



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE**  
**E SECRETARIADO EXECUTIVO**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA**  
**CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

Emiler Ferreira Bernardo

# **DETERMINANTES DAS ATIVIDADES OCUPACIONAIS DOS JOVENS BRASILEIROS**

Fortaleza, Ceará

2018

Emiler Ferreira Bernardo

# **DETERMINANTES DAS ATIVIDADES OCUPACIONAIS DOS JOVENS BRASILEIROS**

Monografia apresentada no Curso de Ciências  
Econômicas da Universidade Federal do Ceará,  
como requisito parcial à obtenção do título de  
Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes

Fortaleza, Ceará  
2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

- F44d Ferreira Bernardo, Emiler.  
Determinantes ocupacionais dos jovens brasileiros / Emiler Ferreira Bernardo. – 2018.  
26 f. : il. color.
- Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Ciências Econômicas, Fortaleza, 2018.  
Orientação: Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes.
1. Jovens. 2. Situação Ocupacional. 3. Nem-nem. 4. Probit Bivariado . I. Título.

CDD 330

---

EMILER FERREIRA BERNARDO  
**DETERMINANTES DAS ATIVIDADES OCUPACIONAIS DOS  
JOVENS BRASILEIROS**

Monografia apresentada no Curso de Ciências  
Econômicas da Universidade Federal do Ceará,  
como requisito parcial à obtenção do título de  
Bacharel em Economia.

Trabalho aprovado. Fortaleza, Ceará, 2018

---

Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes  
Universidade Federal do Ceará

---

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi  
Universidade Federal do Ceará

---

Prof. Dr. José Henrique Félix  
Universidade Federal do Ceará

Fortaleza, Ceará  
2018

Este trabalho é dedicado aos meus pais, Emidio e Vera, que sempre me apoiaram e incentivaram a tratar os estudos com responsabilidade e dedicação.

Às minhas irmãs, Kath e Kathleen, por seu apoio e incentivo incondicional aos meus estudos.

Aos meus irmãos, Joaquim e Vitor, por estarem comigo nos momentos felizes da minha vida.

À minha namorada, Mainara, pelo amor, apoio e cuidado.

Ao Prof. Dr. Ronaldo Arraes pela oportunidade de ter servido como bolsista de iniciação científica.

Ao Prof. Dr. Andrei Gomes por sua orientação e mentoria profissional.

Aos meus grandes amigos de faculdade, Luiz Alexandre e Levi Castro, pelo apoio e contribuição para a minha formação acadêmica.

*“É um desperdício deixar a juventude nas mãos dos jovens.”  
(George Bernard Shaw)*

# Resumo

Estimativas do Banco Mundial (2016) para 2015 revelam que 19% dos jovens latino americanos entre 15-24 anos nem estudam nem trabalham – os denominados nem-nem – e a média mundial é de 22%. Além disso, a maioria dos jovens nem-nem que moram em regiões em desenvolvimento, exceto Europa e Ásia Central, não concluíram o ensino médio. Em termos de área urbana/rural, a América Latina é a região com maior proporção de nem-nem em áreas urbanas. Em que pese essas elevadas taxas de jovens ociosos, agrava-se ainda mais o fato de ser a América Latina a região que detém a maior concentração de nem-nem entre as famílias situadas até o quarto decil inferior da distribuição de renda. Desse modo, essa pesquisa contribuiu por realizar cenários de decomposição para qualificações de jovens (gênero, raça, origem, característica familiar, escolaridade, etc) identificando o efeito de fatores não observáveis sobre sua decisão de alocação do tempo em diferentes faixas etárias. Isso foi possível por meio de uma abordagem metodológica distinta, pois a aplicação de um modelo binário bivariado permitiu identificar os condicionantes, não apenas dos jovens nem-nem, mas também aqueles que estudam/não trabalham, trabalham/não estudam e estudam/trabalham. A presença de outro jovem nem-nem na família, localização rural, a baixa escolaridade da mãe e renda per capita são variáveis que apresentam elevada significância para determinar as escolhas dos jovens, políticas públicas direcionadas a essa parcela da população devem levar isso em consideração.

**Palavras-chave:**Jovens.Situação Ocupacional.Nem-Nem.Probit Bivariado.

# Abstract

World Bank estimates (2015) for 2015 show that 19 % of Latin American youth aged 15-24 neither study nor work - so-called *neither-and* and the world average is 22 %. In addition, most young people living in developing regions, except Europe and Central Asia, did not complete high school. In terms of the urban / rural area, Latin America is the region with the highest proportion of people in urban areas. Despite these high rates of idle young people, the fact is that Latin America is the region with the highest concentration of *neither-and* among families up to the fourth lowest decile of income distribution. In this way, this research contributed to make decomposition scenarios for young people's qualifications (gender, race, origin, family characteristics, schooling, etc.), identifying the effect of unobservable factors on their decision to allocate time in different age groups. This was possible through a different methodological approach, since the application of a bivariate binary model allowed to identify the conditioning factors, not only of the young *neither-and*, but also those who study / do not work, work / do not study and study / work. The presence of another young person *Neither-Work-Neither-Education* in the family, rural location, low level of education of the mother and per capita income are variables that present high significance in determining the choices of young people, public policies directed at this part of the population should take this into account.

**Palavras-chave:** Youngs; Occupational Situation; *Neither-Work-Neither-Education* ; Bivariate Probit.



# Lista de ilustrações

Figura 1 – Evolução temporal da escolha ocupacional dos jovens . . . . .	15
Figura 2 – Evolução temporal da probabilidade de alocação de tempo dos jovens por meio do modelo probit bivariado . . . . .	19
Figura 3 – Evolução temporal da probabilidade de alocação de tempo dos jovens por meio do modelo probit bivariado . . . . .	19

# Lista de tabelas

Tabela 1 – Descrição das variáveis . . . . .	14
Tabela 2 – Estimações do modelo probit bivariado . . . . .	17
Tabela 3 – Probabilidades de alocação de tempo dos jovens . . . . .	18
Tabela 4 – Decomposição por gênero das probabilidades de alocação de tempo dos jovens - Homens . . . . .	21
Tabela 5 – Decomposição por gênero das probabilidades de alocação de tempo dos jovens - Mulheres . . . . .	21
Tabela 6 – Diferencial da decomposição por gênero das probabilidades de alocação de tempo dos jovens . . . . .	22

# Sumário

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> . . . . .	<b>11</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b> . . . . .	<b>13</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b> . . . . .	<b>14</b>
<b>3.1</b>	<b>Base de Dados</b> . . . . .	<b>14</b>
<b>3.2</b>	<b>Estratégia Econométrica e Resultados</b> . . . . .	<b>15</b>
<b>4</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> . . . . .	<b>23</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b> . . . . .	<b>25</b>

# 1 Introdução

A expansão da parcela de jovens que não estudam e não trabalham vem chamando a atenção dos governos. O termo NEET (Not in Education, Employment or Training) foi cunhado no Reino Unido em 1996 (UCL, 2014) para jovens que, após a recessão da década de oitenta, não estavam acumulando capital humano (por meio de educação) ou participando do mercado de trabalho.

Estimativas do Banco mundial (2016) para 2015 revelam que 19% dos jovens latino americanos entre 15-24 anos nem estudam nem trabalham - e a média mundial é de 22%. Além disso, a maioria dos jovens nem-nem que moram em regiões em desenvolvimento, exceto Europa e Ásia Central, não concluíram o ensino médio. Em termos de área urbana/rural, a América Latina é a região com maior proporção de nem-nem em áreas urbanas.

Existe também uma heterogeneidade na distribuição dos jovens nessa situação nos países da América Latina. Em 2010, Brasil e Colômbia eram líderes nesse contingente de jovens, com médias 18,7% e 22,7% respectivamente, enquanto que países pouco expressivos economicamente, como Peru, perfaz apenas 11%.

A diferença de gêneros na composição também é marcante. Segundo diagnósticos do banco mundial (2016), registra-se que a proporção de mulheres jovens nem-nem na América latina corresponda a 12 milhões de um total de 18 milhões de jovens, isso significa que 2/3 dos nem-nem são mulheres. Outro agravante disso é que a maioria dessas mulheres possui pelo menos um filho, mora em um novo domicílio sem os pais e não está procurando emprego.

Em que pese essas elevadas taxas de jovens ociosos, agrava-se ainda mais o fato de ser a América Latina a região que detém a maior concentração de nem-nem entre as famílias situadas até o quarto decil inferior da distribuição de renda. Este fato parece contradizer a literatura, visto que os determinantes para o jovem trabalhar aponta a pobreza como a razão mais plausível que influencia a decisão dos pais imporem trabalho aos seus filhos. Ao se considerar isso como hipótese da pobreza, uma família nesta condição pode aceitar o trabalho dos filhos como um meio de relaxar a restrição orçamentária doméstica no curto prazo. (SILVA, 2002) atestaram que de jovens brasileiros que fazem parte da PEA e que contribuem para a renda familiar é bastante significativa. Neste contexto teórico, educação seria considerada um bem de consumo de luxo que só poderia ser adquirido se a renda familiar, exclusiva dos filhos, crescesse suficientemente.

Afora o dano causado aos próprios jovens para futura disputa no mercado de trabalho, essa elevada incidência de nem-nem entre as famílias pobres tende a manter disparidades de renda em gerações futuras, obstruindo o rompimento do círculo de pobreza. É difícil conceber que o jovem fora do sistema educacional e da força de trabalho por longos períodos, como se tem atestado, possa recuperar seu potencial produtivo. O resultado inevitável são danos irreversíveis na produtividade e crescimento do país, além dos malefícios sociais advindos do ócio. (HOYOS;

POPOVA; ROGERS, 2016) comprova haver forte conexão entre jovens mexicanos nem-nem e violência e crime.

Qualquer avaliação sobre o potencial de uma economia tem como condição necessária entender quem são e como estão evoluindo os jovens desse país. Traçar políticas públicas direcionadas para essa parcela da população é fato importante para um aumento da produtividade no futuro. Desse modo, esse trabalho visa contribuir por realizar cenários de decomposição para qualificações de jovens(gênero, raça, origem, característica familiar, escolaridade, etc) identificando o efeito de fatores não observáveis sobre sua decisão de alocação do tempo em diferentes faixas etárias. A aplicação do modelo binário bivariado permitiu identificar os condicionantes, não apenas dos jovens nem-nem, mas também aqueles que estudam/não trabalham, trabalham/não estudam e estudam/trabalham.

## 2 Revisão Bibliográfica

A principal literatura que investiga a dinâmica de alocação de tempo dos jovens latino americanos é elaborada pelo banco mundial. Segundo relatório do banco mundial "Out of School and out of Work" (HOYOS; POPOVA; ROGERS, 2016), as principais causas que levam um jovem a situação nem-nem podem ser separadas em três ambientes: Situação macroeconômica; Comunidade e Background familiar. No ambiente macro as principais variáveis para explicar dilema de escolha dos jovens são crescimento econômico, volatilidade dos mercados, desemprego e nível de comércio internacional. Na comunidade destaca-se o efeito significativo da qualidade da escola, possibilidade de acesso e o aprendizado de habilidades valorizadas pelo mercado. Já no background familiar há a renda, dotações, decisões familiares, conjunto de informações disponível e valorização de planejamento futuro. A interrelação dessas variáveis tem impacto significativo na decisão de alocação de tempo dos jovens.

Trabalhos como de (CHITOLINA; FOGUEL; MENEZES-FILHO, 2016) ajudam a compreender quais são as políticas tem impacto significativo no combate a situação nem-nem, pois encontraram efeito positivo do programa bolsa família sobre a frequência escolar e sobre a decisão dos jovens de estudar e trabalhar ao mesmo tempo. Evidência semelhante foi encontrada por (VASCONCELOS et al., 2017) onde evidenciaram que o Programa Bolsa Família reduz a probabilidade de que os jovens sejam "nem-nem".

Alguns trabalhos relevantes na literatura brasileira têm analisado o problema dos jovens relacionado à alocação do tempo para trabalho e escola, embora todos foquem parcialmente essa questão. (BARROS; MENDONÇA, 1991) analisaram os efeitos da pobreza sobre o engajamento de crianças na força de trabalho em detrimento à escola, tendo como resultado que o problema se agrava em regiões metropolitanas mais ricas. Com a investigação voltada para a América (MENEZES-FILHO et al., 2016) constataram que a chance de um jovem frequentar a escola cresce com a renda familiar e a escolaridade dos pais. Resultado semelhante havia sido encontrado por (LEME; WAJNMAN, 2016) para o Brasil. Um pouco diferenciado dos demais, (CIRÍACO et al., 2015) aplicaram um modelo binário univariado para o Brasil, de onde destacaram existir um efeito demonstração de um jovem nem-nem para outro na mesma família, e que a redução desta ocorrência é consequência direta da conjuntura familiar favorável.

# 3 Metodologia

## 3.1 Base de Dados

Para analisar as variáveis determinantes na alocação de tempo dos jovens foram utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio(PNAD) do IBGE a partir do ano 2007 até 2015.

Pretende-se analisar jovens com idade entre 15 e 24 anos, como assumido pelo Banco Mundial e outros estudos.

O banco de dados foi organizado por meio da PNAD pessoas, abaixo segue tabela da descrição das variáveis.

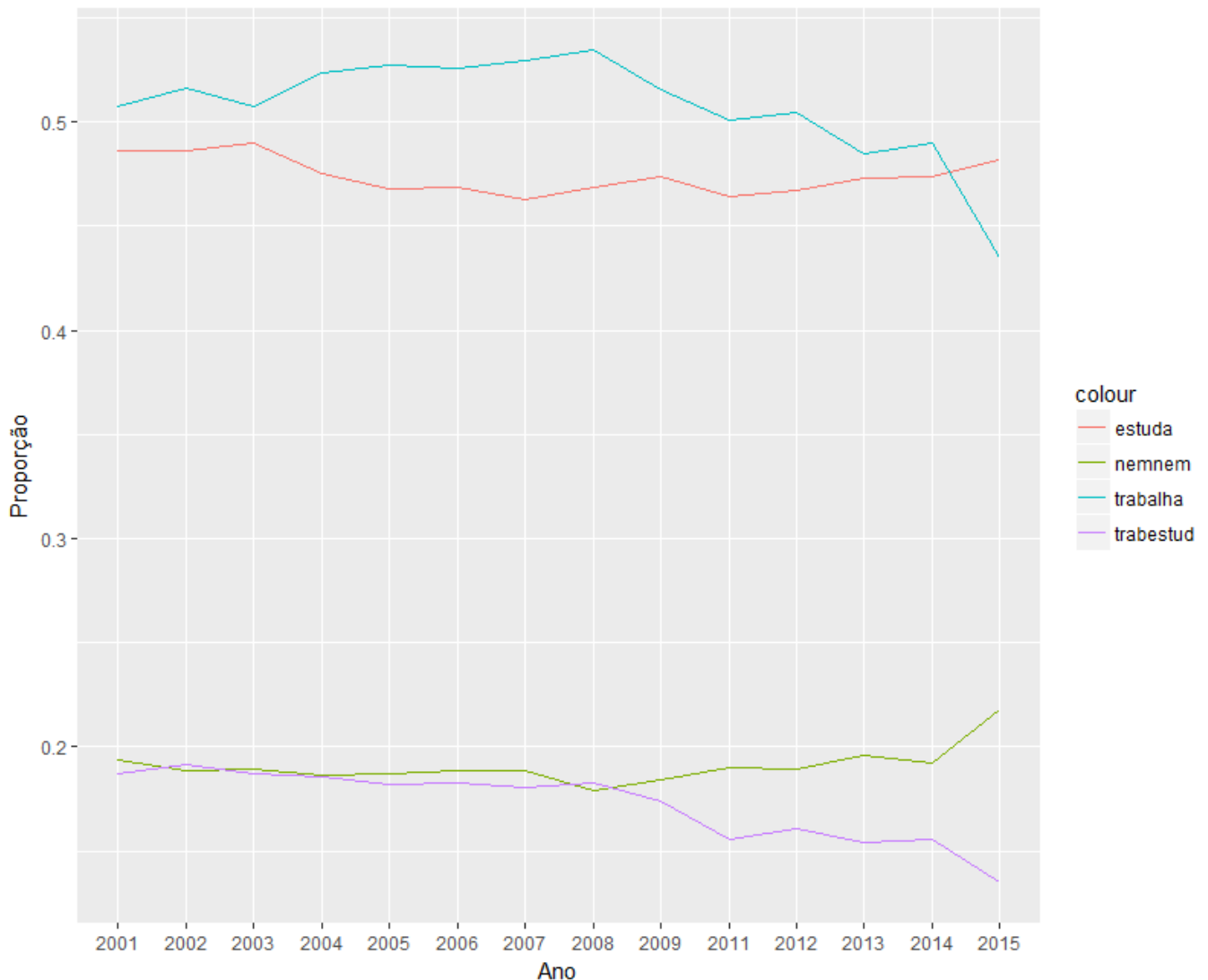
Tabela 1 – Descrição das variáveis

Variável	Descrição
sexo	1 caso o indivíduo seja mulher e 0 caso contrário
branco	1 caso o indivíduo seja branco e 0 caso contrário
negro	1 caso o indivíduo seja negro e 0 caso contrário
pardo	1 caso o indivíduo seja pardo e 0 caso contrário
tamanho da familia	Número de componentes na família
urbano	1 caso o indivíduo esteja localizado em região urbana e 0 caso contrário
renda per capita	renda per capita domiciliar do indivíduo
escolaridade	Anos de estudo do indivíduo
idade	Idade do indivíduo no ano de referência
aposentados ou pensionistas	1 caso exista aposentados ou pensionistas no domicílio do indivíduo e 0 caso contrário
criancas	Número de crianças com até 14 anos
outro nemnem	1 caso exista no domicílio do indivíduo um jovem na situação nemnem e 0 caso contrário
escolaridade da mae	Anos de estudo da mãe do indivíduo

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD.

A partir da base de dados montada foi possível analisar a evolução da alocação de jovens temporalmente. O gráfico abaixo demonstra que não houve tendência nítida de reversão significativa da alocação de tempo dos jovens. É notável, também, o choque da crise econômica interna brasileira que elevou a parcela de jovens na situação nemnem substancialmente.

Figura 1 – Evolução temporal da escolha ocupacional dos jovens



Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD.

### 3.2 Estratégia Econométrica e Resultados

Trabalhos recentes no Brasil, a exemplo de (CIRÍACO et al., 2015), abordaram o problema através de especificações de apenas uma variável binária para identificar se o jovem nem trabalha nem estuda, conseqüentemente, negligenciando a possibilidade que o mesmo poderia combinar escola e trabalho ou nem-nem. Há outras aplicações empíricas mais apropriadas. Por exemplo, o modelo logit multinominal tem sido usado para investigar simultaneamente os determinantes para estudar e trabalhar, embora o método assumira haver independência de alternativas irrelevantes, quando poderia ser inapropriado se as decisões de escolha forem substitutos próximos. Em decorrência, haveria um viés na probabilidade sobre a decisão de escolha. Portanto, parece teoricamente plausível se considerar que as escolhas de estudar e trabalhar



sejam atividades interdependentes, conseqüentemente, a opção por um modelo probit multivariado prevalecerá para a condução empírica desta pesquisa, já que leva em conta a possibilidade de as equações serem correlacionadas. Além disso, tal escolha permite que se proceda decomposições para identificar diferenciais nas qualificações do jovem (gênero, raça, origem, condição familiar, etc) sobre as decisões de estudar e trabalhar.

A escolha metodológica para testar as hipóteses prepostas se adequa, como frisado, à inferência de um modelo de escolha binária bivariada, o qual é composto por variáveis dependentes binárias em um sistema de duas equações que serão estimadas simultaneamente, seguindo (GREENE, 2003). Tais variáveis são definidas por:  $EST=1$ , se o jovem estuda e  $TRB=1$ , se o jovem trabalha, cujos valores ocorrem, se e somente se, as variáveis correspondentes contínuas latentes,  $EST^*$  e  $TRB^*$ , que afetam as probabilidades sobre as decisões de estudar e trabalhar, assumirem valores positivos; caso contrário,  $EST=0$  e  $TRB=0$ . As equações em suas formas lineares gerais são dadas por:

$$EST = \beta X + \epsilon \quad (3.1)$$

$$TRB = \Gamma Y + \nu \quad (3.2)$$

X e Y referem-se ao conjunto de variáveis de controle predeterminadas;  $\beta$  e  $\Gamma$  são os correspondentes vetores de parâmetros. Os termos de erro ( $\epsilon$  e  $\nu$ ) são conjuntamente distribuídos como variáveis normais bivariadas com as seguintes hipóteses:

$$\begin{bmatrix} \epsilon \\ \nu \end{bmatrix} = N\left(\begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}\right)$$

Ou seja, os erros possuem médias e variâncias iguais a zero e um, respectivamente, e correlação igual a  $\rho$ , que neste caso se iguala à covariância.

Se os erros forem não correlacionados ( $\rho = 0$ ), então as duas equações poderiam ser estimadas separadamente como probits univariados. Em caso contrário, quatro alternativas mutuamente exclusivas referentes à decisão de alocação de tempo por parte do jovem podem ocorrer:

$$EST > 0 \text{ e } TRB < 0, \text{ apenas estuda.} \quad (3.3)$$

$$EST > 0 \text{ e } TRB > 0, \text{ estuda e trabalha.} \quad (3.4)$$

$$EST < 0 \text{ e } TRB > 0, \text{ apenas trabalha.} \quad (3.5)$$

$$EST < 0 \text{ e } TRB < 0, \text{ nem-nem.} \quad (3.6)$$

Assim, tem-se claramente o trade-off entre estudar e/ou trabalhar ou nem-nem, o qual pode ser evidenciado em nível observável ou não. A ocorrência de trade-off não observável dependerá do sinal e significância do coeficiente de correlação  $\rho$  entre os erros das duas equações. A interdependência de o jovem estudar e trabalhar será verificado através do teste de Wald sobre a hipótese  $H_0 : \rho = 0$ .

Abaixo segue a tabela com alguns anos selecionados contendo os resultados da estimação do modelo probit bivariado.

Tabela 2 – Estimações do modelo probit bivariado

Variáveis	(1) 2001 estuda	(2) trabalha	(3) athrho	(4) 2003 estuda	(5) trabalha	(6) athrho	(7) 2005 estuda	(8) trabalha	(9) athrho	(10) 2007 estuda	(11) trabalha	(12) athrho	(13) 2009 estuda	(14) trabalha	(15) athrho	(16) 2011 estuda	(17) trabalha	(18) athrho	(19) 2013 estuda	(20) trabalha	(21) athrho	(22) 2015 estuda	(23) trabalha	(24) athrho
sexo	0.127099*** (0.015038)	-0.458159*** (0.013958)		0.150551*** (0.014595)	-0.517222*** (0.013671)		0.191541*** (0.014312)	-0.487541*** (0.013535)		0.155688*** (0.014990)	-0.485164*** (0.014191)		0.208951*** (0.013913)	-0.479558*** (0.013013)		0.193893*** (0.016995)	-0.466174*** (0.015957)		0.200616*** (0.016927)	-0.438705*** (0.015832)		0.167906*** (0.016872)	-0.421452*** (0.015866)	
escolaridade	0.070970*** (0.002769)	0.028682*** (0.002524)		0.065457*** (0.002821)	0.034378*** (0.002541)		0.048362*** (0.002912)	0.042061*** (0.002619)		0.051038*** (0.003127)	0.048902*** (0.002762)		0.052972*** (0.002821)	0.051197*** (0.002615)		0.057632*** (0.003543)	0.050436*** (0.003078)		0.067524*** (0.003743)	0.046935*** (0.003218)		0.078050*** (0.003355)	0.044385*** (0.003293)	
tamanho da familia	0.094957*** (0.005175)	0.006041 (0.004615)		0.086020*** (0.005815)	0.022987*** (0.005215)		0.094027*** (0.004973)	0.056908*** (0.004600)		0.078565*** (0.006340)	0.080376*** (0.005986)		0.079907*** (0.005789)	0.064648*** (0.005433)		0.077010*** (0.007385)	0.079983*** (0.006955)		0.080590*** (0.007905)	0.081698*** (0.006859)		0.100953*** (0.007870)	0.084308*** (0.007379)	
urbano	0.081637*** (0.021564)	-0.487026*** (0.020606)		0.060395*** (0.020951)	-0.448786*** (0.019843)		0.029748 (0.019919)	-0.449033*** (0.018951)		-0.007082 (0.020609)	-0.359323*** (0.019861)		-0.061463*** (0.019856)	-0.310087*** (0.018617)		-0.064940*** (0.023430)	-0.296139*** (0.021986)		-0.109296*** (0.023259)	-0.174447*** (0.021991)		-0.013744 (0.023258)	-0.209675*** (0.022180)	
idade	-0.282780*** (0.003180)	0.175613*** (0.002811)		-0.272599*** (0.003063)	0.168381*** (0.002717)		-0.275100*** (0.003016)	0.172070*** (0.002673)		-0.289677*** (0.003333)	0.164428*** (0.002863)		-0.309639*** (0.003033)	0.171136*** (0.002617)		-0.327577*** (0.003842)	0.184850*** (0.003228)		-0.326245*** (0.003957)	0.190018*** (0.003245)		-0.327973*** (0.003982)	0.178482*** (0.003254)	
renda per capita	0.000000*** (0.000000)	-0.000000 (0.000000)		0.000000 (0.000000)	0.000000 (0.000000)		0.000000 (0.000000)	-0.000000 (0.000000)		0.000169*** (0.000020)	0.000004 (0.000011)		0.000104*** (0.000009)	-0.000000 (0.000008)		0.000104*** (0.000014)	0.000014 (0.000011)		0.000108*** (0.000015)	0.000022** (0.000010)		0.000086*** (0.000013)	0.000029*** (0.000009)	
criancas	-0.084563*** (0.007124)	0.077396*** (0.006162)		-0.017597*** (0.005189)	0.046241*** (0.004654)		-0.094074*** (0.006866)	0.027614*** (0.006104)		-0.110750*** (0.009458)	-0.046588*** (0.008889)		-0.112766*** (0.008886)	-0.035720*** (0.008250)		-0.111943*** (0.011194)	-0.046277*** (0.010383)		-0.106511*** (0.011425)	-0.058920*** (0.010475)		-0.129152*** (0.011883)	-0.059831*** (0.011213)	
aposentados ou pensionistas	0.101449*** (0.015133)	-0.099577*** (0.014093)		0.098293*** (0.014535)	-0.066358*** (0.013600)		0.122284*** (0.014310)	-0.053260*** (0.013448)		0.099315*** (0.015260)	-0.116309*** (0.014389)		0.052207*** (0.015246)	-0.099482*** (0.014270)		0.055192*** (0.019316)	-0.082174*** (0.018157)		0.038488*** (0.019636)	-0.102963*** (0.018221)		0.074712*** (0.019408)	-0.145610*** (0.018286)	
escolaridade da mae	0.046158*** (0.001962)	-0.049464*** (0.001817)		0.053678*** (0.001870)	-0.046235*** (0.001758)		0.055455*** (0.001821)	-0.047631*** (0.001713)		0.042405*** (0.002059)	-0.047403*** (0.001871)		0.038340*** (0.001756)	-0.039068*** (0.001646)		0.034717*** (0.002104)	-0.030758*** (0.001954)		0.035757*** (0.002190)	-0.037235*** (0.001988)		0.038237*** (0.002183)	-0.032569*** (0.002013)	
outro nemem	-0.854741*** (0.019220)	-0.757013*** (0.018551)		-0.874931*** (0.018927)	-0.881944*** (0.018791)		-0.820859*** (0.018578)	-0.847419*** (0.018406)		-0.839210*** (0.021164)	-0.909035*** (0.020718)		-0.895899*** (0.019289)	-0.879569*** (0.018694)		-0.926656*** (0.024289)	-0.861209*** (0.023956)		-0.911503*** (0.024153)	-0.888294*** (0.023965)		-0.907565*** (0.023378)	-0.772253*** (0.023197)	
branco	-0.283159*** (0.100436)	0.317831*** (0.100561)		-0.292569*** (0.106261)	0.343522*** (0.100645)		-0.198265*** (0.093855)	0.045333 (0.086573)		-0.082188 (0.093976)	0.110288 (0.083287)		0.048374 (0.098980)	0.101495 (0.084543)		-0.210112** (0.099075)	0.029628 (0.083770)		-0.278820*** (0.108235)	0.344473*** (0.096404)		-0.292290*** (0.105622)	0.199531*** (0.096328)	
negro	-0.212197** (0.105038)	0.163411 (0.104458)		-0.238840** (0.110038)	0.225906** (0.104027)		-0.125046 (0.097411)	-0.058168 (0.090108)		-0.056431 (0.097141)	0.012365 (0.086501)		0.075578 (0.105652)	0.084543 (0.101576)		-0.252730** (0.102563)	0.037220 (0.087553)		-0.227343** (0.111193)	0.241137** (0.099907)		-0.285170*** (0.108167)	0.177777** (0.098941)	
pardo	-0.108828 (0.100694)	0.202773** (0.100760)		-0.202237* (0.106460)	0.269923*** (0.100762)		-0.112015 (0.093985)	-0.039864 (0.086705)		-0.022380 (0.094067)	0.020105 (0.083351)		0.088882 (0.102788)	0.057300 (0.098977)		-0.153262 (0.098926)	-0.016851 (0.083647)		-0.237298** (0.107810)	0.264637*** (0.096257)		-0.265865** (0.105337)	0.157935 (0.096087)	
Constante	4.539619*** (0.118859)	-2.802102*** (0.116529)	-0.415483*** (0.010187)	4.414672*** (0.122357)	-3.063881*** (0.115357)	-0.390995*** (0.009974)	4.374761*** (0.111849)	-2.822552*** (0.103360)	-0.392704*** (0.009740)	4.578079*** (0.111976)	-2.904345*** (0.100662)	-0.377635*** (0.010180)	4.949681*** (0.117456)	-3.206755*** (0.111539)	-0.395207*** (0.009429)	5.455885*** (0.119209)	-3.558773*** (0.104472)	-0.414905*** (0.011633)	5.382262*** (0.130491)	-4.012663*** (0.115352)	-0.386294*** (0.011485)	5.179242*** (0.126268)	-3.827677*** (0.115599)	-0.363505*** (0.011440)
Observações	48,375	48,375	48,375	51,163	51,163	51,163	52,337	52,337	52,337	47,200	47,200	47,200	45,965	45,965	45,965	38,529	38,529	38,529	38,622	38,622	38,622	38,655	38,655	38,655

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD.

Notas: Erro padrão entre parênteses;

Significância a \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%

Após as estimações foi consultado o teste Wald para medir a significância de Rho, dado que a hipótese inicial era de que os jovens enfrentam um trade-off entre escola e trabalho. Caso o parâmetro fosse rejeitado, as equações poderiam ser estimadas separadamente. O parâmetro foi significativo em todas as estimações, confirmando a fundamentação teórica do modelo.

Para se avaliar diferenças de qualificações dos jovens na alocação do tempo entre estudar e trabalhar, será aplicada uma extensão da decomposição de (OAXACA, 1973) e (BLINDER, 1973) seguindo (PAL, 2004) para um modelo probit bivariado. Isso é feito por decompor determinada qualificação (gênero, raça, origem, bolsa família, etc) em duas componentes: uma relacionada e explicada pelas próprias variáveis de controle observadas e a outra por fatores não observados. A decomposição é feita considerando as estimativas simultâneas do modelos bivariado para estudar e trabalhar. Nesse sentido, seja  $P(EST, X, \hat{\beta})$  a probabilidade de o jovem frequentar a escola, cujas características são dadas por  $X$  e  $\hat{\beta}$  as estimativas dos parâmetros. Então, devido a característica binária das variáveis EST e TRB, a probabilidade de o jovem estudar é:

$$P(EST = j) = \sum_{k=0}^1 P(EST = j; TRB = k), j = 0, 1; k = 0, 1 \quad (3.7)$$

Esta equação inclui quatro casos, que combinados geram a probabilidade de frequência ou não à escola:

$$P(EST = 1) = P(EST = 1; TRB = 1) + P(EST = 1; TRB = 0) \quad (3.8)$$

$$P(EST = 0) = P(EST = 0; TRB = 1) + P(EST = 0; TRB = 0) \quad (3.9)$$

Abaixo seguem os resultados das probabilidades associadas aos quatro casos acima. Tais valores foram obtidos por meio da estimação do modelo probit bivariado.

Tabela 3 – Probabilidades de alocação de tempo dos jovens

	ANO	P(EST = 1;TRB = 1)	P(EST = 1;TRB = 0)	P(EST=0;TRB=1)	P(EST=0;TRB=0)	P(EST = 1)	P(TRB=1)
1	2001	0.23	0.38	0.26	0.13	0.61	0.49
2	2002	0.23	0.37	0.27	0.13	0.60	0.51
3	2003	0.22	0.37	0.26	0.15	0.59	0.48
4	2004	0.22	0.36	0.28	0.15	0.58	0.49
5	2005	0.21	0.36	0.28	0.15	0.57	0.50
6	2006	0.22	0.35	0.28	0.15	0.57	0.50
7	2007	0.21	0.35	0.29	0.15	0.56	0.50
8	2008	0.21	0.37	0.28	0.14	0.58	0.49
9	2009	0.20	0.38	0.27	0.15	0.58	0.47
10	2011	0.18	0.38	0.28	0.16	0.57	0.46
11	2012	0.19	0.38	0.28	0.15	0.57	0.47
12	2013	0.18	0.39	0.27	0.16	0.57	0.44
13	2014	0.18	0.39	0.27	0.16	0.57	0.45
14	2015	0.15	0.42	0.24	0.19	0.57	0.39

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD.

Figura 2 – Evolução temporal da probabilidade de alocação de tempo dos jovens por meio do modelo probit bivariado

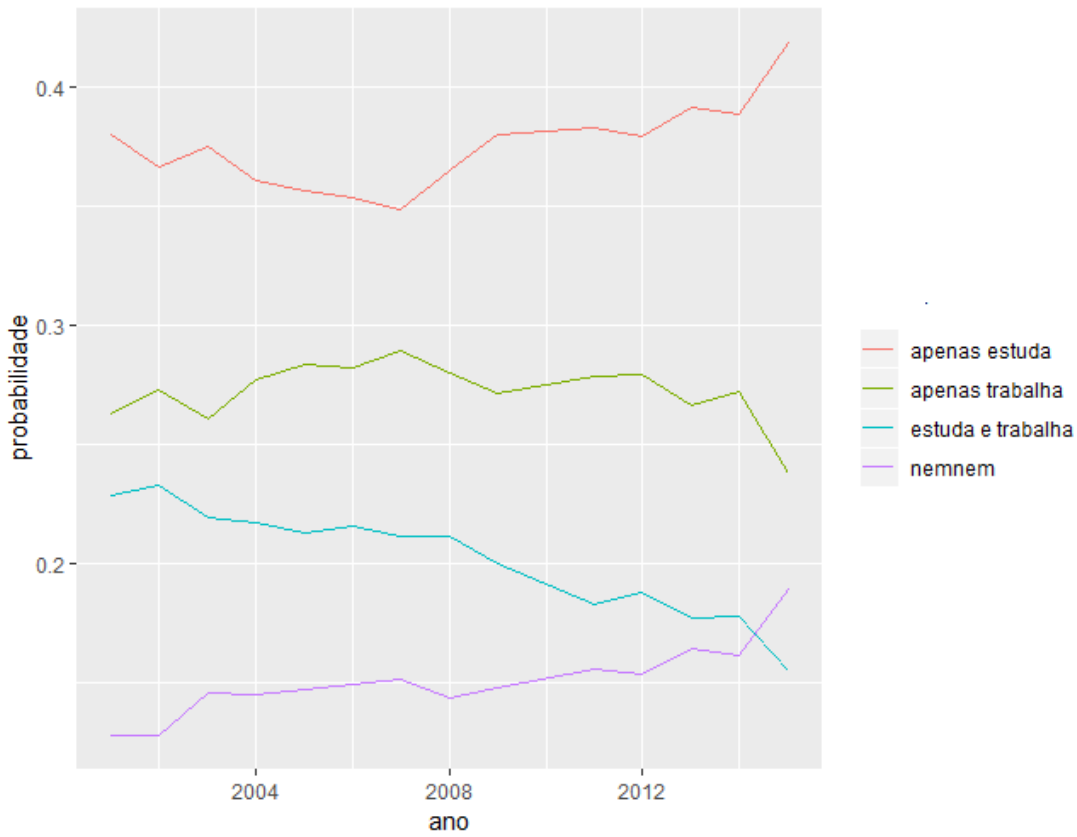
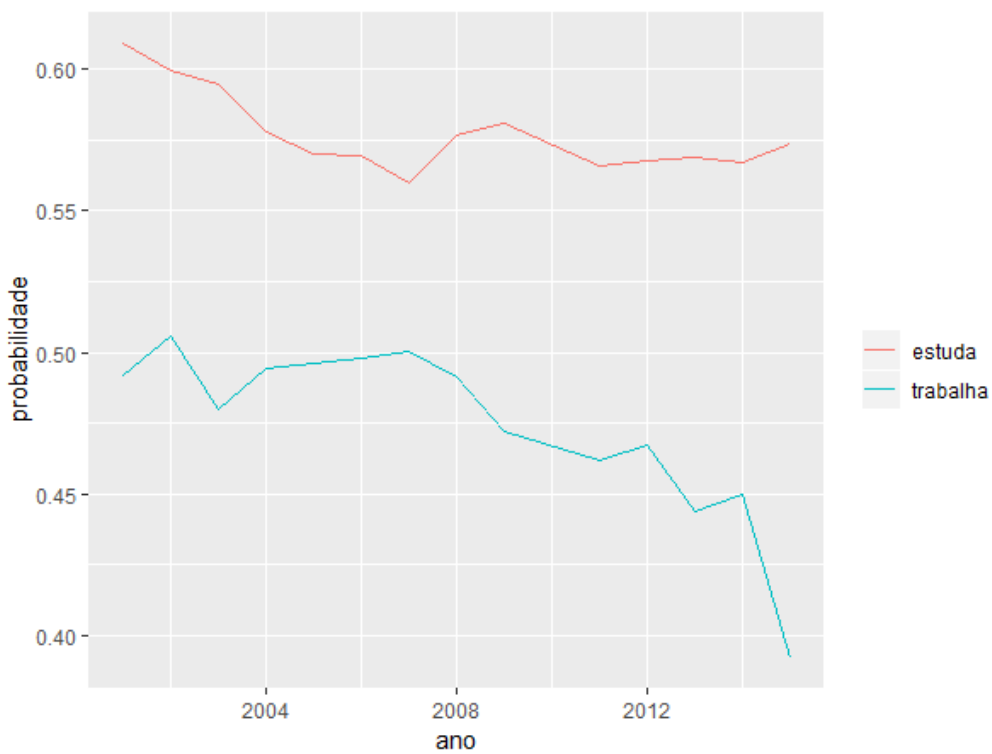


Figura 3 – Evolução temporal da probabilidade de alocação de tempo dos jovens por meio do modelo probit bivariado



Para o caso de se avaliar a decomposição da qualificação por gênero (Homem=H e Mulher=M), a probabilidade estimada de cada um estudar seria:

$$\hat{P}_H(EST = 1) = \sum_{k=0}^1 P[(EST = 1; TRB = k)/X_H, \hat{\beta}_H]; \quad (3.10)$$

$$\hat{P}_M(EST = 1) = \sum_{k=0}^1 P[(EST = 1; TRB = k)/X_M, \hat{\beta}_M] \quad (3.11)$$

O diferencial dessas probabilidades estimadas geraria a decomposição da diferença de qualificação por gênero, ou seja:

$$\hat{P}_H(EST = 1) - \hat{P}_M(EST = 1) = \quad (3.12)$$

$$\sum_{k=0}^1 P[(EST = 1; TRB = k)/X_H, \hat{\beta}_H] - \sum_{k=0}^1 P[(EST = 1; TRB = k)/X_M, \hat{\beta}_M] + \quad (3.13)$$

$$\sum_{k=0}^1 P[(EST = 1; TRB = k)/X_M, \hat{\beta}_H] - \sum_{k=0}^1 P[(EST = 1; TRB = k)/X_M, \hat{\beta}_M] \quad (3.14)$$

O primeiro componente se refere à variação explicada nas dotações entre homens e mulheres, e o segundo retrata o componente não explicado, o qual denota a influencia de características não observadas, sejam culturais, sociais ou econômicas.

Os resultados da decomposição por gênero podem ser observados nas tabelas abaixo.

Tabela 4 – Decomposição por gênero das probabilidades de alocação de tempo dos jovens -  
Homens

	ANO	$P_H(EST = 1; TRAB = 1)$	$P_H(EST = 1; TRAB = 0)$	$P_H(EST = 0; TRAB = 1)$	$P_H(EST = 0; TRAB = 0)$	$P_H(EST = 1)$	$P_H(TRAB = 1)$
1	2001	0.25	0.32	0.31	0.31	0.58	0.57
2	2002	0.25	0.31	0.33	0.33	0.56	0.58
3	2003	0.25	0.32	0.32	0.32	0.56	0.57
4	2004	0.24	0.30	0.34	0.34	0.54	0.58
5	2005	0.23	0.30	0.35	0.35	0.53	0.58
6	2006	0.23	0.30	0.35	0.35	0.53	0.58
7	2007	0.23	0.30	0.35	0.35	0.53	0.58
8	2008	0.23	0.31	0.34	0.34	0.54	0.57
9	2009	0.22	0.33	0.33	0.33	0.54	0.55
10	2011	0.20	0.33	0.34	0.34	0.53	0.53
11	2012	0.20	0.33	0.34	0.34	0.53	0.54
12	2013	0.19	0.35	0.32	0.32	0.53	0.51
13	2014	0.19	0.34	0.33	0.33	0.53	0.52
14	2015	0.17	0.37	0.29	0.29	0.54	0.46

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD.

Tabela 5 – Decomposição por gênero das probabilidades de alocação de tempo dos jovens -  
Mulheres

	ANO	$P_M(EST = 1; TRAB = 1)$	$P_M(EST = 1; TRAB = 0)$	$P_M(EST = 0; TRAB = 1)$	$P_M(EST = 0; TRAB = 0)$	$P_M(EST = 1)$	$P_M(TRAB = 1)$
1	2001	0.20	0.45	0.20	0.20	0.65	0.40
2	2002	0.21	0.44	0.21	0.21	0.65	0.42
3	2003	0.19	0.45	0.19	0.19	0.63	0.38
4	2004	0.19	0.43	0.20	0.20	0.62	0.39
5	2005	0.19	0.42	0.21	0.21	0.61	0.40
6	2006	0.19	0.42	0.21	0.21	0.61	0.40
7	2007	0.19	0.41	0.22	0.22	0.60	0.41
8	2008	0.19	0.43	0.21	0.21	0.62	0.40
9	2009	0.18	0.45	0.20	0.20	0.63	0.38
10	2011	0.16	0.44	0.21	0.21	0.61	0.38
11	2012	0.17	0.43	0.21	0.21	0.61	0.38
12	2013	0.16	0.45	0.20	0.20	0.61	0.36
13	2014	0.16	0.44	0.21	0.21	0.61	0.37
14	2015	0.14	0.47	0.17	0.17	0.61	0.31

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD.

Por fim, obtemos o diferencial da decomposição por gênero:

Tabela 6 – Diferencial da decomposição por gênero das probabilidades de alocação de tempo dos jovens

	Ano	Probabilidade
1	2001	0.07
2	2002	0.09
3	2003	0.07
4	2004	0.07
5	2005	0.08
6	2006	0.08
7	2007	0.07
8	2008	0.08
9	2009	0.08
10	2011	0.08
11	2012	0.07
12	2013	0.08
13	2014	0.07
14	2015	0.08

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD.

A partir do modelo é possível inferir que durante o período analisado as mulheres tiveram uma probabilidade maior de estudar do que os homens.

O empirismo foi conduzido com dados da PNAD para vários anos a fim de captar a evolução das escolhas dos jovens, e daí, foi possível desenhar cenários e fornecer implicações para fins de políticas.

## 4 Considerações Finais

Este trabalho buscou analisar teórica e empiricamente os condicionantes da geração "nem-nem" no Brasil no período de 2001 a 2015, tentando especificar de que forma o efeito de determinados atributos socioeconômicos interferem na probabilidade do jovem estar inativo e fora do sistema educacional. Por meio de uma metodologia distinta, foi possível, também, determinar os condicionantes para outros status de alocação de tempo, conseguindo estimar o trade-off enfrentado pelos jovens.

Um efeito que saiu maior do que o esperado nas estimações foi a variável referente à existência de um outro nem-nem no núcleo familiar. Essa evidência já tinha sido observada por (CIRÍACO et al., 2015). Outra variável que apresentou elevada significância na explicação da situação ocupacional dos jovens é a escolaridade da mãe. Essa variável é uma proxy para o background familiar do jovem. Com uma investigação voltada para a América Latina, (MENEZES-FILHO et al., 2016) já haviam constatado tal evidência.

A idade é uma variável que consegue captar bem a transição dos jovens saindo da escola para o mercado de trabalho ou para o status nem-nem. Isso porque as restrições que os jovens enfrentam para maximizar a alocação de tempo variam com a faixa etária em que estão inseridos. O diferencial nas probabilidades com relação ao sexo demonstra que para os homens a situação parece mais preocupante. O ideal é que a acumulação de capital humano dos jovens seja contínua e pouco abrupta.

Qualquer avaliação sobre o potencial de uma economia tem como condição necessária entender quem são e como estão evoluindo os jovens desse país. Traçar políticas públicas direcionadas para essa parcela da população é fato importante para um aumento de produtividade no futuro. De forma geral, as evidências ressaltadas neste trabalho têm como intuito fornecer suprimentos que podem ser elencados para a formulação de políticas públicas para melhorar e ampliar o bem-estar juvenil.

Existem vários métodos para solucionar o problema, mas, segundo (HOYOS; POPOVA; ROGERS, 2016), dois métodos são os principais: (i) manter as crianças na escola reduzindo um abandono precoce dos estudos, em outras palavras, reduzir o fluxo de nem-nem, e (ii) inserir os jovens nem-nem hoje no mercado de trabalho, essa solução abre espaço para um leque de políticas.

Por fim, espera-se que esse trabalho possa contribuir para o debate fornecendo suprimentos necessários para a formulação de políticas. Tendo em vista o principal determinante da situação ocupacional dos jovens advém da infância, dessa forma ressalta-se a importância do incentivo ao desenvolvimento de habilidades de vários ramos do conhecimento, que se deve iniciar desde os primeiros anos de vida do ciclo escolar do indivíduo. Ademais, tendo em vista a abrangência do tema que envolve várias mudanças relacionadas aos arranjos familiares e sistemas econômicos



locais e regionais, portanto, é necessário que sejam elaborados novos estudos detalhados sobre a temática no Brasil.

# Referências

- BARROS, R. D.; MENDONÇA, R. Infância e adolescência no brasil: as conseqüências da pobreza diferenciadas por gênero, faixa etária e região de residência. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 2, p. 355–376, 1991. 13
- BASU, K.; VAN, P. H. The economics of child labor. *American economic review*, JSTOR, p. 412–427, 1998.
- BIRDSALL, N. Birth order effects and time allocation. *Research in population economics*, v. 7, p. 191–213, 1991.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, JSTOR, p. 436–455, 1973. 18
- CANAGARAJAH, S.; COULOMBE, H. *Child labor and schooling in Ghana*. [S.l.]: The World Bank, 1999.
- CHITOLINA, L.; FOGUEL, M. N.; MENEZES-FILHO, N. A. The impact of the expansion of the bolsa família program on the time allocation of youths and their parents. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 70, n. 2, p. 183–202, 2016. 13
- CIRÍACO, J. d. S. et al. A situação ocupacional dos jovens no brasil: 2002 a 2012. Universidade Federal da Paraíba, 2015. 13, 15, 23
- DOLLAR, D.; GATTI, R. *Gender inequality, income, and growth: are good times good for women?* [S.l.]: Development Research Group, The World Bank Washington, DC, 1999. v. 1.
- EDMONDS, E.; PAVCNIK, N. *Product market integration and household labor supply in a poor economy: evidence from Vietnam*. [S.l.]: The World Bank, 2004.
- FILMER, D. *The structure of social disparities in education: Gender and wealth*. [S.l.]: The World Bank, 2000.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. [S.l.]: Pearson Education India, 2003. 16
- HOYOS, R. D.; POPOVA, A.; ROGERS, H. *Out of school and out of work: a diagnostic of ninis in Latin America*. [S.l.]: The World Bank, 2016. 12, 13, 23
- HUEBLER, F. Child labour and school attendance: Evidence from mics and dhs surveys. In: *Seminar on Child Labour, Education and Youth Employment, Understanding Children's Work Project, Madrid*. [S.l.: s.n.], 2008. p. 11–12.
- KLASEN, S. Does gender inequality reduce growth and development? evidence from cross-country regressions. 2000.
- LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. *Anais*, p. 1–22, 2016. 13
- MENEZES-FILHO, N. A. et al. Adolescents in latin america and caribbean: examining time allocation decisions with cross-country micro data. *Anais*, p. 1–45, 2016. 13, 23

MONTEIRO, J. Quem são os jovens nem-nem?: uma análise sobre os jovens que não estudam e não participam do mercado de trabalho. 2013.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, JSTOR, p. 693–709, 1973. 18

PAL, S. How much of the gender difference in child school enrolment can be explained? evidence from rural india. *Bulletin of Economic Research*, Wiley Online Library, v. 56, n. 2, p. 133–158, 2004. 18

SILVA, N. de dv; kassouf, a. *O trabalho e a escolaridade dos brasileiros jovens. Anais do XIII Encontro da ABEP. Ouro Preto: ABEP*, 2002. 11

TILAK, J. B. *Female Schooling in East Asia: A Review of Growth, Problems and Possible Determinants*. [S.l.]: Education and Employment Division, Population and Human Resources Department, 1989.

VASCONCELOS, A. M. et al. Programa bolsa família e geração”nem-nem”: Evidências para o brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 71, n. 2, p. 233–257, 2017. 13

WEBB, P.; BLOCK, S. Nutrition information and formal schooling as inputs to child nutrition. *Economic Development and cultural change*, The University of Chicago Press, v. 52, n. 4, p. 801–820, 2004.

WINKELMANN, R. *Econometric analysis of count data*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2008.