

Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

Os impactos dos programas condicionais de transferência de renda na oferta de
trabalho dos jovens nem-nem

Camila Rossi

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestra em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

Piracicaba
2017

Camila Rossi
Bacharel em Ciências Econômicas

Os impactos dos programas condicionais de transferência de renda na oferta de trabalho
dos jovens nem-nem

Orientador:
Profa. Dra. **ANA LÚCIA KASSOUF**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestra em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

Piracicaba
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Rossi, Camila

Os impactos dos programas condicionais de transferência de renda na oferta de trabalho dos jovens nem-nem / Camila Rossi. - - Piracicaba, 2017.
76 p.

Dissertação (Mestrado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. PCTR 2. Jovens nem-nem 3. Dados de painel. I. Título

DEDICATÓRIA

Dedico aos meus pais Berenice Maria Martins Rossi e Paulo Cesar Rossi e à minha irmã Paula Carolina Rossi

AGRADECIMENTOS

Durante todos esses anos no mestrado, mais do que crescimento acadêmico e profissional, tive oportunidade de conviver com pessoas, que através de conversas, trocas de experiências, favores e momentos, contribuíram para o que eu julgo de mais importante em minha vida: meu crescimento pessoal. São pessoas muito importantes e que me fazem guardar as melhores memórias. Por isso, agradeço:

Primeiramente a Deus por ter me acompanhado durante esse caminho. Ele se mostrou sempre ao meu lado como a resposta para aquilo que parecia nem ter resposta, me manteve firme nos momentos de fraqueza e me ensinou a controlar a ansiedade nos momentos que estava envolta de problemas.

À minha família que com muita compreensão e carinho esteve sempre ao meu lado. Agradeço por sempre fazerem o possível e impossível para facilitar o meu caminho e por sempre me lembrarem do que realmente importa na vida. Meu avô Anizio Martins não pôde me acompanhar fisicamente durante toda essa trajetória, mas sei que aonde estiver está mostrando aquele sorriso orgulhoso que me dava a cada nova conquista.

Ao Fúlvio Borges Alves a pessoa que mais incentivou minhas decisões e uma das que mais acreditou que tudo seria possível. Obrigado por ser tão especial em minha vida e por ser parte do que sou hoje.

À professora Doutora Ana Lúcia Kassouf pela orientação. Mostrou-se sempre disponível para sanar minhas dúvidas, aberta para dialogar sobre os mais diversos assuntos e foi de suma importância para a qualidade desta dissertação. Aos Professores Alexandre Nunes de Almeida, Andrea Rodrigues Ferro e Rodolfo Hoffmann pelas importantíssimas críticas e sugestões que contribuíram para o aprimoramento da versão preliminar deste trabalho.

Às entidades de fomento, Capes e ao programa Understanding Children's Work (UCW) pela grande oportunidade que me proporcionaram.

Aos amigos que fiz durante o mestrado: Luciana Pacheco Trindade Lacerda, Henrique dos Santos Maxir, Henrique Raymundo Gíóia, Antonio Longui Junior e Roberta Rodrigues Salvini. Resumiria todos os momentos que passamos juntos com uma única frase: "Um conhecimento só é válido quando é compartilhado" e, portanto, sou muito grata por tudo que aprendi com cada um de vocês, todos foram fundamentais!

As minhas amigas: Ana Paula Fraga, Ana Claudia Trídico, Tatiane Cristina Beraldo e em especial Karoline Cruz. Ka, me lembro de um momento único durante o mestrado que entre tantos exercícios e resumos para ler, você me convenceu a fazer um piquenique no meio da tarde de um sábado para conversarmos entre amigas. No dia me dei esse "luxo" e foi uma das tardes mais especiais que passamos juntas. Algumas semanas depois você nos deixou e pude aprender que esse "luxo" foi o maior presente e ensinamento de vida que me deu. Obrigada por todos os momentos especiais que passamos juntas e obrigada por me mostrar que por mais corrido que esteja os nossos dias não podemos nunca esquecer de valorizar aquilo que realmente importa. Você foi um anjo que passou em nossas vidas, fez tanta diferença e que falta nos faz. Muito obrigada pela oportunidade de viver ao seu lado.

Meu agradecimento às secretárias do departamento Maria Aparecida Maielli e Aline Cristina Fermino por todo auxílio durante esses anos.

Por fim, sou grata a todas as pessoas que passaram em minha vida durante esses três anos de muito aprendizado.

EPÍGRAFE

“Maior que a tristeza de não haver vencido é a vergonha de não ter lutado”

Rui Barbosa

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	11
1. INTRODUÇÃO	13
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	15
2.1. LITERATURA ACERCA DOS JOVENS INSERIDOS NA SITUAÇÃO DENOMINADA NEM-NEM... 15	
2.2. LITERATURA ACERCA DOS IMPACTOS DOS PROGRAMAS CONDICIONAIS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA SOBRE A OFERTA DE TRABALHO	20
3. DESCRIÇÃO DOS PROGRAMAS SOCIAIS	25
4. DADOS	27
4.1. IDENTIFICAÇÃO DOS BENEFICIÁRIOS DOS PCTR.....	28
5. METODOLOGIA	33
5.1. CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS	36
6. RESULTADOS.....	37
6.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS: CARACTERIZAÇÃO DO CENÁRIO BRASILEIRO DOS JOVENS NEM-NEM	37
6.2. RESULTADOS DOS MODELOS ECONÔMICOS	48
7. CONCLUSÃO	71
REFERÊNCIAS.....	73

RESUMO

Os impactos dos programas condicionais de transferência de renda na oferta de trabalho dos jovens nem-nem

Esta pesquisa tem como objetivo estimar os efeitos dos Programas Condicionais de Transferência de Renda (PCTR) no Brasil sobre a oferta de trabalho dos jovens inseridos na situação denominada “nem-nem”, ou seja, aqueles que não estudam não trabalham e nem estão em busca de emprego. Tendo como base o trabalho de Foguel e Barros (2010) propõe-se verificar se os programas sociais produzem o efeito indesejável de incentivar jovens moradores de domicílios beneficiários a ofertarem menos trabalho, a partir da estimação de modelos de dados em painel aplicados aos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE). Foram construídos dois painéis formados pelo mesmo conjunto de municípios durante dois períodos: de 2001 a 2009 e de 2011 a 2014 e com o desenvolvimento deste projeto foi possível identificar o perfil dos jovens nem-nem no Brasil, os fatores associados a essa condição e a evolução nos últimos anos. Durante todo o período em análise o percentual de jovens nem-nem se manteve relativamente estável, mas apresentou comportamentos distintos entre os grupos avaliados neste trabalho: jovens do sexo masculino, feminino, jovens mães e não mães. De um modo geral, a maioria dos jovens nem-nem se concentra em domicílios de baixa renda, tem baixa escolaridade e destaca-se nessa condição as jovens com filho devido ainda a forte exigência da participação dessas mulheres nas atividades domésticas e cuidados com parentes e/ou crianças. Em relação ao impacto dos PCTR na probabilidade de o domicílio possuir jovens fora do mercado de trabalho e da escola observou-se que apenas para as jovens mães o resultado foi significativo – e nesse caso deve-se considerar a falta de disponibilidade de vagas nas creches e pré-escolas como um intensificador da vulnerabilidade das mulheres nessa condição. Por outro lado, embora os jovens do sexo masculino apresentem o menor percentual de nem-nem entre os grupos analisados, observou-se uma tendência de alta, principalmente entre os menos escolarizados. Dessa forma, políticas públicas de incentivo ao aumento de vagas nas pré-escolas para as crianças devem ser adotadas no sentido de garantir às jovens mães oportunidades de inserção no mercado de trabalho e/ou retorno aos estudos. Deve-se também adotar políticas voltadas para a redução do abandono escolar de jovens do sexo masculino, a fim de evitar círculo vicioso de baixa escolaridade e dificuldade de inserção no mercado de trabalho.

Palavras-chave: PCTR; Jovens nem-nem; Dados de painel

ABSTRACT

The effects of conditional cash transfer programmes on the labor supply of NEET

This research aims to estimate the effects of the Conditional Cash Transfer (CCT) programmes in Brazil on the labor supply of NEET, that is, youths neither working nor studying or looking for a job. Based on the study of Foguel and Barros (2010), this study verifies if social programs have the undesirable effect of encouraging young people from beneficiary households to offer less work, based on the estimation of panel data models applied to microdata Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD / IBGE). Two panels were built by the same set of municipalities during two periods: from 2001 to 2009 and from 2011 to 2014. It was possible to identify the profile of NEET in Brazil, the factors associated with this condition and developments in recent years. Throughout the study period, the percentage of inactive youths remained relatively stable, but presented different behaviors among the groups evaluated in this study: young men, women, young mothers and non-mothers. Generally, the majority of NEET are in on low-income households, have low schooling levels and stands out in this condition the young women with children because they have a large participation in domestic activities and group of children and relative care. Regarding the impact of PCTRs on the probability that there is NEET in the household, it was observed that only for the young mothers the result was significant - and in this case one should consider the lack of availability of day care centers and pre-schools as an intensifier of women's vulnerability in this condition. On the other hand, although young males had the lowest percentage of idles among the groups analyzed, there was an increase trend among the less educated youths. Thus, public policies that increase the number of pre-schools for children should be adopted in order to guarantee young mothers' opportunities to enter into the labor market and/or to return to school. Moreover, it is recommended the implementation of policies to reduce school drop-outs for young males, in order to avoid the vicious cycle of low schooling and difficulty to entering in the labor market.

Keywords: CCT programmes; NEET; Panel data

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Taxa de jovens NEET, 15/16 anos no quarto trimestre de 2012 (%).....	17
Figura 2 - Percentual de domicílios beneficiários dos PCTR nos centésimos da distribuição da Renda no ano de 2004: Suplemento e Proxy	30
Figura 3 - Percentual de domicílios beneficiários dos PCTR nos percentis da distribuição da Renda no ano de 2006: Suplemento e Proxy	31
Figura 4 – Percentual dos nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos separados entre as amostras do sexo masculino, sexo feminino, mãe, não mãe e total de jovens, nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.	37
Figura 5 – Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos por quinto da renda per capita domiciliar líquida nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.....	38
Figura 6 – Percentual dos nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos cuja renda domiciliar per capita líquida está acima da média no município, para o sexo masculino, feminino, mãe e não mãe nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.....	39
Figura 7 – Percentual dos nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos cuja renda domiciliar per capita líquida está abaixo da média no município, para o sexo masculino, feminino, mãe e não mãe nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.....	39
Figura 8 – Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo masculino e feminino por número de horas semanais dedicados aos afazeres doméstico agregando os dados das PNAD de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.	40
Figura 9 - Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo masculino e feminino que moram em domicílios que possuem crianças de até 3 anos e/ou crianças de 4 a 5 anos nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.	41
Figura 10 - Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo masculino e feminino em domicílios que possuem crianças de até 3 anos que frequentam ou não creche nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.....	41
Figura 11 - Percentual de domicílios com jovens nem-nem de 18 a 29 anos nos domicílios beneficiários e não beneficiários dos PCTR nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.	42
Figura 12 – Percentual de nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos de baixa renda por região do país nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.	43
Figura 13 – Taxa de desemprego dos jovens de 18 a 29 anos de baixa renda nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014 para todas as regiões brasileiras.....	44

- Figura 14 – Anos médio de estudo de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo feminino e sexo masculino nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014. 46
- Figura 15 – Percentual de jovens nem-nem do sexo masculino de 18 a 29 anos de baixa renda por nível de escolaridade nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014. 46
- Figura 16 - Anos médio de estudo dos pais dos jovens de 18 a 29 anos de baixa renda, estando na condição nem-nem ou não, nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014..... 47
- Figura 17 - Percentual de jovens nem-nem brancos e não brancos de 18 a 29 anos de baixa renda nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014..... 47
- Figura 18 - Percentual de jovens nem-nem casados, de 18 a 29 anos e de baixa renda, separado por sexo nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014. 48

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Jovens nem-nem de 15-24 anos na América Latina no período de 1989-2009	18
Tabela 2 - Valores máximos (R\$) concedidos por ano de acordo com o programa social vigente	28
Tabela 3 - Comparação da proporção de beneficiários dos PCTR entre suplemento e a Proxy.	29
Tabela 4 – Distribuição do percentual dos jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda por região do país em cada ano nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.	42
Tabela 5 – Distribuição do percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda por nível de ensino nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.	45
Tabela 6 - Estatísticas descritivas: médias e desvios-padrão das variáveis para os anos de 2001 a 2009	49
Tabela 7 - Estatísticas descritivas: médias e desvios-padrão das variáveis para os anos de 2011 a 2014	52
Tabela 8 – Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo masculino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2001 a 2009	54
Tabela 9 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo masculino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014	57
Tabela 10 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2001 a 2009	58
Tabela 11 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014	61
Tabela 12 – Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2009 a 2011.....	62
Tabela 13 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014.....	65

Tabela 14 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino não mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2001 a 2009 66

Tabela 15 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino não mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014. 68

1. INTRODUÇÃO

Tem crescido o interesse e a adoção dos Programas Condicionais de Transferência de Renda (PCTR) nos últimos anos e esse aumento vem se mostrando não apenas no número de países adeptos, como também na abrangência de alguns dos programas. Praticamente todos os países da América Latina possuem uma política de proteção social desse tipo, além de países como Bangladesh, Indonésia e Turquia que dispõem de programas de grande escala, ou mesmo programas piloto, como os implantados no Camboja, Marrocos, Paquistão e África do Sul. Este reconhecimento se deve em grande parte pelas evidências positivas apresentadas nas avaliações de impactos dos PCTR sobre seu público alvo (FISZBEIN; SCHADY, 2009).

Os PCTR consistem na transferência de dinheiro para famílias de baixa renda respeitadas certas condicionalidades, ou seja, o acesso ao benefício está associado ao cumprimento de requerimentos preestabelecidos. O foco desta proteção social vai da redução da pobreza no curto prazo – pela redistribuição de renda – a investimentos em capital humano para superar a reprodução dessa condição no longo prazo (VILLATORO, 2005; FOGUEL; BARROS, 2010; SOARES, 2010), via condicionalidades. Essas tais condicionalidades, voltadas especialmente às áreas de saúde e educação, exigem, por exemplo, o acompanhamento de matrícula e frequência escolar, exames médicos periódicos, regularidade das vacinas, consultas pré-natal e neonatal, entre outras.

Há boas evidências mostrando que os PCTR têm melhorado a qualidade de vida das pessoas beneficiárias e que tais impactos favoráveis têm sido fundamentais para a manutenção e criação de novos programas. Fiszbein e Schady (2009) reúnem diversos resultados destas políticas de proteção social que comprovam os benefícios em vários países. Na área da educação, por exemplo, vários projetos apresentaram efeitos positivos sobre o número de matrículas e aumento da frequência escolar¹. Na área da saúde, os benefícios de alguns desses projetos se deram no crescimento do acompanhamento de visitas a centros de saúde por parte das crianças, no aumento da cobertura de imunização e efeitos positivos na saúde preventiva por adultos, como mulheres em consultas de acompanhamento pré-natal.

No Brasil, pesquisas semelhantes foram desenvolvidas e os resultados encontrados na área da educação não foram diferentes dos apresentados, como: aumento na frequência escolar e no número de matrículas, diminuição na taxa de abandono escolar e aumento nas taxas de aprovação nas séries escolares analisadas². Na área da saúde, Tapajós et al. (2010) apontam que o Programa Bolsa Família (PBF) teve impacto positivo sobre a vacinação em dia, que a participação no programa social afeta positivamente as gestantes – dada a redução de partos prematuros entre as famílias beneficiárias – além dessas famílias possuírem a maior proporção de crianças consideradas nutridas de acordo com o Índice de Massa Corporal (IMC)³.

Mas, embora a literatura mostre diversos efeitos positivos, há ainda um grande debate sobre o impacto desse programa na oferta de trabalho. Tem-se difundido a ideia de que o aumento da renda em um determinado domicílio via transferências monetárias do governo, incentiva as famílias a dedicarem mais tempo ao lazer e reduzir sua participação na

¹ Como Oportunidades (no México), Atención a Crisis e Red de Protección Social (na Nicarágua), Programa de Asignación Familiar (em Honduras), Familias em Acción (na Colômbia), Program of Advancement through Health and Education (na Jamaica), e Social Risk Mitigation Project (na Turquia).

² Para saber mais: Neto (2010), Cardoso e Souza (2004) e Glewwe e Kassouf (2008).

³ Kawamura (2014) também obteve resultados que mostraram os efeitos positivos do PBF sobre consumo de nutrientes e sobre os índices antropométrico dos indivíduos beneficiados.

força de trabalho. Obviamente que a redução na oferta de trabalho infantil é o melhor dos impactos neste sentido, e conforme análises apresentadas por alguns estudos, isto de fato tem ocorrido⁴.

Entretanto o efeito socialmente indesejável ocorre sobre a oferta de trabalho de jovens e adultos que integram as famílias beneficiárias das políticas assistenciais e que passam a trabalhar menos, ou mesmo não trabalhar. Muitos estudos têm se dedicado à análise dos efeitos dos programas sobre a oferta de trabalho de adultos, mas o objetivo principal desta pesquisa é estimar os efeitos dos PCTR no Brasil, sobre a oferta de trabalho dos jovens, mais especificamente, aqueles inseridos na situação denominada “nem-nem”, ou seja, não estudam, não trabalham e nem estão em busca de emprego, e que vem caracterizando uma proporção expressiva dos jovens no país.

Tendo como base para esta pesquisa o trabalho de Foguel e Barros (2010), propõe-se verificar se os programas sociais produzem o efeito indesejável de incentivar jovens beneficiários a ofertarem menos trabalho. Foram construídos dois painéis com os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE), formado por um mesmo conjunto de municípios durante o período de 2001 a 2009 e outro conjunto de municípios durante o período de 2011 a 2014. Embora a PNAD não apresente questões específicas sobre a participação dos domicílios entrevistados nos PCTR, foi replicado o procedimento utilizado por Souza, Osorio e Soares (2011) para identificar indiretamente os beneficiários dos programas ano a ano.

Após esta introdução, o estudo segue a seguinte estrutura: no capítulo 2 apresenta-se a revisão dos estudos sobre os jovens inseridos na situação denominada nem-nem e os estudos acerca dos impactos dos Programas Condicionais de Transferência de Renda sobre a oferta de trabalho; no capítulo 3 apresentam-se as descrições dos programas sociais; o banco de dados e o procedimento utilizado para identificação dos beneficiários dos PCTR são apresentados no capítulo 4; no capítulo 5 apresentam-se a metodologia e algumas considerações teóricas; uma análise descritiva do cenário brasileiro dos jovens nem-nem, o modelo econométrico aplicado e a análise dos resultados são apresentados no capítulo 6; e por fim, são apresentadas as considerações finais no capítulo 7.

⁴ Ferro e Kassouf (2005), mostraram que o programa Bolsa Escola reduziu o número de horas mensais das jornadas de trabalho infantil. Nesta mesma linha de pesquisa, Soares e Pianto (2003) ao avaliar o impacto do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) sobre o trabalho das crianças, obtiveram os resultados desejados conforme o objetivo principal do programa que é a redução no trabalho infantil.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. Literatura acerca dos jovens inseridos na situação denominada nem-nem

O termo "nem-nem" designado aos jovens inativos que não estudam e tampouco procuram trabalho e atualmente introduzido no debate das políticas públicas, surgiu na década de 90 e é também reconhecido pela sigla em inglês "NEET" (neither in employment nor in education or training) ou ainda “ni-ni” (ni estudan ni trabajan)⁵. Muitas vezes esse termo está atrelado a conotações pejorativas e julgamentos precipitados sobre atitudes e valores pessoais, isto porque se espera da juventude um processo de transição natural entre a escola e o trabalho, mas tais transições estão cada vez mais sendo substituídas por trajetórias diversificadas e demoradas, principalmente em tempos de agitações econômicas.

O termo surgiu no final de 1980 no Reino Unido pela necessidade de um indicador que captasse a quantidade de jovens que não estavam trabalhando nem estudando, após uma alteração no regime de benefícios no país que deixou a maioria das pessoas com idade entre 16 e 18 anos sem acesso ao seguro desemprego. Nas primeiras estimativas utilizou-se o conceito “Status Zero” para se referir a esse grupo, mas devido às metáforas negativas que surgiram com o termo, alteraram para NEET que foi formalmente introduzido em 1999 com a publicação do relatório Bridging the gap (SOCIAL EXCLUSION UNIT, 1999). A partir de então, interpretações equivalentes foram adotadas por diversos países, especialmente pelos Estados-Membros da União Europeia (UE). Países como Japão, Nova Zelândia, Taiwan e Hong Kong desenvolveram as suas próprias definições (EUROPEAN FOUNDATION FOR THE IMPROVEMENT OF LIVING AND WORKING CONDITIONS – EUROFOUND, 2012).

Este fenômeno que vem sendo estudado em todo o mundo teve um destaque especial depois da recessão econômica e agravamento dos níveis de desemprego causado pela crise financeira internacional em 2008 (SIMÕES; SANTOS; VAZ, 2013). Para se ter uma ideia, desde o início da crise, quase todos os países membros da UE registraram um aumento nas taxas de desemprego dos jovens atingindo a marca de 20,7%, o que equivale a cinco milhões de jovens desempregados (EUROFOUND, 2011). A não compreensão ou escassez de atenção sobre esse grupo pode levar à exclusão social de uma parcela importante da população e, antes de qualquer rotulação, devem ser consideradas as diversas circunstâncias a que essa juventude está sujeita.

A compreensão do fenômeno auxilia no estabelecimento das políticas públicas cabíveis de resgate dos jovens, mas a consolidação do conceito e delimitação desse grupo é difícil. Segundo Simões (2013b), o debate recai sobre muitos aspectos, podendo ser resumidos em quatro pontos especificamente. O primeiro é sobre a estipulação da faixa etária, que além de importante medida de comparação internacional, engloba situações que podem enfraquecer a compreensão da realidade, como por exemplo, ao ampliar a análise para um intervalo de idade muito grande. No Brasil essa faixa normalmente se refere aos jovens de 16 a 24 anos que é quando o jovem deve estar cursando o Ensino Médio ou Superior, e é considerado um período de transição entre escola e trabalho⁶.

Um segundo aspecto muito importante é o tempo envolvido nesta condição, uma vez que a vida dos jovens tende a passar por mudanças rápidas. Os dados das pesquisas domiciliares (PNAD, por exemplo) refletem a situação

⁵ Este trabalho utilizará o termo “nem-nem” e “NEET” alternadamente para retratar dos jovens os jovens que se encontram nesta situação.

⁶ A Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o Japão e a Coreia, por exemplo, estendem um pouco mais esta faixa. O primeiro observa em suas estatísticas, jovens de 15 a 29 anos e os dois últimos além de considerarem jovens de 15 a 34 anos, associam a um fenômeno que afeta não só mercado de trabalho, mas também a relação dos jovens com a sociedade (OECD, 2012; EUROFOUND, 2012).

do momento específico que ela foi realizada, mas esta condição pode ser completamente diferente apenas alguns dias depois da obtenção destes dados.

Um terceiro aspecto é a importância da distinção entre fatores relacionados às escolhas individuais em contraposição aos fatores relacionados às desigualdades sociais, falta de oportunidades e falhas de políticas sociais (SERRACANT, 2010). Sobre esse aspecto é possível destacar o problema de colocar jovens desempregados por circunstância alheia a sua vontade e jovens inativos por escolha própria, na mesma categoria "nem-nem"⁷. Os primeiros possivelmente serão reintegrados mais facilmente no mercado à medida que o nível de emprego cresça na economia, enquanto que os demais são movidos por outros fatores. No Brasil, o percentual de inativos de 15 a 29 anos em 2010 era 12,8%, valor maior do que o percentual de desempregados, de 6,8% (SIMÕES, 2013b), o que mostra que diferentes esforços seriam necessários para a reintegração desses diferentes grupos.

Um quarto aspecto a ser considerado são as particularidades, circunstâncias e comportamentos pelos quais os jovens estariam sujeitos. Por exemplo, se se encontram nesta situação pela necessidade de cuidar dos seus filhos, parentes idosos ou doentes; se estão se dedicando a talentos artísticos ou esportivos sem vínculos de educação e mercado de trabalho; se estão em viagens de intercâmbio cultural ou temporada com parentes em outra região; se estão em atividades de caráter filantrópico; ou contrariamente engajados em gangues e organizações criminosas. Alguns desses casos exemplificam que o distanciamento do mercado de trabalho ou da escola nem sempre se traduz em ociosidade (SIMÕES, 2013b).

Pela definição utilizada pelas pesquisas da OCDE, em que considera nas taxas NEET o estado de inatividade (desempregados e inativos), observa-se que na média, as taxas para o grupo de 15 a 29 anos são mais elevadas para pessoas com baixos níveis educacionais do que aqueles com ensino superior; para estrangeiros do que nativos; e em economias emergentes, como Índia, Arábia Saudita e África do Sul. Essa taxa também aumentou para a maioria dos seus países membros desde o início da crise econômica de 2008.

No período entre o quarto trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2012, o aumento mais forte foi observado em países como Grécia, Luxemburgo, Irlanda, Itália e Espanha, explicado principalmente pelo aumento do desemprego. A taxa média de jovens NEET (15/16 a 24 anos) para os países da OCDE no quarto trimestre de 2012 foi cerca de 13%, mas em países como Grécia, Itália, México e Turquia, este valor passou dos 20%. As taxas mais baixas foram observadas para Dinamarca, Islândia, Holanda e Suíça, com 6% ou menos, e o Brasil ficou em torno de 17% (OECD, 2014), conforme apresentado na Figura 1.

⁷ O termo "inativo" é utilizado aqui de forma similar ao emprego feito por Monteiro (2013) para simplificar a linguagem, e se refere às pessoas inativas no mercado de trabalho e que não estudam.

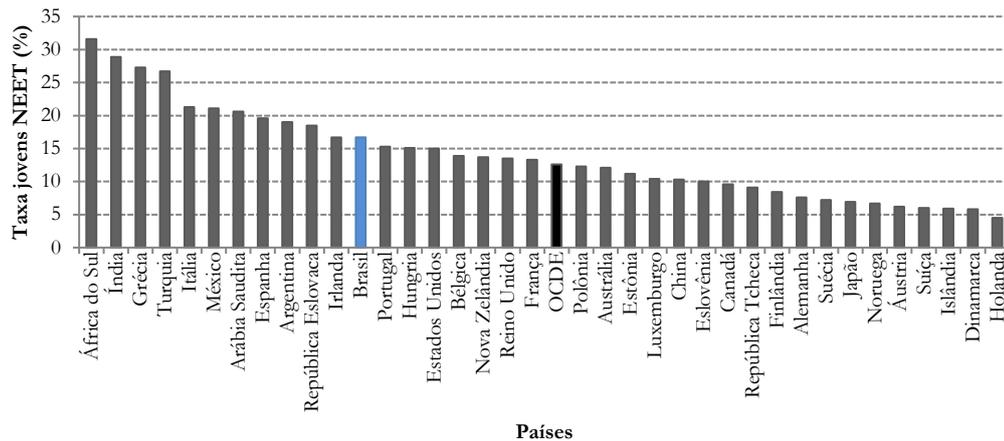


Figura 1 – Taxa de jovens NEET, 15/16 anos no quarto trimestre de 2012 (%).

Fonte: OECD. Youth neither in employment, education nor training (NEETs), in OECD, Society at a Glance 2014: OECD Social Indicators, OECD Publishing, Paris, 2014.

Nota: Argentina e Brasil: apenas as áreas urbanas foram selecionadas. Arábia Saudita e China: os dados podem incluir algumas pessoas desempregadas que são estudantes.

O indicador construído pela Eurostat padroniza o cálculo entre os países membros da UE⁸. Inclui jovens com idade de 15 a 24 anos e tem como numerador o número de pessoas que preencham as condições: (a) que não estão empregadas (ou seja, desempregados ou inativos de acordo com a definição da Organização Internacional do Trabalho – OIT) e (b) que não receberam qualquer tipo de educação ou formação nas quatro semanas anteriores a aplicação da pesquisa. O denominador é composto pelo número de pessoas na mesma faixa etária e sexo excluindo os questionados que não responderam à pergunta sobre a participação em atividade educacional ou formação regular.

Esse indicador, que tinha apresentado reduções antes da crise, tem aumentado significativamente desde então. Nos países membros da UE, em média a taxa de NEET é maior entre as mulheres do que entre os homens e contém principalmente aqueles com baixos níveis educacionais. A maioria nunca trabalhou, cerca de metade está registrada como desempregada e metade como inativa. Entre os inativos, 63% estão disponíveis para o trabalho, mas não estão à procura devido indisponibilidade pessoal ou por acreditarem que não há trabalho disponível (EUROFOUND, 2012).

Em um estudo para o Reino Unido, Bynner e Parsons (2002) modelaram a relação do estado NEET com variáveis que antecederam esta situação. Definiram a condição NEET como jovens de 16 a 18 anos fora da escola ou emprego no período de seis meses ou mais, e encontraram que as mulheres nessa condição são praticamente o dobro dos homens (14% e 7% respectivamente) devido principalmente ao fato de terem filhos. Para o perfil geral dos jovens (homens e mulheres), concluíram que variáveis relacionadas com as primeiras experiências de vida e com as circunstâncias familiares têm uma influência importante: jovens NEET eram susceptíveis a ter baixo peso quando nasceram, ter crescido em bairros pobres (beneficiados por merenda escolar gratuita e benefícios estatais) e baixo conhecimento cultural (pais não leem para os filhos e não se interessam pela educação dos mesmos). Foi observado também, que o efeito educacional era relevante e considerando um dos principais fatores responsáveis por esta condição: jovens sem qualificações tinham uma probabilidade 6 vezes maior de estar na situação NEET.

⁸ Eurostat é um serviço criado para fornecer estatísticas para a União Europeia.

Nesta mesma linha, Arceo-Gómez e Campos-Vázquez (2011) fazem uma análise econométrica dos determinantes de ser um jovem nem-nem, com 15 a 29 anos, no México. No período analisado, a proporção desta população tem diminuído: em 1990 era em torno de 37,9% (9,1 milhões) e em 2010 era 28,9% (8,6 milhões). Os resultados encontrados mostram que há diferenças de gênero importantes: as mulheres representam o maior percentual nesta situação e os homens as maiores taxas de crescimento no período recente, que se deve principalmente ao aumento na busca de trabalho depois da crise econômica de 2008. Outra diferença encontrada é que um jovem casado mostra menor probabilidade de ser nem-nem, enquanto a mulher casada aumenta esta estatística.

Observa-se ainda nesse estudo, que estes jovens são provenientes de famílias com menor renda familiar e menor nível educacional, uma vez que mais anos de estudo estão relacionados a menor probabilidade de ser nem-nem, e isto também se verifica para a escolaridade do chefe da família. Outro resultado importante que vale ser destacado é que tanto a taxa de emprego como a taxa de assistência escolar a nível municipal, diminuem a probabilidade de ser nem-nem, o que mostra que estar nessa condição está relacionado às oportunidades disponíveis para os jovens no mercado de trabalho e na educação.

No Brasil, a caracterização desse grupo de jovens tem sido construída por muitos estudos nos últimos anos. De acordo com os dados apresentados por Simões (2013a), comparado aos vizinhos latino-americanos, o país encontra-se em uma posição relativamente melhor: o percentual de jovens nem-nem na faixa etária de 15 a 19 anos encontra-se abaixo dos demais países - com exceção apenas da Bolívia em 2009. Resultado semelhante foi encontrado por Cárdenas, Hoyos e Székely (2014), mas para outra faixa etária: em uma comparação entre 18 países da América Latina, o Brasil tinha o segundo percentual mais baixo para a população entre 15 e 24 anos com 21,9%, enquanto que a média da região era 26,4% em 2009, conforme apresentado na Tabela 1. Esses dados sobre a posição brasileira, embora relativamente favoráveis, não significam que não mereçam atenção. Subgrupos específicos dessa população escondem comportamentos nem sempre tão vantajosos e que exigem cuidados especiais.

Tabela 1 – Jovens nem-nem de 15-24 anos na América Latina no período de 1989-2009

Países	% de 15-24 anos					Variação % 1989-2009
	1989	1995	2000	2005	2009	
Argentina	24,3	26,5	30,7	28,6	28,1	3,8
Bolívia	21,9	21,4	20,7	18,6	18,0	-3,9
Brasil	27,4	25,1	25,4	24,1	21,9	-5,5
Chile	36,0	29,9	33,9	29,3	33,4	-2,7
Colômbia	26,8	31,1	36,8	32,0	32,0	5,2
Costa Rica	29,9	27,8	26,4	27,5	26,8	-3,1
Equador	32,2	32,2	29,1	27,4	25,4	-6,8
El Salvador	30,7	32,0	32,7	33,5	31,1	0,4
Guatemala	32,4	32,4	35,1	38,0	36,9	4,5
Honduras	41,1	38,2	39,2	40,6	30,0	-11,1
México	32,6	29,8	25,9	24,3	26,7	-5,9
Nicarágua	45,3	43,3	36,8	32,5	29,9	-15,4
Panamá	42,2	37,8	37,1	34,6	32,4	-9,8
Paraguai	23,0	40,2	29,2	27,2	24,8	1,9
Peru	48,2	39,1	29,1	32,5	27,9	-20,2
República Dominicana	35,1	35,1	32,6	32,4	25,0	-10,1

(continua)

Países	% de 15-24 anos					(conclusão)
	1989	1995	2000	2005	2009	Varição % 1989-2009
Uruguai	26,9	28,3	31,7	28,9	0,0	-26,9
Venezuela	43,1	33,9	37,8	30,5	26,4	-16,7
Média AL	33,3	32,4	31,7	30,2	26,4	-6,9

Fonte: Adaptado de Cárdenas, M.; Hoyos, R.; Székely, M. Out of School and Out of Work Youth in Latin America: A Persistent Problem in a Decade of Prosperity. *Economía*, Bogotá, 2015, Tabela A2, p.38.

Assim como na literatura estrangeira, em que a definição do termo difere entre países ou órgãos de pesquisa, no Brasil essa heterogeneidade também existe. Monteiro (2013) faz uma análise específica para a população de 19 a 24 anos sobre sua evolução de 2001 a 2011, a partir dos dados da PNAD. Os jovens nem-nem são um grupo relativamente estável, em torno de 17% da população total que está nessa faixa etária, e apresentou ligeiras reduções para os anos analisados, passando de 3,4 milhões em 2001 para 3,2 milhões em 2011. Desse total em 2011, 75% eram mulheres e dentre elas, 45% eram mães, indicando que a maternidade está fortemente ligada a tal condição. Na evolução das mulheres com filhos observou-se uma queda nos valores absolutos (de 1,94 para 1,44 milhões de mães no período analisado), que segundo a autora, é resultado de dois efeitos: as mulheres passaram a ter filhos mais tarde e em menor número, e aumentaram a participação no mercado de trabalho (o percentual saiu de 42% em 2001 para 46% em 2011).

Os jovens nem-nem do sexo masculino, embora apresentem incidências bem mais baixas que as mulheres, mostraram uma tendência contrária em sua trajetória ao longo desses anos: ocorreu um aumento de 7% para 9% da população total de homens de 19 a 24 anos. Esses efeitos contrapostos entre os gêneros, faz com que no agregado a redução dos jovens nem-nem para o período tenha sido de apenas 0,7% p.p..

A baixa escolaridade também apresenta fortes influências, cerca de 32% dos jovens nem-nem têm ensino fundamental incompleto em 2011. Na análise por gênero nota-se que o percentual de mulheres nem-nem sem filho e com ensino fundamental incompleto é quase três vezes maior do que o percentual dos homens (39% e 14% respectivamente), mas tal diferença desaparece conforme os jovens avançam na escolaridade e chegam ao terceiro grau (4% para homens e 3% para mulheres). A taxa dos jovens que não estudam e não trabalham também está fortemente associada à baixa renda: 55% dos jovens nesta situação moram nos domicílios que estão entre os 40% mais pobres da população.

Camarano e Kanso (2012) também estudaram para os anos 2000 o perfil do grupo de jovens nem-nem de 15 a 29 anos e seus respectivos contextos familiares. Com os dados disponíveis do Censo Demográfico e das PNAD observaram que a maioria dos jovens do sexo masculino que não participavam do mercado de trabalho ou da escola dependia do apoio de suas famílias – como pais, avós, sogros ou parentes – e que sofriam uma antecipação da vida adulta, dado as evidências encontradas na redução no número de jovens solteiros e aumento no número de jovens casados.

Para as jovens nessa mesma condição, o maior percentual foi encontrado entre as casadas e mães, mas esta estatística apresentou queda expressiva de 2000 para 2010. Não é novidade que esses jovens de maneira geral, estão inseridos nos domicílios de mais baixa renda, porém o detalhe destacado pelo trabalho foi o de que 60% dependia da renda do chefe da família e tal renda era composta por 80% do trabalho e 17% de programas sociais, incluindo seguro-desemprego, aposentadorias e pensões. A baixa escolaridade do chefe da família também foi observada nos domicílios onde os jovens que não estudavam nem trabalhavam estavam inseridos.

Costa e Ulyseia (2014) analisaram esse mesmo fenômeno, mas consideraram um período mais extenso, de 1992 a 2012. Encontraram resultados muito semelhantes aos apresentados para outros períodos, como: (a) a tendência decrescente da proporção de jovens nem-nem, ocorrida principalmente devido à inserção das mulheres e mães no mercado de trabalho e na educação formal; (b) a probabilidade de ser um jovem nem-nem estar associada ao fato de ser mãe; (c) a questão da baixa escolaridade e (d) da baixa renda domiciliar. Mostraram que jovens que já estão fora da idade escolar, com 18 a 29, apresentaram maior propensão de serem nem-nem comparados aos jovens de 15 a 17 anos. Para esses últimos a condição é diretamente afetada pela decisão de estudar, enquanto que para a faixa mais elevada está relacionada às condições de trabalho. Além disso, o estudo também constatou que este fenômeno é maior nas regiões Norte e Nordeste, assim como nas áreas rurais.

Diferente dos estudos apresentados até aqui, Menezes, Cabanas e Komatsu (2013) abordaram a duração na condição nem-nem para jovens de 17 a 22 anos, a partir dos dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME). Grande parte dessa população é formada por jovens que estão transitando entre vida escolar e o mercado de trabalho, portanto há uma grande rotatividade. Entre os resultados encontrados, além de terem observado que o percentual de saída nessa condição é maior do que o estoque de jovens que permanecem nela, outro resultado positivo, é que o aumento do tempo na duração dessa condição explica o crescimento da taxa, mas por outro lado, a duração média é curta, aproximadamente de 3 a 4 meses. Focaliza assim o problema para alguns grupos específicos, como: as mulheres com as taxas de inatividade significativamente maiores que os homens; os jovens de 17 a 18 anos (que apresentam o maior crescimento da proporção dos "nem-nem"); e os menos escolarizados (com ensino fundamental incompleto).

Como pode ser observado, o cenário brasileiro difere dos apresentados em outros países – como na Europa e nos países membros da OCDE – em que a crise do emprego é uma questão chave. No Brasil, como a desigualdade e exclusão social são fundamentais na explicação do fenômeno, políticas de combate à pobreza e de apoio aos jovens na condição nem-nem – como creches, programas de qualificação profissional, alfabetização para os pais e transferência de renda – podem ser mais efetivas (SIMÕES; SANTOS; VAZ, 2013). Analisar, portanto, os grupos de maior vulnerabilidade e os motivos de exclusão dessa parcela da população jovem, pode nos apontar as alternativas políticas que devem ser adotadas para inseri-los no sistema educacional ou nas atividades econômicas do país. Os impactos dos programas sociais podem auxiliar na busca destas respostas.

2.2. Literatura acerca dos impactos dos programas condicionais de transferência de renda sobre a oferta de trabalho

São crescentes as discussões no meio acadêmico sobre os efeitos dos programas sociais de transferência de renda na oferta de trabalho. Seria ideal que as análises se baseassem na comparação de comportamento sobre a oferta de trabalho, atribuído aleatoriamente a grupos de controle e tratamento, mas como isso não está disponível para a maioria dos países que tem esta política implantada, os estudos se concentram principalmente em métodos não experimentais que empregam dados individuais para encontrar um grupo de comparação – formado pelos não beneficiários do programa – que se assemelha ao grupo tratamento – formado pelos beneficiários (FOGUEI; BARROS, 2010). Além disso, analisam na maioria das vezes os impactos dessa política sobre a participação na força de trabalho e no número de horas trabalhadas.

Ferro, Kassouf e Levison (2010) na tentativa de separar grupos de controle e tratamento, utilizaram os dados obtidos a partir de duas perguntas aplicadas no questionário da PNAD 2003 sobre a participação e a inscrição

em um programa social voltado para a educação. Essa pesquisa isolada permitiu que se identificassem os beneficiários do programa, como sendo grupo tratamento, criasse um grupo controle, formado pelas famílias inscritas à espera do benefício, e então avaliasse o impacto do programa Bolsa Escola nas decisões de trabalho da família. Sobre o efeito do programa na probabilidade de participação na força de trabalho pelos pais, não foi encontrado qualquer coeficiente estatisticamente significativo, utilizando um modelo probit. Entretanto, observou-se mudanças no número de horas de trabalho, captado pelo procedimento Heckman em dois estágios.

Nesta linha, Tavares (2008) analisa a possível existência de um incentivo adverso à oferta de trabalho das mães beneficiárias do Programa Bolsa Família (PBF). A pesquisa foi realizada a partir dos dados da PNAD de 2004, utilizando o método de Pareamento por Escore de Propensão (PEP) com diferentes grupos de controle. Para o caso em que a variável dependente foi a participação no mercado de trabalho, o resultado apresentou efeito positivo e significativo, mostrando que ser beneficiária, aumenta a participação das mães no mercado de trabalho. Para o caso da jornada de trabalho como variável dependente os resultados foram semelhantes aos da participação.

De Brauw et al. (2013) avaliaram o impacto do PBF na oferta de trabalho domiciliar, por meio da participação na força de trabalho e no número de horas trabalhadas. A grande contribuição foi a desagregação do tempo de trabalho nos setores formal e informal, dada a hipótese de que programas condicionados aos rendimentos do trabalho no setor formal poderiam estimular famílias, cuja renda estivesse próxima ao critério máximo de elegibilidade, a ofertar trabalho adicional ao setor informal para não sair do critério de seleção do programa, além de criar desincentivos à formalização. Utilizaram os dados da pesquisa de Avaliação de Impacto do Bolsa Família (AIBF) obtidos em 2005 e 2009, incluindo famílias da área rural e urbana. Usando escore de propensão para construção de um grupo de comparação, não encontraram no agregado impactos expressivos do Bolsa Família na participação na força de trabalho nem sobre o número de horas de trabalho, mas encontraram uma mudança altamente significativa nas horas de trabalhos de famílias que saíram do setor formal para o setor informal – impulsionado principalmente por aquelas da região urbana – mostrando uma potencial dependência e vulnerabilidade das famílias às possíveis novas situações de trabalho.

Foguel e Barros (2010) utilizaram um painel de 806 municípios cobertos pela PNAD no período de 2001 a 2005 para analisar os efeitos dos PCTR sobre a oferta de trabalho adulta – especificamente sobre a taxa de participação e número médio de horas trabalhadas. Os resultados encontrados indicaram que os efeitos dos PCTR não são significativos na taxa de participação feminina no mercado de trabalho (nem para a amostra global, nem para uma amostra específica formada por mulheres cuja renda está abaixo da mediana da renda per capita apresentada pelo seu município) e para os homens o efeito sobre a taxa de participação é positivo, mas muito pequeno. Já em relação às horas ofertadas, os resultados mostraram um impacto pequeno e negativo sobre a amostra global de mulheres, e um impacto não significativo para as que formam a amostra específica.

A partir da comparação de médias, Medeiros, Britto e Soares (2007), pesquisaram os impactos do PBF no mercado de trabalho adulto com dados disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Eles avaliaram as taxas de participação no mercado de trabalho dos indivíduos que moram em domicílios que tenham algum beneficiário e dos indivíduos que moram em domicílios sem beneficiários e concluíram que o primeiro grupo trabalha tanto ou mais que aqueles cuja renda familiar per capita é similar ao segundo grupo. Analisaram também, através de um modelo probit, os dados da PNAD 2004 para os 30% mais pobres sobre a probabilidade de ser parte da população economicamente ativa em quatro combinações separadamente: mulheres chefes, mulheres cônjuges, homens chefes e homens cônjuges. Apenas mulheres chefes beneficiárias tiveram menor probabilidade de ofertar trabalho, nas demais combinações o efeito encontrado foi nulo. Para os autores, alguns efeitos negativos sobre a oferta

de trabalho não devem ser encarados como maléfico, dado que muitas famílias em condições de pobreza aumentam a participação de mulheres, jovens e crianças em ocupações precárias e mal remuneradas.

Como se pode observar, a maior parte dos estudos conclui que ao se elevar a renda através de programas do governo, não foram encontrados efeitos de desincentivos para o trabalho de adultos, no máximo modestas reduções. Já sobre a oferta de trabalho dos jovens, como será analisado nesta pesquisa, há poucos trabalhos na literatura, destacando-se os de Araújo, Neder e Ribeiro (2010), Brito e Kerstenetzky (2010) e Simões (2013). O primeiro estudo analisou o impacto do PBF sobre o trabalho de crianças e jovens de 13 a 15 anos divididos entre os que só estudam, estudam e trabalham, só trabalham e nem estudam e nem trabalham⁹. Baseado no pareamento pelo escore de propensão e nos dados da PNAD 2006 notou-se que o programa reduziu ligeiramente a proporção dos que nem estudam nem trabalham em 1,9 p.p., podendo atribuir como justificativa a esse resultado a condicionalidade do programa de exigir a presença escolar.

O segundo estudo, realizado por Brito e Kerstenetzky (2010), baseou-se na comparação de médias das características de mercado de trabalho de beneficiários e não beneficiários pobres do PBF, mas neste caso, as bases de dados utilizadas foram do Cadastro Único de 2008 e a PNAD de 2006 (que contém o suplemento sobre Bolsa Família). Com todos os cuidados que os microdados do CadÚnico exigem, exploraram os dados para traçar o perfil destes grupos em idade ativa, em termos de características como sexo, idade, cor, escolarização, localização e trabalho infantil¹⁰. Ao analisar a variável faixa etária dos beneficiários verificou-se que em termos dos desocupados, a concentração se dá entre os jovens. A maioria entre 16 e 29 anos não trabalha principalmente aqueles entre 16 e 19 anos (96,8%) e entre 20 e 24 anos (80,4%). No caso dos não beneficiários do PBF a maioria dos jovens que não trabalha tem de 16 a 19 anos e 20 a 24 anos com 93,0% e 70,9% respectivamente, e também boa parte dos jovens na faixa de 25 a 29 anos possui apenas fundamental incompleto (em torno de 27%), cenário este um pouco melhor do que o dos beneficiários (30%).

A análise mais próxima da abordagem desta pesquisa foi desenvolvida por Simões (2013). O estudo utiliza os dados da PNAD 2011 para analisar os determinantes que levam os jovens à condição nem-nem e verifica se possuir pelo menos um membro da família beneficiário do PBF reduz a probabilidade de o jovem estar inserido na condição. O autor utiliza o modelo probit para estimar o efeito, e analisa os jovens em três subamostras: (1) jovens de 14 a 24 anos; (2) mulheres de 14 a 24 anos; e (3) mulheres de 14 a 24 anos que são mães. Para a primeira amostra, o PBF apresentou um efeito médio de redução de 2,4 p.p. na probabilidade de os jovens estarem na condição nem-nem.

Na segunda amostra, dois modelos são estimados: um para ver – além do efeito do PBF – o efeito da maternidade sobre a probabilidade de ser nem-nem e outro em que o efeito da maternidade é desmembrada por faixa etária dos filhos (0 a 3 anos, 4 a 6 anos e 7 a 14 anos). No primeiro modelo o PBF reduziu em 3,3 p.p. essa probabilidade e a maternidade aumenta em cerca de 8,6 p.p.. Porém no segundo, quando substitui a variável binária “mãe” por três binárias que indicam se a jovem tem filho em uma das três faixas etárias, nota-se que a maternidade tem efeito positivo sobre a probabilidade de a jovem estar na condição nem-nem apenas no caso de ter filhos entre 0 e 3 anos de idade, e o aumento é de 11 p.p. em relação a jovem que não tem filhos nessa faixa etária. Isso indica que as jovens tendem a deixar a escola e o mercado de trabalho na fase inicial da maternidade. O efeito do PBF sobre a probabilidade de a jovem ser nem-nem no segundo modelo é menor, reduz a probabilidade em 2,8 p.p..

⁹ Embora valha lembrar que a faixa-etária estipulada para os jovens “nem-nem” não é um consenso na literatura, mas é formada principalmente por jovens maiores de 15 anos.

¹⁰ Ao utilizar os microdados do Cadastro Único, foi diagnosticada pelos autores, baixa qualidade das informações relacionadas à ocupação, situação no mercado de trabalho e renda do cadastrado.

Na terceira amostra, o interesse incremental da análise foi sobre o efeito do acesso à educação infantil na probabilidade de a jovem mãe estar longe da escola e do mercado de trabalho. Em um modelo criado para aquelas que têm filhos de 0 a 3 anos, quem tem acesso a creche reduz a chance de cair na condição nem-nem em 19,5 p.p. em relação às mães que não tem seus filhos matriculados. Para esse grupo a participação no PBF não afeta a probabilidade, o que mostra que o programa ainda não compensa a ausência do serviço de cuidado à criança. O efeito na probabilidade é ainda maior no modelo criado para as mães que além de ter filhos nesta faixa têm também filhos de 4 a 6 anos. O acesso à creche reduz a probabilidade em 25,7 p.p., enquanto a pré-escola não parece influenciar. A participação no PBF reduz a probabilidade de ser nem-nem em aproximadamente 8,6 p.p. Os resultados sugerem que para este grupo tão vulnerável da condição nem-nem, jovens mães, a oferta e serviços de educação infantil, como creche e pré-escola, é favorável para a redução deste fenômeno e possui efeitos independentes da transferência de renda.

3. DESCRIÇÃO DOS PROGRAMAS SOCIAIS

Dentre os programas de transferência de renda do governo federal, o primeiro a ser criado foi o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) em 1996. Baseado na erradicação do trabalho infantil nas atividades perigosas, insalubres, penosas ou degradantes nas zonas rurais, tinha como alvo crianças e adolescentes de 7 a 14 anos de famílias pobres (meio salário mínimo per capita). A partir de 2006, com a integração do PETI ao Programa Bolsa Família, houve uma ampliação da faixa etária para crianças e adolescentes de 0 a 16 anos, sem limite de renda. O valor do benefício era de R\$ 25,00 por criança nas áreas rurais e de R\$ 40,00 nas áreas urbanas. Para preencher o tempo livre dos beneficiários e reduzir as chances de voltarem ao trabalho, criaram a jornada escolar ampliada. A condicionalidade do programa era a de que crianças menores de 16 anos não trabalhassem e tivessem pelo menos 75% de presença na escola ao ano.

O segundo PCTR federal criado foi o Bolsa Escola em 2001. O programa era destinado a domicílios com renda inferior a meio salário mínimo com crianças de 6 a 15 anos, visando a redução dos níveis de pobreza, incentivo à escolarização e redução da evasão escolar. A transferência consistia no valor de R\$ 15,00 por criança, com um limite máximo de três filhos por domicílio, e tal transferência era condicionada a ações das famílias em prol da educação: as crianças participantes deveriam estar regularmente matriculadas em estabelecimentos de ensino e ter pelo menos 85% de frequência escolar.

Ainda em 2001 foram criados mais dois programas, o Bolsa Alimentação e o Auxílio-Gás. A transferência de renda do Bolsa Alimentação estava condicionada a ações das famílias em prol da saúde, como aleitamento materno, exames pré-natais para gestantes e vacinação nas crianças. O objetivo era reduzir a mortalidade infantil em famílias cuja renda per capita era menor que a metade do salário mínimo vigente. O valor da transferência era de R\$ 15,00 para crianças de 0 a 6 anos de idade ou mulher grávida, podendo atingir o valor máximo de R\$ 45,00. O Auxílio-Gás foi o último programa lançado em 2001. As famílias beneficiárias deveriam ter renda familiar per capita de no máximo R\$ 90,00 e fornecia o valor de R\$ 7,50 como subsídio na compra do gás de cozinha pago bimestralmente. Este programa de transferência não era condicionado a ações dos beneficiários, exigia apenas o registro no Cadastro Único.

Em 2003, foi criado o Cartão Alimentação do Fome Zero para famílias com renda per capita abaixo de meio salário mínimo, com o objetivo de combater a insegurança alimentar. Assim como o auxílio-gás, era uma transferência de renda não condicionada. O valor da concessão correspondia a R\$ 50,00 por 6 meses (podendo ser prorrogado para no máximo 18 meses) e deveria ser gasto apenas em alimentos.

Até aqui, apesar da focalização destas transferências para o mesmo grupo de famílias, as agências executoras e os sistemas de informação desses programas eram separados, permitindo que uma família recebesse a transferência de diferentes programas simultaneamente. Em 2003, entretanto, o governo federal lançou o Programa Bolsa Família com o objetivo de unificar a gestão dos PCTR em um único programa, além de incorporar também o Auxílio-Gás e o Cartão-Alimentação que não exigiam condicionalidades. O programa foi amparado pela existência do Cadastro Único (CadÚnico) criado em 2001 e que estava em processo de expansão para integrar as informações dos beneficiários dos programas federais de transferência de renda. Este cadastro foi fundamental para o processo de unificação, criação de um registro único de famílias e de um acervo de informações, possibilitando através da renda mensal per capita familiar, selecionar as famílias elegíveis aos programas sociais. Esta seleção é descentralizada e executada em nível municipal (com checagem em âmbito federal) e cada município tem uma cota a ser preenchida de acordo com as estimativas do número de pobres (SOARES et al., 2007).

O público atendido pelo programa era composto por dois grupos de famílias: aquelas em situação de extrema pobreza (caracterizada por aqueles com renda per capita inferior a R\$ 50,00) e aquelas em situação de pobreza moderada (renda per capita entre R\$ 50,00 e R\$ 100,00). No primeiro grupo recebia-se, independentemente da composição da família, uma quantia fixa de R\$ 50,00, equivalente ao benefício básico. No caso de crianças menores de 15 anos e mulheres grávidas, a família também receberia R\$ 15,00 por criança ou gestante, até o valor máximo permitido de R\$45,00, equivalente ao benefício variável. No segundo grupo a família receberia apenas o benefício variável por criança com menos de 15 anos ou mulheres grávidas até o teto permitido de R\$ 45,00. Para o período em análise desta pesquisa (que corresponde de 2001 a 2009 e de 2011 a 2014) esses valores foram corrigidos nos anos de 2007, 2008, 2009, 2011 e 2014¹¹. A partir de 2008 acrescentou-se no benefício variável uma modalidade específica para jovens de 16 e 17 anos, restrito a até dois beneficiários por família, no valor de R\$ 30,00 em 2008; R\$ 33,00 em 2009; R\$ 38,00 em 2011; e R\$ 42,00 em 2014¹². Em 2011 essa modalidade específica para jovens aumentou a restrição para 5 beneficiários por família.

Entre às condicionalidades exigidas pelo programa estão: crianças em idade escolar devem estar matriculadas e ter frequência na escola de no mínimo 85% dos dias letivos; imunização de crianças com até 6 anos de idade e visitas regulares a postos de saúde para consultas e controle do peso e altura; exames médicos regulares para mulheres grávidas, assim como para aquelas amamentando. Não há exigências específicas para famílias extremamente pobres, mas sugere-se que adultos nesta situação devam participar de atividades estruturantes que abrangem preferencialmente cursos de capacitação profissional e de geração de emprego e renda (SOARES et al., 2007).

A última ampliação do Programa Bolsa Família durante o período em análise, foi o Brasil Carinhoso. Lançado em 2012 o valor repassado para cada família corresponde ao valor necessário para que a renda mensal por pessoa supere R\$ 70,00 e o público alvo foram as famílias extremamente pobres com filhos de até seis anos.

¹¹ Na sequência desses anos os valores do benefício básico e variável foram alterados para R\$ 58,00 e R\$ 18,00; R\$ 62,00 e R\$ 20,00; R\$ 68,00 e R\$ 22,00; R\$ 70,00 e R\$ 32,00; e R\$ 77,00 e R\$ 35,00 respectivamente.

¹² Os valores de renda per capita para caracterização de pobreza ou extrema pobreza também foram alterados em alguns anos. No ano de 2006 estes valores alteraram para R\$ 120,00 e R\$ 60,00 per capita respectivamente e em 2009 foram duas alterações, uma em abril cujos valores alteraram para R\$ 137,00 e R\$ 69,00 per capita respectivamente, e outra em julho cujos valores alteraram para R\$ 140,00 e R\$ 70,00 per capita respectivamente (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME - MDS, 2015).

4. DADOS

Serão utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) que disponibiliza informações anuais sobre características demográficas e socioeconômicas da população. Com o objetivo de representar a realidade brasileira ao menor custo, a PNAD adota um plano amostral estratificado e conglomerado com três estágios de seleção: seleção dos municípios, seleção do setor censitário e seleção do domicílio (SILVA; PESSOA; LILA, 2002). Essa pesquisa é caracterizada por dados cross section, que impossibilitam o acompanhamento dos domicílios ou dos indivíduos ao longo do tempo.

Entretanto, devido à forma de seleção dos municípios que fazem parte da amostra, é possível construir uma série temporal de cortes transversais de municípios brasileiros. Isto porque no primeiro estágio do plano amostral, onde é realizada a seleção dos municípios, esses são divididos em três categorias: a primeira formada pelos municípios das regiões metropolitanas (RMs); a segunda por municípios considerados autorrepresentativos (AR); e a terceira pelos pequenos municípios não autorrepresentativos (NAR). Os municípios das duas primeiras categorias, que são municípios de maior porte, são incluídos na amostra com probabilidade igual a um, e os demais são amostrados com probabilidade proporcional à sua população. Esta seleção é realizada no início de cada década, logo após a atualização dos dados demográficos pelo Censo. Portanto, os municípios selecionados são mantidos em todas as PNAD no período intercensitário (SOARES; PIANTO, 2003).

Sendo assim, criou-se um painel de 817 municípios brasileiros acompanhados continuamente ao longo de nove anos, no período de 2001 a 2009 e outro painel de 1.100 municípios acompanhados ao longo de quatro anos, no período de 2011 a 2014, que nos permite avaliar os impactos dos PCTR sobre esses municípios. Para garantir compatibilização dos dados nesses dois períodos em análise, foram excluídas as informações referentes ao Norte Rural (com exceção de Tocantins), dado que essa área foi incluída na amostra da PNAD apenas a partir de 2004. E além deste corte, foram descartados indivíduos cuja condição do domicílio é pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico.

Vale ressaltar que a amostra com os dados da PNAD apresenta algumas limitações. Dentre as que podem afetar este estudo, destaca-se o fato de que, por ser uma amostra, os dados não reproduzem exatamente os números absolutos de beneficiários dos programas sociais e o valor gasto com esses programas provenientes dos registros oficiais apresentados pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). Entretanto, para fornecer um retrato da situação socioeconômica do país, as PNAD representam bem os valores em termos relativos (Soares, et. al., 2007). No caso da representação das estatísticas descritivas e condicionais, utilizam-se os pesos amostrais ou fatores de expansão disponíveis no conjunto de dados da PNAD.

Outra restrição refere-se aos recursos provenientes de programas sociais que são captados juntamente com juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos e outros rendimentos (variável v1273), dificultando sua identificação e atribuição ao indivíduo beneficiário do programa. Portanto, antes de apresentar a análise descritiva do cenário brasileiro para os jovens nem-nem e as variáveis utilizadas na análise de regressão desta pesquisa, é preciso descrever o processo utilizado para identificar os beneficiários dos PCTR na PNAD, conforme apresentado na próxima seção.

4.1. Identificação dos beneficiários dos PCTR

Embora a PNAD não apresente questões específicas sobre a participação dos domicílios entrevistados nos PCTR, é muito comum na literatura, como técnica de identificação de beneficiários, o método dos valores típicos¹³. Esse método consiste em extrair da variável v1273 – conhecida também como “*outros rendimentos*” –, valores declarados que correspondem ou são próximos dos valores transferidos pelos programas¹⁴. Por simplicidade, neste trabalho foi replicado o procedimento utilizado por Souza, Osorio e Soares (2011) para identificar indiretamente os beneficiários dos programas ano a ano.

Tal procedimento verifica se a soma da variável v1273 de todos os moradores do domicílio é igual ou menor que os valores máximos transferidos a cada ano pelos programas vigentes de interesse, e então, considera que cada domicílio que se encaixe nessa regra seja beneficiário. Esta é uma suposição razoável ao considerar que os outros rendimentos contidos nesta variável (como por exemplo, juros de investimentos) são na maioria das vezes maiores que os valores próximos concedidos pelos programas, além disso, este método capta eventuais declarações arredondadas pelos entrevistados dos valores recebidos. A Tabela 2, criada a partir dos critérios utilizados por Souza, Osorio e Soares (2011) mostra os valores críticos encontrados.

Tabela 2 - Valores máximos (R\$) concedidos por ano de acordo com o programa social vigente

(continua)	
Anos	Programas e Valores Concedidos (R\$)
2001	Bolsa Escola (3*15) = 45
2002	Bolsa Escola + Auxílio-Gás + Bolsa Alimentação (3*15 + 15 + 3*15) = 105
2003	Bolsa Escola + Auxílio-Gás + Bolsa Alimentação + Cartão Alimentação (3*15 + 15 + 3*15 + 50) = 155
2004	Bolsa Escola + Auxílio-Gás + Bolsa Família (3*15 + 15 + (50 + 3*15)) = 155
2005	Bolsa Escola + Auxílio-Gás + Bolsa Família (3*15 + 15 + (50 + 3*15)) = 155
2006	Auxílio-Gás + Bolsa Família (15 + (50 + 3*15)) = 110
2007	Bolsa Família (58 + 3*18) = 127
2008	Bolsa Família (62 + 3*20 + 2*30) = 182
2009	Bolsa Família (68 + 3*22 + 2*33) = 200
2011	Bolsa Família (70 + 5*32 + 2*38) = 306
2012	Bolsa Família + Brasil Carinhoso (70 + 5*32 + 2*38) = 306 + hiato
2013	Bolsa Família + Brasil Carinhoso (70 + 5*32 + 2*38) = 306 + hiato

¹³ Para saber mais sobre essa técnica: Barros, Carvalho e Franco (2006), Barros (2006) e Foguel e Barros (2010).

¹⁴ Descrição da variável v1273 no questionário da PNAD: “Juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos que recebia, normalmente, no mês de referência”.

(conclusão)

Anos	Programas e Valores Consedidos (R\$)
2014	Bolsa Família + Brasil Carinhoso (77 + 5*35 + 2*42) = 336 + hiato

Fonte: Baseado nos critérios estabelecidos por Souza, Osorio e Soares (2011).

Nota: O termo hiato que aparece nos anos de 2012 a 2014 corresponde ao valor necessário para que a renda mensal por pessoa supere R\$ 70,00, conforme estabelecido no programa Brasil Carinhoso

No procedimento proposto por Souza, Osorio e Soares (2011) foram desconsiderados os valores transferidos pelo programa PETI, mas de acordo com os dados do MDS uma parcela significativa de crianças e adolescentes continuam recebendo esse benefício¹⁵. Desta forma, optou-se por adicionar ao valor máximo das transferências em cada ano, o valor do benefício do programa PETI, de acordo com a situação do município, urbano ou rural, e o número de crianças no domicílio. Este valor consiste em R\$ 40,00 para aqueles que se situam na área urbana e R\$ 25,00 para aqueles da área rural, por criança. Antes de 2006 o público alvo do PETI abrangia a faixa etária de 7 a 14 anos, mas na integração com o Bolsa Família esta faixa foi ampliada para crianças e adolescentes de 0 a 16 anos.

Para validar esta Proxy utilizada na identificação dos beneficiários, adotou-se como comparativo as PNAD de 2004 e 2006 que possuem um questionário suplementar, com informações sobre os programas de transferência de rendas obtidas por meio da pesquisa domiciliar. Para verificar a consistência, calculou-se a proporção de domicílios beneficiários e não beneficiários de acordo com os dados disponibilizados pelo suplemento e os dados obtidos com a Proxy adotada nesta pesquisa. Os resultados desta comparação são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Comparação da proporção de beneficiários dos PCTR entre suplemento e a Proxy.

		Suplemento	
		Recebe	Não Recebe
2004	Proxy	Recebe	6.757.640
			13,7%
2004	Proxy	Não Recebe	1.325.598
			2,7%
2006	Proxy	Recebe	2.236.848
			4,5%
2006	Proxy	Não Recebe	39.185.322
			79,2%
2004	Proxy	Recebe	8.463.953
			16,2%
2006	Proxy	Não Recebe	987.411
			1,9%
2004	Proxy	Recebe	283.666
			0,5%
2006	Proxy	Não Recebe	42.398.184
			81,3%

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD 2004 e 2006

Em uma análise semelhante à aplicada por Foguel e Barros (2010), a partir da Tabela 3 é possível tirar quatro importantes resultados. Em 2004, cerca de 92,9% (13,7 + 79,2) dos domicílios foram corretamente classificados em ambos os critérios e em 2006 este valor é ainda mais elevado cerca a 97,5% (16,2 + 81,3). Os domicílios identificados como beneficiários pelo suplemento, mas que não foram assim classificados pela Proxy, representam cerca de 24,7% em 2004 [4,5/(13,7 + 4,5)] e 3,0% em 2006 [0,5/(16,2 + 0,5)]. Isso reflete que em 2004 a Proxy identificou corretamente aproximadamente 75,3% dos beneficiários e 97,0% em 2006.

Outro dado importante a ser destacado, é que aproximadamente 3,3% dos domicílios beneficiários classificados pela Proxy em 2004, não são assim identificados pelo suplemento [2,7/(2,7 + 79,2)] e 2,3% em 2006 [1,9/(1,9 + 81,3)]. Por fim, esta tabela também revela que a Proxy em 2004 subestima ligeiramente a participação no

¹⁵ Ainda em 2011 no Brasil, 818.934 crianças e adolescentes eram beneficiárias do programa PETI (MDS, 2015).

programa: enquanto a Proxy classifica 16,4% (13,7 + 2,7) dos domicílios como beneficiários, este valor é de 18,2% (13,7 + 4,5) para o suplemento; e superestima levemente em 2006, sendo estes valores 18,1% (16,2 + 1,9) e 16,7 (16,2 + 16,5) respectivamente.

Outra evidência também utilizada por Foguel e Barros (2010) foi a construção de um gráfico que mostra a proporção de domicílios beneficiários dos PCTR em cada centésimo da distribuição da renda domiciliar per capita, a partir da Proxy criada no trabalho e os dados do questionário suplementar disponível na PNAD. Aplicando esta mesma comparação para os dados desta pesquisa, a Figura 2 e a Figura 3 mostram o comportamento da curva dos beneficiários nos centésimos da renda para os dados do suplemento e da Proxy em 2004 e 2006 respectivamente, que confirmam o ajuste do método adotado¹⁶.

De acordo com a Figura 2, em 2004 a Proxy acompanha o comportamento dos dados obtidos pelo suplemento nos domicílios mais pobres e estas curvas se descolam com o aumento dos centésimos, constatando a ligeira subestimação dos beneficiários pelo procedimento adotado. Por outro lado, na Figura 3, a Proxy acompanha adequadamente a curva do suplemento até aproximadamente o 50º centésimo de renda, e então ela superestima os dados nos centésimos mais elevados.

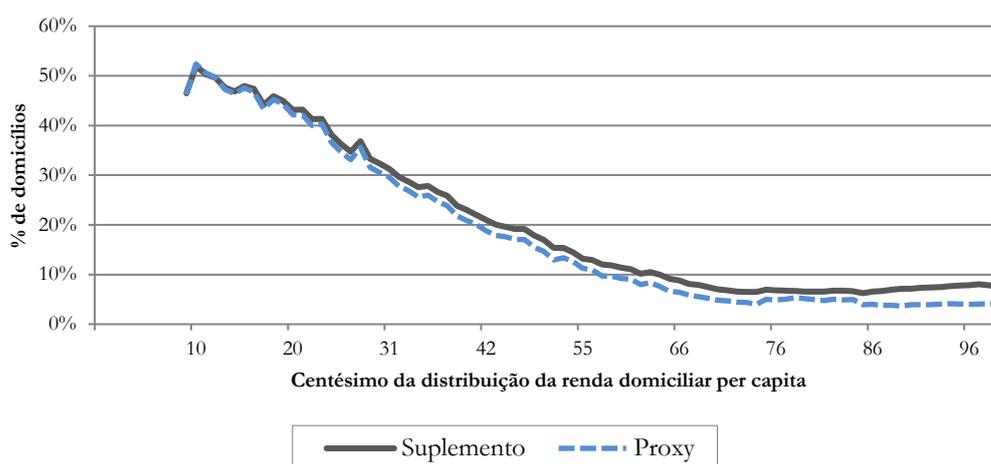


Figura 2 - Percentual de domicílios beneficiários dos PCTR nos centésimos da distribuição da Renda no ano de 2004: Suplemento e Proxy

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD 2004

¹⁶ Para suavizar a curva, os dados são apresentados como médias móveis de 10 centésimos. Para se ter uma ideia, o ponto correspondente ao 10º centésimo representa a média do 1º ao 10º ponto.

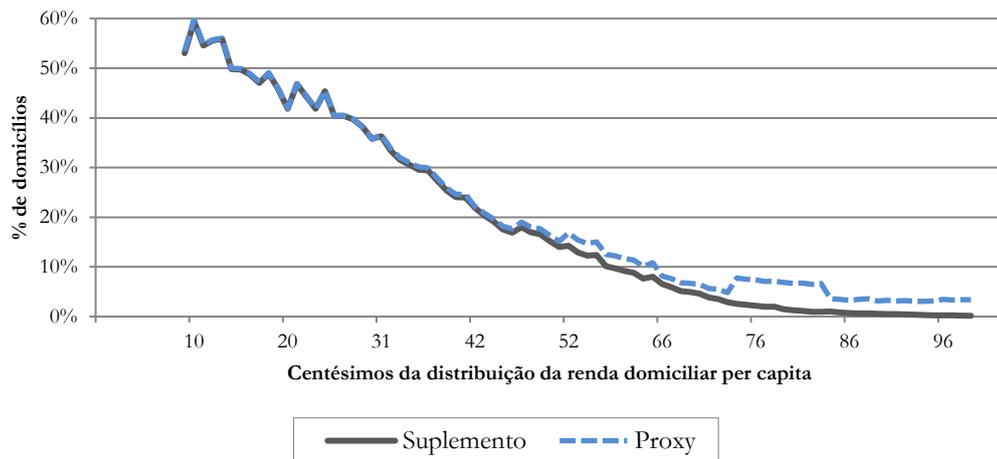


Figura 3 - Percentual de domicílios beneficiários dos PCTR nos percentis da distribuição da Renda no ano de 2006: Suplemento e Proxy

Fonte: Baseados nos microdados da PNAD 2006

Evidentemente que o método apresenta limitações, mas dado o percentual de acerto dos domicílios beneficiários e não beneficiários e o comportamento das curvas estimadas pela Proxy ao longo dos centésimos de renda, julga-se este procedimento adotado como satisfatório para mensurar os domicílios favorecidos com as transferências dos programas sociais ao longo dos anos. Desta forma, esse procedimento fornecerá a variável que será utilizada nas análises para medir a proporção de domicílios beneficiários dos PCTR ao nível municipal.

5. METODOLOGIA

O interesse deste trabalho recai sobre a análise dos efeitos dos PCTR na propensão dos jovens estarem na condição nem-nem e o público selecionado como amostra corresponde aos jovens que possuem entre 18 e 29 anos de idade. A análise se restringiu a essa faixa etária, pois preferiu-se excluir menores de idade para não envolver, ou entrar no mérito do trabalho infantil e/ou de jovens aprendizes.

O conceito de nem-nem utilizado, refere-se a aqueles que não estudam e não estão classificados como População Economicamente Ativa (PEA), ou seja, pessoas que num período de referência não trabalhavam e não estavam em busca de emprego. Sobre esse período de referência, os dados da PNAD foram considerados para aqueles que correspondem à semana de referência para evitar erros consequentes do “efeito memória” que ocorre quando se questiona sobre situações passadas (SIMÕES; SANTOS; VAZ, 2013).

Dada essas definições, estimam-se modelos lineares a partir de painéis de dados que consiste na combinação de dados de corte transversal e de séries temporais. Esses painéis são formados por 817 municípios brasileiros acompanhados por 9 anos, de 2001 a 2009 e por 1.100 municípios acompanhados por quatro anos, de 2011 a 2014, utilizando os microdados da PNAD. Além desses dois períodos de análises, os resultados são obtidos separadamente para jovens do sexo masculino e feminino, e no caso do público feminino em especial, foram feitas adicionalmente duas avaliações separando jovens mães e jovens não mães na tentativa de captar melhor os efeitos específicos de cada grupo. Em todos os casos, analisou-se aqueles cuja renda domiciliar per capita líquida estava abaixo da média desta mesma renda no município em que moram¹⁷.

Considere a seguinte equação por município $i = 1, \dots, I$ no tempo $t = 1, \dots, T$:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + c_i + u_{it} \quad (1)$$

onde y_{it} representa a variável dependente, x_{it} é um vetor $1 \times K$ que contém as variáveis independentes que variam no tempo, β é um vetor $K \times 1$ de parâmetros a serem estimados, c_i corresponde a heterogeneidade individual ou efeito individual não observado constante no tempo e u_{it} é o erro aleatório.

No modelo usual de análise de regressão a variável dependente normalmente é contínua. Entretanto, de acordo com o que se propõe a estudar neste trabalho, a variável dependente está associada com a ocorrência ou não de um evento: a inserção (ou não) dos jovens brasileiros na condição nem-nem. Nesse caso, pode ser mais apropriado utilizar métodos específicos, como os modelos logite e próbite.

Se a análise fosse feita utilizando dados individuais (cada jovem constituindo uma observação), a variável dependente seria binária. Entretanto, as informações são agrupadas a princípio por domicílios e então por municípios, o que faz com que a variável dependente passe a ser uma proporção de domicílios com jovens nem-nem em cada município. Mesmo nesse caso não é apropriado aplicar os métodos usuais de análise de regressão, pois se isso fosse feito, poderíamos obter valores estimados da variável dependente negativos ou maiores do que um, incompatíveis com a natureza da variável.

¹⁷ Além da média, foram testados outros critérios para o corte de renda, como por exemplo, domicílios abaixo da mediana da renda do município, mas como o público analisado é muito específico, a média foi a que manteve uma amostra mais significativa (sem excluir muitos domicílios) e ainda representativa dos domicílios de baixa renda, como será melhor justificado na seção da análise descritiva dos dados.

Seguindo Hoffmann (2016), no modelo lógite admite-se que, dado x'_{it} , a probabilidade de obter uma resposta favorável é

$$P_{it} = E(y_{it} = 1 | x_{it}, c_i) = \frac{1}{1+e^{-(x'_{it}\beta+c_i)}} = \frac{1}{1+e^{-z_{it}}} \quad (2)$$

onde $z_{it} = x'_{it}\beta + c_i$. A partir de (2) obtemos,

$$(1 - P_{it}) = \frac{e^{-z_{it}}}{1+e^{-z_{it}}} \quad (3)$$

e dividindo-se (2) por (3) obtém-se

$$\frac{P_{it}}{1-P_{it}} = \frac{\frac{1}{1+e^{-z_{it}}}}{\frac{e^{-z_{it}}}{1+e^{-z_{it}}}} = e^{z_{it}} \quad (4)$$

Então,

$$L_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{1-P_{it}}\right) = z_{it} = x'_{it}\beta + c_i \quad (5)$$

onde, L_{it} , é o lógite correspondente a P_{it} . “Note-se que, partindo do modelo não linear (2), o lógite é, por construção, uma função linear das variáveis explanatórias. Note-se, também, que quando P_{it} varia de zero a 1, o lógite varia de $-\infty$ a $+\infty$ ” (HOFFMANN, 2016).

Seja n_{it} o número total de domicílios com jovens de 18 a 29 anos com as características em análise (do sexo masculino ou feminino, ou ainda mães ou não mães) por município, e seja m_{it} o correspondente número de domicílios com jovens com as mesmas características (do sexo masculino ou sexo feminino e ainda mães ou não mães), mas na condição nem-nem, então a proporção de respostas favoráveis observada é

$$p_{it} = \frac{m_{it}}{n_{it}} \quad (6)$$

e o lógite observado é

$$l_{it} = \ln\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) \quad (7)$$

Seguindo Hoffmann (2016), “quando são usados dados agrupados ($n_{it} > 1$) e há algumas observações com p_{it} igual a zero ou 1, para determinados cálculos preliminares em que é necessário o lógite é usual substituir o zero por $1/(2n_{it})$ e substituir o 1 por $1 - 1/(2n_{it})$ ”, como foi feito na base de dados.

A estimação dos parâmetros do modelo lógite é possível ser realizada por meio de uma regressão linear ponderada. Diferenciando-se a Equação (7), obtemos

$$dl_{it} = \frac{dp_{it}}{p_{it}(1-p_{it})} \quad (8)$$

A variância Vl_{it} é dada por:

$$Vl_{it} = \frac{1}{n_{it}p_{it}(1-p_{it})} \quad (9)$$

Assim, as estimativas dos parâmetros podem ser obtidas fazendo uma regressão linear de l_{it} contra x'_{it} , com fatores de ponderação $n_{it}p_{it}(1-p_{it})$. Note-se que a variância de l_{it} , dada pela Equação (9), depende da probabilidade P_{it} , mas a ponderação da regressão é feita com base na proporção observada p_{it} .

Dentre as vantagens da utilização de um modelo de dados em painel, Hsiao (2006) destaca que a caracterização das observações em duas dimensões (tempo e espaço) permite o acompanhamento da dinâmica das mudanças nas variáveis e o controle do impacto das variáveis omitidas no modelo, ou seja, possibilita o controle da heterogeneidade não observada entre os municípios se considerarmos que estas características não variam no tempo. Outra vantagem é a melhora na eficiência das estimativas econométricas, uma vez que o aumento no número de observações devido à combinação de dados em vários períodos de tempo de cada município oferece mais graus de liberdade e maior variabilidade da amostra, comparado às análises com dados puramente seccionais ou temporais.

De acordo com Cameron e Trivedi (2005), uma variante da Equação (1) é estimar o modelo considerando c_i como variável não observada e potencialmente correlacionada com algum x'_{it} , conhecido como modelo de efeitos fixos (EF) ou pressupor que os efeitos individuais não observados c_i são variáveis aleatórias que são distribuídas de forma independente dos elementos da regressão, conhecido como modelo de efeitos aleatórios (EA). Há algumas discussões sobre a escolha dos modelos de EF e EA. Quando a pesquisa aborda questões sociais, é comum que o efeito individual seja correlacionado com as variáveis independentes e neste caso é mais apropriado utilizar-se do modelo de efeitos fixos.

No modelo de EF são controlados os efeitos das variáveis omitidas – heterogeneidade individual – que variam entre os municípios e permanecem constantes ao longo do tempo. Isto é captado na equação por c_i que representa os interceptos a serem estimados e difere para cada unidade de corte transversal (ou município). De acordo com Nunes e Menezes (2013), as hipóteses auxiliares neste modelo são a heterogeneidade na parte constante da equação (c_i), e homogeneidade nas estimativas dos coeficientes angulares (β) que são constantes para todas as regiões e em todos os períodos. Portanto todas as diferenças de comportamento entre os municípios que não variam no tempo são captadas pelo intercepto, de forma que este pode ser interpretado como efeito das variáveis omitidas no modelo.

Este modelo pode ser estimado por meio de vários métodos, uma solução simples para controlar a heterogeneidade individual é elaborar um modelo de efeitos fixos com variáveis binárias. Este modelo pressupõe que o efeito não observado c_i , represente parâmetros da população a serem estimados e por isso o nome efeito fixo.

A partir desta metodologia exposta, portanto, foram estimadas oito regressões lineares ponderadas, com binárias para os municípios – para captar a heterogeneidade individual –, além de binárias para anos e binárias de interação entre anos e estados brasileiros. O Teste-F com a significância conjunta dos coeficientes do modelo será apresentado nas tabelas que contém as regressões estimadas.

5.1. Considerações teóricas

As críticas à inatividade dos jovens nem-nem se conectam aos julgamentos realizados sobre os programas de transferência de renda e o desincentivo ao trabalho, por um aspecto muito importante da teoria microeconômica. De acordo com Foguel e Barros (2010), em modelos de oferta de trabalho individual padrão, em que o indivíduo aloca seu tempo apenas em trabalho e lazer (e este último é considerado como um bem normal), os efeitos dos programas de transferência de renda provocam um efeito renda, que consiste na redução do trabalho devido ao aumento da renda do não trabalho proveniente da transferência monetária. No caso dos PCTR, os autores ressaltam que o direcionamento das transferências por unidades domiciliares e a imposição de condicionalidades a alguns dos seus membros, faz com que um modelo de oferta de trabalho ao nível familiar seja mais adequado para a compreensão do efeito microeconômico de interesse, por considerar que a oferta de trabalho de cada indivíduo leva em conta as interdependências na alocação de tempo de todos os membros da família.

Foguel e Barros (2010) exemplificam este raciocínio: uma vez que as condicionalidades são impostas à frequência escolar das crianças, um modelo familiar poderia prever que o preço sombra (custo de oportunidade de uma atividade) da escola sobe, e o preço sombra de outras atividades como trabalho e lazer se reduz, refletindo no aumento do tempo alocado na escola e redução do tempo dedicado às outras atividades. Mas conforme Ravallion e Wodon (2000, apud FOGUEL; BARROS, 2010) não é claro como será a estruturação do tempo nestas outras atividades, uma vez que por se tratar de uma análise de comportamento de vários membros das famílias, diversos efeitos devem ser considerados, como a alocação de tempo dos adultos e o cruzamento das restrições orçamentárias (OLIVEIRA; SOARES, 2012). É tanto possível que não altere a oferta do trabalho infantil e ocorra na verdade uma redução do lazer das crianças para atenderem as condicionalidades de presença escolar, como também que haja uma redução, mas neste caso, reduziria o trabalho familiar, aumentando seu preço sombra no interior do domicílio, e aumentando a oferta de trabalho dos adultos¹⁸. Essa possibilidade do efeito renda atuar em outra direção faz que o efeito total dos PCTR na oferta do trabalho adulta seja dúbio.

Os autores ressaltam ainda, que a realização das condicionalidades dos programas pode afetar o tempo dentro da família, como por exemplo, reduzir a oferta de trabalho de alguns dos membros, em especial as mulheres, para cumprir condicionalidades como consultas médicas periódicas e frequência escolar. Outro aspecto também exemplificado por Oliveira e Soares (2012) é que, dada as verificações periódicas do orçamento familiar, para aqueles cuja renda ultrapassar levemente a linha de elegibilidade, pode provocar um incentivo não ambíguo contra o trabalho. Conforme Oliveira e Soares (2012) pontuam, a limitação da teoria econômica sobre os reais efeitos dos PCTR exige, portanto, ser tratada como uma questão empírica, passando da análise teórica para uma análise de impacto, como será apresentada por esta pesquisa.

¹⁸ Como pontuado pelos autores, assumindo que educação e lazer são bens normais, o efeito renda puro consequente da concessão dos programas produziria uma redução no trabalho infantil também.

6. RESULTADOS

6.1. Estatísticas descritivas: caracterização do cenário brasileiro dos jovens nem-nem

Conforme apresentado, muitas informações já foram levantadas sobre o perfil dos jovens nem-nem no Brasil, e até aqui foram apresentados os subsídios essenciais sobre tal caracterização. Esta seção propõe uma análise detalhada da dimensão e evolução dessa condição no cenário brasileiro para os períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014, para o público selecionado como amostra nesta pesquisa, que corresponde aos jovens que possuem entre 18 e 29 anos.

O percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos se manteve relativamente constante durante todo o período em análise, em torno de 15,6%. Mas apesar dessa estabilidade, se fizer decomposição dos dados por gênero e nível de renda domiciliar, o indicador que mensura a quantidade de jovens fora do mercado de trabalho e da escola apresenta comportamentos bem distintos. Conforme os dados da Figura 4, o percentual médio de jovens nem-nem para o período, do sexo masculino e feminino ficou em torno de 6,6% e 24,3% respectivamente, sendo que os homens apresentaram um pequeno aumento, e as mulheres uma tendência de queda (evidência também destacada por Monteiro (2013)).

Essas jovens representam em média 78,9% dos jovens nem-nem e, para captar melhor as particularidades desse grupo feminino, fez-se uma distinção entre mães e não mães. As jovens mães representam 69,5%, do público feminino que não trabalham e não estudam, embora também tenham apresentado uma tendência de queda (40,4% em 2001 e 36,6% em 2014), o percentual médio para o período de 2001 a 2014 foi em torno de 36,3%, o mais elevado entre os públicos considerados.

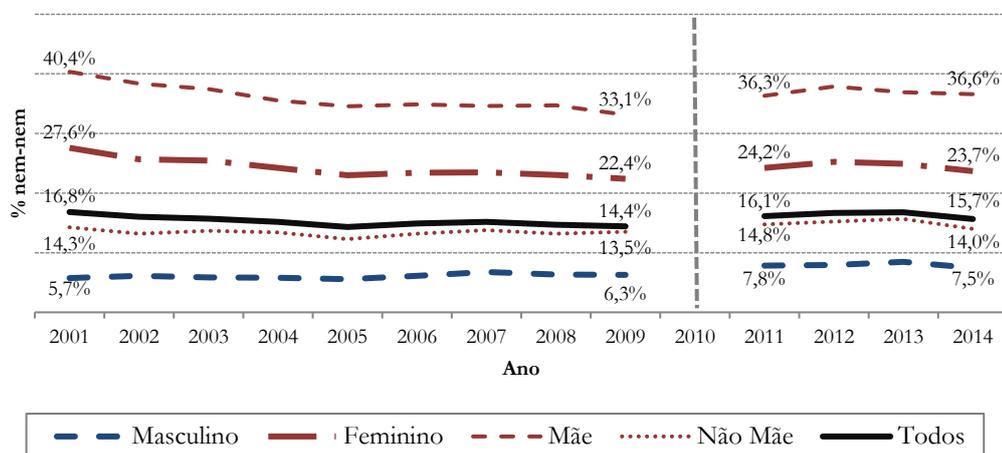


Figura 4 – Percentual dos nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos separados entre as amostras do sexo masculino, sexo feminino, mãe, não mãe e total de jovens, nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Na análise por renda, observa-se que este fenômeno se agrava para os domicílios mais pobres. Conforme apresentado na Figura 5, o percentual de jovens nem-nem por quinto da renda domiciliar per capita líquida, reduz a

medida que a renda se eleva¹⁹. O percentual médio do período para o primeiro quinto fica em torno de 27,7% e este valor, que é regressivo entre os quintos, fica em torno de 6,1% no quinto mais rico da amostra.

Durante o período considerado, 2001 a 2014, o percentual de jovens que não trabalham e não estudam, aumentou nos três primeiros quintos, apresentando uma variação positiva de 27,7%, 41,4% e 39,4% nessa mesma ordem, e os dois quintos mais elevados apontaram variações de -0,5% e -12,5%. Isso indica que, nas famílias com maior renda, ocorreu uma redução dos jovens nem-nem e naquelas com rendas mais baixas ocorreu uma elevação dos jovens nessa condição. Vale lembrar que Simões, Santos e Vaz (2013) encontraram a mesma tendência de alta para jovens de 18 a 24 anos dos 20% mais pobres no período de 2006 a 2009.

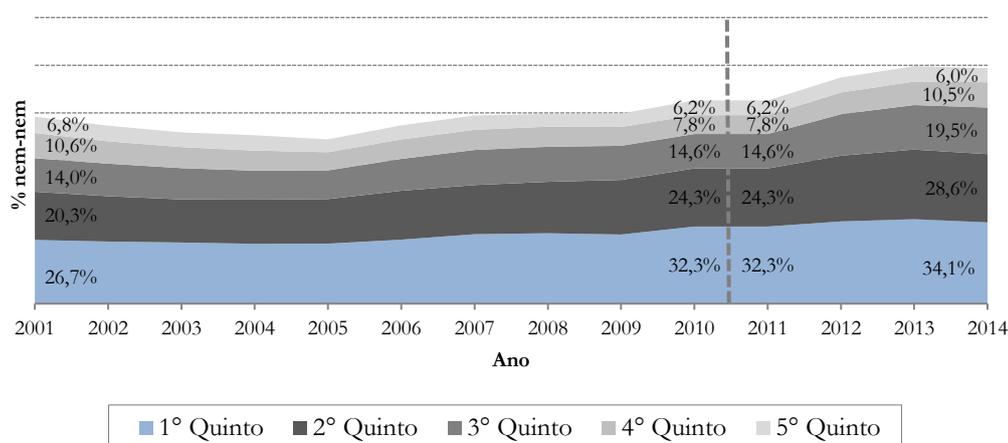


Figura 5 – Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos por quinto da renda per capita domiciliar líquida nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Os dados apresentados respaldam a escolha da pesquisa em restringir a análise aos jovens cuja renda domiciliar per capita líquida está abaixo da média dessa mesma renda no município em que moram. Esta classificação escolhida para selecionar os jovens de baixa renda contém 83,2% da amostra total de jovens que não estudam e não trabalham²⁰. Dos jovens de baixa renda, cerca de 79,8% se concentram nos três primeiros quintos, que são exatamente os que apresentaram elevação no percentual de jovens nem-nem no período. Portanto, análises restritas a este público, além de englobar o maior percentual de jovens nem-nem, engloba também o percentual de jovens nem-nem que mais sofreu aumento nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Conforme apresentado na Figura 6 e Figura 7, o percentual dos nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos difere consideravelmente entre níveis de renda, ao considerar como parâmetro, por exemplo, a média da renda familiar per capita do município. Na Figura 6, todos os públicos apresentaram um percentual decrescente ao comparar os anos 2001 e 2014, por outro lado, na Figura 7 – embora todas as linhas tenham aumentado de patamar na virada da década, de 2009 para 2011 – apenas as jovens não mães e os jovens do sexo masculino tiveram aumento ao comparar os anos

¹⁹ Esta renda é formada pela soma das rendas de todos os indivíduos do domicílio (como renda proveniente do trabalho, renda de seguridade social, renda do não trabalho – que inclui aluguel, doações, pensões, juros - exceto a renda proveniente dos PCTR) dividido pelo número de indivíduos no domicílio.

²⁰ Neste trabalho, serão considerados de baixa renda, aqueles indivíduos cuja renda domiciliar per capita líquida está abaixo desta mesma renda média no município em que moram.

extremos. Os aumentos foram de 0,6 p.p. e 2,5 p.p., respectivamente, e o comportamento de destaque apresentado pelos jovens do sexo masculino é condizente com os resultados encontrados por alguns autores que estudaram sobre o tema no mesmo período. Dada essa discrepância, todas as análises subsequentes serão baseadas no público apresentado na Figura 7.

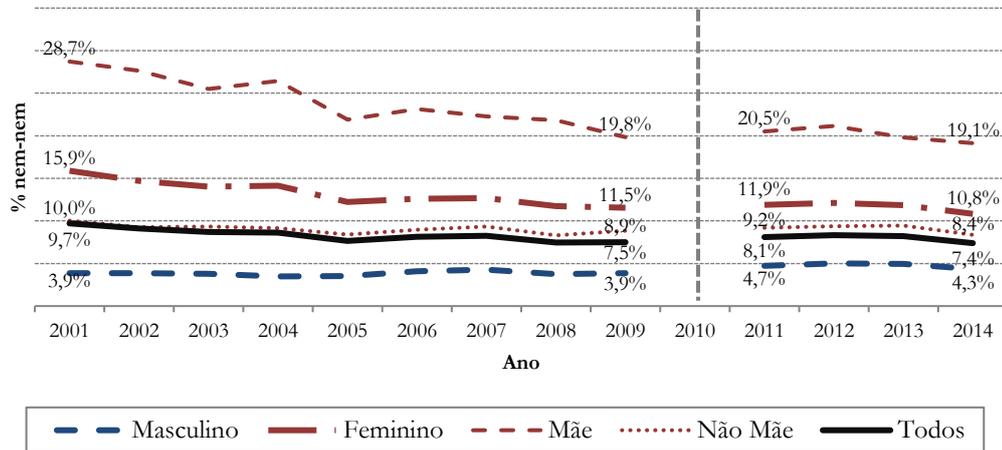


Figura 6 – Percentual dos nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos cuja renda domiciliar per capita líquida está acima da média no município, para o sexo masculino, feminino, mãe e não mãe nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

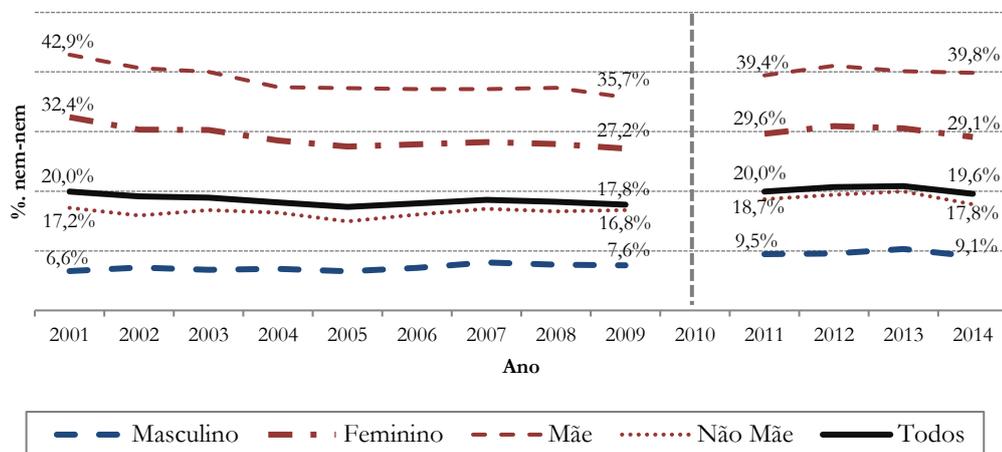


Figura 7 – Percentual dos nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos cuja renda domiciliar per capita líquida está abaixo da média no município, para o sexo masculino, feminino, mãe e não mãe nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Na análise por gênero, grande parte dos autores citados na revisão bibliográfica justifica a diferença no percentual de jovens nem-nem entre homens e mulheres principalmente pela dedicação aos afazeres domésticos e à maternidade. De acordo com os dados apresentados na Figura 8 para os períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014, o tempo dedicado aos afazeres domésticos é muito discrepante entre jovens do sexo feminino e masculino. Observa-se

que o percentual de jovens nem-nem do sexo masculino se concentra do lado esquerdo da figura, indicando que eles dedicam poucas horas semanais aos afazeres domésticos. Para se ter uma ideia, 99% destes jovens trabalham até no máximo 40 horas semanais, mas para jovens nem-nem do sexo feminino este mesmo percentual só é atingido no registro de 84 horas semanais.

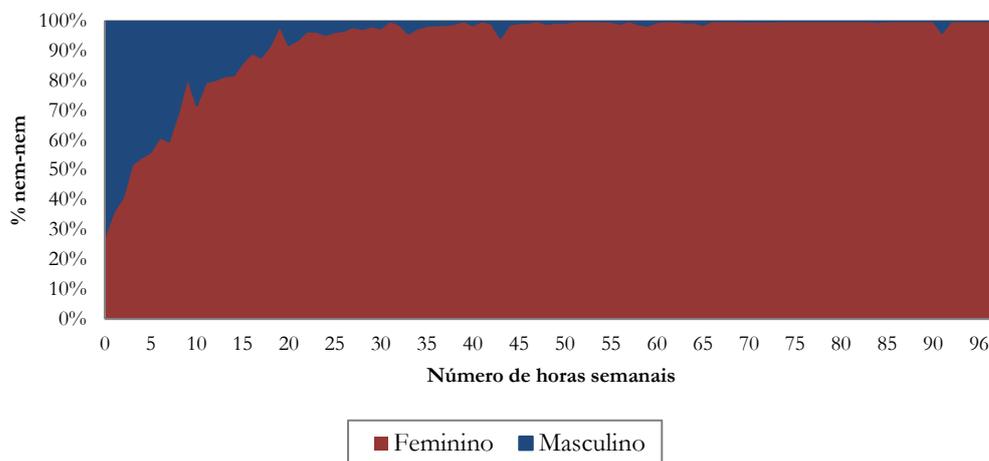


Figura 8 – Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo masculino e feminino por número de horas semanais dedicados aos afazeres doméstico agregando os dados das PNAD de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Como já abordado também, a dedicação exigida durante a maternidade é um agravante da condição nem-nem que leva a exclusão de jovens da escola e/ou do mercado de trabalho, e isso ocorre principalmente entre jovens do sexo feminino. Os dados mostram que, no período analisado, houve uma queda na quantidade de jovens que são mães, tanto para as que não estão na condição nem-nem, cuja variação foi de -4,58% para o período de 2001 a 2014, como para as que estão nessa condição, cuja variação apresentada foi de -6,05% para o mesmo período. Entretanto, vale destacar que a demanda por cuidados muitas vezes extrapola para outros parentes, como pessoas doentes ou até mesmo irmãos mais novos, e as tarefas ainda, na sua grande maioria, são destinadas às mulheres do domicílio.

A Figura 9 apresenta o percentual de jovens nem-nem do sexo masculino e do sexo feminino nos domicílios que possuem crianças de até 3 anos e/ou de 4 a 5 anos independente do sexo. Pode-se notar que para jovens do sexo feminino, o percentual de nem-nem é consideravelmente superior ao percentual apresentado para aqueles do sexo masculino, em ambos os casos (crianças de até 3 anos e/ou de 4 a 5 anos).

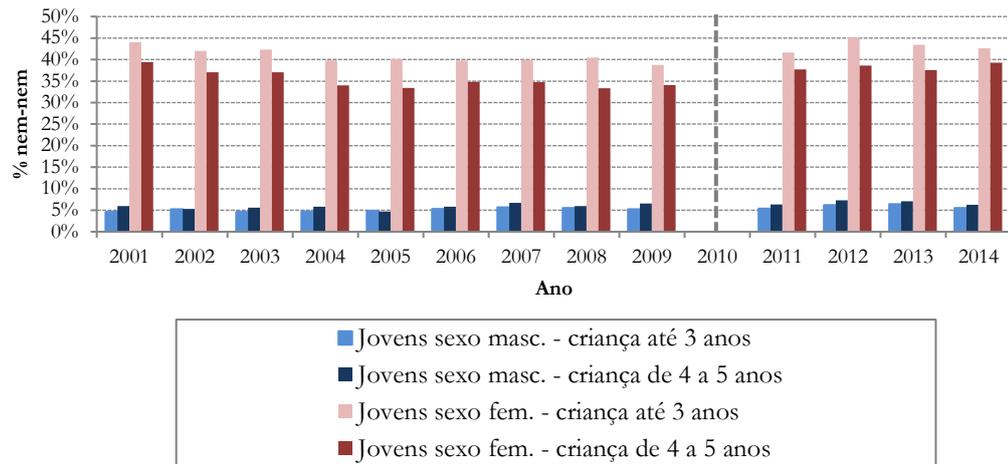


Figura 9 - Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo masculino e feminino que moram em domicílios que possuem crianças de até 3 anos e/ou crianças de 4 a 5 anos nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Por outro lado, este percentual elevado de jovens nem-nem do sexo feminino que moram em domicílios que possuem crianças de até 3 anos, se reduz bastante para os casos em que estas jovens residem em domicílios que possuem crianças até essa idade, mas que frequentam a creche. Para os jovens do sexo masculino, a variação nesse percentual não foi tão expressiva. Estes dados apresentados na Figura 10 sugerem que políticas complementares de apoio às jovens mães podem auxiliar na inserção dessas em alguma atividade, conforme também observado por Simões (2013a).

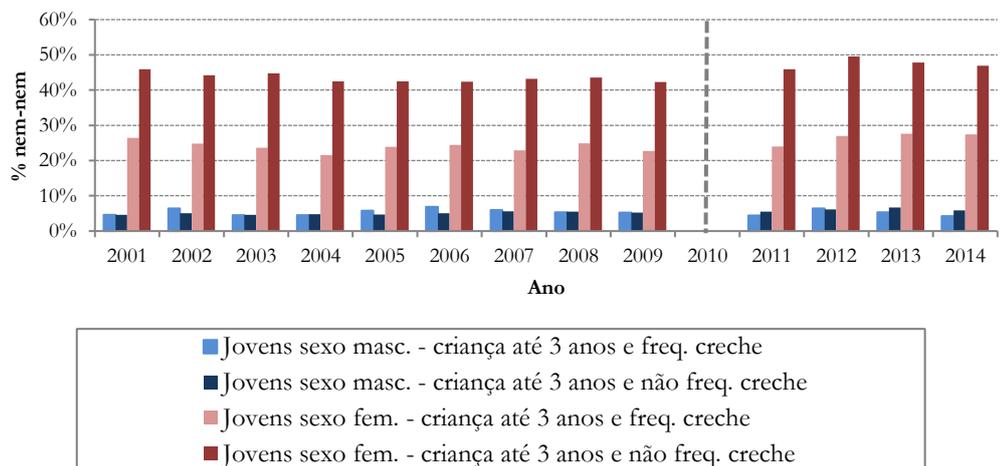


Figura 10 - Percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo masculino e feminino em domicílios que possuem crianças de até 3 anos que frequentam ou não creche nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Explorando ainda as características do ambiente familiar, o percentual de domicílios que possuem jovens na condição nem-nem é maior nos domicílios com algum beneficiário dos PCTR e esta taxa apresentou leve aumento

no período, enquanto que nos domicílios que não recebem transferência há uma tendência contrária, conforme apresentado na Figura 11. Vale ressaltar, entretanto, que o número de domicílios que recebe o benefício também cresceu muito no período, e isso ocorreu tanto devido ao aumento no número de programas como na abrangência dos mesmos. Na Figura 11 estão representados todos os domicílios, independente de se enquadrarem na classificação de baixa renda.

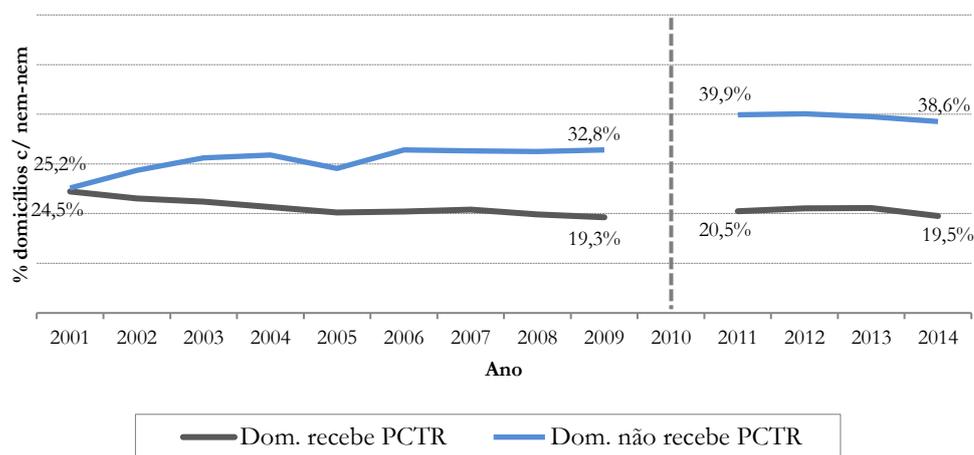


Figura 11 - Percentual de domicílios com jovens nem-nem de 18 a 29 anos nos domicílios beneficiários e não beneficiários dos PCTR nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Em uma análise por regiões do Brasil, conforme explorado na Tabela 4, nota-se que os jovens nem-nem de baixa renda se concentram principalmente nas regiões Nordeste e Sudeste do país que detêm cerca de 72,7% dos que se encontram nesta condição para todo o período, resultado semelhante ao obtido por Simões (2013a). Entretanto, durante o período em análise, o Sudeste apresentou a maior variação negativa (-9,8%) e o Norte por sua vez, foi a região que apresentou o maior aumento percentual dos jovens nem-nem no país (variação de 15%). Este fato revela a heterogeneidade desta condição entre regiões e a sua evolução no tempo, e confirma a dificuldade de criar um perfil único desta população jovem no país.

Tabela 4 – Distribuição do percentual dos jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda por região do país em cada ano nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

(continua)

Anos	Regiões (%)					Total
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
2001	8,0	31,7	40,5	11,8	7,9	100
2002	7,5	33,0	40,2	11,5	7,8	100
2003	7,5	33,2	39,6	11,4	8,3	100
2004	8,2	34,2	38,5	11,1	8,1	100
2005	8,3	35,5	36,7	11,6	8,0	100
2006	9,0	36,0	35,6	11,4	8,0	100
2007	9,0	36,1	36,1	10,9	8,0	100
2008	8,6	36,2	37,0	11,0	7,3	100

(conclusão)

Anos	Regiões (%)					Total
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
2009	8,7	38,1	35,1	10,8	7,3	100
2010
2011	8,8	36,7	36,4	10,7	7,4	100
2012	8,9	36,3	36,5	11,0	7,3	100
2013	9,0	36,5	37,5	9,9	7,0	100
2014	9,3	36,0	36,6	11,1	7,1	100
Média	8,5	35,3	37,4	11,1	7,7	
Varição	15,0	13,4	-9,8	-6,2	-9,7	

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Ao analisar esta taxa dentro de cada região, comparando os jovens que não estudam e não trabalham com o total de jovens nesta mesma faixa etária e de baixa renda, observa-se que o Norte e o Nordeste são os que evidenciaram os maiores percentuais, cuja média para o período foi de 22,9% e 22,4% respectivamente, conforme os dados da Figura 12 (regiões estas, também destacadas por Costa e Ulyssea (2014)).

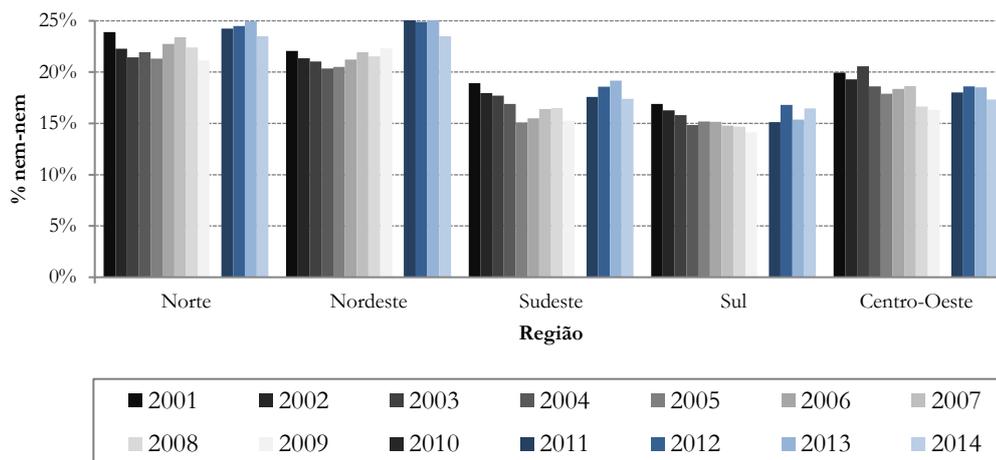


Figura 12 – Percentual de nem-nem entre os jovens de 18 a 29 anos de baixa renda por região do país nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Embora a ordem decrescente das regiões que apresentaram os maiores percentuais de jovens nem-nem no país seja: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul, nota-se que este comportamento não acompanhou tão bem o percentual de desempregados nas regiões brasileiras calculada para os jovens nesta mesma faixa etária, de 18 a 29 anos, de baixa renda. De acordo com a Figura 13, a ordem decrescente das regiões que apresentaram a maior média desse percentual para o período foi: Norte, Sudeste, Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Esses dados podem reforçar a constatação de que a crise do emprego não é uma questão chave para a condição nem-nem entre os jovens no Brasil, como é para outros países.

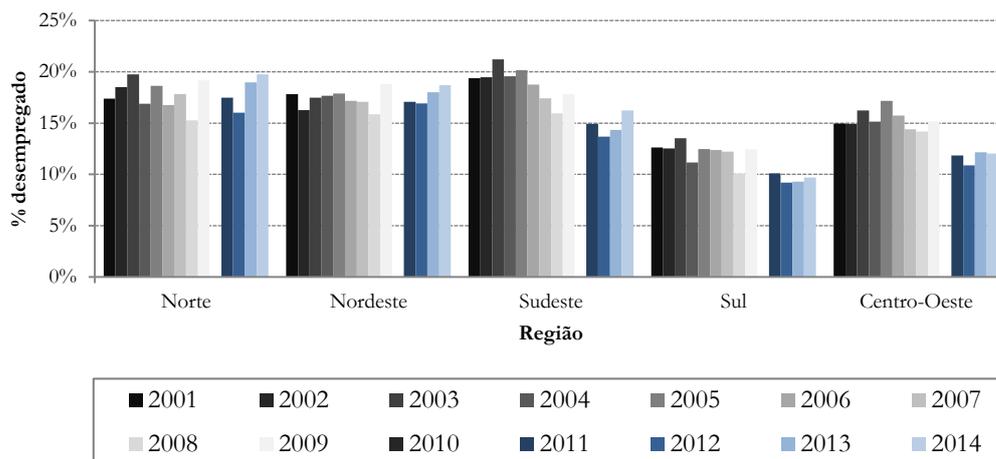


Figura 13 – Taxa de desemprego dos jovens de 18 a 29 anos de baixa renda nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014 para todas as regiões brasileiras.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

O nível de escolaridade é outra característica importante dos jovens nem-nem. De acordo com a Tabela 5, a maioria dos jovens nesta condição possuía fundamental incompleto, mas ao mesmo tempo a representação deste grupo caiu ao longo da década: de 65,4% em 2001 para 32,7% em 2014, e aumentou para outros grupos como ensino médio completo e superior, indicando avanços na escolaridade desta população.

Tabela 5 – Distribuição do percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda por nível de ensino nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Anos	Escolaridade (%)					Total
	Fundamental Incompleto	Fundamental Completo	Ensino Médio Incompleto	Ensino Médio Completo	Superior	
2001	65,4	11,4	5,8	16,3	1,1	100
2002	63,2	11,3	6,4	18,1	1,0	100
2003	58,5	11,7	7,4	21,2	1,3	100
2004	55,5	11,8	7,4	23,9	1,4	100
2005	54,0	12,0	8,6	24,0	1,5	100
2006	49,7	11,6	9,3	27,7	1,8	100
2007	47,5	13,9	8,2	28,4	2,1	100
2008	43,9	12,8	10,2	30,9	2,2	100
2009	41,9	12,7	10,1	32,9	2,4	100
2010
2011	36,6	14,2	9,8	36,4	3,0	100
2012	35,4	13,6	11,0	35,9	4,1	100
2013	32,9	13,3	11,5	37,3	5,0	100
2014	32,7	13,2	12,0	37,9	4,3	100
Média	47,5	12,6	9,0	28,5	2,4	
Varição	-50,0	15,9	105,6	131,8	279,4	

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Notas: Os níveis de estudo foram criados a partir dos anos de estudos disponível da PNAD, de acordo com a regra: Fundamental Incompleto – até 7 anos de estudo; Fundamental Completo – 8 anos de estudo; Ensino Médio Incompleto – de 9 a 10 anos de estudo; Ensino Médio Completo – 11 anos de estudo; e Ensino Superior – 12 anos ou mais.

Apesar desse avanço, os anos médios de estudo entre os jovens nem-nem e aqueles que não se encontram nesta condição – ambos de baixa renda – seguem trajetórias semelhantes de aumento de escolaridade, mas em patamares diferentes: na média os jovens nem-nem possuem 7,2 anos de escolaridade (equivalente ao ensino Fundamental incompleto) enquanto que os jovens que não estão nesta condição possuem em média 8,5 anos de estudo (equivalente ao Fundamental completo). Decompondo a análise de anos de escolaridade por sexo, constata-se na Figura 14 que durante toda o período, de 2001 a 2014, as jovens mulheres apresentaram maior média de anos de estudo que os homens, e que a diferença se intensificou levemente nos últimos anos.

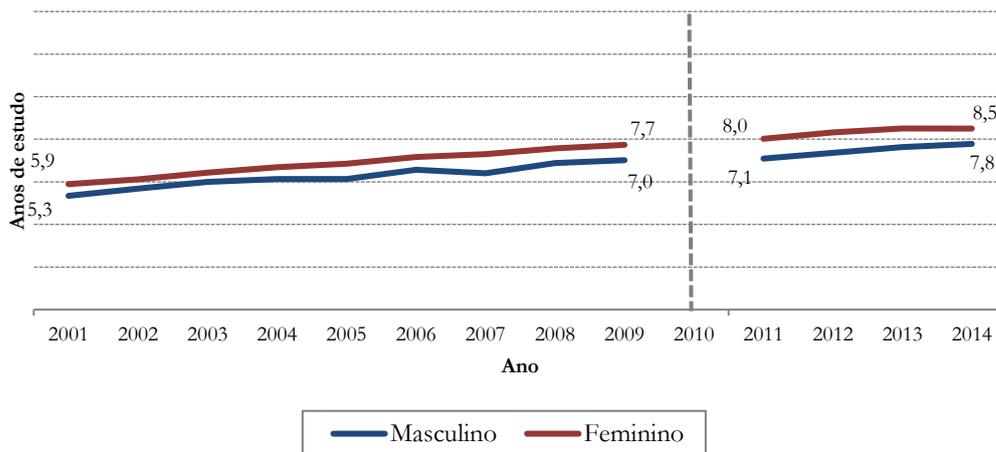


Figura 14 – Anos médio de estudo de jovens nem-nem de 18 a 29 anos de baixa renda do sexo feminino e sexo masculino nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Tais diversidades nos níveis de escolaridade são cruciais na análise que está sendo realizada por dois aspectos. O primeiro porque na caracterização da trajetória do percentual dos jovens nem-nem no país, aqueles do sexo masculino se destacaram pela leve tendência de alta apresentada nos últimos anos. Este aumento de acordo com Monteiro (2013) foi mais forte nos grupos menos escolarizados, como observado na trajetória do percentual de jovens nem-nem com Ensino Fundamental Incompleto apresentada na Figura 15. Segundo a autora, este fato associado ao aumento da escolaridade ocorrido durante a década analisada dificulta ainda mais as chances de jovens do sexo masculino em conquistar uma vaga no mercado de trabalho (justificativa também apresentada no trabalho de Menezes, Cabanas e Komatsu (2013)).

O segundo aspecto é que embora os jovens do sexo feminino tenham manifestado maiores níveis de escolaridade, tem-se uma perda muito grande de oportunidades, dado o elevado volume de ausências das jovens mulheres no mercado de trabalho e escola retratado pelo percentual de nem-nem para este gênero e em especial, como já abordado, no caso de serem mães.

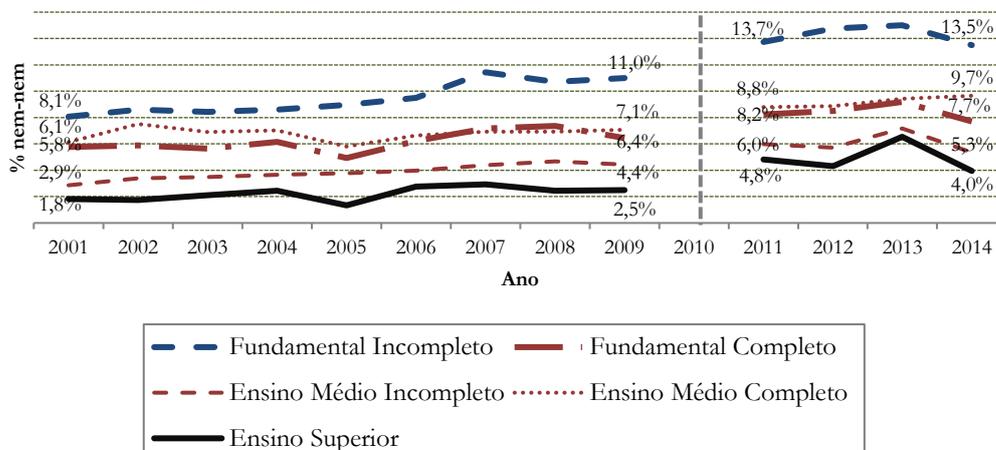


Figura 15 – Percentual de jovens nem-nem do sexo masculino de 18 a 29 anos de baixa renda por nível de escolaridade nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

A escolaridade média dos pais e das mães dos jovens, estando eles na condição nem-nem ou não, também apresentou uma evolução positiva no período analisado. Entretanto, conforme apresentado na Figura 16, pais com escolaridade mais baixa foram observados nos domicílios onde os jovens não estudavam e não trabalhavam (característica também observada por Camarano e Kanso (2012)).

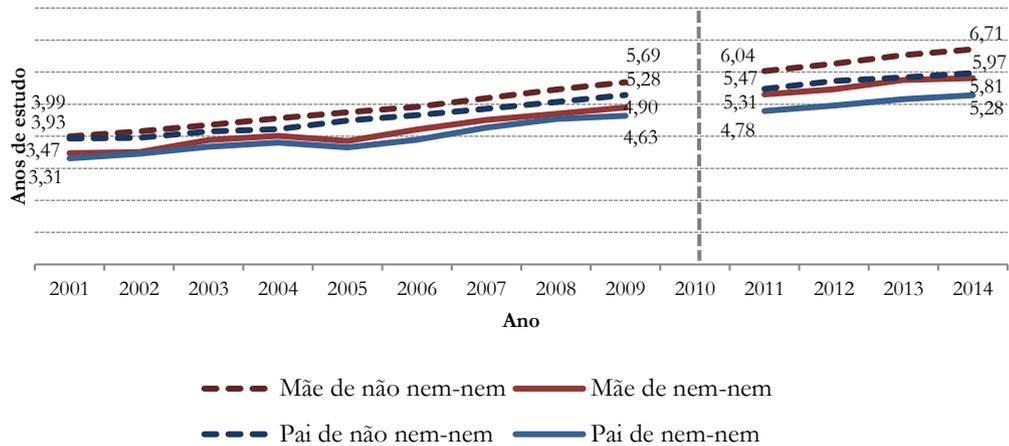


Figura 16 - Anos médio de estudo dos pais dos jovens de 18 a 29 anos de baixa renda, estando na condição nem-nem ou não, nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Passando para a análise dos diferenciais por cor, a Figura 17 mostra que há um percentual maior de jovens nem-nem entre os não brancos (preto, pardo, indígena e amarelo) com relação aos brancos. As retas se mantiveram paralelas durante o início do período, apresentando um distanciamento ao longo dos anos.

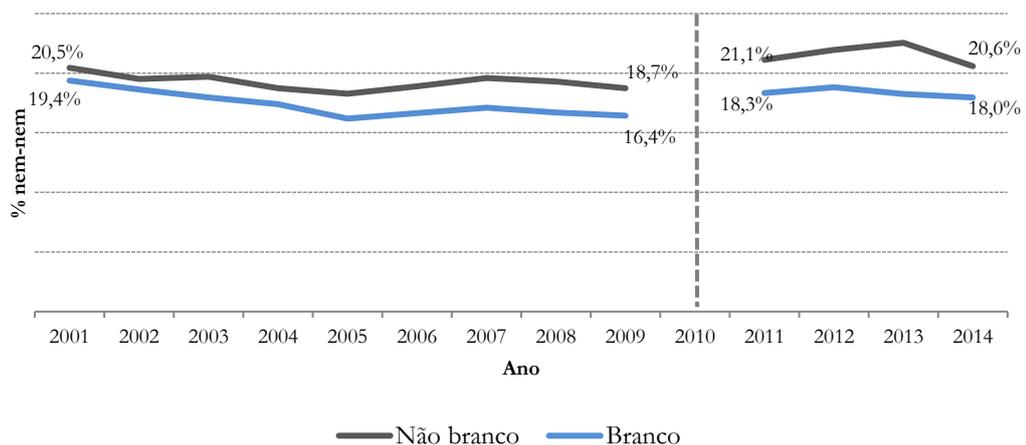


Figura 17 - Percentual de jovens nem-nem brancos e não brancos de 18 a 29 anos de baixa renda nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Por fim, em uma análise da condição matrimonial dos jovens de 18 a 29 anos de baixa renda, observa-se na Figura 18 que o maior percentual de nem-nem casados é apresentado pelos jovens do sexo feminino. As mulheres nem-nem apresentaram uma média de 42% para o período, contra 2,9% para os jovens do sexo masculino.

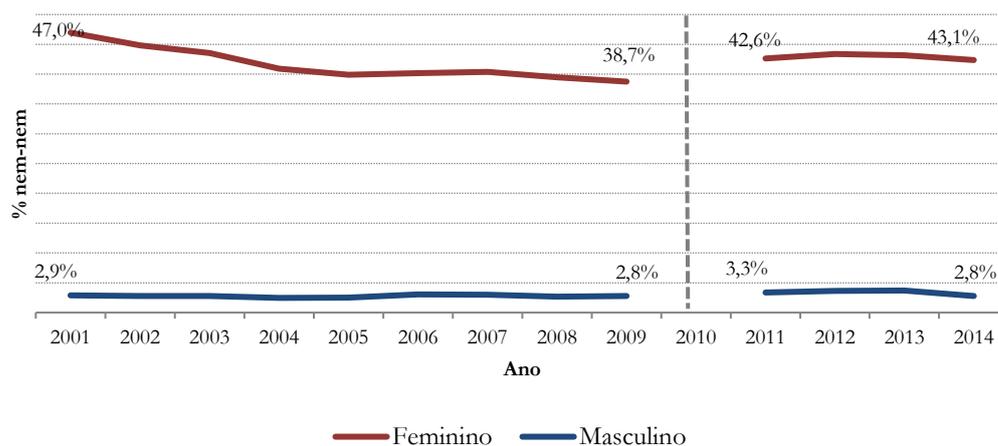


Figura 18 - Percentual de jovens nem-nem casados, de 18 a 29 anos e de baixa renda, separado por sexo nos períodos de 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD.

Este levantamento de dados revela que a condição nem-nem é bastante heterogênea no país, o que dificulta a criação de um perfil único para estes jovens. A maioria se concentra entre jovens de baixa renda, mas em especial para jovens do sexo feminino que já possuem filhos. O nível de escolaridade é uma forte influência, assim como a estrutura familiar em que este jovem se encontra. Os afazeres domésticos e/ou cuidados com parentes e filhos, por exemplo, exigem ainda uma participação maior das jovens do sexo feminino, e isto, deixam-nas mais vulneráveis a esta condição.

Entretanto, no período analisado, teve-se de um modo geral uma redução da condição nem-nem e isto ocorreu essencialmente entre as mulheres, refletindo a inserção destas no mercado de trabalho e/ou escolas, mas tendência contrária foi apresentado pelos jovens do sexo masculino. A fim de compreender melhor a contribuição relativa de cada variável e em especial avaliar o impacto de interesse dos PCSTR sobre a probabilidade de os jovens estarem na condição nem-nem, é apresentado abaixo os resultados de alguns modelos econométricos.

6.2. Resultados dos modelos econométricos

Devido às discrepâncias encontradas entre jovens do sexo masculino e feminino, e nesse último caso ainda, quando as jovens são mães, as análises foram realizadas separadamente para os sexos, e outras duas análises adicionalmente para as jovens que possuem ou não filho. Além disso, dado que a situação é mais agravante nos domicílios de baixa renda, selecionou-se de cada grupo uma amostra específica cuja renda domiciliar per capita líquida fosse menor do que a média dessa mesma renda no município em que o domicílio se encontra, sendo esses, portanto, os quatro públicos de interesse.

Separando os dados de todos os anos das PNADs nos quatro grupos: jovens do sexo masculino, feminino, jovens mães e jovens não mães, a grande maioria das variáveis foi agrupada dentro de cada um desses grupos, por município. As exceções desse procedimento são: (1) proporção de domicílios com crianças de até três anos que frequentam a creche; (2) proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam pré-escola; e (3) proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos. Para tais variáveis não houve distinção entre os sexos e os dados foram primeiramente agrupados por domicílio (para encontrar os domicílios que possuem filhos com essas

características) e em seguida agrupados por município (para encontrar a proporção de domicílios em cada município com essas características).

Além dessas três variáveis, outras exceções foram: (3) proporção de domicílios beneficiários dos PCTR, que inclui indivíduos de ambos os gêneros e essa variável também passou por dois agrupamentos, sendo o primeiro por domicílio (para encontrar os domicílios que são beneficiários dos programas) e depois por município (para encontrar a proporção de domicílios beneficiários por município); e por fim a variável (4) proporção de jovens desempregados, que foi calculada para jovens de 18 a 29 anos de ambos os sexos, agrupados por município.

Algumas estatísticas das variáveis usadas para esta análise empírica são apresentadas na Tabela 6 e Tabela 7. As médias e desvios-padrão são expressos para os anos combinados dos dois períodos: 2001 a 2009 e 2011 a 2014.

Tabela 6 - Estatísticas descritivas: médias e desvios-padrão das variáveis para os anos de 2001 a 2009

	Homens	Mulheres	Mulheres		Geral
			Mães	Não Mães	
1. Proporção de domicílios com jovens nem-nem	0,070 (0,072)	0,318 (0,150)	0,397 (0,188)	0,194 (0,182)	0,245 (0,199)
2. Proporção de domicílios com beneficiários	0,242 (0,217)	0,242 (0,217)	0,242 (0,217)	0,242 (0,217)	0,242 (0,217)
3. Proporção de jovens desempregados	0,149 (0,112)	0,149 (0,113)	0,149 (0,113)	0,149 (0,113)	0,149 (0,113)
4. Horas despendidas no trabalho doméstico	4,241 (2,598)	25,161 (7,182)	30,595 (8,531)	16,821 (6,975)	19,208 (11,990)
5. Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	0,125 (0,131)	0,125 (0,131)	0,125 (0,131)	0,125 (0,131)	0,125 (0,131)
6. Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	0,591 (0,270)	0,591 (0,270)	0,591 (0,269)	0,591 (0,269)	0,591 (0,269)
7. Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	0,514 (0,117)	0,514 (0,117)	0,514 (0,117)	0,514 (0,116)	0,514 (0,117)
8. Renda domiciliar <i>per capita</i>	314,083 (167,436)	295,643 (159,168)	262,115 (135,773)	338,839 (189,074)	302,620 (166,299)
9. Proporção de população urbana	0,758 (0,274)	0,771 (0,260)	0,767 (0,268)	0,779 (0,293)	0,769 (0,274)
10. Proporção de casados	0,389 (0,145)	0,517 (0,149)	0,741 (0,152)	0,165 (0,170)	0,453 (0,259)
11. Proporção de brancos	0,427 (0,267)	0,449 (0,264)	0,438 (0,274)	0,466 (0,309)	0,445 (0,279)
12. Idade	23,105 (0,900)	23,282 (0,861)	24,480 (1,063)	21,385 (1,362)	23,065 (1,532)
13. Escolaridade	6,892 (1,843)	7,575 (1,735)	6,773 (1,801)	8,841 (1,848)	7,518 (1,985)
14. Experiência	8,813 (2,244)	5,496 (2,278)	6,310 (2,846)	4,225 (2,483)	6,213 (2,988)
15. Idade mãe	48,378 (3,224)	48,579 (3,607)	50,573 (5,926)	47,777 (4,048)	48,764 (4,372)

(continua)

(conclusão)

	Homens	Mulheres	Mulheres		Geral
			Mães	Não Mães	
16. Escolaridade mãe	3,825 (1,994)	4,010 (2,127)	3,432 (2,538)	4,239 (2,361)	3,892 (2,271)
17. Experiência mãe	20,440 (9,402)	20,782 (9,695)	20,427 (14,134)	20,784 (10,800)	20,614 (11,037)
18. Idade pai	51,829 (4,508)	51,904 (5,040)	53,451 (8,040)	51,403 (5,385)	52,061 (5,769)
19. Escolaridade pai	3,555 (2,240)	3,740 (2,352)	3,205 (2,722)	3,900 (2,535)	3,625 (2,462)
20. Experiência pai	33,186 (8,760)	33,240 (9,369)	32,818 (14,469)	33,358 (9,832)	33,172 (10,550)
21. Proporção de mães	-	0,609 (0,149)	-	-	0,537 (0,420)
22. Média do número de filhos	-	-	1,893 (0,421)	-	1,023 (0,854)

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2001 a 2009.

Notas: Todas as amostras referem-se aos domicílios cuja renda domiciliar *per capita* está abaixo da média desta mesma renda para os municípios respectivos. Desvios-padrão segue entre parênteses. A linha (8) é medida em R\$ de 2014 (deflator desenvolvido através: Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC/IBGE) e Índice Geral de Preços (IGP/Ministério do Trabalho)).

A primeira linha mostra as estimativas para a variável resposta usada na análise de regressão, que é a proporção de domicílios no município com jovens nem-nem. Como se pode observar, essa proporção para jovens do sexo masculino entre 18 e 29 anos que não estuda e não trabalha é consideravelmente menor do que a proporção para domicílios com jovens do sexo feminino, tanto em relação às jovens mães, como às não mães nessa mesma situação. Os valores encontrados para o período foram: 7%, 32%, 40% e 19% respectivamente.

A linha (2) mostra as estimativas para a variável exógena de interesse: a proporção dos domicílios beneficiários dos PCTR para o período. Estes valores são baseados no procedimento detalhado na subseção 4.1 e, conforme apresentado na tabela, em média, o percentual de domicílios beneficiários por município é em torno de 24%.

De acordo com o conceito adotado pelo IBGE, um indivíduo é considerado desempregado se ele não está trabalhando, está disponível para trabalhar e toma alguma providência para conseguir trabalho no período de referência. Dessa forma, a proporção de jovens desempregados, cuja média encontrada é de 15% para todo o período analisado, foi calculada a partir do número de jovens desempregados entre 18 e 29 anos dividido pelo número de jovens nesta mesma faixa etária classificados como População Economicamente Ativa (PEA).

Sobre as informações dos filhos por domicílios, observa-se que apenas 13% dos domicílios possuem crianças de até 3 anos em que pelo menos uma frequenta a creche. Essa proporção é bem maior para aqueles domicílios com pelo menos uma criança de 4 a 5 anos que frequenta a pré-escola, cuja média é de 59%, e os domicílios que possuem filhos de 6 a 14 anos, independentemente de frequentar a escola, representam 51% da amostra. Esses últimos são exatamente a faixa etária que mais engloba crianças elegíveis aos programas sociais.

É importante ressaltar, que tanto a linha (2), como: a proporção de jovens desempregados (linha (3)), a proporção de domicílios com crianças de até 3 anos que frequentam a creche (linha (5)), a proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola (linha (6)), e a proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos (linha (7)), são idênticas para os quatro públicos em análise devido ao processo de agrupamento a que foram submetidos.

A linha (4) apresenta o número médio de horas dedicadas aos afazeres domésticos por semana e, como pode se observar, há uma grande discrepância da divisão dos trabalhos entre os sexos. Enquanto a média despendida pelos jovens do sexo masculino fica em torno de 4,2 horas, as jovens apresentam um valor seis vezes maior: 25,2 horas. Dentre essas jovens, as que possuem filho apresentam maior média comparadas com as que não têm, e os valores obtidos ficam em torno de 30,6 e 16,8 horas respectivamente.

A linha (8) mostra a média da renda domiciliar per capita em reais, expressa em valor de 2014. É importante salientar que essa estatística não inclui os valores dos benefícios dos PCTR e que só faz parte da amostra aqueles cuja renda domiciliar per capita líquida é menor do que a média dessa mesma renda no município em que o domicílio se encontra. Conforme apresentado na tabela, o grupo com menor renda são as jovens mães, cujo valor é de R\$ 262,11, e com a maior renda são as jovens que não possuem filho, com R\$ 338,84.

As linhas (9) e (10) mostram as estimativas para a média do período da proporção de jovens moradores da área urbana e proporção de casados, respectivamente. É possível observar que a maior proporção de jovens vive na área urbana, o equivalente a 78%, e que entre os casados, as jovens se destacam com 52% contra 39% para os jovens do sexo masculino. Esse valor médio é superado para o grupo de jovens mães, cuja média é de 74%.

Sobre a proporção de brancos, a linha (11) mostra que os jovens de uma maneira geral apresentam um valor médio bem próximo entre os grupos analisados. O mesmo acontece para a idade entre os jovens de sexos diferentes, de acordo com a linha (12) é possível observar que a idade média é praticamente a mesma (as jovens possuem em média 23,3 anos e os jovens 23,1 anos), mas entre as jovens do sexo feminino, mulheres com filho possuem na média três anos a mais do que as que não possuem.

Na linha (13) as jovens lideram o quesito das mais escolarizadas, em média 7,6 anos de estudo contra 6,9 para os homens. Mulheres sem filhos se destacam ainda mais neste item com uma média de 8,8 anos de estudo e as com filho, o valor médio apresentado é o mais baixo entre os grupos analisados, com 6,7 anos. Os homens, por sua vez, se destacam pela média de anos de experiência (8,8 anos), que é relativamente superior à das mulheres (5,5 anos), tanto em relação às que são mães (6,3 anos) como às que não são (4,2 anos) – note que as mulheres com filho possuem em média mais experiência do que a média das que não possuem). Vale salientar que a variável experiência foi criada a partir da diferença entre a idade atual do indivíduo e a idade que ele começou a trabalhar.

As mães dos jovens que estão em análise se caracterizam por serem, em média, mais novas e mais escolarizadas que os pais, e estes se destacam por possuir mais anos de experiência. Entre os quatro grupos analisados, observa-se que para as jovens com filho, a escolaridade e os anos de experiência dos seus pais foram os que apresentaram menores valores médios, contrariamente aos valores apresentados pelos pais das jovens sem filho, que foram os que exibiram maior média de escolaridade e anos de experiência.

Algumas variáveis foram utilizadas para públicos específicos na tentativa de obter um melhor ajuste às amostras selecionadas. No caso da regressão para jovens do sexo feminino, incluiu-se uma variável binária sobre a maternidade, que como pode ser observado, em média para todo o período, 53% das jovens são mães. Igualmente no caso da regressão para jovens mães, incluiu-se a variável número de filhos, cuja média para o período é de 1 filho.

Análise semelhante pode ser feita para o segundo período, de 2011 a 2014, conforme os dados apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 - Estatísticas descritivas: médias e desvios-padrão das variáveis para os anos de 2011 a 2014

(continua)

	Homens	Mulheres	Mulheres		Geral
			Mães	Não Mães	
1. Proporção de domicílios com jovens nem-nem	0,097 (0,113)	0,343 (0,196)	0,423 (0,242)	0,234 (0,251)	0,274 (0,241)
2. Proporção de domicílios com beneficiários	0,358 (0,254)	0,358 (0,254)	0,358 (0,254)	0,358 (0,253)	0,358 (0,254)
3. Proporção de jovens desempregados	0,143 (0,128)	0,143 (0,130)	0,143 (0,127)	0,143 (0,126)	0,143 (0,128)
4. Horas despendidas no trabalho doméstico	4,054 (3,053)	22,632 (7,899)	28,136 (9,743)	15,140 (7,736)	17,492 (11,766)
5. Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	0,191 (0,194)	0,191 (0,195)	0,191 (0,194)	0,191 (0,194)	0,191 (0,194)
6. Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	0,773 (0,262)	0,773 (0,263)	0,773 (0,262)	0,773 (0,259)	0,773 (0,262)
7. Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	0,458 (0,138)	0,458 (0,140)	0,458 (0,138)	0,458 (0,136)	0,458 (0,138)
8. Renda domiciliar <i>per capita</i>	403,455 (211,539)	376,473 (199,928)	332,153 (177,670)	427,696 (232,795)	384,709 (209,257)
9. Proporção de população urbana	0,790 (0,272)	0,798 (0,261)	0,792 (0,276)	0,806 (0,296)	0,797 (0,277)
10. Proporção de casados	0,390 (0,191)	0,494 (0,188)	0,713 (0,211)	0,191 (0,220)	0,449 (0,276)
11. Proporção de brancos	0,376 (0,270)	0,390 (0,273)	0,365 (0,292)	0,422 (0,331)	0,388 (0,293)
12. Idade	23,178 (1,306)	23,368 (1,199)	24,654 (1,467)	21,545 (1,748)	23,196 (1,812)
13. Escolaridade	8,159 (1,639)	9,017 (1,459)	8,354 (1,682)	9,937 (1,702)	8,859 (1,763)
14. Experiência	7,472 (2,470)	4,542 (2,321)	5,433 (3,131)	3,317 (2,564)	5,205 (3,042)
15. Idade mãe	47,863 (4,279)	48,217 (4,709)	50,133 (6,705)	47,442 (5,046)	48,289 (5,220)
16. Escolaridade mãe	5,324 (2,610)	5,490 (2,741)	4,895 (3,386)	5,739 (2,960)	5,394 (2,914)
17. Experiência mãe	18,542 (10,541)	18,866 (10,939)	18,389 (14,851)	18,917 (11,827)	18,698 (11,919)
18. Idade pai	51,127 (5,765)	51,359 (6,220)	53,061 (8,442)	50,886 (6,526)	51,447 (6,635)
19. Escolaridade pai	4,609 (2,805)	4,783 (2,952)	4,224 (3,384)	5,006 (3,137)	4,699 (3,046)
20. Experiência pai	31,307 (10,512)	31,394 (10,854)	31,205 (15,189)	31,411 (11,283)	31,342 (11,693)
21. Proporção de mães	-	0,577 (0,197)	-	-	0,530 (0,424)

	Homens	Mulheres	Mulheres		Geral
			Mães	Não Mães	
			(conclusão)		
22. Média do número de filhos	-	-	1,798 (0,519)	-	0,959 (0,849)

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2011 a 2014.

Notas: Todas as amostras referem-se aos domicílios cuja renda domiciliar per capita está abaixo da média desta mesma renda para os municípios respectivos. Desvios-padrão segue entre parênteses. A linha (8) é medida em R\$ de 2014 (deflator desenvolvido através: Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC/IBGE) e Índice Geral de Preços (IGP/Ministério do Trabalho)).

De um modo geral, vale ressaltar que o comportamento das variáveis em relação a diferença de médias entre os grupos manteve-se o mesmo. As jovens mães, por exemplo, sustentaram as piores médias nas variáveis: horas despendidas no trabalho domésticos, renda domiciliar per capita, escolaridade e experiência pessoal, e escolaridade e experiências dos pais. Por outro lado, os valores foram mais favoráveis, representando uma melhora de um período para outro. Essas jovens reduziram o tempo dedicado aos afazeres domésticos em 2 horas na média, aumentaram os anos de estudo e experiência no mercado de trabalho em 1,6 p.p. e 0,9 p.p. na média, respectivamente, e reduziram o número médio de filhos.

Outra comparação importante de um período para o outro é a média da proporção de domicílios com jovens nem-nem. A Tabela 7 mostra que essa medida foi maior para todos os grupos analisados, mas conforme foi apresentado na subseção 6.1, este aumento foi moderado e particular para cada grupo. A média da proporção de domicílios com beneficiários dos PCTR também aumentou, entretanto, vale ressaltar, que essa tendência acompanhou o aumento do número de programas e a abrangência dos mesmos.

A proporção de domicílios com crianças de até 3 anos que frequentam a creche e a proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola, na média, apresentaram valores superiores aos apresentados no período anterior. De 2011 a 2014 as médias foram 19,1% e 77,3%, o que representa 6 p.p. e 18 p.p. a mais dos valores de 2001 a 2009. Essa melhora do acesso e/ou contato com a escola também foi observada pela melhora das médias relacionadas aos anos de estudo: todos os grupos tiveram esse indicador aumentado passando a média geral de 7,5 para 8,9 anos.

A renda domiciliar per capita foi outra variável que apresentou melhores médias entre todos os grupos analisados de um período para outro: a média geral subiu de R\$ 302,67 para R\$ 384,71. Esses dados mostram, portanto, que as magnitudes das médias, de um modo geral, mudaram do primeiro período em análise para o segundo, entretanto essas mudanças não só acompanharam a evolução e crescimento do país nos últimos anos, como aparentemente mantiveram o hiato – em diferentes aspectos – existentes entre os grupos. Cabe agora aos modelos estatísticos comprovar, ou não, tal constatação.

Jovens do Sexo Masculino

Os resultados da regressão linear ponderada para jovens do sexo masculino são apresentados na Tabela 8. A amostra é composta por 7.25521 observações extraídas da PNAD para os anos de 2001 a 2009.

²¹ Os painéis dos quatro grupos analisado durante os dois períodos não são balanceados. Isso porque, ao separar a amostra entre os públicos analisados (jovens de 18 a 29 do sexo masculino, feminino, jovens mães e não mães), alguns municípios não possuem amostra de dados suficiente

Dado a natureza binária da variável dependente, foi calculado o lógite a partir da equação: $L_{it} = \ln[P_{it}/(1 - P_{it})]$. Tomando o antilogaritmo, obtém-se $P_{it}/(1 - P_{it})$, que é a chance a favor de o domicílio do município possuir jovens na condição nem-nem, ou também conhecida por odds (FAVERO, 2015).

Os coeficientes das variáveis obtidos no modelo lógite são mais utilizados para verificar a direção da relação entre as variáveis exógenas e a variável dependente. Já o coeficiente exponenciado (tomado o antilogaritmo) permite obter o quanto a odds varia em resposta a mudança de uma unidade em uma variável exógena, mantidas constantes as demais variáveis (GUJARATI, 2005).

Para melhor compreensão, considere o coeficiente encontrado para a variável proporção de jovens desempregados que, conforme apresentado na Tabela 8, corresponde a -3,495. Então:

$$e^{-3,495} = 0,030$$

Ao aplicar o antilogaritmo no coeficiente, subtrair 1 e multiplicar o resultado por 100, obtém-se para o caso acima: $0,030 - 1 = -0,97 * 100 = -97\%$, que significa uma redução de 97% na odds. Ou seja, se a proporção de jovens desempregados no município passasse de 0 para 1, reduziria a chance a favor de o município ter jovens do sexo masculino nem-nem, em 97%.

Curiosamente, a relação entre a taxa de desemprego e a condição nem-nem para jovens do sexo masculino é negativa, ou seja, um aumento na proporção de jovens desempregados está associado a uma redução na probabilidade em análise²².

Tabela 8 – Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo masculino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2001 a 2009

	Coeficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	0,064 (0,219)	1,066 (0,233)	6,6	$1,1 \cdot 10^{-3}$ (0,004)
Proporção de jovens desempregados	-3,495*** (0,280)	0,030*** (0,009)	-97,0	$-6,0 \cdot 10^{-2}$ *** (0,006)
Horas despendidas no trabalho doméstico	-0,007 (0,011)	0,993 (0,011)	-0,7	$-1,1 \cdot 10^{-4}$ (0,000)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	0,182 (0,226)	1,200 (0,271)	20,0	$3,1 \cdot 10^{-3}$ (0,004)
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	-0,091 (0,127)	0,913 (0,116)	-8,7	$-1,6 \cdot 10^{-3}$ (0,002)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-1,491*** (0,327)	0,225*** (0,073)	-77,5	$-2,6 \cdot 10^{-2}$ *** (0,006)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,004*** (0,000)	0,996*** (0,000)	-0,4	$-7,2 \cdot 10^{-5}$ *** (0,000)

(continua)

para se sustentar durante todos os anos do painel. Dado que essa não continuidade é aleatória, ou seja, não tem correlação com uma circunstância específica, os modelos estimados conservam a sua consistência.

²² Vale relembrar que nas estimativas dos jovens nem-nem não foram considerados aqueles que estavam em busca de emprego na semana de referência, portanto, um aumento na proporção de desempregados causado pelo aumento na busca de emprego pode reduzir o percentual de jovens nem-nem devido esta mudança de esforços para se inserir em uma atividade.

	(conclusão)			
	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de população urbana	1,144*** (0,285)	3,139*** (0,894)	213,9	2,0.10 ^{-2***} (0,005)
Proporção de casados	-0,707*** (0,237)	0,493*** (0,117)	-50,7	-1,2.10 ^{-2***} (0,004)
Proporção de brancos	0,046 (0,191)	1,047 (0,200)	4,7	8,0.10 ⁻⁴ (0,003)
Idade	0,277*** (0,040)	1,319*** (0,053)	31,9	4,7.10 ^{-3***} (0,001)
Escolaridade	-0,186*** (0,030)	0,830*** (0,025)	-17,0	-3,2.10 ^{-3***} (0,001)
Experiência	-0,340*** (0,021)	0,712*** (0,015)	-28,8	-5,8.10 ^{-3***} (0,000)
Idade mãe	-0,002 (0,010)	0,998 (0,010)	-0,2	-3,9.10 ⁻⁵ (0,000)
Escolaridade mãe	0,033 (0,021)	1,034 (0,022)	3,4	5,7.10 ⁻⁴ (0,000)
Experiência mãe	-0,003 (0,003)	0,997 (0,003)	-0,3	-5,3.10 ⁻⁵ (0,000)
Idade pai	0,003 (0,007)	1,003 (0,007)	0,3	5,7.10 ⁻⁵ (0,000)
Escolaridade pai	-0,020 (0,018)	0,980 (0,018)	-2,0	-3,4.10 ⁻⁴ (0,000)
Experiência pai	0,003 (0,003)	1,003 (0,003)	0,3	4,7.10 ⁻⁵ (0,000)
Constante	-3,787*** (1,205)	0,023*** (0,027)		
Número de Observações	7.255			
Teste F	2,800***			
R ²	0,322			
Binárias para municípios	Sim			
Binárias para anos	Sim			
Binárias de interação: anos e estados brasileiros	Sim			

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2001 a 2009.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

Por outra perspectiva, é interessante também avaliar o impacto do coeficiente – que é o efeito marginal das variáveis exógenas – sobre a probabilidade P e não sobre o logíte L , como é interpretado diretamente. Dessa forma, de acordo com Hoffmann (2016), da Equação (5) obtemos:

$$\frac{\partial L}{\partial x_i} = \frac{1}{P(1-P)} \frac{\partial P}{\partial x_i} \quad (10)$$

Mas,

$$\frac{\partial L}{\partial x_i} = \beta_i \quad (11)$$

De (10) e (11) segue-se que

$$\frac{\partial P}{\partial x_i} = \beta_i P(1 - P) \quad (12)$$

O efeito marginal de x_i sobre P depende do ponto da curva que for considerado (HOFFMANN, 2016). Dado um vetor de valores das variáveis explanatórias x'_h , é possível calcular $\hat{L}_h = x'_h b$ e

$$\hat{L}_h = \frac{1}{1 + e^{\hat{L}_h}} \quad (13)$$

Assim, a partir de (13) a estimativa do efeito marginal de x_i sobre P no ponto x'_h é $b_i \hat{P}_h(1 - \hat{P}_h)$.

Nesse trabalho, x_h será o ponto médio da amostra. Analisando o efeito marginal dessa mesma variável, se a proporção de desempregados aumentar de 0 para 1, a probabilidade de o domicílio ter jovens do sexo masculino nem-nem é 6 p.p. menor. Isso pode ser justificado pela escolha desses jovens em aumentar os esforços em alguma atividade nos momentos em que taxa de desemprego está mais elevada.

Analisando o efeito marginal da variável proporção de domicílios beneficiários dos PCTR na probabilidade da variável de interesse – o domicílio do município ter jovens do sexo masculino nem-nem – no ponto médio, nota-se que o resultado encontrado é não significativo, o que mostra, portanto, que as transferências dos programas sociais para os domicílios não influenciam a proporção de esses possuírem jovens fora do mercado de trabalho e da escola.

Para os jovens do sexo masculino, a decisão de se inserir em uma atividade – como estudo ou trabalho – não é afetada pelas horas despendidas no trabalho doméstico, nem pelo acesso à creche e à pré-escola pelas crianças moradoras no mesmo domicílio. Isso porque nenhuma das variáveis correspondentes apresentou impactos significativos na variável dependente a pelo menos 10%. Apenas a presença de crianças de 6 a 14 anos no domicílio foi significativa, mas ainda assim, o impacto é negativo, ou seja, reduz a probabilidade de o domicílio possuir jovens nem-nem.

Conforme esperado, a relação da renda domiciliar per capita com a probabilidade de o domicílio possuir jovens do sexo masculino nem-nem é negativa, o que indica que, quanto maior a renda, menor é essa probabilidade prevista. Entretanto, o efeito observado é muito pequeno. Em uma análise dos efeitos marginais, a mudança de R\$ 100,00 na renda média do município reduzirá a probabilidade de o domicílio possuir jovens fora do mercado de trabalho e da escola em 0,72 p.p..

A localização geográfica do domicílio, com base nos estudos apresentados, pouco diz sobre a condição dos jovens em relação as suas atividades. Nesse caso, a probabilidade de se ter jovens nem-nem do sexo masculino em domicílios de município urbanos é 2 p.p. maior do que em municípios rurais.

Em relação às variáveis de caracterização desses jovens, os resultados encontrados se assemelham às descrições realizadas por outros trabalhos apresentados na revisão bibliográfica. Nota-se que para jovens do sexo masculino, a condição matrimonial apresenta relação negativa com a situação nem-nem, de forma que a chance a favor de o domicílio possuir jovens que estão fora da escola e do mercado de trabalho é 50,7% menor se a proporção de casados passasse de 0 para 1. Isso pode ser explicado pelo fato de os homens se sentirem mais responsáveis pelo sustento da casa quando estão casados.

A cor do jovem não é significativa para a condição nem-nem, mas o aumento da idade pode estar associado a um aumento na probabilidade prevista: a chance a favor de o domicílio possuir jovens na condição nem-nem é 31,9% maior dado o aumento de um ano na média de idade desses jovens no município. Este mesmo tipo de análise pode

ser realizado para anos médios de escolaridade e de experiência dos jovens, mas nesses casos a relação encontrada foi negativa. A chance a favor se reduz em 17% e 29% dado o aumento de uma unidade na média dos anos de estudo dos jovens do município e na média dos anos dedicados ao mercado de trabalho do município, respectivamente.

Foram analisadas também as características dos pais desses jovens e a influência da escolaridade, experiência e idade do pai e da mãe na probabilidade de o domicílio possuir jovens nem-nem. Para os jovens do sexo masculino, nenhuma variável apresentou resultado significativo.

Essa mesma análise pode ser realizada para o segundo período da amostra de dados, de 2011 a 2014, conforme os resultados apresentados na Tabela 9. A amostra é composta por 3.975 observações extraídas da PNAD para os anos de 2011 a 2014.

Tabela 9 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo masculino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	-0,457 (0,337)	0,633 (0,213)	-36,7%	-10,0.10 ⁻³ (0,007)
Proporção de jovens desempregados	-1,505*** (0,307)	0,222*** (0,068)	-77,8%	-3,3.10 ⁻² *** (0,008)
Horas despendidas no trabalho doméstico	0,030** (0,012)	1,031** (0,012)	3,1%	6,5.10 ⁻⁴ ** (0,000)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	0,034 (0,189)	1,034 (0,196)	3,4%	7,3.10 ⁻⁴ (0,004)
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	-0,118 (0,150)	0,889 (0,134)	-11,1%	-2,5.10 ⁻³ (0,003)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-0,391 (0,370)	0,676 (0,250)	-32,4%	-8,5.10 ⁻³ (0,008)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,003*** (0,000)	0,997*** (0,000)	-0,3%	-6,3.10 ⁻⁵ *** (0,000)
Proporção de população urbana	-0,120 (0,219)	0,887 (0,194)	-11,3%	-2,6.10 ⁻³ (0,005)
Proporção de casados	-0,847*** (0,251)	0,429*** (0,107)	-57,1%	-1,8.10 ⁻² *** (0,006)
Proporção de brancos	0,121 (0,212)	1,128 (0,239)	12,8%	2,6.10 ⁻³ (0,005)
Idade	0,298*** (0,042)	1,347*** (0,057)	34,7%	6,4.10 ⁻³ *** (0,001)
Escolaridade	-0,147*** (0,030)	0,864*** (0,026)	-13,6%	-3,2.10 ⁻³ *** (0,001)
Experiência	-0,309*** (0,026)	0,734*** (0,019)	-26,6%	-6,7.10 ⁻³ *** (0,001)
Idade mãe	0,005 (0,010)	1,005 (0,010)	0,5%	1,2.10 ⁻⁴ (0,000)
Escolaridade mãe	0,010 (0,018)	1,010 (0,019)	1,0%	2,2.10 ⁻⁴ (0,000)
Experiência mãe	0,003 (0,004)	1,003 (0,004)	0,3%	6,0.10 ⁻⁵ (0,000)
Idade pai	-0,010 (0,007)	0,990 (0,007)	-1,0%	-2,2.10 ⁻⁴ (0,000)

(continua)

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Escolaridade pai	-0,011 (0,017)	0,989 (0,017)	-1,1%	-2,3.10 ⁻⁴ (0,000)
Experiência pai	-0,003 (0,003)	0,997 (0,003)	-0,3%	-6,7.10 ⁻⁵ (0,000)
Constante	-3,480*** (1,125)	0,031*** (0,035)		
Número de Observações	3.975			
Teste F	1,820***			
R ²	0,436			
Binárias para municípios	Sim			
Binárias para anos	Sim			
Binárias de interação: anos e estados brasileiros	Sim			

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2011 a 2014.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

Vale ressaltar, que apenas algumas variáveis apresentaram resultados diferentes dos observados no primeiro período. A variável de interesse desse trabalho, representada pela proporção de domicílios beneficiados pelos PCTR, embora tenha apresentado relação negativa com a proporção de domicílios do município que possuem jovens na condição nem-nem, o resultado permaneceu não significativo.

As horas semanais despendidas no trabalho doméstico passaram a ser significativas no segundo período. Conforme esperado, o aumento das horas gastas nos afazeres domésticos pode reduzir a disponibilidade em outras tarefas, nesse caso, embora o impacto seja pequeno, o aumento de uma unidade na hora gasta nos trabalhos de casa, aumenta a probabilidade de o domicílio possuir jovens fora do mercado de trabalho e escola em 0,065 p.p..

Por fim, outro resultado interessante e diferente do apresentado no primeiro período é em relação a proporção da população urbana. O valor apresentado deixou de ser significativo e também apresentou uma mudança na direção de impacto. Esse resultado é interessante ser explorado em mais detalhes para verificar se existe uma migração desse fenômeno entre as regiões brasileiras.

Jovens do Sexo Feminino

Para as jovens do sexo feminino de 18 a 29 anos, os resultados da regressão linear ponderada são apresentados na Tabela 10. A amostra é composta por 7.148 observações extraídas da PNAD para os anos de 2001 a 2009.

Tabela 10 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2001 a 2009

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	0,070 (0,075)	1,073 (0,080)	7,3%	1,4.10 ⁻² (0,015)

				(conclusão)
	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de jovens desempregados	-1,799*** (0,092)	0,165*** (0,015)	-83,5%	-3,7.10 ^{-1***} (0,019)
Horas despendidas no trabalho doméstico	0,009*** (0,001)	1,009*** (0,001)	0,9%	1,9.10 ^{-3***} (0,000)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	-0,333*** (0,073)	0,717*** (0,052)	-28,3%	-6,8.10 ^{-2***} (0,015)
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	-0,034 (0,039)	0,966 (0,038)	-3,4%	-7,0.10 ⁻³ (0,008)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-0,262** (0,102)	0,770** (0,079)	-23,0%	-5,4.10 ^{-2**} (0,021)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,002*** (0,000)	0,998*** (0,000)	-0,2%	-3,6.10 ^{-4***} (0,000)
Proporção de população urbana	0,060 (0,094)	1,062 (0,100)	6,2%	1,2.10 ⁻² (0,019)
Proporção de casados	0,680*** (0,082)	1,974*** (0,161)	97,4%	1,4.10 ^{-1***} (0,017)
Proporção de brancos	0,046 (0,062)	1,047 (0,065)	4,7%	9,4.10 ⁻³ (0,013)
Idade	0,130*** (0,011)	1,139*** (0,013)	13,9%	2,7.10 ^{-2***} (0,002)
Escolaridade	-0,071*** (0,010)	0,932*** (0,010)	-6,8%	-1,4.10 ^{-2***} (0,002)
Experiência	-0,219*** (0,005)	0,804*** (0,004)	-19,6%	-4,5.10 ^{-2***} (0,001)
Idade mãe	0,004 (0,003)	1,004 (0,003)	0,4%	8,3.10 ⁻⁴ (0,001)
Escolaridade mãe	-0,009 (0,006)	0,991 (0,006)	-0,9%	-1,8.10 ⁻³ (0,001)
Experiência mãe	-0,001 (0,001)	0,999 (0,001)	-0,1%	-1,2.10 ⁻⁴ (0,000)
Idade pai	0,002 (0,002)	1,002 (0,002)	0,2%	3,2.10 ⁻⁴ (0,000)
Escolaridade pai	0,006 (0,005)	1,006 (0,005)	0,6%	1,2.10 ⁻³ (0,001)
Experiência pai	0,000 (0,001)	1,000 (0,001)	0,0%	6,5.10 ⁻⁵ (0,000)
Proporção de Mãe	0,210** (0,087)	1,234** (0,107)	23,4%	4,3.10 ^{-2**} (0,018)
Constante	-2,360*** (0,404)	0,094*** (0,038)		
Número de Observações	7.148			
Teste F	9,350***			
R ²	0,627			
Binárias para municípios	Sim			
Binárias para anos	Sim			
Binárias de interação: anos e estados brasileiros	Sim			

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2001 a 2009.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

O resultado obtido para a variável referente aos domicílios beneficiários dos PCTR é semelhante ao encontrado para os jovens do sexo masculino no mesmo período, o impacto manteve o sinal positivo, mas ele é não significativo.

A relação encontrada entre a proporção de desempregados e a probabilidade prevista foi negativa, assim como a relação encontrada para os jovens do sexo masculino: se a proporção de desempregados passasse de 0 para 1, a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem na condição nem-nem reduziria em 37 p.p. variação essa, em valor absoluto, relativamente maior do que a encontrada para os jovens do sexo masculino no mesmo período (6 p.p.).

Na análise das variáveis relacionadas ao ambiente domiciliar, contrariamente aos resultados encontrados para os jovens do sexo masculino, observa-se que a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem fora do mercado de trabalho e da escola é afetada tanto pelas horas despendidas no trabalho doméstico, quanto pelo acesso à creche e à pré-escola das crianças moradoras do mesmo domicílio. O aumento de uma hora semanal dedicado a essa atividade na média do município aumenta em 0,90% a chance a favor de o domicílio possuir uma jovem nem-nem, e essa chance a favor se reduz em 28,3% e 3,4% no caso de a proporção de domicílios que possuem crianças que frequentam a creche e a pré-escola passasse de 0 para 1, respectivamente.

Esses resultados podem ser justificados pelo fato de que o tempo gasto no trabalho doméstico faz com que essas jovens mulheres tenham menos tempo disponível para o estudo e o trabalho. E nesse mesmo caminho de análise, ao garantir que as crianças tenham acesso à escola nos primeiros anos de vida, isso permite que as jovens possam abrir mão das atividades domésticas – que estão na maioria das vezes sob à sua responsabilidade – para se inserir no mercado de trabalho e na escola, reduzindo, portanto, a probabilidade de estar na condição nem-nem.

Em relação a renda domiciliar per capita, o mesmo sinal negativo encontrado para os jovens do sexo masculino é encontrado para as jovens, mas em uma análise em termos dos efeitos marginais, o valor encontrado para elas é ainda mais baixo: a mudança de R\$ 100,00 na média da renda do município reduz a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem fora do mercado de trabalho e da escola em 3,6 p.p. (contra 0,72 p.p. para os jovens).

As variáveis de caracterização dessas jovens diferem das apresentadas para os jovens do sexo masculino no quesito casamento. Para as mulheres, a condição matrimonial apresenta relação positiva com a probabilidade prevista, de forma que essa probabilidade é 14 p.p. maior para as casadas do que para as solteiras. Esse resultado está provavelmente relacionado com o fato de que essas jovens podem ser sustentadas pela renda do marido. A cor para as jovens também não é significativa.

O aumento da idade está associado a um aumento na chance a favor de um domicílio possuir uma jovem na condição nem-nem, assim como encontrado para os jovens do sexo masculino. A odds é elevada em 13,9%, considerando o aumento de um ano na média da idade no município. E sobre os impactos dos anos de escolaridade e anos de experiência, a chance a favor se reduz em 6,8% e 19,6% respectivamente, dado o aumento de uma unidade na média municipal de cada variável. Esses valores são menores, em termos de magnitude, comparados aos valores encontrados para os jovens do sexo masculino, indicando que os impactos dessas variáveis nas jovens são relativamente menores, mas em ambos os casos estão condizentes com o que se esperava: quanto maior a escolaridade e/ou experiência, maior a chance de estar empregado.

As características dos pais dessas jovens também não foram significativas e, por fim, uma variável muito importante neste modelo foi a avaliação do impacto de ser mãe. Em uma análise de efeito marginal, a probabilidade prevista de o domicílio possuir uma jovem nem-nem aumenta em 4,3 p.p. se a probabilidade de ser mãe mudasse de 0 para 1. Isso sugere que o fato de ter filho dificulta a jovem de estudar e/ou trabalhar, para que essa se concentre nos cuidados do filho e nas atividades domésticas exigidas.

O mesmo modelo aplicado aos dados do segundo período é apresentado na Tabela 11. A amostra é composta por 3.821 observações extraídas da PNAD para os anos de 2011 a 2014.

Tabela 11 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	-0,107 (0,153)	0,899 (0,138)	-10,1%	-2,2.10 ⁻² (0,031)
Proporção de jovens desempregados	-1,707*** (0,139)	0,181*** (0,025)	-81,9%	-3,5.10 ⁻¹ *** (0,029)
Horas despendidas no trabalho doméstico	0,012*** (0,002)	1,012*** (0,002)	1,2%	2,4.10 ⁻³ *** (0,000)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	-0,261*** (0,088)	0,770*** (0,068)	-23,0%	-5,4.10 ⁻² *** (0,018)
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	-0,020 (0,065)	0,980 (0,063)	-2,0%	-4,2.10 ⁻³ (0,013)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-0,211 (0,159)	0,810 (0,129)	-19,0%	-4,3.10 ⁻² (0,033)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,002*** (0,000)	0,998*** (0,000)	-0,2%	-3,7.10 ⁻⁴ *** (0,000)
Proporção de população urbana	-0,148 (0,103)	0,862 (0,089)	-13,8%	-3,0.10 ⁻² (0,021)
Proporção de casados	0,606*** (0,115)	1,833*** (0,211)	83,3%	1,2.10 ⁻¹ *** (0,024)
Proporção de brancos	-0,131 (0,094)	0,877 (0,083)	-12,3%	-2,7.10 ⁻² (0,019)
Idade	0,120*** (0,017)	1,128*** (0,019)	12,8%	2,5.10 ⁻² *** (0,003)
Escolaridade	-0,086*** (0,016)	0,917*** (0,015)	-8,3%	-1,8.10 ⁻² *** (0,003)
Experiência	-0,247*** (0,009)	0,781*** (0,007)	-21,9%	-5,1.10 ⁻² *** (0,002)
Idade mãe	0,005 (0,004)	1,005 (0,004)	0,5%	1,1.10 ⁻³ (0,001)
Escolaridade mãe	0,005 (0,007)	1,005 (0,007)	0,5%	1,1.10 ⁻³ (0,001)
Experiência mãe	-0,000 (0,001)	1,000 (0,001)	0,0%	-8,0.10 ⁻⁶ (0,000)
Idade pai	0,004 (0,003)	1,004 (0,003)	0,4%	8,1.10 ⁻⁴ (0,001)
Escolaridade pai	0,003 (0,006)	1,003 (0,006)	0,3%	6,3.10 ⁻⁴ (0,001)
Experiência pai	0,000 (0,001)	1,000 (0,001)	0,0%	8,2.10 ⁻⁵ (0,000)
Proporção de Mãe	0,173 (0,117)	1,189 (0,139)	18,9%	3,6.10 ⁻² (0,024)
Constante	-1,468*** (0,546)	0,230*** (0,126)		
Número de Observações	3.821			

(conclusão)

Teste F	4,280***
R ²	0,658
Binárias para municípios	Sim
Binárias para anos	Sim
Binárias de interação: anos e estados brasileiros	Sim

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2011 a 2014.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

Os resultados que merecem ser destacados nesse período referem-se as variáveis: proporção de domicílios com beneficiários dos PCTR, proporção da população urbana e proporção de jovens mães. Para as duas primeiras variáveis, as mudanças nos resultados no segundo período foram semelhantes as mudanças sofridas pelos jovens do sexo masculino, ou seja, ambas apresentaram impactos negativos na probabilidade prevista e foram não significativas. Isso pode ser reflexo de uma possível mudança de comportamento entre os jovens nem-nem, de forma que os programas sociais deixam de explicar a decisão de eles estarem ou não nessa condição, assim como o fato de que morar na região urbana deixe de ser um fator predominante entre aqueles que se encontram fora do mercado de trabalho e da escola, uma vez que na região rural, muitos jovens estão envolvidos em atividades relacionadas à agricultura familiar e/ou trabalho informal, que não são considerados.

Outro resultado ainda mais interessante é a proporção de jovens mães. No segundo período essa variável que tanto foi discutida na revisão bibliográfica como fator agravante da condição nem-nem entre as jovens, deixa de ser significativa. Conforme as análises desenvolvidas ao longo do trabalho, é possível justificar esse fato com algumas das tendências observadas nos últimos anos para essas jovens, como: redução do número de mães, redução da quantidade de filhos, aumento de escolaridade e inserção no mercado de trabalho.

Jovens Mães

Devido às diferenças encontradas entre os jovens nem-nem do sexo masculino e feminino, e ainda, entre as mulheres com e sem filhos, optou-se pelo desenvolvimento de uma análise separada para as jovens mães e não mães. Os resultados da regressão ponderada para as jovens mães de 18 a 29 anos são apresentados na Tabela 12. A amostra é composta por 5.243 observações extraídas da PNAD para os anos de 2001 a 2009.

Tabela 12 – Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2009 a 2011

(continua)

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	0,185* (0,098)	1,203* (0,118)	20,3%	4,3.10 ^{-2*} (0,023)
Proporção de jovens desempregados	-1,768*** (0,121)	0,171*** (0,021)	-82,9%	-4,1.10 ^{-1***} (0,028)
Horas despendidas no trabalho doméstico	0,011*** (0,001)	1,011*** (0,001)	1,1%	2,6.10 ^{-3***} (0,000)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	-0,380*** (0,103)	0,684*** (0,071)	-31,6%	-8,9.10 ^{-2***} (0,024)

				(conclusão)
	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	-0,043 (0,055)	0,958 (0,053)	-4,2%	-1,0.10 ⁻² (0,013)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-0,206 (0,136)	0,814 (0,110)	-18,6%	-4,8.10 ⁻² (0,032)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,002*** (0,000)	0,998*** (0,000)	-0,2%	-3,8.10 ^{-4***} (0,000)
Proporção de população urbana	0,081 (0,111)	1,084 (0,121)	8,4%	1,9.10 ⁻² (0,026)
Proporção de casados	0,478*** (0,084)	1,613*** (0,136)	61,3%	1,1.10 ^{-1***} (0,020)
Proporção de brancos	0,109 (0,072)	1,115 (0,080)	11,5%	2,5.10 ⁻² (0,017)
Idade	0,099*** (0,013)	1,104*** (0,014)	10,4%	2,3.10 ^{-2***} (0,003)
Escolaridade	-0,067*** (0,012)	0,935*** (0,011)	-6,5%	-1,6.10 ^{-2***} (0,003)
Experiência	-0,215*** (0,006)	0,806*** (0,005)	-19,4%	-5,0.10 ^{-2***} (0,001)
Idade mãe	-0,001 (0,002)	0,999 (0,002)	-0,1%	-1,3.10 ⁻⁴ (0,001)
Escolaridade mãe	-0,000 (0,005)	1,000 (0,005)	0,0%	-3,0.10 ⁻⁵ (0,001)
Experiência mãe	-0,001 (0,001)	0,999 (0,001)	-0,1%	-1,2.10 ⁻⁴ (0,000)
Idade pai	0,000 (0,001)	1,000 (0,001)	0,0%	9,0.10 ⁻⁶ (0,000)
Escolaridade pai	-0,004 (0,004)	0,996 (0,004)	-0,4%	-8,6.10 ⁻⁴ (0,001)
Experiência pai	-0,001 (0,001)	0,999 (0,001)	-0,1%	-1,6.10 ⁻⁴ (0,000)
Proporção de Mãe	-0,069* (0,037)	0,934* (0,035)	-6,6%	-1,6.10 ^{-2*} (0,009)
Constante	-0,901** (0,459)	0,406** (0,186)		
Número de Observações	5.243			
Teste F	5,780***			
R ²	0,5913			
Binárias para municípios	Sim			
Binárias para anos	Sim			
Binárias de interação: anos e estados brasileiros	Sim			

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2001 a 2009.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

Conforme esperado para jovens do sexo feminino que possuem filho, a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem mãe na condição nem-nem é 4,3 p.p. maior se a proporção de domicílios beneficiários dos PCTR passasse de 0 para 1. Esse impacto é o maior encontrado entre os públicos analisados até aqui, o único que foi significativo a 10% e está em consonância com os estudos apresentados sobre o tema. Uma vez que a maternidade exige uma dedicação das jovens aos filhos que muitas vezes as afastam do mercado de trabalho e da escola, a renda proveniente

dos PCTR facilita a situação nem-nem por garantir o sustento à essas jovens que têm maiores restrições de se inserir em uma atividade fora do ambiente doméstico

A relação entre a proporção de desempregados e a probabilidade prevista foi negativa e isso pode ser reflexo de maiores esforços exigidos em se envolver numa atividade quando se tem sob a responsabilidade o cuidado de uma criança.

Na análise das variáveis relacionadas ao ambiente domiciliar, observa-se que a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem mãe na condição nem-nem é afetada pelas horas despendidas no trabalho doméstico e pelo acesso à creche das crianças de até 3 anos, idade essa que mais exige cuidados. O aumento de uma hora semanal dedicada as atividades domésticas na média dos domicílios, faz com que a chance a favor de o domicílio possuir uma jovem nem-nem seja 1,1% maior, e o acesso à creche das crianças moradoras no mesmo domicílio nos primeiros anos de vida, se a proporção passasse de 0 para 1, reduziria a chance a favor de o domicílio possuir jovem nem-nem em 31,6%.

A presença de crianças de 6 a 14 anos no domicílio apresentou relação negativa com a odds, ou seja, reduz a chance a favor de um domicílio possuir uma jovem mãe na condição nem-nem em 18,6% se essa proporção de crianças passasse de 0 para 1. Esta relação negativa foi encontrada para todos os grupos analisados até aqui e isto pode ser justificado pelo fato de que neste corte etário as crianças e as atividades domésticas consequentes exijam menor participação de outros familiares em casa e ao mesmo tempo, maior renda para garantir o sustento. Isso faz, por exemplo, com que essas pessoas aumentem sua oferta de trabalho.

A relação da renda domiciliar per capita com a probabilidade prevista, indica que a mudança de R\$ 100,00 na média de renda do município reduz a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem mãe nem-nem em 3,8 p.p.. Quanto a localização geográfica do domicílio, a probabilidade prevista não é afetada significativamente por esta variável.

A condição matrimonial também apresenta relação positiva com a chance a favor de o domicílio possuir jovens mães fora do mercado de trabalho e escola. Se a proporção de casadas passasse de 0 para 1, a odds seria 61,3% maior, que conforme foi discutido, esse aumento possivelmente está relacionado com o fato de essas jovens poderem contar com o sustento do marido. Essa chance a favor, também aumenta em 10,4%, considerando um aumento de um ano na média de idade das mesmas no município, mas se reduz em 6,5% e 19,4% dado o aumento de uma unidade na média de anos de estudo e na média de anos dedicados ao mercado de trabalho do município, respectivamente. As características dos pais dessas jovens mães não apresentaram impactos significativos.

Por fim, uma variável importante incluída nessa análise foi o número de filhos. Conforme os valores observados, cada filho a mais que essa mãe possa ter reduz a chance a favor de um domicílio possuir uma jovem mãe na condição nem-nem em 6,6%. Talvez esse resultado se justifique pela necessidade que essas jovens têm de aumentar esforços no mercado de trabalho e/ou escola para proporcionar o sustento dos filhos, caso venha tê-los.

Os resultados do segundo período são apresentados na Tabela 13. A amostra é composta por 2.217 observações extraídas da PNAD para os anos de 2011 a 2014.

Tabela 13 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014.

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	0,106 (0,289)	1,112 (0,321)	11,2%	2,5.10 ⁻² (0,067)
Proporção de jovens desempregados	-1,307*** (0,253)	0,271*** (0,068)	-72,9%	-3,1.10 ^{-1***} (0,059)
Horas despendidas no trabalho doméstico	0,006* (0,003)	1,006* (0,003)	0,6%	1,5.10 ^{-3*} (0,001)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	-0,306* (0,172)	0,736* (0,126)	-26,4%	-7,2.10 ^{-2*} (0,040)
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	-0,117 (0,124)	0,890 (0,110)	-11,0%	-2,7.10 ⁻² (0,029)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-0,357 (0,294)	0,700 (0,206)	-30,0%	-8,3.10 ⁻² (0,069)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,001*** (0,000)	0,999*** (0,000)	-0,1%	-3,5.10 ^{-4***} (0,000)
Proporção de população urbana	-0,046 (0,184)	0,955 (0,176)	-4,5%	-1,1.10 ⁻² (0,043)
Proporção de casados	0,804*** (0,171)	2,235*** (0,383)	123,5%	1,9.10 ^{-1***} (0,040)
Proporção de brancos	-0,134 (0,150)	0,874 (0,131)	-12,6%	-3,1.10 ⁻² (0,035)
Idade	0,080*** (0,026)	1,083*** (0,028)	8,3%	1,9.10 ^{-2***} (0,006)
Escolaridade	-0,052** (0,026)	0,949** (0,024)	-5,1%	-1,2.10 ^{-2**} (0,006)
Experiência	-0,241*** (0,014)	0,786*** (0,011)	-21,4%	-5,6.10 ^{-2***} (0,004)
Idade mãe	0,002 (0,005)	1,002 (0,005)	0,2%	5,8.10 ⁻⁴ (0,001)
Escolaridade mãe	-0,007 (0,009)	0,993 (0,009)	-0,7%	-1,6.10 ⁻³ (0,002)
Experiência mãe	-0,000 (0,002)	1,000 (0,002)	0,0%	-7,6.10 ⁻⁵ (0,000)
Idade pai	0,005 (0,003)	1,005 (0,003)	0,5%	1,1.10 ⁻³ (0,001)
Escolaridade pai	0,004 (0,008)	1,004 (0,008)	0,4%	8,2.10 ⁻⁴ (0,002)
Experiência pai	0,001 (0,002)	1,001 (0,002)	0,1%	1,2.10 ⁻⁴ (0,000)
Proporção de Mãe	0,186** (0,078)	1,204** (0,093)	20,4%	4,3.10 ^{-2**} (0,018)
Constante	-1,023 (0,838)	0,359 (0,301)		
Número de Observações	2.217			
Teste F	1,820***			
R ²	0,627			
Binárias para municípios	Sim			
Binárias para anos	Sim			

(conclusão)

Binárias de interação: anos e estados brasileiros Sim

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2001 a 2009.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

Durante esse período, as únicas ressalvas que devem ser feitas são: a proporção da população urbana, que manteve a mudança de comportamento apresentada por todos os grupos analisados até aqui – que embora seja não significativa, o coeficiente mudou de sinal e passou a impactar negativamente a probabilidade prevista – e a variável número de crianças. Essa última, no segundo período, alterou a direção do impacto e continuou significativa, ou seja, cada filho a mais que essa mãe possa ter aumenta a chance a favor de um domicílio possuir uma jovem mãe na condição nem-nem em 20,4%. Isso pode ser reflexo, por exemplo, de falta de vagas nas creches e pré-escolas que faz com que essas mães abram mão dos estudos e/ou mercado de trabalho para cuidar dos filhos.

Jovens Não Mães

Os resultados encontrados para jovens não mães de 18 a 29 anos são apresentados na Tabela 14. A amostra é composta por 6,953 observações extraídas da PNAD para os anos de 2001 a 2009.

Tabela 14 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino não mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2001 a 2009

(continua)

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	-0,301 (0,244)	0,740 (0,181)	-26,0%	-2,2.10 ⁻² (0,018)
Proporção de jovens desempregados	-2,735*** (0,303)	0,065*** (0,020)	-93,5%	-2,1.10 ⁻¹ *** (0,023)
Horas despendidas no trabalho doméstico	0,023*** (0,004)	1,024*** (0,004)	2,4%	1,7.10 ⁻³ *** (0,000)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	-0,020 (0,234)	0,981 (0,230)	-1,9%	-1,4.10 ⁻³ (0,017)
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	-0,112 (0,131)	0,894 (0,117)	-10,6%	-8,2.10 ⁻³ (0,010)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-0,337 (0,331)	0,714 (0,237)	-28,6%	-2,5.10 ⁻² (0,024)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,002*** (0,000)	0,998*** (0,000)	-0,2%	-1,6.10 ⁻⁴ *** (0,000)
Proporção de população urbana	-0,178 (0,190)	0,837 (0,159)	-16,3%	-1,9.10 ⁻³ (0,014)
Proporção de casados	1,799*** (0,191)	6,041*** (1,156)	504,1%	1,3.10 ⁻¹ *** (0,014)
Proporção de brancos	-0,002 (0,138)	0,998 (0,138)	-0,2%	-1,3.10 ⁻⁴ (0,010)
Idade	0,262*** (0,026)	1,299*** (0,034)	29,9%	1,9.10 ⁻² *** (0,002)

	(conclusão)			
	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Escolaridade	-0,204*** (0,023)	0,816*** (0,018)	-18,4%	-1,5.10 ^{-2***} (0,002)
Experiência	-0,316*** (0,016)	0,729*** (0,012)	-27,1%	-2,3.10 ^{-2***} (0,001)
Idade mãe	0,030*** (0,009)	1,030*** (0,009)	3,0%	2,2.10 ^{-3***} (0,001)
Escolaridade mãe	-0,020 (0,017)	0,980 (0,017)	-2,0%	-1,5.10 ⁻³ (0,001)
Experiência mãe	-0,004 (0,003)	0,996 (0,003)	-0,4%	-2,6.10 ⁻⁴ (0,000)
Idade pai	0,002 (0,006)	1,002 (0,006)	0,2%	1,4.10 ⁻⁴ (0,000)
Escolaridade pai	0,031** (0,015)	1,031** (0,016)	3,1%	2,3.10 ^{-3**} (0,001)
Experiência pai	-0,000 (0,003)	1,000 (0,003)	0,0%	-4,0.10 ⁻⁶ (0,000)
Constante	-5,621*** (1,606)	0,004*** (0,006)		
Número de Observações	6.953			
Teste F	2,480***			
R ²	0,307			
Binárias para municípios	Sim			
Binárias para anos	Sim			
Binárias de interação: anos e estados brasileiros	Sim			

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2001 a 2009.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

De acordo com o resultado apresentado para a variável exógena de interesse, observa-se que apenas para as jovens de 18 a 29 anos que não são mães, o impacto na probabilidade de o domicílio possuir uma jovem do sexo feminino nem-nem é negativo, mas não significativo. Ou seja, morar em um domicílio beneficiário dos PCTR para as jovens não mães não afeta significativamente a chance de o domicílio possuir uma jovem afastada dos estudos e do mercado de trabalho.

A relação encontrada entre a proporção de desempregados e a condição nem-nem no domicílio do município foi negativa, indicando que se essa proporção aumentasse de 0 para 1, a chance a favor de o domicílio possuir uma jovem não mãe inativa seria 93,5% menor.

Na análise das variáveis relacionadas ao ambiente familiar, observa-se que a chance favorável ao domicílio possuir uma jovem não mãe na condição nem-nem é afetada apenas pelas horas despendidas no trabalho doméstico. O aumento de uma hora semanal na média de horas dedicada às atividades domésticas do município aumenta em 2,4% a odds. As variáveis referentes ao acesso à creche e a pré-escola pelas crianças moradoras no mesmo domicílio não foram significativas.

Em consonância com os resultados já apresentados, a mudança de uma unidade na média da renda do município, reduz a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem não mãe na condição nem-nem em 0,016 p.p.. Isso é reflexo das melhores condições de vida, qualidade de educação e melhores oportunidades que pessoas de maior renda estão sujeitas. No caso da condição matrimonial, a probabilidade prevista é 13 p.p. maior se a proporção de casadas passasse de 0 para 1.

A chance a favor de um domicílio possuir uma jovem não mãe fora do mercado de trabalho e da escola aumenta 29,9%, considerando um aumento de um ano na média de idade das mesmas no município. Os impactos dos anos de escolaridade e anos de experiência na odds foram negativos, assim como os resultados apresentados por todos os grupos: a probabilidade prevista reduz em 1,5 p.p. e 2,3 p.p., dado o aumento de uma unidade na média de anos de estudo e de anos de experiência no mercado de trabalho no município, respectivamente.

Na análise das características dos pais dessas jovens, apenas a idade da mãe e educação dos pais apresentaram resultados significativos, mas visto o comportamento dessas variáveis para todos os grupos analisados, pode-se concluir que não foram tão relevantes para as análises.

Os resultados do segundo período são apresentados na Tabela 15. A amostra é composta por 3.564 observações extraídas da PNAD para os anos de 2011 a 2014.

Tabela 15 - Resultados das estimativas do modelo de regressão linear ponderada, para obter a probabilidade de os domicílios do município possuir jovens do sexo feminino não mães de 18 a 29 anos na condição nem-nem, no período de 2011 a 2014.

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
Proporção de domicílios com beneficiários	-0,406 (0,462)	0,666 (0,307)	-33,4%	-2,8.10-2 (0,032)
Proporção de jovens desempregados	-3,305*** (0,412)	0,037*** (0,015)	-96,3%	-2,3.10-1*** (0,041)
Horas despendidas no trabalho doméstico	0,034*** (0,007)	1,035*** (0,007)	3,5%	2,4.10-3*** (0,001)
Proporção de domicílios com crianças até 3 anos que frequentam a creche	-0,714*** (0,252)	0,490*** (0,124)	-51,0%	-4,9.10-2*** (0,019)
Proporção de domicílios com crianças de 4 a 5 anos que frequentam a pré-escola	0,070 (0,202)	1,073 (0,216)	7,3%	4,8.10-3 (0,014)
Proporção de domicílios com crianças de 6 a 14 anos	-0,274 (0,468)	0,760 (0,356)	-24,0%	-1,9.10-2 (0,032)
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,002*** (0,000)	0,998*** (0,000)	-0,2%	-1,6.10-4*** (0,000)
Proporção de população urbana	-0,547** (0,236)	0,579** (0,137)	-42,1%	-3,8.10-2** (0,017)
Proporção de casados	1,288*** (0,268)	3,627*** (0,972)	262,7%	8,9.10-2*** (0,022)
Proporção de brancos	-0,011 (0,202)	0,989 (0,200)	-1,1%	-4,5.10-4 (0,014)
Idade	0,257*** (0,038)	1,294*** (0,049)	29,4%	1,8.10-2*** (0,003)
Escolaridade	-0,170*** (0,033)	0,844*** (0,028)	-15,6%	-1,2.10-2*** (0,003)
Experiência	-0,341*** (0,028)	0,711*** (0,020)	-28,9%	-2,3.10-2*** (0,004)
Idade mãe	0,031*** (0,012)	1,032*** (0,012)	3,2%	2,2.10-3** (0,001)
Escolaridade mãe	0,048** (0,021)	1,050** (0,022)	5,0%	3,3.10-3** (0,001)
Experiência mãe	0,002 (0,004)	1,002 (0,004)	0,2%	1,1.10-4 (0,000)

(continua)

	Coefficiente	Odds ratio	%	Efeitos Marginais
				(conclusão)
Idade pai	-0,003 (0,008)	0,997 (0,008)	-0,3%	-2,0.10-4 (0,001)
Escolaridade pai	0,009 (0,018)	1,009 (0,019)	0,9%	6,0.10-4 (0,001)
Experiência pai	-0,004 (0,004)	0,996 (0,004)	-0,4%	-2,5.10-4 (0,000)
Constante	-3,945*** (1,300)	0,019*** (0,025)		
Número de Observações	3.564			
Teste F	1,570***			
R ²	0,435			
Binárias para municípios	Sim			
Binárias para anos	Sim			
Binárias de interação: anos e estados brasileiros	Sim			

Fonte: Baseado nos microdados da PNAD de 2001 a 2009.

Notas: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nível de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

Para esse grupo, no período de 2011 a 2014, o comportamento das variáveis se mantiveram os mesmos dos apresentados no primeiro período, 2001 a 2009, o que mostra portanto, que esse foi o grupo mais estável durante os anos em análise.

7. CONCLUSÃO

Dada a expansão dos PCTR nos últimos anos, a proposta desse trabalho foi avaliar os impactos dos programas sociais na oferta de trabalho dos jovens nem-nem. Foram construídos dois painéis a partir dos microdados da PNAD: um painel de 817 municípios brasileiros acompanhados continuamente ao longo de nove anos no período de 2001 a 2009 e outro painel de 1.100 municípios acompanhados ao longo de quatro anos no período de 2011 a 2014. Isso permitiu controlar os fatores não observados de cada município e identificar o perfil dos jovens nem-nem do Brasil, destacando os fatores que estão associados a esta condição e sua evolução nos últimos anos.

De um modo geral foi possível observar que o percentual de jovens nem-nem de 18 a 29 anos se manteve relativamente constante durante todo o período em análise, em torno de 15,6%. Mas apesar dessa estabilidade, com a decomposição do cenário atual por gênero e nível de renda domiciliar, nota-se comportamentos bem distintos. A maioria se concentra em domicílios de baixa renda e devido às diferenças encontradas entre os jovens nem-nem do sexo masculino e feminino optou-se pelo desenvolvimento de uma análise separada para as jovens mães e não mães. Essa diferença entre os gêneros se dá principalmente pela dedicação aos afazeres domésticos, à maternidade e até mesmo à demanda por cuidados de outros parentes do domicílio – como pessoas doentes ou até mesmo irmãos mais novos. Na sua grande maioria são tarefas ainda muito destinadas às mulheres e isto deixam-nas mais vulneráveis a condição nem-nem.

O nível de escolaridade é outra característica muito importante dos jovens nem-nem. Apesar do avanço na taxa de alfabetização nos últimos anos, ao decompor a análise por sexo, as jovens mulheres se apresentam em um nível escolar mais elevado que os homens e tal diferença é crucial por dois aspectos: o primeiro porque na trajetória do percentual dos jovens nem-nem no país o sexo masculino se destaca pela leve tendência de alta apresentada nos últimos anos e esse aumento foi mais forte no grupo dos menos escolarizados, o que dificulta as chances em conquistar uma vaga no mercado de trabalho. O segundo aspecto é que, embora as jovens tenham manifestado maiores níveis de escolaridade, tem-se uma perda de oportunidade muito grande dado o elevado volume de ausências dessas mulheres no mercado de trabalho e escola retratado pelo percentual de nem-nem para este gênero e em especial, no caso de serem mães.

Explorando as características do ambiente familiar, o percentual de domicílios que possuem jovens na condição nem-nem é maior naqueles com algum beneficiário dos PCTR. Vale ressaltar, entretanto, que o número de domicílios que recebe o benefício também cresceu muito no período e isso ocorreu tanto devido ao aumento no número de programas como na abrangência dos mesmos. Na análise a partir dos modelos econométrico para os quatro públicos de interesse: jovens do sexo masculino e feminino, jovens mães e não mães, observou-se que o efeito da variável proporção de domicílios beneficiários dos PCTR na probabilidade de os domicílios possuírem jovens fora do mercado de trabalho e da escola foi significativo apenas para as jovens mães no primeiro período analisado (2001 a 2009), mas nesse caso algumas considerações devem ser feitas.

Uma vez que a maternidade exige uma dedicação das jovens aos filhos que muitas vezes as afastam do mercado de trabalho e da escola, o aumento da inatividade se justifica pelo fato de que a renda proveniente dos PCTR auxilia no sustento desse grupo e dos seus filhos, já que elas possuem maiores restrições de se inserir em uma atividade fora do ambiente doméstico. Além disso, essa inatividade se concentra apenas para o mercado de trabalho e/ou estudos, pois ocorre na sua grande maioria uma realocação do tempo para o desenvolvimento de atividades domésticas, para o cuidado de crianças e/ou familiares necessitados e ainda, para as atividades relacionadas à maternidade.

Estas explicações podem ser reforçadas pelos resultados obtidos sobre o efeito das horas semanais dedicadas ao trabalho doméstico que foi positivo e significativo e a variável referente ao acesso à creche das crianças de 0 a 3 anos moradoras do domicílio: os dados mostram que a frequência às escolas por estas crianças reduziu a probabilidade de o domicílio possuir uma jovem nem-nem. Outra variável que corrobora com essas evidências é a variável correspondente ao número de filhos, que foi negativa e significativa no primeiro período, mas teve o sinal alterado no período entre 2011 e 2014. Essa mudança pode ser reflexo de uma insuficiência de vagas nas pré-escolas que fez com que essas mães passassem a abrir mão dos estudos e/ou mercado de trabalho para cuidar dos filhos ao longo do tempo.

Os jovens do sexo masculino não só apresentaram resultados não significativos para o impacto da variável proporção de domicílios beneficiários dos PCTR na probabilidade de os domicílios possuírem jovens fora do mercado de trabalho e da escola como, contrariamente aos resultados obtidos pelas jovens mães, sua decisão de se inserir ou não em uma atividade não é afetada pelo acesso das crianças às creches, nem pelas horas despendidas no trabalho doméstico (exceto no segundo período analisado).

Além disso, a condição matrimonial apresenta relação negativa com a situação nem-nem que pode ser explicado pelo fato de os jovens se sentirem mais responsáveis pelo sustento da casa quando estão casados. Enquanto que para as mulheres, independente do grupo (jovens do sexo feminino de uma maneira geral, mães ou não mães), a condição matrimonial apresenta relação positiva com essa situação e esse impacto possivelmente está relacionado com o fato de elas poderem contar com o sustento do marido.

De um modo geral, não foram observadas grandes diferenças de impactos entre o primeiro período (2001 a 2009) e o segundo (2011 a 2014) e até se destaca alguns padrões de comportamentos: a relação entre a taxa de desemprego e a situação nem-nem é negativa e significativa, ou seja, um aumento nessa taxa está associado a uma redução na probabilidade de o domicílio possuir jovens fora do mercado de trabalho e escola, o que pode ser justificado pela decisão desses jovens em aumentar seus esforços em alguma atividade nos momentos em que taxa de desemprego está mais elevada. Por outro lado, as características dos pais desses jovens que moram no mesmo domicílio e a influência da escolaridade, experiência e idade destes na probabilidade de interesse não apresentaram impactos expressivos.

Além disso, conforme esperado, a relação da renda domiciliar *per capita* líquida com a chance de o domicílio possuir jovens nem-nem é negativa e significativa, o que indica que quanto maior a renda, menores são as chances de o domicílio possuir jovens nessa condição. E estas chances também se reduzem dado o aumento na média de anos de estudo e na média de anos dedicados ao mercado de trabalho do município. Isso é reflexo das melhores condições de vida, qualidade de educação e melhores oportunidades de emprego que pessoas de maior renda estão sujeitas.

A partir desses resultados, o foco é colocado sobre fatores que desempenham um papel importante na reintegração destes jovens de baixa renda nos estudos e/ou mercado de trabalho, em especial para jovens mães e jovens de baixa escolaridade do sexo masculino. Uma forma de reduzir as possibilidades de exclusão das jovens do sexo feminino é assegurar, complementarmente às transferências de renda, políticas que garantam também o acesso à escola das crianças a fim de reduzir uma parte das responsabilidades domésticas ainda fortemente atribuídas a elas. Para os jovens do sexo masculino, os esforços devem ser no sentido de reduzir o abandono escolar a fim de interromper o círculo vicioso: baixa escolaridade e dificuldade de inserção no mercado.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, G. S.; NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. Impactos Do Programa Bolsa Família Sobre o Trabalho de Crianças e Adolescentes Residentes na área urbana. In: **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia**. ANPEC, 2010.
- ARCEO-GÓMEZ, E.; CAMPOS-VÁZQUEZ, R.; **¿Quiénes son los NiNis en México?** Disponível em: <<http://cee.colmex.mx/documentos/documentos-de-trabajo/2011/dt20118.pdf>>. Acesso em: 11 ago. 2015.
- BARROS, R. P. A efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. v. 2.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. v. 2.
- BRITO, A. S.; KERSTENETZKY, C. L. Beneficiários do Programa Bolsa Família e mercado de trabalho: Considerações metodológicas e substantivas. Niterói: **Centro de Estudos sobre Desigualdade e Desenvolvimento - CEDE/UFF**, 2010 (Texto para Discussão).
- BYNNER, J.; PARSONS, S. Social exclusion and the transition from school to work: the case of young people not in education, employment, or training (NEET). **J Vocat Behav** 2002; 60: 289–309.
- CAMARANO, A. A.; KANSO, S. O Que Estão Fazendo os Jovens Que Não Estudam, Não Trabalham e Não Procuram Trabalho? **Boletim de Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise**, Rio de Janeiro, No. 53, nov. 2012 (Nota Técnica).
- CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, 2005. 1034 p.
- CÁRDENAS, M.; HOYOS, R.; SZÉKELY, M. **Out of School and Out of Work Youth in Latin America: A Persistent Problem in a Decade of Prosperity**. *Economía*, Bogotá, 16, N1. 2015. Disponível em <<http://www.cid.harvard.edu/Economia/Forthcoming%20papers/Cardenas%20de%20Hoyos%20Szekely%20OSOW%20Youth%20in%20Latin%20America%20Final%20wAppendix.pdf>>. Acesso em 11 ago. 2015.
- CARDOSO, E.; SOUZA, A. P. The impact of cash transfers in child labor and school attendance in Brazil. **Vanderbilt Place Nashville: Department Of Economics/Vanderbilt University**, 2004 (Working Paper, n. 4-W07).
- CEDEPLAR. **Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional**. Projeto de avaliação de impacto do Programa Bolsa Família. 2006.
- COSTA, J.S.M.; ULYSSEA, G. O fenômeno dos jovens nem-nem. In: CORSEUIL, C.H.; BOTELHO, R.U. (orgs). **Desafios à Trajetória Profissional dos Jovens Brasileiros**. Rio de Janeiro: IPEA, 2014.
- DE BRAUW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINOTT, J.; ROY, S. “Bolsa Família and Household Labor Supply”. Working Paper. Washington, **D.C:** International Food Policy Research Institute, 2013.
- EUROFOUND. Young people and NEETs in Europe: First findings. **Eurofound**. Dublin, 2011.
- EUROPEAN FOUNDATION FOR THE IMPROVEMENT OF LIVING AND WORKING CONDITIONS. NEETs young people not in employment, education or training: characteristics, costs and policy responses in Europe. **European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions**, Dublin, Ireland, 2012.

- FERRO, A.; KASSOUF, A. L.; LEVISON, D. **The Impact of Conditional Cash Transfer Programs on Household Work Decisions in Brazil**. *Research in Labor Economics*, v. 31, p. 193-218, 2010.
- FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L. Avaliação dos impactos dos Programas Bolsa Escola sobre o Trabalho Infantil no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 417-444, 2005.
- FISZBEIN, A.; SCHADY, N. Conditional cash transfers: reducing present and future poverty. Washington, DC: World Bank, 2009. Policy Research Report.
- FOGUEL, M. N.; BARROS, R. P. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. **Estud. Econ.**, São Paulo, v. 40, n. 2, p. 259-293. 2010.
- GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. O impacto do Programa Bolsa Família no total de matrículas do ensino fundamental, taxas de abandono e aprovação. In: **Anais do Encontro Nacional de Economia**, 36. Salvador, 2008.
- GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 4ª ed. São Paulo: Makron Books, 2005.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. **Econometria**, tradução Alfredo Alves de Farias, revisão técnica Edric Martins Ueda. 2ª ed. São Paulo: Saraiva, 2003.
- HOFFMANN, R. **Análise estatística de relações lineares e não-lineares**. [Recurso eletrônico]. Piracicaba: O Autor, 2016. 246 p. DOI: 10.11606/9788592105716.
- HSIAO, C. **Panel Data Analysis - Advantages and Challenges**. IEPR Working Papers, Institute of Economic Policy Research (IEPR), 2006.
- KAWAMURA, H.C. Efeitos do Programa Bolsa Família no consumo de nutrientes e índices antropométricos. 2014. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2014. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-02062014-172518/>>. Acesso em: 30 jul. 2016.
- MATTOS, E.; PONCZEK, V. **O efeito do estigma sobre os beneficiários de programas de transferência de renda no Brasil**. São Paulo: FGV/EESP, 2007 (Texto para Discussão, n. 226). Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/6654/TD%20226-%20Enlinson%20Mattos%3B%20Vladimir%20Ponczek.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 30 jul. 2016
- MEDEIROS, M.; BRITTO, T.; SOARES, F. Transferência de Renda no Brasil. **Novos Estudos**, [S.l.], n. 79, p. 5-21, 2007.
- MENEZES FILHO, N. A.; CABANAS, P. H. F.; KOMATSU, B. K. A condição "nem-nem" entre os jovens é permanente? In: *Inspira*, 2013. (Policy Paper, n. 7).
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/>>. Acesso em 18 jun. 2015.
- MONTEIRO, J. "Quem são os jovens nem-nem? Uma análise sobre os jovens que não estudam e não participam do mercado de trabalho." **FGV**, 2013. (Texto para Discussão nº34).
- NEDER, H. D. **Análise de indicadores sociais utilizando o Stata**. Uberlândia: UFU, 2010. Disponível em: <http://www.ecn26.ie.ufu.br/TEXTOS_ESTADISTICA/ANALISE_POLITICAS_SOCIAIS.pdf>. Acesso em: 14 jan. 2015.
- NETO, R. M. S. Impacto do programa Bolsa Família sobre a frequência à escola: estimativas a partir de informações da Pesquisa Nacional de por Amostra de Domicílio (PNAD). In: CASTRO, J. A.; MODESTO, L. (orgs). **Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**. Volume 2. Brasília: IPEA, 2010. P. 53-71.

- NUNES, T.; MENEZES, G. Reavaliação da rentabilidade do setor bancário brasileiro: uma abordagem em dados em painel (2000-2012). In: **XVI Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC SUL 2013**. Curitiba, UFPR, jun. 2013.
- OECD. “How successful are students in moving from education to work?”, in **Education at a Glance 2012: Highlights**, OECD Publishing, 2012 Disponível em: http://dx.doi.org/10.1787/eag_highlights-2012-8-en. Acesso em: 16 fev. 2016
- OECD. "Youth neither in employment, education nor training (NEETs)", in OECD, **Society at a Glance 2014: OECD Social Indicators**, OECD Publishing, Paris, 2014. DOI: http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-14-en
- OLIVEIRA, L. F. B.; SOARES, S. **O que se sabe sobre os efeitos das transferências de renda sobre a oferta de trabalho**. Brasília: Ipea, 2012 (Textos para Discussão, n. 1.738).
- OSORIO, R. G.; SOARES, S. S. D.; SOUZA, P. H. G. F. **Uma metodologia para simular o Programa Bolsa Família**. Texto para Discussão 1654. IPEA, Brasília, 2011.
- RAFFE, D. Young people not in Education, Employment or Training. CES special briefing. **Edinburgh: Centre for Educational Sociology**, University of Edinburgh Raffe, D, Howieson, C and Tinklin, T (2007).
- SERRACANT, P. A brute indicator for a NEET case: Genesis and evolution of a problematic concept and results from an alternative indicator. **Social Indicators Research**, 117(2), 401- 419, 2014.
- SILVA, P. L. do N.; PESSOA, D. G. C. and LILA, M. F. “Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral”, **Ciência Saúde Coletiva**, vol.7, no.4, p.659-670. ISSN 1413-8123, 2002.
- SIMÕES, A. Os Jovens que não estudam e nem trabalham no Brasil e o Bolsa Família. ETEC 15/2013. Disponível em: <http://aplicacoes.mds.gov.br/sagirms/simulacao/estudos_tecnicos/pdf/52.pdf> - Acesso em: 07 fev. 2015.
- SIMÕES, A. Os jovens que não estudam nem trabalham no brasil: uma análise do perfil, determinantes da condição e efeitos do programa bolsa família. **Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação**, n. 6, p. 50-79, 2013.
- SIMÕES, A. A.; SANTOS, M. F. P. e VAZ, A. C. **Os Jovens que não estudam nem trabalham no Brasil: discussão conceitual, caracterização e evolução de 2001 a 2011**. ETEC 03/2013. Disponível em: <www.mds.gov.br/sagi>. Acesso em 15/07/2013
- SISSONS, P.; JONES, K. (2012) Lost in Transition? The changing labour market and young people not in employment, education or training. **The Work Foundation**. Disponível em: <<http://www.theworkfoundation.com/downloadpublication/report/310%20lost%20in%20transition%200%282%29.pdf>>. Acesso em: 30 jan 2015.
- SOARES, F.V. et al. Programas de Transferência de Renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. Cap. 17, v. 2.
- SOARES, F. V. Para onde caminham os programas de transferência condicionadas? As experiências comparadas do Brasil, México, Chile e Uruguai. In: CASTRO, J. A.; MODESTO, L. (orgs). **Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**. Volume 2. Brasília: IPEA, 2010. P. 53-71
- SOARES, S.; PIANTO, D. M. **Metodologia e resultados da avaliação do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para Discussão, 994). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4210>. Acesso em: 23 mar. 2015.

- SOCIAL EXCLUSION UNIT. Bridging the gap: New opportunities for 16–18 year-olds not in education, employment or training. **Stationery Office**, London, 1999.
- SOUZA, P. H.G. F.; OSORIO, R. G.; SOARES, S. S. D. **Uma metodologia para simular o programa bolsa família**. Brasília: Ipea, 2011 (Texto para Discussão, n. 1654).
- TAPAJÓS, L.; QUIROGA, J.; RITZI, R.B.S.; TAGA, M.F.L. A importância da avaliação no contexto do Bolsa Família. In: CASTRO, J. A.; MODESTO, L (orgs). **Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**. Volume 2. Brasília: IPEA, 2010. P. 53-71.
- TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre o trabalho das mães. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS**, 16., ABEP, Caxambú-MG, 2008. Anais.
- VILLATORO, P. Programas de transferências monetárias condicionadas: experiência em América Latina. **Revista de la Cepal**, 2005.