educação como no mercado de trabalho, reduzindo assim a probabilidade de que sejam nem-nem.

Cabe realçar, todavia, que este trabalho contribui com a literatura correlata na medida em que utiliza uma metodologia diferenciada, mais apropriada, que incorpora a natureza de dependência existente na decisão entre trabalhar e estudar, permitindo prover resultados adicionais, além de incorporar um conjunto mais amplo de covariáveis para explicar a referida escolha dos jovens. Ressalta-se ainda que este estudo, ao contrário dos anteriores, analisa os determinantes da decisão ocupacional dos jovens por faixa etária ao entender que há divergências significativas em cada etapa da juventude, e que a verificação de todos os jovens conjuntamente pode mascarar a existência de fatores de risco diversos para cada grupo.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Base de dados

Tendo em vista que o empirismo desta pesquisa está alicerçado na PNAD 2015, cabem, inicialmente, alguns comentários acerca de seu processo de extração de dados, cruciais na geração de inferências deles decorrentes. Seu método amostral adota um procedimento estatístico complexo, composto por estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios, e ajustes de pesos para calibração. Assim, pode-se dizer que a geração de informações nesta *survey* não é derivada de um processo de amostragem aleatória simples, o que inviabilizaria a utilização de vários modelos que pressupõem serem os dados gerados de forma aleatória, com observações independentes e identicamente distribuídas. Para Silva *et al.* (2002), o tratamento incorreto desse plano amostral pode gerar viés nas estimativas pontuais nos momentos da variável; e qualquer medida daí decorrente, causar sérios danos em qualquer inferência que se realize.

Como as estimativas pontuais são influenciadas pelos pesos amostrais, considerá-los no cálculo conduz a resultados com menor magnitude de viés. Estimções de medidas de dispersão, como a variância, entretanto, são influenciadas também pela estratificação e conglomeração, implicando que considerar apenas os pesos amostrais no cálculo gera estimativas viesadas. Silva, Pessoa e Lila (2002) argumentam que, ao ignorar esses aspectos, as análises tradicionais podem comprometer a qualidade da inferência estatística pretendida e, conseqüentemente,



a interpretação dos resultados. Portanto, é crucial que se trate o desenho amostral de forma adequada para se obter estimativas robustas e confiáveis.

Há vários métodos que podem ser aplicados aos dados da PNAD para incorporar a complexidade do seu plano amostral. Optou-se pela utilização do método de Máxima Pseudoverossimilhança devido a Blinder (1983), que considera o plano amostral e os pesos no processo de inferência a fim de proporcionar estimativas consistentes.

### 3.2 Descrição das variáveis

Foram consideradas jovens as pessoas com idade de 15 a 24 anos, como definido pela Organização das Nações Unidas (ONU). A escolha dessa faixa etária é feita de modo parcimonioso, visto que, quanto maior for o intervalo de idade, maiores serão as diferenças nas características dos jovens. Como ressalta Cardoso (2013), ao analisar uma faixa etária com intervalo maior, os extremos apresentam momentos muito diferentes na vida de uma pessoa, da fase escolar à fase da maturidade, em que o indivíduo já tenha dado início à vida produtiva e até constituído família.

A amostra expandida dos microdados da PNAD 2015 aqui utilizada totalizou 204.860.101 indivíduos, entre os quais 28.040.430 têm de 15 a 24 anos e residem na área urbana brasileira. Conforme a tabela 1, a maioria se dedica apenas ao trabalho (38,34%), enquanto a minoria se encontra na condição nem-nem (12,92%), totalizando 3,6 milhões de jovens. Sobre a distribuição das atividades por gênero, destaca-se que, na condição nem-nem, a participação das mulheres é quase o dobro da dos homens.

TABELA 1  
Distribuição dos jovens por gênero e atividade

Atividade	População (amostra expandida)						B/A
	Total		Homens		Mulheres		
	Número de jovens <sup>1</sup>	%	Número de jovens <sup>1</sup> (A)	%	Número de jovens <sup>1</sup> (B)	%	
Só estuda	8.387	29,92	3.944	47,02	4.443	52,98	1,13
Só trabalha	10.752	38,34	6.252	58,15	4.500	41,85	0,72
Trabalha e estuda	5.278	18,82	2.717	51,48	2.561	48,52	0,94
Nem-nem	3.623	12,92	1.225	33,81	2.398	66,19	1,96
<b>Total</b>	<b>28.040</b>	<b>100,00</b>	<b>14.138</b>		<b>13.902</b>		

Fonte: PNAD, 2015.

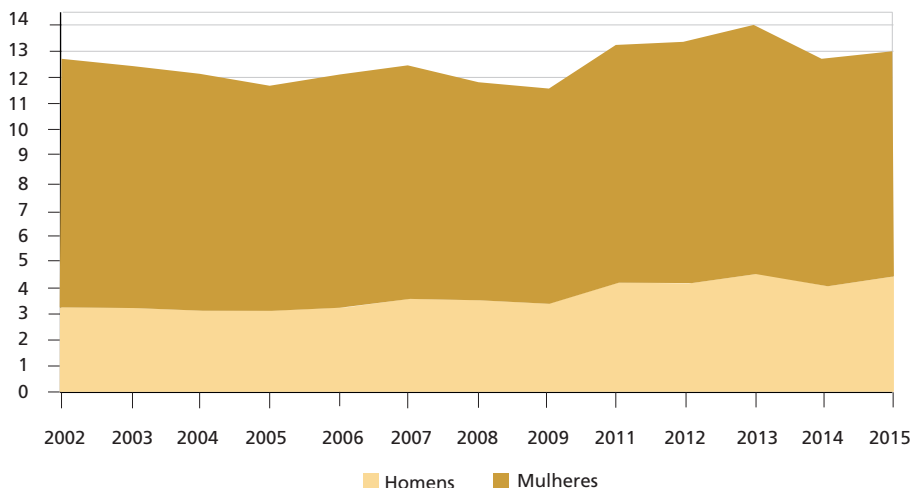
Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Refere-se a 1 mil indivíduos.

A evolução temporal da participação dos nem-nem (gráfico 1) demonstra a persistência desse problema. Nota-se que, mesmo em anos de expansão econômica

e/ou redução da desigualdade social no país, o percentual de nem-nem não variou de forma significativa. Ao longo dos treze anos analisados, a parcela de jovens nessa condição atingiu seu maior percentual: 14%, em 2013. Observa-se também que há uma tendência temporal similar por gênero, mantendo estável o diferencial entre homens e mulheres nem-nem ao longo do período.

GRÁFICO 1  
Evolução da proporção de jovens nem-nem por gênero (2002-2015)  
(Em %)



Fonte: PNAD, 2002-2015.  
Elaboração dos autores.

A escolha das variáveis explicativas foi feita com base na literatura, tal como discutido na seção anterior. São usados três conjuntos de variáveis relacionadas com: *i*) os jovens; *ii*) as famílias dos jovens; e *iii*) o local onde vivem.

A tabela 2 dispõe a média amostral de cada variável de controle, exceto as geográficas, nas quatro atividades exercidas pelos jovens. Verifica-se que o grupo dos nem-nem compõe a parcela mais pobre da população, cuja renda média domiciliar *per capita* é inferior ao salário mínimo (SM)<sup>4</sup> e tem, em média, menor escolaridade. Comparado com os demais, agrava-se nesse grupo o fato de deter a menor proporção dos que coabitam com a mãe, a maior proporção dos que são responsáveis pelos afazeres domésticos, que já são mães, que tem companheiro(a) e dos que convivem com outro nem-nem e crianças no domicílio.

4. Em 2015, o SM era de R\$ 788,00.

**TABELA 2**  
**Estatísticas descritivas das atividades por variável de controle**

Variáveis de controle	Atividades			
	Só estuda	Só trabalha	Estuda e trabalha	Nem-nem
Características dos jovens				
Idade	17,1	21,0	19,1	19,9
Branca (%)	46,4	41,1	47,3	38,1
Anos de estudo	8,7	9,6	10	8,3
Migrante (%)	20,7	29,5	25,3	27,1
Tem filho (%)	4,6	31,3	7,4	48,3
Companheiro(a) (%)	3,1	29,4	7,9	35,6
Afazer domésticos (%)	64,7	62,6	64,5	72,7
Características da família				
Mora com a mãe (%)	84,3	60,1	78,6	59,0
Idade do chefe de família	47,0	42,7	46,1	43,5
Chefe de família homem (%)	57,9	56,3	54,4	55,8
Escolaridade do chefe de família	8,6	7,4	8,5	7,1
Razão de crianças	0,13	0,14	0,12	0,19
Razão de aposentados e pensionistas	0,07	0,06	0,07	0,06
Outro nem-nem (%)	7,2	11,2	5,1	14,8
Renda domiciliar <i>per capita</i> (R\$)	986,43	854,02	1.034,37	617,32
Características geográficas (%)				
Nordeste	32,5	35,3	16,1	16,1
Norte	34,9	31,7	16,5	16,9
Sul	25,9	41,3	22,4	10,4
Sudeste	28,8	40,6	19,2	11,3
Centro-Oeste	29,1	21,3	37,8	11,8

Fonte: PNAD, 2015.  
 Elaboração dos autores.

Sobre a cor, os não brancos constituem a maior parte de todos os grupos em análise, liderada pelo dos jovens ociosos. Já a proporção de idosos ou pensionistas no domicílio é ínfima, independentemente da atividade que o jovem exerce, pois, em média, há aproximadamente um idoso ou pensionista para cada dezessete moradores. A maioria das famílias dos nem-nem é chefiada por homens com baixa faixa etária e detentores do mais baixo nível de escolaridade da amostra.

Na distribuição regional, percebe-se que as proporções de jovens nem-nem nas regiões menos desenvolvidas (Norte e Nordeste) superam às das demais, ocorrendo o inverso para aqueles que se dedicam apenas ao trabalho. Quanto ao *status* de migrante, constata-se que essa condição provê uma chance de menos da metade de um jovem nativo encontrar-se em total inatividade.

**QUADRO 1**  
**Descrição das variáveis**

Variáveis	Descrição
Variáveis dependentes	
Estuda	1, se frequenta a escola; 0, caso contrário.
Trabalha	1, se participa da população economicamente ativa (PEA); 0, caso contrário.
Características do jovem	
Idade	Aferida em anos no intervalo (15-24).
Branca	1, para cor da pele branca ou amarela; 0, caso contrário.
Migrante	1, se não vive no município em que nasceu; 0, caso contrário.
Filho	1, se possui pelo menos um filho; 0, caso contrário.
Companheiro(a)	1, se vive em companhia de cônjuge ou companheiro(a); 0, caso contrário.
Afazer domésticos	1, se cuidava dos afazeres domésticos na semana de referência; 0, caso contrário.
Características da família	
Mora com a mãe	1, se coabita com a mãe; 0, caso contrário.
Idade do(a) chefe de família	Idade em anos do(a) chefe de família.
Chefe de família homem	1, se o chefe da família for homem; 0, caso contrário.
Chefe_ens_fund	1, se o(a) chefe da família tem ensino fundamental completo; 0, caso contrário.
Chefe com ensino_médio	1, se o(a) chefe da família tem ensino médio completo; 0, caso contrário.
Chefe ensino_superior	1, se o(a) chefe da família tem ensino superior; 0, caso contrário.
Razão de crianças	Proporção de crianças até 14 anos no domicílio.
Razão de aposentados e pensionistas	Proporção de aposentados e pensionistas no domicílio.
Outro nem-nem	1, se convive com um ou mais jovens nem-nem na mesma faixa etária; 0, caso contrário.
Características geográficas	
Centro-Oeste	1, se vive na região Centro-Oeste; 0, caso contrário.
Nordeste	1, se vive na região Nordeste; 0, caso contrário.
Sul	1, se vive na região Sul; 0, caso contrário.
Sudeste	1, se vive na região Sudeste; 0, caso contrário.

Elaboração dos autores.

Obs.: Para o Ipea, famílias com renda *per capita* até um quarto do SM vivem na pobreza extrema, e aquelas com até meio SM na pobreza absoluta.

### 3.3 O modelo teórico

Como descrito na revisão de literatura, os estudos feitos para o Brasil que abordam a decisão dos jovens entre trabalhar e estudar estão centrados na utilização de metodologias que desconsideram a interdependência entre as escolhas dessas atividades, implicando em estimativas viesadas. Para evitar isso, optou-se pela aplicação de um modelo *probit* bivariado que, além de considerar tal hipótese, permite fazer decomposições para identificar os diferenciais nos atributos dos jovens sobre suas decisões ocupacionais.

O modelo *probit* bivariado é composto por duas equações simultâneas, definidas por variáveis dependentes binárias, e não impõe restrições quanto ao formato da

tomada de decisão – simultânea, sequencial etc. Considerando as escolhas de estudar e trabalhar, sua especificação econométrica é dada por:

$$est^* = X'\beta + \varepsilon, est = 1 \text{ se } est^* > 0, 0 \text{ caso contrário} \quad (1)$$

$$trab^* = Y'\delta + v, trab = 1 \text{ se } trab^* > 0, 0 \text{ caso contrário} \quad (2)$$

Essas variáveis são definidas por:  $est = 1$ , se o jovem estuda, e  $trab = 1$ , se o jovem trabalha,<sup>5</sup> cujos valores ocorrem se, e somente se, as variáveis contínuas latentes correspondentes,  $est^*$  e  $trab^*$ , que afetam as probabilidades sobre as decisões de estudar e trabalhar, assumirem valores positivos; caso contrário,  $est = 0$  e  $trab = 0$ . Assim,  $X$  e  $Y$  referem-se ao conjunto de variáveis de controle predeterminadas;  $\beta$  e  $\delta$  são os vetores de parâmetros correspondentes. Os termos de erro ( $\varepsilon$  e  $v$ ) são conjunta e normalmente distribuídos, com as hipóteses a seguir.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon \\ v \end{pmatrix} | \beta, \delta \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right)$$

Os erros apresentam médias e variâncias iguais a 0 e 1, respectivamente, e correlação igual a  $\rho$ . Se os erros forem não correlacionados ( $\rho = 0$ ), então as equações (1) e (2) podem ser estimadas separadamente como *probits* univariados. Caso contrário, os jovens decidem alocar o tempo entre as alternativas mutuamente exclusivas a seguir.

$$(est = 1 \text{ e } trab = 0), est^* > 0 \text{ e } trab^* \leq 0, \text{ apenas estuda} \quad (3)$$

$$(est = 1 \text{ e } trab = 1), est^* > 0 \text{ e } trab^* > 0, \text{ estuda e trabalha} \quad (4)$$

$$(est = 0 \text{ e } trab = 1), est^* \leq 0 \text{ e } trab^* > 0, \text{ apenas trabalha} \quad (5)$$

5. Foi considerado que o jovem trabalha se ele participa da PEA. Segundo o IBGE, esse grupo é composto de pessoas de 10 a 65 anos de idade, classificadas como ocupadas ou desocupadas na semana de referência da pesquisa. Por essa definição, o termo nem-nem utilizado neste artigo incorpora os jovens que não estudam, não trabalham nem estão procurando emprego.

$$(est = 0 \text{ e } trab = 0), est^* \leq 0 \text{ e } trab^* \leq 0, \text{ nem - nem} \quad (6)$$

Nesse modelo, pressupõe-se, então, que as decisões de trabalhar e estudar são endógenas e correlacionadas, implicando que os termos de erro não são independentes, ou seja, a probabilidade de uma opção depende da probabilidade de outra, sendo conjuntamente determinadas. A interdependência da decisão de trabalhar e estudar será verificada por meio do teste de Wald sobre a  $H_0: \rho = 0$ .

Com base nas estimativas dos coeficientes das equações (1) e (2), estima-se a probabilidade prevista dessas quatro combinações possíveis. A vantagem da aplicação desse modelo sobre as formulações alternativas é a possibilidade de se obter explicitamente as probabilidades conjuntas e os efeitos marginais dessas probabilidades.

### 3.4 Decomposição de Oaxaca

A fim de decompor os diferenciais de atributos dos jovens na decisão entre estudar e trabalhar será aplicada uma modificação da decomposição de Oaxaca proposta por Pal (2004) para o modelo *probit* bivariado. O objetivo é decompor a diferença entre homens e mulheres de estarem estudando e trabalhando em dois componentes, sendo um explicado pelas variáveis de controle observadas e o outro por fatores não observados. Para tanto, são considerados os resultados da estimação simultânea das equações do modelo bivariado para a probabilidade de o jovem estudar e trabalhar. Dada a natureza discreta das variáveis dependentes *est* e *trab*, é possível distinguir quatro casos (3), (4), (5) e (6) e, usando a distribuição normal bivariada, calcular as probabilidades a seguir.

$$Pr(est = 1, trab = 0) = Pr[\varepsilon_1 > -X_1\beta_1, \varepsilon_2 < -X_2] \quad (3.1)$$

$$Pr(est = 1, trab = 1) = Pr[\varepsilon_1 > -X_1\beta_1, \varepsilon_2 > -X_2] \quad (4.1)$$

$$Pr(est = 0, trab = 1) = Pr[\varepsilon_1 < -X_1\beta_1, \varepsilon_2 > -X_2] \quad (5.1)$$

$$Pr(est = 0, trab = 0) = Pr[\varepsilon_1 < -X_1\beta_1, \varepsilon_2 < -X_2] \quad (6.1)$$

Sendo assim, tem-se quatro casos relacionados à decisão de o jovem estudar e/ou trabalhar que, combinados, geram a probabilidade de estar ou não frequentando a escola.

$$Pr(est = 1) = Pr(est = 1, trab = 1) + Pr(est = 1, trab = 0) \quad (7)$$

$$Pr(est = 0) = Pr(est = 0, trab = 1) + Pr(est = 0, trab = 0) \quad (8)$$

A probabilidade esperada de estudar para homens e mulheres é, respectivamente, dada pelas equações (9) e (10).

$$S_h^* = \widehat{Pr}_h(est = 1|X_i, \theta_i^*) = \sum_{j=0}^1 Pr(est = 1, trab = j|X_h, \theta_h^*) \quad (9)$$

$$S_m^* = \widehat{Pr}_m(est = 1|X_i, \theta_i^*) = \sum_{j=0}^1 Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_m^*) \quad (10)$$

Em que  $X_i$  se refere às características do jovem  $i$ ;  $\theta_i^*$ , às estimativas dos parâmetros obtidos no modelo *probit* bivariado; e  $i = h$  se o jovem for homem e  $m$  se for mulher. Usando essas probabilidades esperadas para homens e mulheres, decompõe-se o diferencial de atributos por gênero.

$$S_h^* - S_m^* = \sum_{j=0}^1 [Pr(est = 1, trab = j|X_h, \theta_h^*) - Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_h^*)] + \sum_{j=0}^1 [Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_h^*) - Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_m^*)] \quad (11)$$

O primeiro termo mantém os parâmetros estimados constantes, mas permite que as características específicas do gênero possam variar. Corresponde à parte explicada da variação total da decisão de estudar atribuída às diferentes características observadas entre homens e mulheres, cuja denominação é hiato de dotações. O segundo, por sua vez, mantém as covariadas constantes e permite variação dos parâmetros. O termo hiato de comportamento refere-se à parte não explicada, que inclui as características não observadas, e é atribuída às diferentes decisões de estudar entre homens e mulheres. Alternativamente, é possível calcular a expressão na equação (11) usando parâmetros estimados na regressão das mulheres em vez de parâmetros estimados na regressão dos homens.

#### 4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A literatura tem mostrado diferenças significantes entre os gêneros nos fatores que influenciam a decisão ocupacional dos jovens. Em vista disso, estimou-se o modelo separadamente conforme o gênero. Adicionalmente, no intuito de capturar melhor a heterogeneidade relacionada à idade do jovem, optou-se por estimar também o modelo desagregado em duas faixas etárias: 15 a 19 anos e 20 a 24 anos.

Inicialmente, estimou-se o modelo *probit* bivariado e procedeu-se à análise dos coeficientes de correlação bivariada, os quais foram, em todas as especificações do modelo, negativos e significativamente diferentes de zero, conforme é possível observar nas tabelas A.1 e A.2 no apêndice. Isso demonstra que há interdependência entre estudo e trabalho, e que as estimativas bivariadas são mais robustas, justificando a adequação do modelo adotado.

As tabelas A.3 e A.4, também disponibilizadas no apêndice, contêm os efeitos marginais<sup>6</sup> das estimações do modelo *probit* bivariado para homens e mulheres sobre as quatro probabilidades conjuntas –  $\Pr(\text{est} = 0, \text{trab} = 0)$ , que corresponde à probabilidade de o jovem estar na condição nem-nem; e P01, P10 e P11, interpretadas similarmente. Os efeitos marginais das variáveis explicativas contínuas sobre essas probabilidades foram calculados no ponto médio, enquanto os efeitos das variáveis binárias correspondem a uma variação discreta de 0 para 1.

#### 4.1 Estimativas conjuntas da probabilidade de estudar e trabalhar

##### 4.1.1 Probabilidade de só estudar

Os resultados mostram que, em geral, os jovens que se declararam brancos e vivem com a mãe em domicílios chefiados por homens de maior idade têm mais probabilidade de se dedicar apenas aos estudos. Essas evidências reforçam a importância do *background* familiar sobre a decisão dos jovens de permanecer estudando.

Essa probabilidade também é maior quanto mais escolarizado é o jovem. Um resultado aparentemente contraditório revelado pelas estimativas mostra, entretanto, um efeito negativo da escolaridade sobre a probabilidade de só estudar para as mulheres de 15 a 24 anos e de 15 a 19 anos. Isso possivelmente decorre da elevada distorção idade-série entre os homens, fazendo com que acabem concluindo o ensino médio mais tarde que as mulheres. Nessa faixa etária, uma elevada proporção de mulheres já concluiu o ensino médio, reduzindo, assim, a probabilidade de elas permanecerem apenas estudando.

Verifica-se, assim, que essa probabilidade também é menor à medida que se aumenta a idade, especialmente para jovens de 15 a 19 anos – que, em sua maioria, estão na transição do ensino fundamental para o médio e da escola para o mercado de trabalho. Para os que abandonam precocemente os estudos, a baixa atratividade da escola e a discrepância entre o que é ensinado e o que é exigido no mercado de trabalho podem auxiliar na compreensão desse resultado. Entre os jovens que concluem o ensino obrigatório, são apontados fatores como desejo

---

6. Por limitação de espaço, as estimativas dos coeficientes estão omissas, porém disponíveis à demanda do leitor no apêndice.



por independência financeira, constituição de uma família e aumento do custo de oportunidade de permanecer na escola.

Esse elevado custo de oportunidade também pode explicar, parcialmente, a importância da região em que o jovem vive sobre a probabilidade de ele se dedicar apenas aos estudos. Jovens que vivem em regiões mais desenvolvidas têm mais chances de sucesso no mercado de trabalho, o que aumenta o custo de oportunidade de continuar estudando e reduz a probabilidade de só estudar. Nota-se que, apesar de influenciar todos os jovens da amostra, essa variável é preponderante para os jovens de 15 a 19 anos.

Além disso, jovens que moram com a(o) companheira(o) têm menor probabilidade de só estudar, sobretudo homens de 15 a 19 anos. Embora esse fator afete indiscriminadamente homens e mulheres, o maior impacto recai sobre os primeiros, sinalizando que, a despeito da mudança na estrutura da família, com a maior participação das mulheres no mercado de trabalho, ainda restam resquícios da divisão de responsabilidades em que cabe ao homem o sustento do lar.

Nessa perspectiva, os resultados aqui obtidos indicam ainda que, para as mulheres, realizar os afazeres domésticos reduz a probabilidade de só estudar, independentemente da faixa etária considerada. Não foi encontrado, entretanto, efeito estatisticamente significativo sobre os homens.

A maternidade também afasta as mulheres da participação no sistema educacional, principalmente para as jovens de 15 a 19 anos. Para estas, ter filho reduz em 14 pontos percentuais (p.p.) a probabilidade de só estudar, enquanto para as jovens de 20 a 24 anos a redução é de apenas 2,5 p.p. Esses indícios sugerem que a maternidade em si não é determinante na redução das chances de as jovens estudarem, mas sim a gravidez precoce. A maternidade na faixa etária de 20 a 24 anos pode se dever à escolha da própria mulher de constituir família, em concordância com Aguila *et al.* (2013). Ressalta-se ainda que menor também é essa probabilidade quanto maior a proporção de crianças no domicílio, quando consideradas as jovens de 15 a 19 anos, com nenhum efeito significativo para os homens.

Quanto à migração, os resultados mostram que residir em domicílio diferente do local de nascimento reduz a probabilidade de só estudar apenas para os jovens de 15 a 19 anos, particularmente para os homens.

Ao se analisar a contribuição da educação do chefe de família, *proxy* da educação dos pais, verifica-se que, independentemente da faixa etária e do sexo considerados, a educação dos pais é um dos principais determinantes na decisão do jovem de permanecer na escola. Desse modo, jovens com pais mais educados têm maior probabilidade de só estudar, podendo aumentar em até 28 p.p. Quando se desagrega por faixa etária e gênero, verifica-se que essa influência é bem maior para

os mais jovens, em especial para os homens, e é crescente com o nível educacional do chefe da família.

Considerando as demais características do chefe de família, verifica-se que ser do sexo masculino e ter mais idade estão associadas a uma maior probabilidade de os jovens se dedicarem integralmente aos estudos. Uma possível explicação para esse resultado reside no fato de que tais peculiaridades são inerentes a um núcleo familiar mais estruturado – isso afasta as dificuldades inerentes a famílias monoparentais e de parentalidade precoce.

Ainda no que se refere às características da família, ter um aposentado e/ou pensionista no domicílio em que o jovem mora também influencia na sua decisão entre trabalhar e estudar. Em média, jovens que vivem nesses domicílios têm maior probabilidade de estar somente estudando. Uma análise por faixa etária, contudo, revela que esse efeito é significativo apenas para os que têm entre 20 e 24 anos, sobretudo mulheres. Essas evidências sinalizam que a renda proveniente de aposentadorias e pensões pode, em parte, estar sendo investida na educação de jovens.

No que diz respeito a um possível efeito de interação entre os jovens no mesmo domicílio sobre a decisão de permanecer só estudando, constatou-se que morar com um jovem nem-nem reduz a probabilidade de dedicação integral aos estudos apenas para os homens de 15 a 19 anos. Efeito oposto foi encontrado para os homens de 20 a 24 anos.

#### 4.1.2 Probabilidade de só trabalhar

A inserção no mercado de trabalho é um desafio, e um importante passo na vida de qualquer jovem. O trabalho, além de complementar a renda de muitos lares, tem efeito benéfico sobre o incremento de habilidade obtido por meio da experiência. A dedicação exclusiva ao trabalho durante a juventude, todavia, pode ter efeitos negativos sobre o futuro no mercado de trabalho e a qualidade de vida: é nessa fase que os jovens adquirem mais qualificação, o que repercutirá sobre seus ganhos futuros.

Em relação à idade, à medida que os jovens vão ficando mais velhos, maior a probabilidade de só trabalhar, sobretudo para os homens de 15 a 19 anos. Isso reflete a inserção no mercado de trabalho, que tende a crescer com o aumento da idade, bem como o desejo de independência financeira.

Analogamente aos resultados obtidos sobre a probabilidade de só estudar, os jovens brancos que moram com a mãe em domicílios chefiados por homens mais velhos têm menor probabilidade de só trabalhar. Isso reforça a importância para os jovens de viver em um lar estruturado.

Quanto ao nível educacional dos jovens, verifica-se que os homens, em qualquer faixa etária considerada, e as mulheres de 20 a 24 anos com maior

escolaridade têm menor probabilidade de se dedicar apenas ao trabalho. Não foram obtidos resultados significantes para as mulheres de 15 a 19 anos, enquanto um pequeno efeito positivo foi encontrado ao analisar a faixa etária mais abrangente de 15 a 24 anos.

Por sua vez, ser migrante, morar com companheira(o), com um nem-nem e com uma maior proporção de crianças no domicílio aumentam essa probabilidade. Ressalta-se, contudo, que essas variáveis influenciam diferentemente a decisão de só trabalhar dos jovens, dependendo da faixa etária e do gênero considerados.

Ser migrante tem efeito apenas sobre um grupo específico de jovens: homens de 15 a 19 anos. Como já visto anteriormente, para esse grupo, a migração reduz a probabilidade de só estudar. Entretanto, aumenta a probabilidade de esses jovens se dedicarem exclusivamente ao trabalho. Isso sugere que, para esse grupo considerado, a migração compreende mais oportunidades de ofertar trabalho.

Em geral, jovens que residem com companheiro(a) têm maior probabilidade de só trabalhar, sobretudo homens de 15 a 19 anos, cujo aumento é de 34 p.p., enquanto para os demais o aumento é de 16 p.p. Entre as mulheres, esse aumento é de 8 p.p., e só é relevante para as mais jovens. Essa probabilidade também é maior para os jovens de 15 a 19 anos que moram com um jovem nem-nem, independentemente do sexo considerado.

Semelhante aos resultados anteriormente obtidos, a maternidade afeta a decisão entre trabalho e estudo das jovens. Está associada a uma maior probabilidade de as jovens se dedicarem exclusivamente ao trabalho, mas parece influenciar apenas a decisão das jovens de 15 a 19 anos.

Além disso, uma maior proporção de crianças no domicílio afeta apenas as mulheres, mas, a depender da faixa etária analisada, isso ocorre de forma diferente. Para as jovens de 15 a 19 anos, essa variável aumenta a probabilidade de elas só trabalharem, enquanto para as jovens de 20 a 24 anos essa probabilidade aumenta em 10 p.p., mais do que o dobro obtido para o outro grupo etário.

Diferentes efeitos por gênero são obtidos do mesmo modo quando se verifica a influência da realização das atividades domésticas sob a decisão de só trabalhar. Para os homens de 15 a 19 anos, fazer essas atividades está associada a uma menor probabilidade de ofertar mão de obra no mercado de trabalho em período integral, sem efeitos estatisticamente significantes para os jovens de 20 a 24 anos. Para as mulheres, por sua vez, independentemente da faixa etária considerada, os resultados apontam para um incremento na probabilidade de só trabalhar, sinalizando as diferenças culturais quanto aos deveres de homens e mulheres, dentro da família, que ainda existem na sociedade.

No que se refere à presença de aposentados e pensionistas, verifica-se uma redução na probabilidade de só trabalhar para os jovens que vivem nesses domicílios,

exceto para as jovens de 15 a 19 anos, em que essa probabilidade é maior. Destaca-se, entretanto, o efeito dessa variável sobre os jovens de 20 a 24 anos, principalmente sobre as mulheres. Para elas, a maior proporção de aposentados e pensionistas no domicílio reduz em 13 p.p. a probabilidade de só trabalhar.

A contribuição da educação dos pais para essa probabilidade também é significativa. Nota-se que, em geral, quanto maior o nível educacional do chefe de família, menor é a probabilidade de dedicação exclusiva ao trabalho, principalmente para os jovens de 20 a 24 anos. Esse resultado sugere que os pais com maior escolaridade apoiam os filhos a permanecerem estudando mesmo após a conclusão do ensino obrigatório. Esse maior apoio dos pais pode ser visto nas estatísticas dos chamados jovens cangurus. Esses jovens são definidos como aqueles que têm entre 25 a 34 anos e ainda vivem com os pais, adiando a independência. Segundo o IBGE, um a cada quatro jovens nessa faixa etária ainda vive com a família.

Quanto à região de residência, nota-se que os jovens que vivem em regiões mais desenvolvidas, principalmente no sul do país, têm menor probabilidade de só estudar, mas também têm maior probabilidade de só trabalhar. Interessante observar que a menor probabilidade de dedicação integral aos estudos afeta sobremaneira os jovens de 15 a 19 anos, ao passo que a maior probabilidade de só trabalhar é destacadamente maior entre os jovens de 20 a 24 anos, independentemente do gênero.

#### 4.1.3 Probabilidade de trabalhar e estudar

Quase 19% dos jovens brasileiros de 15 a 24 anos conciliam trabalho e estudo. Para muitos deles, o trabalho ajuda a custear a manutenção dos estudos, e para outros é importante para complementar a renda da família. Como nas outras formas de alocar o tempo dos jovens, os fatores determinantes na decisão de estudar e trabalhar mudam conforme a faixa etária e o gênero considerados.

Para os jovens de 15 a 19 anos, ser mais velho, ter um melhor nível educacional, fazer as atividades domésticas e viver em regiões mais desenvolvidas aumentam a probabilidade de estudar e trabalhar. Essa probabilidade é menor para os jovens que vivem em domicílios chefiados por homens mais velhos e que convivem com um jovem nem-nem. Esse convívio parece afetar sobretudo as mulheres.

No que se refere aos jovens de 20 a 24 anos, quanto maior a idade, menor é a probabilidade de conciliar ambas as atividades. Os jovens de 15 a 19 anos podem ainda estar estudando e transitando para o mercado de trabalho, ao passo que nem todos os jovens de 20 a 24 anos que concluíram a educação obrigatória prosseguem estudando.

Complementarmente, essa probabilidade é menor para as mulheres que declararam fazer as atividades domésticas, que vivem em domicílios com maior proporção de

crianças e para os homens que moram em regiões mais desenvolvidas. Esse primeiro resultado pode ser explicado, em parte, pelo fato de que muitas mulheres de 20 a 24 anos já constituem família e podem ter que se dedicar exclusivamente ao lar e aos cuidados com os filhos. Ressalta-se que, para os homens, nessa faixa etária, não houve efeito significativo. Os resultados indicam, todavia, que a probabilidade de trabalhar e estudar, em geral, é maior para os jovens com mais anos de estudo e que se autodeclararam brancos.

Para as mulheres, ter filho reduz a probabilidade de estudar e trabalhar. Nota-se, entretanto, que a maternidade é decisiva para as jovens de 15 a 19 anos, pois ter filho reduz a probabilidade de conciliar trabalho e estudo em 14 p.p., enquanto para as demais a redução é de 7 p.p.

Sobre o fato de morar com companheiro(a) e a probabilidade de estudar e trabalhar, prepondera o efeito negativo, verificando-se significância para as mulheres, e, para os homens, apenas naqueles situados na faixa de idade superior. A educação dos pais afeta a decisão ocupacional dos jovens de forma diferente, a depender da faixa etária considerada. Para os jovens de 15 a 19 anos, o maior nível educacional dos pais está associado a uma menor probabilidade de conciliar trabalho e estudo; já para os jovens de 20 a 24 anos, essa probabilidade é maior. Os pais com mais instrução percebem a importância da educação e incentivam os filhos a se dedicar exclusivamente aos estudos. Após a conclusão do ensino obrigatório, os resultados parecem apontar que, mesmo cientes da relevância de permanecer estudando, julgam também importante as experiências obtidas no mercado de trabalho.

#### 4.1.4 Probabilidade de ser nem-nem

Para os jovens de 15 a 19 anos, ser mais velho está associado a uma maior probabilidade de inatividade, independentemente do sexo considerado. Isso pode ser explicado, em parte, pela elevada evasão escolar no ensino médio e pela entrada precoce no mercado de trabalho, caracterizado, nessa fase, por alta rotatividade, compelindo-os à condição de nem-nem. Essa probabilidade também é maior quando esses jovens vivem em domicílios com um nem-nem, sobretudo para as mulheres. Em contrapartida, morar com a mãe e em domicílios com maior proporção de aposentados e pensionistas reduz a probabilidade de o jovem ser nem-nem.

Por sua vez, para os jovens de 20 a 24 anos, verificam-se resultados distintos, dependendo do gênero considerado. Para os homens, aqueles que se autodeclararam brancos e que ainda moram com a mãe e em domicílios com chefes de família mais velhos têm maior probabilidade de estar na condição de nem-nem. No que tange às mulheres nessa faixa etária, morar em domicílios com maior proporção de crianças e aposentados, e chefiados por homens mais velhos são fatores que aumentam essa probabilidade.

No que concerne à característica educacional dos jovens, verifica-se que, para qualquer faixa etária e gênero considerados, jovens com mais anos de estudo são menos propensos a permanecer na inatividade. Observa-se que esses jovens têm maior probabilidade de se dedicar apenas aos estudos ou de conciliar trabalho e estudo.

Na maioria dos casos, um maior nível educacional dos pais está associado à probabilidade menor de o jovem ser nem-nem, com efeitos mais evidentes para o grupo das mulheres e de jovens de 15 a 19 anos. Para os jovens de 20 a 24 anos, entretanto, a educação dos pais parece perder um pouco sua influência sobre a decisão ocupacional dos jovens. Essa influência só é verificada para pais que fizeram o ensino médio e para o grupo das mulheres. Particularmente para os homens nessa faixa etária, não foi identificado efeito estatisticamente significativo, com exceção de um efeito positivo quando o chefe da família tem ensino superior completo.

Como apontado na literatura, a maternidade é um importante determinante dessa condição, aumentando, em média, 17 p.p. a probabilidade de as jovens de 15 a 24 anos estarem inativas. Os resultados, contudo, mostram que o grupo que realmente é afetado pela maternidade é o das jovens mães de 15 a 19 anos. Logo, não é simplesmente a maternidade que eleva as chances de ser nem-nem, mas sim a maternidade precoce, que aumenta em 22 p.p. essa probabilidade. Isso sinaliza que parte expressiva da explicação do elevado percentual de mulheres nesse grupo está relacionada aos filhos, pois, muitas delas, sem alternativa, precisam abandonar os estudos e o trabalho para cuidar da prole.

Em associação à maternidade, viver com companheiro aumenta a probabilidade de a jovem ser nem-nem. Para as jovens de 20 a 24 anos, viver com companheiro aumenta em 11 p.p. a probabilidade de ser nem-nem, enquanto para as de 15 a 19 anos esse efeito é ainda maior, 15 p.p. Para os homens, diferentemente, só foi verificado efeito sobre os jovens de 20 a 24 anos com uma redução nessa probabilidade.

Não obstante Cardoso (2013) ter mostrado evidências de que o migrante tem maior probabilidade de estar fora do mercado de trabalho e da escola, os resultados aqui obtidos estimando o modelo separadamente por sexo, faixa etária e usando uma metodologia mais robusta não se mostraram significantes.

Em geral, jovens que vivem em regiões mais desenvolvidas têm menor probabilidade de permanecer fora da escola e do mercado de trabalho, haja vista que nessas regiões há mais oportunidades para o jovem trabalhar e estudar.

Em suma, a análise das variáveis determinantes para a decisão dos jovens entre trabalhar e estudar deixa patente a necessidade de avaliar separadamente os jovens

por faixa etária e por gênero. Dependendo do quanto cada variável influencia, essa probabilidade muda de acordo com o grupo considerado. Ademais, a partir desses resultados, verifica-se que, nas faixas etárias consideradas, o grupo de jovens de 15 a 19 anos parece ser o mais vulnerável, necessitando assim de mais atenção por parte do poder público.

#### 4.2 Decomposição por gênero das atividades dos jovens

Neste tópico serão examinadas as implicações das estimativas do *probit* bivariado para explicar as diferenças de gênero na participação dos jovens no sistema educacional e no mercado de trabalho. Usando as equações de (7) a (11) e os parâmetros estimados no *probit* bivariado para homens e mulheres, foram calculadas as probabilidades preditas de estudar e trabalhar para ambos os sexos. Isso foi feito para a probabilidade factual e contrafactual dos homens e das mulheres, conforme pode ser visto na tabela 3.

TABELA 3  
**Probabilidades observadas e preditas da escolha ocupacional dos jovens**  
 (Em %)

Atividade	Probabilidade observada		Probabilidade predita baseada nas regressões do modelo <i>probit</i> bivariado			
	Homens	Mulheres	Homens (coeficiente dos homens)	Mulheres (coeficiente das mulheres)	Mulheres (coeficiente dos homens)	Homens (coeficiente das mulheres)
Estudar	47,12	50,38	48,30	51,51	49,28	53,72
Trabalhar	63,43	50,79	62,11	48,87	65,15	46,47
Só estudar	27,90	31,96	28,87	33,42	27,87	35,71
Só trabalhar	44,22	32,37	42,68	30,78	43,74	28,46
Estudar e trabalhar	19,22	18,42	19,43	18,09	21,41	18,02
Nem-nem	8,67	17,25	9,02	17,71	6,98	17,82

Elaboração dos autores.

A probabilidade de estudar é ligeiramente superior para as mulheres, enquanto a probabilidade de trabalhar é destacadamente maior para os homens. Considerando os jovens que não estudam nem trabalham, a probabilidade observada dessa categoria é 8,67% para os homens e 17,25% para as mulheres. A probabilidade predita correspondente para as mulheres usando os coeficientes das mulheres é 17,71% e de 9,02% para os homens com os coeficientes dos homens. Se, entretanto, para o primeiro caso, forem considerados os coeficientes dos homens, a probabilidade de uma mulher ser nem-nem cai para 6,98%. Ao passo que, a probabilidade de um homem estar nessa condição quase dobra, 17,82%, quando os coeficientes das mulheres são usados.

Com essas probabilidades preditas foram calculadas a variação explicada e não explicada das diferenças de gênero na decisão de estudar e trabalhar. A análise

dos resultados da tabela 4 segue a seguinte intuição: os valores absolutos com sinal positivo indicam que a categoria base (homem) apresenta vantagem na probabilidade de estudar/trabalhar em relação à categoria de comparação (mulher), e os com sinal negativo, o contrário. Em outras palavras, diferenças com sinais positivos indicam que a probabilidade de estudar/trabalhar é maior para os homens, enquanto aquelas com sinais negativos apresentam probabilidade maior para as mulheres.

A tabela 4 mostra que o diferencial das probabilidades de escolha ocupacional do tempo dos jovens é mais bem explicado pelo hiato de comportamento, ou seja, pela variação não explicada, exceto pela probabilidade de estudar. A diferença entre homens e mulheres em relação à decisão de estudar pode ser explicada em grande parte pelo hiato de dotações. Nesse caso, cerca de 77% da maior probabilidade de estudar das mulheres é devido às características socioeconômicas e pessoais desse grupo de jovens, não às diferenças de gênero em si.

TABELA 4  
Decomposição de Oaxaca

	Estudar		Trabalhar		Nem-nem	
	Valor	%	Valor	%	Valor	%
Hiato de dotações (variação explicada)	-0,97	77,19	-3,04	15,74	2,04	15,95
Hiato de comportamento (variação não explicada)	-2,23	22,81	16,28	84,26	-10,73	84,05
<b>Hiato total</b>	<b>-3,21</b>	<b>100,00</b>	<b>13,24</b>	<b>100,00</b>	<b>-8,69</b>	<b>100,00</b>

Elaboração dos autores.

O hiato de comportamento explica o diferencial entre homens e mulheres quanto à decisão de trabalhar e de ser nem-nem, aproximadamente 84,3% e 84,0%, respectivamente. No primeiro caso, o diferencial é favorável aos homens; e no segundo, às mulheres têm a maior probabilidade de ser nem-nem. Esses resultados sugerem que em relação à probabilidade de trabalhar e de ser nem-nem há um componente de discriminação de gênero. O tamanho dessa variação não explicada, no entanto, não pode ser atribuído unicamente à diferenciação de gênero, haja vista importantes variáveis que não foram incluídas no modelo devido à limitação dos dados.<sup>7</sup>

O sinal negativo da variação não explicada da decisão de estudar, e de não exercer nenhuma das atividades, indica que as mulheres com os mesmos atributos observados que os homens têm maiores chances de estudar e de ser nem-nem. Já para as chances de trabalhar, o sinal positivo do diferencial não explicado sugere que homens com as mesmas características observadas nas mulheres têm mais probabilidade de participar do mercado de trabalho.

7. Não foi incluída a variável *tem filho* na decomposição de Oaxaca porque só estava disponível para as mulheres. As demais variáveis, inclusive *afazeres domésticos*, foram considerados no cálculo da decomposição de Oaxaca.



Portanto, se as mulheres estão em posição mais vantajosa quanto a de estudar, elas também estão em desvantagem sobre a condição de nem-nem. Os homens, por sua vez, estão em melhores condições no que se refere ao mercado de trabalho. Vale ressaltar que boa parte do efeito não explicado deve estar relacionado a uma não consideração da maternidade na estimação do modelo utilizado para a decomposição, uma vez que as probabilidades marginais do modelo completo apontam a expressiva importância desse fator sobre a probabilidade de ser nem-nem.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em 2015, aproximadamente 7,2 milhões de brasileiros de 15 a 24 anos estavam à margem do sistema educacional e do mercado de trabalho, em um país que vem atravessando uma janela de oportunidades demográficas e cuja escassez de mão de obra qualificada é um dos entraves para o desenvolvimento econômico. Ademais, apesar da maior participação das mulheres no mercado de trabalho e na escola, e da mudança na composição do grupo dos nem-nem a partir de 2009, elas ainda são a maioria dos nem-nem.

Dada a amplitude do problema, vários estudos foram feitos a fim de compreender melhor o fenômeno. A maioria, no entanto, agrupa todos os jovens dentro de uma mesma categoria, sem levar em conta as especificidades de cada gênero; outros tantos fazem essa comparação entre indivíduos de faixas etárias muito distintas, desconsiderando as peculiaridades das diferentes etapas de suas vidas.

Uma diferenciação da abordagem aqui conduzida é considerar a interdependência entre as alternativas de estudar e/ou trabalhar, que, de nosso conhecimento, é negligenciada por estudos correlatos brasileiros. Tal como aqui feito, aplicou-se o modelo *probit* bivariado para determinar conjuntamente a participação dos jovens urbanos de 15 a 24 anos na escola e no mercado de trabalho, observando a heterogeneidade de gênero e de idade, a fim de gerar estimativas mais completas e robustas.

Em suma, os resultados obtidos neste artigo, ao usar uma metodologia mais apropriada, contribuem para a literatura sobre o tema ao mostrar a perda de inferência de análises que reúnem jovens de diferentes características em um único grupo. Verificamos que os efeitos das variáveis incorporadas ao modelo mudam de magnitude e sinal, a depender do grupo etário e de gênero considerado.

Com isso, podemos ver, por exemplo, que a maternidade, apontada na literatura como o principal determinante da inatividade das jovens brasileiras – apesar de afetar a decisão de estudar e/ou trabalhar ou de ser nem-nem de todas as jovens da amostra – é preponderante para as jovens de 15 a 19 anos. É a maternidade precoce que mais colabora para a elevada proporção de mulheres no grupo dos nem-nem.

O melhor *background* familiar, por sua vez, em geral, está associado a maior probabilidade de só estudar e de exercer ambas as atividades; e menor probabilidade

de só trabalhar e de não estudar nem trabalhar. Os resultados, entretanto, mostram que a educação dos pais é decisiva para jovens de 15 a 19 anos, especialmente para os homens, no que se refere à escolha de permanecer estudando. Para os jovens de 20 a 24 anos, é determinante na redução da probabilidade de só trabalhar, principalmente para as mulheres. Quanto à probabilidade de exercer ambas as atividades, é menor quanto maior o nível educacional do chefe da família para os homens de 15 a 19 anos, e maior para os de 20 a 24 anos. Por fim, as mulheres com pais mais educados são menos propensas a estar na condição de nem-nem; o oposto ocorre no caso dos homens de 20 a 24 anos. Esses resultados sinalizam a importância da educação na interrupção do ciclo intergeracional de pobreza.

Considerando as variáveis utilizadas no estudo, a análise dos resultados sugere que o grupo de jovens de 15 a 19 anos são mais vulneráveis à inatividade do que os jovens de 20 a 24 anos e, por isso, demandam uma atenção diferente. Emerge daí a importância de intervenções mais antecipadas com foco nesse grupo que reduzam a evasão escolar, que tornem a escola mais atrativa e que visem reduzir a gravidez precoce. Para os jovens de 20 a 24 anos, políticas de qualificação e de auxílio na inserção no mercado de trabalho, que assegurem a transição para empregos mais estáveis, bem como políticas com foco nos jovens cuidadores e que deem suporte às mães por meio da maior oferta de vagas em creches e na educação infantil devem fazer parte da agenda nacional de políticas públicas.

A falta de atratividade da escola, ao reduzir o interesse do aluno em estudar, pode levá-lo a se evadir e, em seguida, à condição de nem-nem. É fundamental a superação do abismo que existe entre o modelo atual e as expectativas dos jovens quanto ao retorno da educação, para a preservação do fluxo regular de ensino, que permita uma transição adequada para a vida laboral.

Em relação à diferenciação entre homens e mulheres quanto à escolha ocupacional dos jovens obtida por meio da decomposição de Oaxaca, vimos que a probabilidade de trabalhar e de ser nem-nem é explicada pelo hiato de comportamento. Isso sinaliza a existência de um viés de gênero na decisão de como alocar o tempo dos jovens. A maior probabilidade de estudar das mulheres, entretanto, pode ser explicada pelo hiato de dotações, ou seja, pelas características analisadas. Em suma, as mulheres estão em posição mais vantajosa quanto à decisão de estudar, mas em desvantagem quanto à condição de nem-nem. Os homens, por sua vez, estão em melhores condições no que se refere ao mercado de trabalho.

Este estudo analisou uma amostra com jovens tanto no ensino médio como no superior, e também na transição da escola para o mercado de trabalho. Por essa razão, deve-se considerar a existência de pelo menos duas amplas categorias de nem-nem, com fatores de risco e características bem diferentes: os não vulneráveis – que, embora inativos, têm capital humano, social e cultural, e, apesar de serem nem-nem, apresentam baixo

risco de marginalização; e os nem-nem vulneráveis – aqueles em risco de marginalização, com pouco capital humano, social e cultural. Enquanto os primeiros podem estar nessa condição apenas temporariamente e por opção, os últimos podem ter tido filhos precocemente e precisaram se afastar da escola e do mercado de trabalho, ou deixaram a escola devido a restrições orçamentárias, ou, ainda, porque a escola não é atraente.<sup>8</sup>

Tendo em vista o exposto e a heterogeneidade dos nem-nem, para a efetividade de qualquer iniciativa é fundamental que as diversas necessidades e características de cada subgrupo sejam consideradas no desenho de políticas que visem ao reengajamento desses jovens no mercado de trabalho ou no sistema educacional, devendo ser evitadas abordagens generalizadas que tratem todos da mesma maneira. Assim, políticas para resolver esse problema devem envolver diferentes iniciativas direcionadas a vários grupos.

## REFERÊNCIAS

AGUILA, E. *et al.* **Pobreza y vulnerabilidad en México: el caso de los jóvenes que no estudian ni trabajan.** Califórnia: Corporación Rand, 2013. 51 p. (Working Paper, n. 991).

BLINDER, D. A. On the variances of asymptotically normal estimators from complex surveys. **International Statistical Review**, v. 51, p. 279-292, 1983.

CAMARANO, A. A.; KANSO, S. **O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho?** Rio de Janeiro: Ipea, 2012. (Nota Técnica, n. 53).

CARDOSO, A. Juventude, trabalho e desenvolvimento: elementos para uma agenda de investigação. **Caderno CRH**, Salvador, v. 26, n. 68, p. 293-314, ago. 2013. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ccrh/v26n68/a06v26n68.pdf>>. Acesso em: 10 jun. 2016.

CIRÍACO, J. S.; MONTE, P. A. A situação ocupacional e educacional dos jovens no Brasil: 2002 a 2012. *In*: ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 14., 2015, Campinas. **Anais...** Campinas: ABET, 2015. Disponível em: <<http://abet2017.com.br/wp-content/uploads/2015/09/Juliane-da-Silva-Ciriaco.pdf>>. Acesso em: 4 jul. 2016.

CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. **Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina.** Rio de Janeiro: Ipea, 2001. 46 p. (Texto para Discussão, n. 797). Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=4029](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4029)>. Acesso em: 15 jul. 2016.

---

8. A pesquisa Nossa Escola em (Re)Construção de 2016 revelou que 90% dos estudantes brasileiros de 13 anos a 21 anos que responderam ao questionário não estão satisfeitos com suas aulas e que a educação está muito distante da sua realidade. Informações disponíveis em: <[https://s3.amazonaws.com/povir/wp-content/uploads/2016/10/06150937/RelatorioCompleto\\_NossaEscolaEmReConstrucao\\_Final.pdf](https://s3.amazonaws.com/povir/wp-content/uploads/2016/10/06150937/RelatorioCompleto_NossaEscolaEmReConstrucao_Final.pdf)>.

DE HOYOS, R.; POPOVA, A.; ROGERS, F. H. **Out of school and out of work: a diagnostic of ninis in Latin America**. Washington: World Bank Group, 2016. (Policy Research Working Paper, n. 7548). Disponível em: <<http://documents.worldbank.org/curated/pt/941721468195848625/pdf/WPS7548.pdf>>. Acesso em: 18 abr. 2016.

GILMAN, H. R. What happened when the City of Boston asked teenagers for help with the budget. **Next City**, Philadelphia, June 2014. Disponível em: <<https://nextcity.org/daily/entry/boston-young-people-participatory-budgeting-winners-youth-lead-change>>.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 97, n. 2, p. 505-517, Mar. 2012.

HOFFMANN, R. Como aposentadorias e pensões afetam a educação e o trabalho de jovens do domicílio. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 1, p. 201-209, abr. 2010.

MENEZES FILHO, N. A.; CABANAS, P. H. F.; KOMATSU, B. K. **A condição “nem-nem” entre os jovens é permanente?** São Paulo: Insper, 2013. (Policy Paper, n. 7).

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: FGV; IBRE, 2013. (Texto para Discussão, n. 34).

PAL, S. How much of the gender difference in child school enrolment can be explained? Evidence from rural India. **Bulletin of Economic Research**, v. 56, n. 2, p. 133-158, 2004.

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

SHIRASU, M. R.; ARRAES, R. de A. e. Determinantes da evasão e repetência escolar no ensino médio do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 4, p. 117-136, dez. 2015.

SILVA, K. R. da. **Os determinantes do trabalho e da escolha entre trabalhar e estudar dos jovens brasileiros**. 2016. Monografia (Graduação) – Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2016.

SILVA, N. de D. V.; KASSOUF, A. L. O trabalho e a escolaridade dos brasileiros jovens. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto, Minas Gerais. **Anais...** Ouro Preto: Abep, 2002.

SILVA, P. L. do N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TILLMANN, E.; COMIM, F. Os determinantes da decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil e a geração nem-nem. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 2, ago. 2016.

TOMÁS, M. C. **O ingresso dos jovens no mercado de trabalho**: uma análise das regiões metropolitanas brasileiras nas últimas décadas. 2007. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

VASCONCELOS, A. M. *et al.* Programa Bolsa Família e geração “nem-nem”: evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n. 2, p. 233-257, 2017.

#### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

FERREIRA-BATISTA, N.; CACCIAMALI, M. C. Migração familiar, trabalho infantil e ciclo intergeracional da pobreza no estado de São Paulo. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 515-554, set./dez. 2012.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

MUKHERJEE, C.; PAL, R. **Role of parental expectations in determining child labour and schooling**. Sweden: Lund University, Department of Economics, 2016, 31 p. (Working Paper).

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 4, 1973.

TILLMANN, E. A. **Escolaridade, rendimentos e desigualdade de gênero entre os jovens no Brasil**. 2013. 69 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2013.

## APÊNDICE

TABELA A.1  
Resultados do modelo *probit* bivariado – homens

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
Estuda			
Branca	0,1018*	0,0256	0,1561*
Idade	-0,3237*	-0,5814*	-0,1306*
Anos de estudo	0,1092*	0,1021*	0,1667*
Mora com a mãe	0,1756*	0,1709*	0,1570*
Companheiro(a)	-0,5456*	-0,9117*	-0,4481*
Afazer domésticos	0,0822*	0,1088*	0,0185
Migrante	-0,0464**	-0,0783**	0,0148
Razão crianças	0,0058	-0,0484	-0,1573
Razão aposentados e pensionistas	0,3436*	0,2123***	0,2928**
Outro nem-nem	-0,2563*	-0,4504*	-0,1227
Chefe homem	0,1294*	0,1547*	0,0775**
Chefe idade	0,0055*	0,0047*	0,0076*
Chefe com ensino fundamental	0,2148*	0,2224*	0,2025*
Chefe com ensino médio	0,5224*	0,2978*	0,6507*
Chefe com ensino superior	0,7482*	0,5454*	0,7901*
Nordeste	-0,0726**	-0,0154	-0,1362*
Sul	-0,3200*	-0,2814*	-0,3622*
Sudeste	-0,3272*	-0,2521*	-0,4022*
Centro-Oeste	-0,1778*	-0,1516*	-0,2143*
Constante	4,7153*	9,2401*	-0,0993
Trabalha			
Branca	-0,1371*	-0,1172*	-0,1548*
Idade	0,2167*	0,3711*	0,0633*
Anos de estudo	0,0388*	0,0107***	0,0408*
Mora com a mãe	-0,1624*	-0,1703*	-0,1263*
Companheiro(a)	0,6665*	0,8674*	0,6041*
Afazer domésticos	0,0288	0,0631**	0,0423
Migrante	0,0944*	0,1557*	0,0096
Razão de crianças	0,1011	0,1364	0,1262
Razão de aposentados e pensionistas	-0,2812*	-0,1153	-0,2923**
Outro nem-nem	-0,1171*	-0,0233	-0,1057
Chefe homem	-0,1157*	-0,1471*	-0,0417

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
	Trabalha		
Chefe idade	-0,0072*	-0,0076*	-0,0072*
Chefe com ensino fundamental	-0,1677*	-0,1898*	-0,0779***
Chefe com ensino médio	-0,3298*	-0,3360*	-0,2362**
Chefe com ensino superior	-0,7108*	-0,6908*	-0,6563*
Nordeste	0,0486	0,0699***	0,0232
Sul	0,4723*	0,5448*	0,4194*
Sudeste	0,3080*	0,2993*	0,3617*
Centro-Oeste	0,2921*	0,3985*	0,1812*
Constante	-3,7153*	-6,1375*	-0,5004***
$\rho$	-0,4103	-0,3469	-0,3951
Teste de Wald ( $\rho = 0$ )	$\chi^2(1) = 842,052$ $Prob > \chi^2 = 0,0000$	$\chi^2(1) = 328,364$ $Prob > \chi^2 = 0,0000$	$\chi^2(1) = 324,705$ $Prob > \chi^2 = 0,0000$

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância dos coeficientes: (\*) 1%; (\*\*) 5%; e (\*\*\*) 10%.

## TABELA A.2

Resultados do modelo *probit* bivariado – mulheres

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
	Estuda		
Branca	0,0730*	0,0231	0,1054*
Idade	-0,2610*	-0,4925*	-0,1647
Anos de estudo	0,0600*	0,0348*	0,1199*
Mora com a mãe	0,1197*	0,2017*	0,0691
Companheiro(a)	-0,5154*	-0,6444*	-0,4303*
Afazer domésticos	-0,0928*	-0,0004	-0,1671*
Migrante	-0,0124	-0,0400	0,0009
Tem filho	-0,5951*	-0,7782*	-0,3219*
Razão de crianças	0,0480	-0,0900	-0,2917**
Razão de aposentados e pensionistas	0,2027**	0,2706**	0,1763
Outro nem-nem	-0,2574*	-0,5351*	-0,4241*
Chefe homem	0,0610*	0,1070*	0,0228
Chefe idade	0,0038*	0,0043*	0,0039***
Chefe com ensino fundamental	0,2497*	0,2105*	0,2864*

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
Estuda			
Chefe com ensino médio	0,6906*	0,4583*	0,7696*
Chefe com ensino superior	0,6657*	0,4737*	0,6786*
Nordeste	-0,1661*	-0,1895*	-0,1447*
Sul	-0,2720*	-0,2836*	-0,2865*
Sudeste	-0,2917*	-0,3058*	-0,2941*
Centro-Oeste	-0,1203*	-0,1697*	-0,1135**
Constante	4,4765*	8,6087*	1,7733*
Trabalha			
Branca	-0,0835*	-0,0609**	-0,0909*
Idade	0,1714*	0,3100*	0,0822*
Anos de estudo	0,0778*	0,0639*	0,0596*
Mora com a mãe	-0,0539***	-0,0653	-0,0481
Companheiro(a)	0,1448*	-0,0364	-0,2009*
Afazeres domésticos	0,0992*	0,1309*	0,0803**
Migrante	0,0108	0,0455	-0,0198
Tem filho	-0,2019*	-0,2343*	-0,1494*
Razão de crianças	-0,2659*	0,1661***	-0,5985*
Razão de aposentados e pensionistas	-0,2123**	-0,0489	-0,3619*
Outro nem-nem	-0,2390*	-0,2566*	-0,3358*
Chefe homem	-0,1564*	-0,1743*	-0,1240*
Chefe idade	-0,0070*	-0,0081*	-0,0062*
Chefe com ensino fundamental	-0,1282*	-0,1022*	-0,0941*
Chefe com ensino médio	-0,2059*	-0,2786*	-0,1120
Chefe com ensino superior	-0,5103*	-0,5251*	-0,4295*
Nordeste	0,1855*	0,1542*	0,2240*
Sul	0,5565*	0,6183*	0,5311*
Sudeste	0,4552*	0,4817*	0,4621*
Centro-Oeste	0,3459*	0,4614*	0,2788*
Constante	-3,7739*	-6,1105*	-1,6409*
$\rho$	-0,2925	-0,2387	-0,2912
Teste de Wald ( $\rho = 0$ )			

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância dos coeficientes: (\*) 1%; (\*\*) 5%; e (\*\*\*) 10%.



TABELA A.3  
Efeitos marginais das probabilidades conjuntas por faixa etária – homens<sup>1</sup>

Variáveis	15 a 24 anos			15 a 19 anos			20 a 24 anos					
	$P_{10}$	$P_{01}$	$P_{11}$	$P_{00}$	$P_{10}$	$P_{01}$	$P_{11}$	$P_{00}$	$P_{10}$	$P_{01}$	$P_{11}$	$P_{00}$
	Características do jovem											
Branca	0,039*	-0,050*	0,001	0,010**	0,038*	-0,017*	-0,029*	0,008	0,020*	-0,057*	0,022*	0,016*
Idade	-0,083*	0,123*	-0,045*	0,005*	-0,197*	0,138*	0,008**	0,051*	-0,012*	0,037*	-0,022*	-0,003
Anos de estudo	0,007*	-0,022*	0,036*	-0,021*	0,013*	-0,016*	0,021*	-0,017*	0,007*	-0,028*	0,037*	-0,016*
Mora com a mãe	0,051*	-0,075*	0,017**	0,006	0,075*	-0,050*	-0,018	-0,007	0,017*	-0,051*	0,023*	0,011***
Companheiro(a)	-0,154*	0,254*	-0,048*	-0,052*	-0,331*	0,339*	-0,013	0,004	-0,017*	0,165*	-0,053*	-0,062*
Afazeres domésticos	0,005	-0,017**	0,027*	-0,016*	-0,002	-0,012***	0,037*	-0,023*	-0,002	0,003	0,007	-0,008
Migrante	-0,023*	0,029	0,005	-0,010**	-0,057*	0,030*	0,031*	-0,005	0,000	-0,002	0,004	-0,002
Filho	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Características da família											
Razão de crianças	-0,018	0,016	0,020	-0,018**	-0,047	0,023	0,031	-0,007	-0,017	0,052	-0,024	-0,011
Razão de aposentados e pensionistas	0,098*	-0,139*	0,038	0,004	0,066	-0,048***	0,003	-0,021	0,036*	-0,106*	0,040***	0,029
Outro nem-nem	-0,012	0,047*	-0,089*	0,054*	-0,063*	0,074*	-0,084*	0,072*	0,007**	0,008	-0,032	0,024
Chefe homem	0,038*	-0,054*	0,013*	0,003	0,066*	-0,042*	-0,016***	-0,008***	0,001*	-0,022*	0,013***	0,002
Chefe idade	0,002*	-0,003*	0,000	0,001*	0,003*	-0,002*	-0,001*	0,000	0,017*	-0,003*	0,001*	0,001*
Chefe com ensino fundamental	0,061*	-0,085*	0,024*	0,000	0,089*	-0,055*	-0,019**	-0,015*	0,070*	-0,055*	0,037*	0,000
Chefe com ensino médio	0,148*	-0,182*	0,057*	-0,023**	0,142*	-0,072*	-0,055**	-0,015	0,141*	-0,202*	0,143*	-0,011
Chefe com ensino superior	0,277*	-0,285*	0,012	-0,004	0,273*	-0,125*	-0,122*	-0,026*	-0,009**	-0,301*	0,115*	0,045*
	Regiões											
Nordeste	-0,018*	0,028*	-0,010	0,001	-0,023	0,010	0,018	-0,005	-0,009**	0,030**	-0,025*	0,004
Sul	-0,113*	0,165*	-0,010	-0,042*	-0,194*	0,117*	0,097*	-0,020*	-0,038*	0,125*	-0,046*	-0,042*
Sudeste	-0,099*	0,139*	-0,029*	-0,011***	-0,125*	0,076*	0,042*	0,007	-0,046*	0,137*	-0,057*	-0,034*
Centro-Oeste	-0,071*	0,097*	0,002	-0,028*	-0,137*	0,072*	0,086*	-0,021*	-0,021*	0,068*	-0,030*	-0,016*

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Probabilidade  $P_{ij}$  indica:  $P_{10}$  = só estudar;  $P_{01}$  = só trabalhar;  $P_{11}$  = ambas as atividades; e  $P_{00}$  = nenhuma atividade.

Obs.: Significância dos coeficientes: (\*) 1%; (\*\*) 5%; e (\*\*\*) 10%.

TABELA A.4  
Efeitos marginais das probabilidades conjuntas por faixa etária – mulheres<sup>1</sup>

Variáveis	15 a 24 anos			15 a 19 anos			20 a 24 anos					
	$P_{10}$	$P_{01}$	$P_{11}$	$P_{10}$	$P_{01}$	$P_{11}$	$P_{10}$	$P_{01}$	$P_{11}$	$P_{00}$		
	Características do jovem											
Branca	0,031*	-0,031*	-0,002	0,002	0,020***	-0,009***	-0,013	0,002	0,022*	-0,043*	0,011***	0,011
Idade	-0,086*	0,087*	-0,018*	0,017*	-0,176*	0,090*	0,022*	0,064*	-0,028	0,052*	-0,023*	-0,001
Anos de estudo	-0,003**	0,004**	0,027*	-0,028*	-0,010*	0,002	0,021*	-0,013*	0,009*	-0,007*	0,029*	-0,030*
Mora com a mãe	0,034*	-0,035*	0,014***	-0,013***	0,057*	-0,032*	0,008	-0,033*	0,013**	-0,025***	0,008	0,004
Companheiro(a)	-0,082*	0,061*	-0,119*	0,140*	-0,139*	0,077*	-0,090*	0,152*	-0,033*	0,021	-0,094*	0,106*
Alzáres domésticos	-0,039*	0,038*	0,002	-0,001	-0,034*	0,013**	0,034*	-0,013	-0,030*	0,053*	-0,024*	0,001
Migrante	-0,005	0,005	0,000	0,000	-0,020***	0,009	0,007	0,003	0,002	-0,005	-0,002	0,005
Filho	-0,091*	0,058*	-0,139*	0,172*	-0,143*	0,058*	-0,139*	0,224*	-0,025*	0,017	-0,071*	0,079*
	Características da família											
Razão de crianças	0,062*	-0,063*	-0,043**	0,044**	-0,061***	0,027**	0,033	0,001	0,024	-0,099*	-0,114*	0,190*
Razão de aposentados e pensionistas	0,083*	-0,084*	0,000	0,002	0,065	0,037**	0,020	-0,047***	0,057*	-0,127*	-0,002	0,072**
Outro nem-nem	-0,004	0,003	-0,099*	0,099*	-0,035	0,040*	-0,132*	0,127*	-0,018	-0,006	-0,113*	0,138*
Chefe homem	0,043*	-0,044*	-0,019*	0,019*	0,067*	-0,030*	-0,033*	-0,003	0,015*	-0,036*	-0,008	0,029*
Chefe idade	0,002*	-0,002*	-0,001*	0,001*	0,003*	-0,001*	-0,002*	0,000	0,001*	-0,002*	0,000	0,001*
Chefe com ensino fundamental	0,076*	-0,075*	0,023*	-0,025*	0,067*	-0,034*	-0,003	-0,030*	0,045*	-0,080*	0,046*	-0,012
Chefe com ensino médio	0,179*	-0,160*	0,079*	-0,097*	0,151*	-0,063*	-0,031	-0,057*	0,121*	-0,203*	0,162*	-0,080*
Chefe com ensino superior	0,252*	-0,200*	0,002	-0,054*	0,215*	-0,081*	-0,088*	-0,046*	0,159*	-0,242*	0,080*	0,003
	Regiões											
Nordeste	-0,068*	0,072*	0,002	-0,006	-0,077*	0,040*	0,016	0,021**	-0,037*	0,084*	-0,007	-0,040*
Sul	-0,149*	0,173*	0,041*	-0,066*	-0,219*	0,113*	0,124*	-0,019***	-0,071*	0,180*	-0,011	-0,097*
Sudeste	-0,145*	0,151*	0,029*	-0,035*	-0,185*	0,087*	0,088*	0,010	-0,079*	0,173*	-0,011	-0,083*
Centro-Oeste	-0,088*	0,096*	0,040*	-0,048*	-0,158*	0,075*	0,102*	-0,019***				

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Probabilidade  $P_{ij}$  indica:  $P_{10}$  = só estudar;  $P_{01}$  = só trabalhar;  $P_{11}$  = ambas as atividades; e  $P_{00}$  = nenhuma atividade.

Obs.: Significância dos coeficientes: (\*) 1%; (\*\*) 5%; e (\*\*\*) 10%.