



All the contents of this journal, except where otherwise noted, is licensed under a Creative Commons Attribution License

Impacto da presença de crianças matriculadas em creches sobre a condição dos jovens nem-nem corresidentes: evidências da PNAD Contínua 2022*

Anderson Henrique Fabião Cavalcanti Lima**

Magno Vamberto Batista da Silva***

Liédje Bettizaide Oliveira de Siqueira****

Este estudo analisa o impacto da matrícula de crianças entre 0 e 5 anos em creche ou pré-escola sobre a probabilidade de jovens entre 15 e 29 anos, residentes no mesmo domicílio, estarem na condição de não estudar nem trabalhar (nem-nem). Utilizando microdados do segundo trimestre de 2022 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), aplicou-se o método de Propensity Score Matching (PSM) com distância de Mahalanobis e balanceamento por entropia, sob um modelo *logit* binário, para mitigar vieses de seleção e estimar efeitos médios do tratamento sobre os tratados (ATT). Os resultados indicam que a presença de crianças matriculadas na educação infantil reduz, em média, em 38,05% a probabilidade de jovens corresidentes estarem na situação nem-nem. Esses achados destacam que o acesso à educação infantil gera externalidades positivas que transcendem o público infantil, favorecendo a inserção ou a permanência dos jovens no mercado de trabalho ou no sistema educacional. Os resultados têm implicações relevantes para políticas públicas de ampliação da oferta de vagas em creches, como estratégia de promoção do desenvolvimento econômico e redução de desigualdades intergeracionais.

Palavras-chave: Nem-nem. Educação infantil. Escore de propensão. PNAD Contínua. Políticas públicas.

* Este artigo baseia-se no estudo de Lima (2024).

** Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa-PB, Brasil (andersonfabiao@gmail.com; <https://orcid.org/0009-0007-8546-4443>).

*** Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa-PB, Brasil (magno.silva@academico.ufpb.br; <https://orcid.org/0000-0001-7196-4139>).

**** Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa-PB, Brasil (liedje.siqueira@academico.ufpb.br; <https://orcid.org/0000-0002-3673-823X>).

Introdução

O fenômeno dos jovens que não estudam nem trabalham (nem-nem, do inglês NEET – *not in education, employment, or training*) representa um desafio significativo para o mercado de trabalho e para o desenvolvimento de um país. No Brasil, em 2022, essa condição afetava 10,9 milhões de jovens entre 15 e 29 anos, correspondendo a cerca de 22% dessa faixa etária. Os dados indicam ainda uma forte assimetria de gênero, uma vez que 6,9 milhões desses jovens eram mulheres representando cerca de 63,4% do total. Parte expressiva dessa desigualdade está associada à necessidade de realização de atividades de cuidado, sobretudo no âmbito familiar, fator frequentemente apontado na PNAD Contínua como motivo para a saída ou a não inserção no mercado de trabalho e no sistema educacional.

Estudos indicam que a maternidade ou a responsabilidade pelos cuidados de crianças pequenas no domicílio pode explicar a maior dificuldade enfrentada pelas mulheres para se inserirem no mercado de trabalho ou darem continuidade aos estudos e à sua formação profissional (Bick, 2016; Campos; Silva, 2020; Silva, 2019). Para a realidade brasileira, esse quadro é agravado pela insuficiência de vagas na educação infantil, especialmente em creches, o que limita as possibilidades de conciliação entre trabalho, estudo e responsabilidades domésticas. A escassez de serviços públicos de cuidado tende a reforçar padrões tradicionais de divisão sexual do trabalho, ampliando desigualdades de gênero e restringindo oportunidades para os demais membros do domicílio.

Nesse contexto, o estudo insere-se no debate atual sobre políticas públicas, ao considerar o persistente déficit da oferta de creches no Brasil, tema central do novo Plano Nacional de Educação (PNE) no seu objetivo 1, que prevê a universalização da pré-escola, a ampliação do acesso às creches e a redução das desigualdades socioeconômicas no atendimento à educação infantil (Brasil, 2024a). Além disso, o artigo também dialoga com a recente institucionalização da Política Nacional de Cuidados, que coloca em evidência temas como a divisão sexual do trabalho, o uso do tempo e as desigualdades de gênero (Brasil, 2024b). Ao explorar essa temática, o trabalho destaca efeitos intergeracionais associados à frequência à creche e evidencia externalidades sociais ainda pouco exploradas na literatura nacional.

Diante desse panorama, o presente estudo investiga a relação entre a presença de crianças em creche ou pré-escola no domicílio e a condição de jovens nem-nem que residem no mesmo lar. O objetivo principal é estimar como o acesso à educação infantil por crianças de até cinco anos afeta a probabilidade de jovens corresidentes de 15 a 29 anos estarem na condição nem-nem.

Para responder a essa questão, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínuac) do IBGE, do segundo trimestre de 2022, período que incluiu a Pesquisa Suplementar de Educação, essencial para identificar a frequência à educação infantil. Considerando que a decisão de matricular crianças em creches ou pré-escolas não é aleatória e pode estar associada a características observáveis e não observáveis dos domicílios, adota-se o método de Propensity Score Matching (PSM), com o objetivo de mitigar vieses de seleção. A robustez das estimativas é avaliada por meio

de diferentes estratégias de pareamento, incluindo distância de Mahalanobis e balanceamento por entropia.

Os resultados obtidos indicam que a presença de crianças na educação infantil no domicílio está associada a uma redução média de 38,05% na probabilidade de jovens no mesmo lar estarem na condição nem-nem. Esse achado sugere que o acesso à educação infantil não apenas gera benefícios para as crianças, mas também contribui para a inserção ou permanência dos jovens no mercado de trabalho ou sistema educacional.

Além dessa introdução, o artigo está organizado em quatro seções. A seguir apresenta-se a revisão da literatura, abordando os estudos sobre jovens nem-nem e os impactos da educação infantil no contexto familiar e social. Posteriormente, são descritos a base de dados, o recorte analítico e a metodologia empírica adotada, com destaque para a regressão logística e o uso do Propensity Score Matching. São discutidos os resultados empíricos, incluindo as análises descritivas, as estimativas econométricas e a avaliação do efeito médio do tratamento sobre os tratados, bem como a investigação de heterogeneidades segundo sexo, região e faixa etária das crianças, além dos testes de robustez e sensibilidade. Por fim, apresentam-se as conclusões, sintetizando os principais achados do estudo e abordando suas implicações para a formulação de políticas públicas.

Revisão da literatura

O presente estudo fundamenta-se em dois eixos centrais de discussão: a literatura sobre os jovens nem-nem e os estudos que analisam os impactos da educação infantil no contexto familiar e social. Essa base teórica possibilita compreender a hipótese de que o acesso à creche ou à pré-escola por crianças pequenas pode gerar efeitos indiretos relevantes, como a redução do tempo destinado ao cuidado, influenciando a condição de inatividade de jovens em idade produtiva residentes no mesmo domicílio.

A condição de não estudar nem trabalhar caracteriza um grupo heterogêneo de jovens expostos a diferentes formas de vulnerabilidade social. Mascherini *et al.* (2012) classificam esses jovens em distintos subgrupos, incluindo os desempregados (de curta ou longa duração), os indisponíveis (com responsabilidades familiares, problemas de saúde ou deficiência), os descomprometidos (que não buscam emprego ou educação) e os voluntários (envolvidos em atividades não formais). Ainda que essa condição possa ocorrer por períodos relativamente curtos, suas consequências tendem a ser duradouras e negativas, tanto para o indivíduo quanto para a sociedade, refletindo-se em menor acumulação de capital humano, maior inserção futura no mercado informal, remunerações mais baixas, dificuldades previdenciárias, além de impactos adversos sobre a saúde física e mental, relações sociais e maior propensão ao envolvimento em atividades ilícitas.

A transição da escola para o mercado de trabalho ocorre de forma não linear, sendo comum que os jovens alternem entre emprego, desemprego e inatividade. No contexto brasileiro, Guimarães, Marteleto e Alves (2016) destacam o crescimento do desalento,

especialmente entre mulheres jovens negras com baixa escolaridade. Esse grupo enfrenta uma exclusão simultânea da escola e do mercado de trabalho, frequentemente associada à necessidade de assumir atividades de cuidado no âmbito familiar, responsabilidade apontada como um dos principais fatores explicativos da condição nem-nem.

Nesse sentido, estudos que utilizam metodologias de avaliação de impacto têm contribuído para o entendimento dos determinantes dessa condição. Vasconcelos *et al.* (2017), por meio do Propensity Score Matching (PSM), identificam que o Programa Bolsa Família reduz a probabilidade de jovens entre 18 e 29 anos estarem na condição nem-nem, com efeitos mais expressivos entre aqueles em situação de extrema pobreza. De forma complementar, Silva (2019), ao analisar mulheres jovens com filhos e aplicar o PSM para corrigir o viés de autosseleção, observa que a frequência dos filhos à creche exerce efeito positivo sobre a jornada de trabalho e a renda das mães, evidenciando o papel da educação infantil na inserção laboral feminina.

Rosa, Souza e Fernandes (2023) aprofundam essa discussão ao analisar os efeitos da frequência dos filhos em creches e pré-escolas sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho e a probabilidade de emprego no Brasil. Utilizando dados da PNAD (2011-2015) e aplicando os métodos Propensity Score Matching, *logit* e *logit* sequencial, os autores encontram um aumento significativo, em torno de 8%, na probabilidade de participação das mães no mercado de trabalho, além de um efeito positivo, embora mais modesto, sobre a probabilidade de emprego. Os impactos mostram-se heterogêneos ao longo da distribuição de renda, sendo mais intensos entre mulheres nos estratos intermediários, bem como entre mulheres brancas e residentes nas regiões Sul e Sudeste, o que evidencia a relevância da expansão da educação infantil, ainda que condicionada por desigualdades socioeconômicas persistentes.

Resultados semelhantes no que se refere à inserção materna no mercado de trabalho são encontrados por Campos e Silva (2020), que, ao controlarem fatores observados e não observados, identificam que o acesso à creche contribui para o aumento da participação das mães no mercado de trabalho formal. Embora não tenham verificado redução significativa no tempo dedicado às tarefas domésticas, os autores sugerem que a creche libera tempo que pode ser direcionado à busca e manutenção de ocupações remuneradas. Evidências internacionais corroboram esses achados, como no estudo de Bick (2016), que associa a expansão de vagas subsidiadas para crianças de zero a dois anos, na Alemanha, ao aumento da taxa de participação materna no trabalho remunerado.

Apesar do avanço da literatura sobre os efeitos da educação infantil na oferta de trabalho materno, ainda são escassos os estudos que analisam seus impactos sobre outros membros da família que também podem assumir funções de cuidadores. Nesse sentido, Attanasio *et al.* (2022), a partir de um experimento natural decorrente da alocação aleatória de vagas em creches públicas para crianças de zero a três anos no município do Rio de Janeiro, realizaram um acompanhamento longitudinal de famílias beneficiadas e não beneficiadas. Os resultados apontam forte associação entre a frequência da criança à

creche e o aumento das atividades laborais de adolescentes e avós residentes no domicílio, chamando atenção para a carência de estudos que considerem os efeitos da creche para além dos pais.

Em contraste, Reyna e da Costa Silva (2021) observaram que, embora a frequência à creche esteja associada a um aumento expressivo da participação materna no mercado de trabalho – cerca de 26 horas semanais adicionais trabalhadas –, há um efeito adverso sobre os irmãos mais velhos em famílias de baixa renda, verificado por meio da redução da frequência escolar desses jovens. Os autores atribuem esse resultado ao efeito de substituição do tempo no interior do domicílio, no qual, com a maior inserção da mãe no mercado de trabalho, os filhos mais velhos, especialmente as mulheres, passam a assumir maior carga de tarefas domésticas. Esse achado reforça a importância de analisar as heterogeneidades intrafamiliares e os possíveis efeitos não intencionais das políticas de educação infantil.

Do ponto de vista econômico, Shirasu e Arraes (2020), também utilizando o PSM, estimaram os custos associados à ociosidade dos jovens nem-nem no Brasil, concluindo que, em 2015, esse grupo representou um custo equivalente a 0,6% do PIB. Os autores destacam que mais de R\$ 36 bilhões poderiam ser direcionados a investimentos em áreas sociais capazes de melhorar o bem-estar de uma parcela significativa da população.

Por fim, do ponto de vista do desenvolvimento infantil, há amplo consenso na literatura quanto aos efeitos positivos da frequência à creche e à pré-escola. Curi e Menezes Filho (2009) encontraram associação significativa entre a frequência à creche e a conclusão dos ensinos médio e superior, enquanto a pré-escola apresenta efeitos positivos ao longo de todo o ciclo educacional e sobre os rendimentos futuros. Segundo Pinto e Guimarães (2017), a frequência à creche eleva o desempenho em testes de matemática e pode gerar efeitos cumulativos ao longo da educação básica, resultando em ganhos de produtividade e salários na vida adulta. Além disso, esses estudos destacam que o acesso à educação infantil beneficia famílias vulneráveis ao ampliar a inserção dos cuidadores no mercado de trabalho e contribuir para a redução da pobreza.

Nesse contexto, o acesso à educação infantil pode ser compreendido como uma política pública com externalidades positivas que extrapolam o público-alvo imediato. A hipótese central deste trabalho é que o acesso à creche tem o potencial de influenciar indiretamente a condição dos jovens residentes no mesmo domicílio, contribuindo para a redução da proporção de jovens nem-nem por meio de mecanismos de redistribuição do tempo, redução de encargos familiares e reestruturação das dinâmicas intrafamiliares.

Metodologia

A presente pesquisa estabelece um recorte etário organizado em dois segmentos. O primeiro fundamenta-se na Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (2013), a qual dispõe sobre a educação infantil, delimitando-a às crianças de até cinco anos completos.

O segundo segmento, em consonância com a definição da Organização Internacional do Trabalho (OIT), com as recomendações da Organização das Nações Unidas (ONU) e fundamentado no Estatuto da Juventude, considera jovens entre 15 e 29 anos que não estudam e não trabalham.

A implementação empírica deste trabalho se dá a partir do uso dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) de 2022, com dados dos domicílios que possuíam respostas no segundo trimestre de 2022 (IBGE, 2022).

Além disso, optou-se pelo segundo trimestre para capturar as informações do módulo de Educação para crianças menores de cinco anos, coletadas simultaneamente com os dados sobre as condições de habitação, durante a primeira visita. Essa abordagem permite integrar dados sobre educação infantil e características do domicílio, assegurando a sincronização temporal das informações com o ciclo anual da investigação, conforme o padrão estabelecido pela PNAD Contínua.

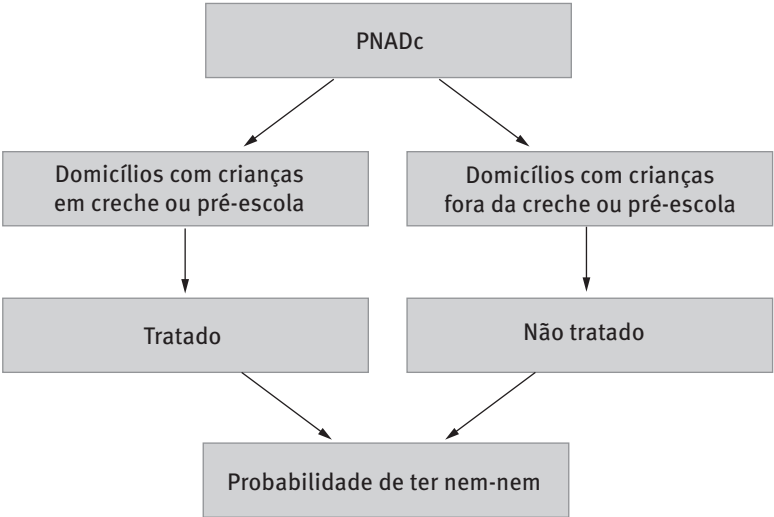
Modelo empírico

Este trabalho pretende investigar se a presença de crianças em creche ou pré-escola afeta as chances de ter jovens na condição nem-nem residente no mesmo domicílio. Será utilizado o processo de pareamento dos dados pela probabilidade predita *propensity score* do domicílio ter criança matriculada em creche ou pré-escola (tratamento), dado os atributos observados, identificando um grupo de referência e encontrando seus pares segundo as características elencadas.

Além do pareamento, são utilizados modelos multivariados, regressões logísticas com efeitos fixos, para mensurar a influência das covariadas em relação ao domicílio com nem-nem. A ideia do PSM é contrastar os domicílios que foram submetidos a uma ação, neste caso a presença de filho(s) ou parente(s) em creche ou pré-escola (tratado), com domicílios não submetidos (controle), porém com características semelhantes em termos de probabilidade de terem passado por essa ação.

A Figura 1 apresenta o esquema interpretativo do estudo, o qual descreve como a presença de uma criança em creche ou pré-escola influencia a probabilidade de existir um jovem na condição nem-nem no domicílio. A análise compara os dois grupos (tratado e não tratado) para avaliar o impacto dessa variável específica (presença em escola) na probabilidade de existir um jovem que não estuda nem trabalha no lar.

FIGURA 1
Fluxo de decisão: efeito da presença em creche na probabilidade de ter nem-nem no domicílio



Fonte: Elaboração dos autores.

A estimação do escore de propensão realizada através do modelo *logit* tem equação geral escrita como:

$$P(Y = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{-X\beta}} \tag{1}$$

Onde $P(Y = 1|X)$ representa a probabilidade de um domicílio possuir jovem na condição nem-nem, dado o conjunto de características X . A variável Y é binária, indicando a presença (1) ou ausência (0) de jovens nem-nem no domicílio. Já o vetor $X\beta$ combina as características observadas e os coeficientes estimados, representando o peso relativo de cada variável. O termo $e^{-X\beta}$ deriva da função logística, que transforma os valores do modelo em probabilidades dentro do intervalo [0, 1].

O conjunto de variáveis X é baseado nos estudos de Shirasu e Arraes (2020) e Mascherini *et al.* (2012), incluindo localização (urbana ou rural), presença de coleta de esgoto ou lixo, internet no domicílio, renda domiciliar *per capita*, número de pessoas no domicílio, gênero e anos de estudo do chefe da família.

Após a estimação do escore de propensão, as três estratégias de pareamento aplicadas são: vizinho mais próximo com caliper; distância de Mahalanobis com escore; e balanceamento por entropia (Ebal).

Em todas as abordagens, realiza-se teste de balanceamento para verificar a similaridade entre grupos antes e depois do pareamento. A validade da identificação depende da suposição de independência condicional (*unconfoundedness*) e da existência de suporte comum entre os grupos.

A estimativa do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) permite mensurar a variação média na probabilidade de presença de nem-nem associada ao acesso das crianças à educação infantil.

O Quadro 1 sintetiza as variáveis utilizadas, como variável dependente, a variável de tratamento, bem como as covariadas incluindo a localização (urbana ou rural), presença de coleta de esgoto ou lixo, internet no domicílio, renda domiciliar *per capita*, número de pessoas no domicílio, gênero e anos de estudo do chefe da família.

QUADRO 1
Descrição das variáveis para o modelo

Categorias	Descrição das variáveis	Tipo	Resultados
Dependente	Domicílio com nem-nem	Dummy	(1) Possui nem-nem (0) Caso contrário
Intervenção	Domicílio com criança matriculada em creche ou pré-escola	Dummy	(1) Sim (0) Não
Variáveis explicativas	Situação do domicílio	Dummy	(1) Urbano (0) Rural
	Unidade da federação	Inteiro	Estados e região
	Pessoas no domicílio	Inteiro	Número de pessoas no domicílio
	Esgoto do domicílio	Dummy	(1) Rede geral (0) Caso contrário
	Lixo do domicílio	Dummy	(1) Coleta por serviço de limpeza (0) Caso contrário
	Domicílio com internet	Dummy	(1) Sim (0) Não
	Renda <i>per capita</i> domiciliar	Float	Valores em reais
	Sexo do chefe de família	Dummy	(1) Mulher (0) Homem
	Anos de estudo do chefe de família	Inteiro	0 a 16 anos

Fonte: elaboração dos autores.

Resultados e discussão

A amostra analisada compreende 6.930 domicílios que possuem ao menos uma criança de até cinco anos de idade e pelo menos um jovem entre 15 e 29 anos. A Tabela 1 apresenta a distribuição desses domicílios segundo a presença de crianças matriculadas em creche ou pré-escola e de jovens classificados como nem-nem.

TABELA 1
Composição dos domicílios, segundo condição nem-nem de jovens de 15 a 29 anos e frequência escolar infantil
Brasil – 2º trimestre 2022

Condição do domicílio	Número de domicílios	%
Sem nem-nem e sem criança em escola	1.364	19,7
Sem nem-nem e com criança em escola	2.147	31,0
Com nem-nem e sem criança em escola	1.822	26,3
Com nem-nem e com criança em escola	1.597	23,0
Total	6.930	100,0

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.

Os dados mostram que a maior proporção dos domicílios (31% ou 2.147 lares) possuía crianças matriculadas em creche ou pré-escola e não apresentava jovens na condição nem-nem. Por outro lado, em 1.822 domicílios (26,3%) havia jovens nem-nem e as crianças não frequentavam a educação infantil. Esses dados sugerem que a inserção das crianças na educação infantil é mais recorrente em lares sem jovens nem-nem, o que indica uma possível associação entre o acesso precoce à escola e melhores condições para que os jovens permaneçam no sistema educacional ou já estejam inseridos no mercado de trabalho.

Para investigar essas associações de forma mais rigorosa, realizou-se uma comparação entre grupos de tratamento e de controle. O grupo de tratamento é composto por domicílios com crianças de 0 a 5 anos que frequentavam a escola, enquanto o grupo de controle reúne domicílios com crianças da mesma faixa etária que não frequentavam a escola.

A Tabela 2 apresenta a comparação detalhada entre os dois grupos em relação a diversas variáveis socioeconômicas e demográficas. São exibidos os valores médios de cada variável, bem como o p-valor correspondente, o que permite avaliar se as diferenças observadas são estatisticamente significativas, considerando-se um nível de significância de 5%.

TABELA 2
Comparação entre os grupos de controle e tratamento
Brasil – 2º trimestre 2022

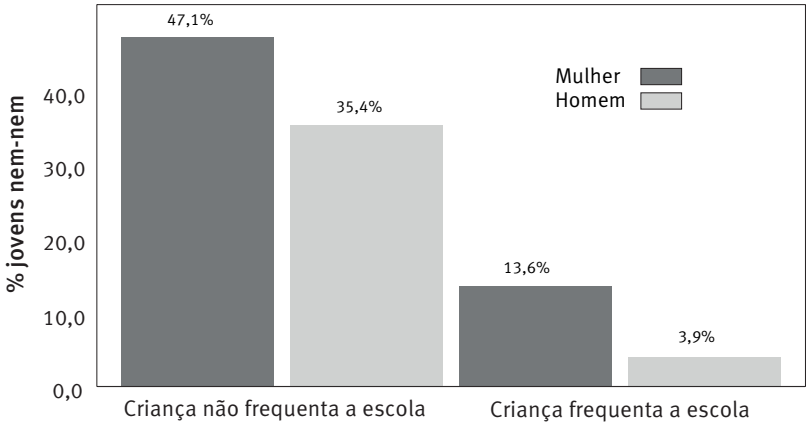
Variáveis	Grupo de controle	Grupo de tratamento	P-valor
Urbano (%)	64,9	72,5	0,000
Esgoto do domicílio (%)	32,5	40,0	0,000
Lixo do domicílio (%)	75,3	83,4	0,000
Internet do domicílio (%)	87,5	89,5	0,010
Norte (%)	23,7	15,1	0,000
Nordeste (%)	35,6	39,1	0,003
Sudeste (%)	17,6	21,8	0,000
Sul (%)	12,2	15,0	0,001
Centro-Oeste (%)	10,9	9,0	0,010
Renda domiciliar <i>per capita</i> (em reais)	698,69	807,07	0,000
Anos de estudo do chefe	9,0	9,4	0,000
Gênero do chefe (mulher) (%)	52,4	57,5	0,000
Número médio de residentes no domicílio	4,4	4,5	0,000

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.

Ao relacionar a presença de crianças em instituições educacionais com a condição de jovens nem-nem no mesmo domicílio, a Figura 2 evidencia que a proporção desses jovens é significativamente maior em lares onde as crianças estão fora da creche. Nesses casos, 47,1% das mulheres e 35,4% dos homens jovens encontravam-se na condição nem-nem. Em contraste, quando as crianças do domicílio têm a oportunidade de frequentar a educação infantil, esse percentual cai para 13,6% entre as mulheres e 3,9% entre os homens. Esses resultados sugerem uma forte correlação entre a frequência

escolar das crianças na primeira infância e a redução da probabilidade de jovens do mesmo domicílio estarem na condição nem-nem.

FIGURA 2
Percentual de jovens de 15 a 29 anos nem-nem no domicílio, por sexo, segundo presença ou não da criança de até cinco anos na escola
Brasil – 2º trimestre 2022



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.

Contudo, isso sugere que a oferta de vagas em creches pode ser um fator importante, já que pertencer a esse grupo pode não ser resultado apenas de escolhas pessoais, mas também da falta de opções para deixar os filhos ou parentes, dificultando que esses jovens trabalhem ou estudem.

Antes da aplicação da técnica de pareamento, é relevante caracterizar os perfis dos jovens nos domicílios analisados. A Tabela 3 revela contrastes marcantes: entre as mulheres não nem-nem, 59,2% estudavam e 56,6% trabalhavam. Além disso, 72,4% das mulheres nem-nem residiam com crianças de 0 a 3 anos, faixa etária que exige cuidado intensivo. Esse padrão se repete, ainda que em menor proporção, entre os homens.

Ademais, o grupo nem-nem concentra jovens mais velhos: a idade média é de 23,1 anos entre as mulheres nem-nem, frente a 21,2 anos entre as não nem-nem. Observa-se também menor escolaridade no grupo nem-nem, com 10,7 anos de estudo em média, contra 11,7 anos entre as não nem-nem.

Esses resultados sugerem que a condição nem-nem, especialmente entre mulheres, pode estar associada a responsabilidades de cuidado não remunerado e a um atraso acumulado na trajetória educacional e profissional, uma situação que reforça a hipótese central do estudo da creche como suporte institucional capaz de liberar tempo e ampliar oportunidades.

TABELA 3
Perfil sociodemográfico dos jovens de 15-29 anos e idade das crianças nos domicílios, por sexo e condição nem-nem
Brasil – 2º trimestre 2022

Variáveis	Mulher		Homem	
	Nem-nem	Não nem-nem	Nem-nem	Não nem-nem
Idade média do jovem (anos)	23,1	21,2	22,4	21,5
15-17 anos (%)	4,4	29,2	6,1	25,9
18-24 anos (%)	56,1	41,9	63	43,9
25-29 anos (%)	39,5	28,9	30,9	30,3
Branca (%)	27,6	39,9	28,7	36,6
Preta (%)	10,5	9,1	10,2	9,9
Parda (%)	60,5	49,8	60	52,5
Indígena (%)	0,8	0,5	0,5	0,5
Amarela (%)	0,6	0,7	0,5	0,5
Anos de estudo (média)	10,7	11,7	10	10,8
Estuda (%)	0	59,2	0	46,8
Trabalha (%)	0	56,6	0	66,3
Urbano (%)	63,8	79,9	64,6	75,1
Idade média das crianças (anos)	2,3	2,6	2,4	2,5
Crianças 0-3 anos (%)	72,4	65,4	68,7	68,6
Crianças 4-5 anos (%)	27,6	34,6	31,3	31,4

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.
Nota: Dados da PNAD Contínua, 2º trimestre de 2022, antes do pareamento. “Estuda” e “Trabalha” referem-se à condição do jovem no momento da entrevista.

Regressão múltipla

Para quantificar as associações observadas, aplicou-se inicialmente um modelo de regressão múltipla, considerado preliminar por não levar em conta possíveis vieses. Nesse caso, utilizou-se uma regressão logística múltipla, adequada por se tratar de uma variável dependente binária (o domicílio possuir ou não jovens nem-nem). A estimação foi conduzida via modelo linear generalizado (GLM) com distribuição binomial e função *logit*.

A Tabela 4 apresenta os resultados do modelo, indicando o efeito de diferentes variáveis demográficas e socioeconômicas sobre a probabilidade de o domicílio contar com jovens nem-nem. Observa-se que a participação no tratamento, isto é, possuir crianças matriculadas em creche ou pré-escola, exerce um efeito negativo e estatisticamente significativo: a cada aumento unitário na variável *tratado*, reduzem-se as chances de o domicílio ter jovens que não estudam nem trabalham.

TABELA 4
Modelo de regressão logística múltipla com a probabilidade de o domicílio ter jovens nem-nem
Brasil – 2º trimestre 2022

Variáveis	Coefficiente	P-valor
Tratado	-0,510***	(0,052)
Urbano	-0,181**	(0,083)
Esgoto do domicílio	-0,015	(0,063)
Lixo do domicílio	-0,190**	(0,092)
Internet do domicílio	-0,180**	(0,087)
Norte	0,047	(0,103)
Nordeste	0,194**	(0,095)
Sudeste	-0,036	(0,102)
Sul	-0,098	(0,109)
Renda <i>per capita</i> domiciliar	-0,001***	(0,0001)
Anos de estudo do chefe	-0,027***	(0,007)
Gênero do chefe (mulher)	-0,019	(0,053)
Número de pessoas no domicílio	-0,029*	(0,017)
Constante	1,689***	(0,165)
Observações	6.930	
Pseudo-R ² (McFadden)	0,095	
Pseudo-R ² (Nagelkerke)	0,165	
Log likelihood	-4.346,58	
Akaike Inf. Crit. (AIC)	8.721,16	

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

O Centro-Oeste é a categoria de referência para a variável “Região” neste modelo de regressão.

Pseudo-R² (McFadden e Nagelkerke): indicam a proporção da variação explicada pelo modelo em relação a um modelo nulo; quanto maiores, melhor o ajuste.

Log Likelihood e AIC: medidas de ajuste do modelo; o log-likelihood indica quão bem o modelo se ajusta aos dados, e o AIC é útil para comparar modelos, sendo que valores menores indicam melhor ajuste.

Além disso, fatores como residir em área urbana, dispor de coleta de lixo, acesso à internet, maior renda domiciliar *per capita* e mais anos de estudo do chefe de família também estão associados a uma menor probabilidade de ocorrência de jovens nem-nem. Em contrapartida, a residência na região Nordeste apresenta efeito positivo e significativo, sugerindo uma maior vulnerabilidade desses domicílios. Esses achados reforçam a hipótese de que melhores condições de infraestrutura domiciliar, maior capital humano e acesso precoce à educação infantil estão relacionados a menores chances de jovens estarem na condição nem-nem.

Propensity Score Matching (PSM)

O Propensity Score Matching (PSM), conforme proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), foi utilizado para construir grupos de tratamento e controle comparáveis com base em características observáveis dos domicílios.

Neste trabalho, o grupo de tratamento é composto por domicílios com crianças matriculadas em creche ou pré-escola, enquanto o grupo de controle inclui domicílios em que as crianças não estão matriculadas em tais instituições. Ambos os grupos foram comparados

com base em características observadas, como renda familiar, composição do domicílio, localização geográfica e perfil do chefe de família, para assegurar condições similares e reduzir o viés de seleção.

Em seguida, os indivíduos com pontuações de propensão comparáveis são emparelhados para formar grupos de tratamento e controle comparáveis. Dessa forma, o modelo permite reduzir o viés de seleção associado às diferenças observáveis entre os grupos e estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados

O escore de propensão é uma probabilidade condicional que estima as chances de um participante receber o tratamento com base nas covariáveis observadas. Esse escore reflete a probabilidade de participação no tratamento, dado o perfil das características do domicílio. Portanto, o escore de propensão atua como um mecanismo de balanceamento das covariáveis entre os grupos de controle e tratamento. Quando esses grupos apresentam escores de propensão semelhantes, eles se tornam mais comparáveis, facilitando uma avaliação mais precisa do efeito do tratamento.

Inicialmente, ajustamos um modelo de regressão logística para modelar a propensão de receber o tratamento com base em um conjunto de covariáveis mencionadas anteriormente. Em seguida, calculamos as pontuações de propensão para cada indivíduo e as adicionamos ao conjunto de dados como uma nova variável denominada *pscore*.

Os escores de propensão foram estimados por meio de um modelo *logit*, a partir de um conjunto de características observáveis dos domicílios, com o objetivo de construir grupos de tratamento e controle comparáveis. A distribuição dos escores apresentou valores compatíveis com o procedimento de pareamento e ampla sobreposição entre os grupos tratado e controle, atendendo ao pressuposto de suporte comum necessário à aplicação do Propensity Score Matching (PSM). As estatísticas descritivas do escore de propensão e a análise gráfica das distribuições encontram-se no Anexo (Tabela 1 e Figura 1, respectivamente).

Com base nos escores estimados, foram implementadas diferentes estratégias de pareamento, incluindo o método do vizinho mais próximo com reposição, em distintas razões de pareamento, bem como o pareamento por distância de Mahalanobis e o balanceamento por entropia. Em todas as especificações adotadas, os testes de balanceamento indicaram redução substancial das diferenças entre os grupos, com todas as covariáveis apresentando diferenças médias padronizadas inferiores a 0,1 após o pareamento, o que sugere adequada comparabilidade entre os grupos tratado e controle. Os detalhes operacionais das estratégias de pareamento e os resultados completos dos testes de balanceamento são apresentados na Tabela 2 do Anexo.

Adicionalmente, foram conduzidos testes de robustez com o objetivo de avaliar a sensibilidade das estimativas a potenciais vieses não observados. O teste de sensibilidade de Rosenbaum indica que os efeitos estimados permanecem estáveis até valores de Γ iguais a 1,2, tornando-se sensíveis a partir de $\Gamma = 1,3$, o que sugere que apenas fatores não observados capazes de aumentar em cerca de 30% a probabilidade de pertencimento ao grupo

tratado seriam suficientes para anular o efeito estimado. Os resultados completos dos testes de robustez, incluindo o teste de Wilcoxon e o teste de Rosenbaum, encontram-se na Tabela 3 do Anexo. Esses resultados reforçam a consistência das estimativas obtidas, dentro das limitações discutidas.

Limitações do modelo

É importante ressaltar que os resultados indicam uma associação estatisticamente significativa e teoricamente plausível, condicionada às covariáveis observadas, mas não sustentam uma relação causal direta. A principal limitação decorre da possibilidade de viés associado a fatores não observados que podem influenciar simultaneamente a matrícula de crianças em creches ou pré-escolas e a condição de jovens corresidentes estarem ou não na situação nem-nem. Embora o PSM promova o balanceamento entre os grupos em características mensuráveis, como renda, escolaridade do chefe do domicílio, infraestrutura residencial e localização geográfica, permanecem variáveis latentes, como normas culturais de cuidado infantil, redes de apoio familiar, preferências educacionais ou laborais e condições de saúde dos responsáveis, que não são capturadas pela pesquisa e podem afetar os resultados.

O teste de sensibilidade de Rosenbaum fornece pistas sobre a magnitude desse possível viés: os efeitos estimados permanecem estáveis até $\Gamma = 1,2$, mas tornam-se não robustos a partir de $\Gamma = 1,3$. Isso sugere que um fator não observado capaz de aumentar em cerca de 30% a probabilidade de pertencimento ao grupo tratado (por exemplo, o acesso à creche) já seria suficiente para explicar o efeito estimado. Em contextos de elevada desigualdade socioeconômica, como o brasileiro, para o qual o acesso a creches públicas frequentemente depende de fatores informais ou locais, como proximidade, filas de espera ou conhecimento institucional, esse tipo de viés pode ser relevante.

Por fim, a variável dependente “domicílio com jovem nem-nem” é binária e oculta a heterogeneidade dentro do próprio grupo nem-nem (ex.: jovens desalentados, cuidadores informais, estudantes ocasionais). Futuras pesquisas poderiam explorar subcategorias dessa população para identificar mecanismos diferenciados de impacto.

Ainda assim, a consistência dos resultados entre distintas estratégias de pareamento (vizinho mais próximo, Mahalanobis e balanceamento por entropia), aliada aos testes de robustez e à coerência com a literatura, reforça a validade interna das estimativas e a relevância das externalidades positivas da educação infantil na estrutura familiar.

Efeito médio do tratamento sobre os tratados

Originalmente denominado efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), o conceito corresponde a uma medida fundamental em estudos que utilizam o PSM para avaliar o impacto médio de uma intervenção, especificamente no grupo de indivíduos que efetivamente receberam o tratamento. Esse conceito é crucial para entender como a

intervenção influencia aqueles que a utilizaram, comparando-os com um grupo de controle que, embora não tenha recebido o tratamento, é semelhante em características relevantes.

Neste estudo, a variável de interesse denominada *tratado* refere-se ao domicílio onde há criança em creche ou pré-escola residente no mesmo lar de jovens com idade entre 15 e 29 anos. Os coeficientes estimados para essa variável mostram como a probabilidade de um domicílio ter jovens na condição nem-nem se altera em função da presença de crianças em instituições educacionais.

De acordo com a Tabela 5, os coeficientes para a variável *tratado* variam entre -0,442 e -0,504, todos com significância estatística a 1%. Esses coeficientes, ao serem convertidos para razões de chances (*odds ratios*) apresentadas na Tabela 5, indicam que o tratamento – a presença de criança em creche ou pré-escola no mesmo lar de jovens de 15 a 29 anos – está associado a uma redução substancial na chance de um domicílio ter jovens na condição nem-nem. Especificamente, essa redução nas chances varia aproximadamente entre 35,7% (correspondente à OR de 0,643 para o coeficiente de -0,442) e 39,6% (correspondente à OR de 0,604 para o coeficiente de -0,504), em comparação com domicílios sem o tratamento. Os valores entre parênteses na Tabela 5, abaixo dos coeficientes, representam os erros padrão das estimativas dos coeficientes (*log-odds*).

Considerando um percentual médio de redução de 38,05% na probabilidade de um domicílio ter jovens nem-nem, devido à presença de crianças em creches, os resultados evidenciam que essa matrícula pode ser uma estratégia eficaz para facilitar a inserção dos jovens no mercado de trabalho ou mantê-los no sistema educacional. Além disso, esse impacto da educação infantil traz oportunidades aos pais ou responsáveis, oferecendo-lhes tempo para procurar emprego ou estudar, o que pode contribuir para a melhoria das condições socioeconômicas da família (Campos; Silva, 2020; Bick, 2016; Rosa; Souza; Fernandes, 2023).

TABELA 5
Resultado das regressões: Coeficientes (*log-odds*), razões de chances (*odds ratios*) e variação
Brasil – 2º trimestre 2022

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coeficiente	-0,504***	-0,452***	-0,500***	-0,442***	-0,499***
(Log-odds)	(0,057)	(0,050)	(0,057)	(0,057)	(0,049)
Odds ratio	0,604	0,636	0,607	0,643	0,607
Variação (%)	-39,59	-36,36	-39,33	-35,71	-39,30
Observações	5.640	6.643	5.621	5.604	6.930

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.
(1) PSM-ATT – NNM 1:1 COM Reposição.
(2) PSM-ATT – NNM 1:3 COM Reposição.
(3) PSM-ATT – NNM 1:1 COM Reposição 5% Tolerância.
(4) PSM-ATT – Mahalanobis 1:1 COM Reposição.
(5) Entropia.
Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.
As *odds ratios* foram calculadas como $\exp(\text{coeficiente})$. A redução percentual foi obtida por $(1 - OR) \times 100\%$.

A fim de diferenciar os efeitos da entrada da criança na creche para diferentes realidades, calculou-se o ATT para os segmentos de sexo, região e faixa etária das crianças presentes nos domicílios. A Tabela 6 apresenta os resultados por sexo.

TABELA 6
ATT – Domicílio com criança em creche/pré-escola, segundo sexo do jovem (Mahalanobis)
Brasil – 2º trimestre 2022

Sexo do jovem	Coefficiente	Odds ratio	Percentual	Observações
Mulher	-0,425***	0,654	-34,6	4.633
Homem	-0,321***	0,725	-27,5	2.870

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.
Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.
As odds ratios foram calculadas como exp(coeficiente) e a redução percentual foi obtida por $(1 - OR) \times 100\%$.

A análise do ATT sobre os domicílios que possuem crianças na educação infantil reduz significativamente a probabilidade de haver jovens em situação nem-nem no mesmo domicílio, tanto para mulheres quanto para homens (Tabela 6). Entre as jovens mulheres, o efeito estimado é mais intenso, isto é, a presença da criança na creche ou pré-escola reduz em aproximadamente 34,6% as chances da jovem estar classificada como nem-nem no domicílio. No caso dos jovens homens, embora o impacto também seja estatisticamente significativo, sua magnitude é menor, correspondendo a uma redução de 27,5% na probabilidade de estar na condição nem-nem.

Essa diferença entre mulheres e homens é consistente com a literatura sobre desigualdade de gênero e divisão sexual do trabalho doméstico. Em lares com crianças pequenas, as jovens mulheres tendem a assumir maior parcela das responsabilidades de cuidado, o que limita suas oportunidades de estudo e inserção no mercado de trabalho (Guimarães; Marteleto; Alves, 2016; Mascherini *et al.*, 2012; Reyna; Silva, 2021; Rosa; Souza; Fernandes, 2023). Assim, ao oferecer suporte institucional ao cuidado infantil, a creche libera tempo e reduz barreiras especialmente relevantes para elas. Já entre os homens, cuja participação nas tarefas de cuidado costuma ser menor, o efeito permanece presente, mas menos acentuado.

Em conjunto, os resultados reforçam que a expansão da educação infantil tem um papel importante não apenas no desenvolvimento da criança, mas também no bem-estar e nas oportunidades dos demais membros do domicílio (Attanasio *et al.*, 2022; Reyna; Silva, 2021).

A partir dos resultados obtidos também buscou-se investigar os efeitos por região do país. Pelo efeito do tratamento médio, apresentado na Tabela 7, o fato de os domicílios terem crianças em creche/pré-escola está associado a uma redução significativa de 35,7% na probabilidade desse mesmo domicílio ter jovens entre 15 e 29 anos na condição nem-nem para o Brasil.

TABELA 7
ATT – Geral e por região (Mahalanobis)
Brasil – 2º trimestre 2022

Regiões	Coefficiente	Odds ratio	Percentual	Observações
Brasil (Geral)	-0,442***	0,643	-35,7	5.609
Norte	-0,276**	0,759	-24,1	910
Nordeste	-0,350***	0,705	-29,5	2.179
Sudeste	-0,603***	0,547	-45,3	1.182
Sul	-0,820***	0,440	-56,0	808
Centro-Oeste	-0,437**	0,646	-35,4	530

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.
Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.
As odds ratios foram calculadas como exp(coeficiente) e a redução percentual foi obtida por $(1 - OR) \times 100\%$.

A heterogeneidade regional é representativa. No Sul, a redução chega a 56%, enquanto no Nordeste é de apenas 29,5%. Essa diferença pode refletir disparidades estruturais. O Sul, por exemplo, possui maior formalização do mercado de trabalho e tende a recompensar mais rapidamente a liberação de tempo de cuidado com oportunidades de emprego. Já no Nordeste, onde o desalento e a informalidade são mais prevalentes, o acesso à creche pode não ser suficiente sem políticas complementares de qualificação e inserção produtiva. Tais resultados também foram encontrados no trabalho de Rosa e Souza (2023) que observaram efeitos menores do acesso à creche para oferta de mão de obra de mães residentes nas regiões Norte e Nordeste.

A fim de verificar se a idade da criança que frequenta a escola altera as chances de terem jovens nem-nem como corresidentes, obteve-se o efeito ATT por faixa de idade (Tabela 8). Os resultados são consistentes para todas as faixas etárias, apontando para uma redução significativa do domicílio ter jovem na condição nem-nem quando há, no mesmo lar, crianças em creche ou pré-escola.

A análise por faixa etária (Tabela 8) revela que o impacto da creche (0-3 anos) é mais pronunciado (-27,3%) do que o da pré-escola (4-5 anos) (-22,6%). Essa diferença é teoricamente consistente: crianças nos primeiros anos de vida demandam cuidado mais intensivo, contínuo e individualizado, o que limita fortemente a disponibilidade de adultos e jovens corresidentes para atividades produtivas. Já na pré-escola, a maior autonomia e a jornada escolar mais regular reduzem parcialmente a pressão sobre os cuidadores (Attanasio *et al.*, 2022; Reyna; Silva, 2021; Rosa; Souza, 2023).

TABELA 8
ATT – Geral e por faixa etária (Mahalanobis)
Brasil – 2º trimestre 2022

Faixa etária	Coefficiente	Odds ratio	Percentual	Observações
Geral (0-5)	-0,442***	0,643	-35,7	5.604
Creche (0-3)	-0,318***	0,727	-27,3	2.831
Pré-escola (4-5)	-0,256***	0,774	-22,6	4.065

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Elaboração dos autores.
Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

As odds ratios foram calculadas como $\exp(\text{coeficiente})$ e a redução percentual foi obtida por $(1 - OR) \times 100\%$.

Conclusão

Este estudo teve como objetivo principal avaliar o impacto da matrícula de crianças em creches ou pré-escolas na probabilidade de os domicílios possuírem jovens que não trabalham nem estudam. Utilizando o método de Propensity Score Matching e realizando análises de robustez, verificou-se uma redução na probabilidade de o domicílio possuir jovens nem-nem quando há criança matriculada em creche ou pré-escola na mesma residência.

Foi observado, através dos dados do IBGE, que 22,3% dos jovens entre 15 e 29 anos estavam fora da escola e do mercado de trabalho em 2022, com um número expressivo de mulheres afetadas por essa condição. Das 10,9 milhões de pessoas nessa situação, 6,9 milhões são mulheres, representando 63,4% do total de jovens nem-nem.

Os resultados deste estudo são consistentes com a literatura, como achados que indicam um aumento na participação das mães no mercado de trabalho formal após o acesso à creche (Campos; Silva, 2020; Attanasio *et al.*, 2022; Reyna; Silva, 2021; Rosa; Souza, 2023). Nossos resultados sugerem um efeito na redução da condição nem-nem dos jovens, sendo que essa diferença pode ser explicada pelo fato de que o presente estudo se concentrou especificamente na relação entre os domicílios com crianças matriculadas em creches ou na pré-escola e os domicílios com jovens nem-nem. Esta pesquisa encontrou evidências de que a presença de crianças em creches reduz, em média, 38% a probabilidade de um domicílio ter jovens nem-nem.

Assim, possíveis mecanismos podem explicar tal relação; por exemplo, com a matrícula em creches, há uma possível liberação do tempo dos responsáveis para buscar emprego ou qualificação profissional. Além disso, no longo prazo, a escolarização na primeira infância proporciona um ambiente estimulante que favorece o desenvolvimento de habilidades cognitivas e socioemocionais, preparando as crianças para o sucesso escolar e profissional.

Embora os resultados pareçam promissores, é importante ressaltar algumas limitações deste estudo. A generalização dos resultados pode ser limitada devido à natureza da amostra e à possibilidade de viés de seleção, mesmo após o controle por fatores observados. Além disso, o estudo não permite estabelecer uma relação de causalidade direta entre a matrícula em creches e a redução da condição nem-nem, sendo necessário aprofundar a investigação sobre os mecanismos subjacentes a essa relação.

A investigação realizada contribui para a literatura ao explorar o impacto da matrícula em creches na redução da condição nem-nem em nível domiciliar, uma questão ainda pouco explorada na literatura brasileira. Utilizando o método de PSM, os resultados obtidos oferecem evidências sobre a relação entre o acesso à educação infantil e a diminuição da probabilidade de os domicílios possuírem jovens nessa condição. Essas evidências ressaltam a importância de políticas públicas que ampliem o acesso à educação infantil, promovendo não apenas o desenvolvimento das crianças, mas também a inserção produtiva dos demais membros da família.

Referências

- ATTANASIO, O.; BARROS, R. P.; CARNEIRO, P.; EVANS, D. K.; LIMA, L.; OLINTO, P.; SCHADY, N. **Public childcare, labor market outcomes of caregivers, and child development: experimental evidence from Brazil**. Bonn: IZA – Institute of Labor Economics, 2022. (IZA Discussion Paper, n. 15705).
- BRASIL. Presidência da República. **Projeto de Lei n. 2.614, de 2024**. Institui o Plano Nacional de Educação para o decênio 2024-2034. Brasília, DF, 2024a. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/CCIVIL_03/Projetos/Ato_2023_2026/2024/PL/pl-2614.htm.
- BRASIL. Presidência da República. **Lei n. 15.069, de 13 de junho de 2024**. Institui a Política Nacional de Cuidados. Brasília, DF, 2024b. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2023-2026/2024/lei/L15069.htm. Acesso em: 18 dez. 2025
- BICK, A. The quantitative role of child care for female labor force participation and fertility. **Journal of the European Economic Association**, v. 14, n. 3, p. 639-668, 2016. <https://doi.org/10.1111/jeea.12152>.
- CAMPOS, A. L. M. de; SILVA, M. M. da C. Access to early childhood education and time allocation of mothers. *In*: 48º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. **Anais [...]**. São Paulo: Anpec, 2020.
- CURI, A. Z.; MENEZES FILHO, N. A. A relação entre educação primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 811-850, 2009. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612009000400008>.
- FAWCETT, T. An introduction to ROC analysis. **Pattern Recognition Letters**, v. 27, n. 8, p. 861-874, 2006. <https://doi.org/10.1016/j.patrec.2005.10.010>.
- GREIFER, N. **Using WeightIt to estimate balancing weights**. [S.l.]: [s.n.], 2024. Vignette no pacote WeightIt.
- GUIMARÃES, N. A.; MARTELETO, L.; ALVES, J. E. **Trajetórias e transições: os múltiplos e difíceis caminhos dos jovens brasileiros no mercado de trabalho**. Brasília: Ipea, 2016. <https://doi.org/10.25091/978-85-7811-277-3>.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: manual básico da entrevista**. Rio de Janeiro: IBGE, 2022.
- LIMA, A. H. F. C. **Impacto da presença de crianças em creches no domicílio sobre a condição do jovem nem-nem: uma análise para o Brasil no ano de 2022**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa, 2024.
- MAHALANOBIS, P. C. Mahalanobis distance. **Proceedings of the National Institute of Science of India**, v. 49, n. 2, p. 234-256, 1936.

MASCHERINI, M.; SALVATORE, L.; MEIERKORD, A.; JUNGBLUT, J.-M. **NEETs**: Young people not in employment, education or training: characteristics, costs and policy responses in Europe. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2012. <https://doi.org/10.2806/41578>.

PINTO, D. S. C. C. de X.; GUIMARÃES, C. The impact of daycare attendance on math test scores for a cohort of fourth graders in Brazil. **The Journal of Development Studies**, v. 53, n. 9, p. 1335-1357, 2017. <https://doi.org/10.1080/00220388.2016.1257112>.

REYNA, E. F.; SILVA, M. da C. Preschool attendance and intra-household time allocation: evidence from Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 41, n. 2, p. 1-28, 2021. <https://doi.org/10.12660/bre.v41n22021.84934>.

ROSA, M. V. G.; SOUZA, K. B. de; FERNANDES, A. S. Reflexos da maternidade: a relação entre o ensino infantil e o trabalho da mulher. **Economia Aplicada**, v. 27, n. 4, p. 509-536, 2023. <https://doi.org/10.11606/1980-5330/ea184462>.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.

SHIRASU, M. R.; ARRAES, R. de A. Avaliação dos custos econômicos associados aos jovens nem-nem no Brasil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 40, n. 1, p. 161-182, 2020. <https://doi.org/10.1590/0101-31572020-2902>.

SILVA, M. B. **Mulher e trabalho no Brasil**: efeitos da creche na jornada de trabalho e na renda laboral. 2019. 53 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2019.

STEINER, P. M.; COOK, D. Matching and propensity scores. In: LITTLE, T. D. (Ed.). **The Oxford handbook of quantitative methods**. Oxford: Oxford University Press, 2013. v. 1, p. 237-258. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199934898.013.0010>.

VASCONCELOS, A. M.; RIBEIRO, F. G.; GRIEBELER, M. de C.; CARRARO, A. Programa Bolsa Família e geração “nem-nem”: evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n. 2, p. 233-257, 2017. <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20170011>.

WOOLSON, R. F. Wilcoxon signed-rank test. In: EVERITT, B. S.; HOWELL, D. C. (Ed.). **Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science**. Chichester: Wiley, 2005. v. 4, p. 2104-2105. <https://doi.org/10.1002/0470013192.bsa657>.

Sobre os autores

Anderson Henrique Fabião Cavalcanti Lima é mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Setor Público da Universidade Federal da Paraíba (PPESP/UFPB).

Magno Vamberto Batista da Silva é doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia do Setor Público da Universidade Federal da Paraíba (PPESP/UFPB).

Liedje Bettizaide O. de Siqueira é doutora em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professora do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia do Setor Público da Universidade Federal da Paraíba (PPESP/UFPB).

Endereço para correspondência

Anderson Henrique Fabião Cavalcanti Lima

Rua Rita Carneiro Diniz, 531, apt. 301 J, Cuiá
5807-717 – João Pessoa-PB, Brasil

Magno Vamberto Batista da Silva

Universidade Federal da Paraíba. CCSA. Departamento de Economia
Jardim Cidade Universitária
58059-900, João Pessoa-PB, Brasil

Liedje Bettizaide Oliveira de Siqueira

Universidade Federal da Paraíba. CCSA. Departamento de Economia
Jardim Cidade Universitária
58059-900, João Pessoa-PB, Brasil

CRediT

Reconhecimentos: Não aplicável.

Financiamento: Não aplicável.

Conflitos de interesse: Os autores certificam que não têm interesse pessoal, comercial, acadêmico, político ou financeiro que represente um conflito de interesses em relação ao manuscrito.

Aprovação ética: Os autores certificam que o trabalho não inclui seres humanos ou animais.

Disponibilidade de dados e material: os dados estão disponíveis sob demanda.

Contribuições dos autores:

Anderson Henrique Fabião Cavalcanti Lima: conceituação; curadoria de dados; análise formal; visualização; *software*; escrita – rascunho original.

Magno Vamberto Batista da Silva: conceituação; escrita – revisão e edição.

Liédje Bettizaide Oliveira de Siqueira: conceituação; escrita – revisão e edição.

Editores: Bernardo Lanza Queiroz, Júlia Almeida Calazans e Maria Carolina Tomás.

Abstract

Impact of Childcare Enrollment on the NEET Status of Co-resident Youth: Evidence from PNAD Contínua 2022

This study examines the impact of enrolling children aged 0 to 5 in daycare or preschool on the likelihood that young people aged 15 to 29 living in the same household will be “Neither in Employment, Education, or Training” (NEET). Using microdata from the second quarter of 2022 from the Continuous National Household Sample Survey (PNADc), we applied Propensity Score Matching (PSM) with Mahalanobis distance and entropy balancing under a binary logit model to mitigate selection bias and estimate average treatment effects on the treated (ATT). The results show that the presence of young children enrolled in early childhood education reduces the probability of co-resident youth being NEET by an average of 38.05%. These findings highlight that access to early childhood education generates positive externalities beyond the children themselves, facilitating labor market integration or educational engagement for young household members. This evidence has important implications for public policies aimed at expanding childcare availability as a strategy to promote economic development and reduce intergenerational inequality.

Keywords: NEET youth. Early childhood education. Propensity score. PNAD Contínua. Public policy.

Resumen

Impacto de la presencia de niños matriculados en guarderías sobre la condición de los jóvenes “Ni-Ni” corresidentes: evidencia de la PNAD Contínua 2022

Este estudio analiza el impacto de la matrícula de niños de entre 0 y 5 años en guarderías o educación inicial sobre la probabilidad de que los jóvenes de entre 15 y 29 años, que residen en el mismo hogar, se encuentren en situación de no estudiar ni trabajar (Ni-Ni). Utilizando microdatos del segundo trimestre de 2022 de la Encuesta Nacional por Muestra de Hogares Continua (PNADc), se aplicó el método de Propensity Score Matching (PSM) con distancia de Mahalanobis y balanceo por entropía, bajo un modelo logit binario, para mitigar sesgos de selección y estimar los efectos medios del tratamiento sobre los tratados (ATT). Los resultados indican que la presencia de niños matriculados en la educación inicial reduce, en promedio, en un 38,05% la probabilidad de que los jóvenes corresidentes se encuentren en situación Ni-Ni. Estos hallazgos destacan que el acceso a la educación inicial genera externalidades positivas que trascienden al público infantil, favoreciendo la inserción o permanencia de los jóvenes en el mercado laboral o en el sistema educativo. Esta evidencia tiene implicaciones relevantes para las políticas públicas de ampliación de la oferta de plazas en guarderías como estrategia de promoción del desarrollo económico y de reducción de las desigualdades intergeneracionales.

Palabras clave: Ni-Ni. Educación infantil. Puntaje de propensión. PNAD Contínua. Políticas públicas.

Recebido para publicação em 22/09/2025

Aceito para publicação em 24/02/2026

Anexo

TABELA 1
Estatísticas descritivas do escore de propensão

Estatística	Valor
Mínimo	0,252
1º quartil (Q1)	0,477
Mediana	0,554
Média	0,540
3º quartil (Q3)	0,604
Máximo	0,893

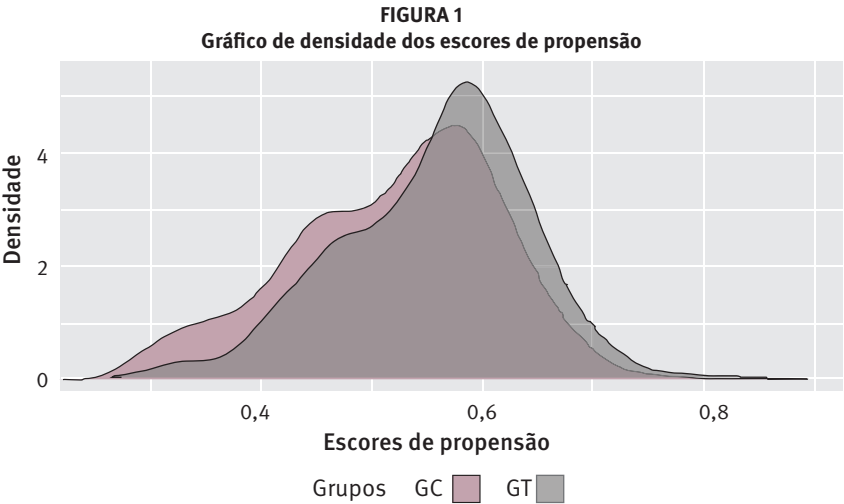
Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 2
Amostra, pareamento e balanceamento entre grupos

Método	Controle	Tratamento
1:1 com reposição		
Amostra total	3.186	3.744
Pareamento com estimador (ESS)	1.269,24	3.744
Pareamento sem pesos (<i>Unweighted</i>)	1.896	3.744
Não pareadas	1.290	0
Balanceamento das diferenças médias ($\leq 0,1$)	13	0
1:3 com reposição		
Amostra total	3.186	3.744
Pareamento com estimador (ESS)	1.979,07	3.744
Pareamento sem pesos (<i>Unweighted</i>)	2.899	3.744
Não pareadas	287	0
Balanceamento das diferenças médias ($\leq 0,1$)	13	0
1:1 com reposição e tolerância de 5%		
Amostra total	3.186	3.744
Pareamento com estimador (ESS)	1.275,88	3.727
Pareamento sem pesos (<i>Unweighted</i>)	1.894	3.727
Não pareadas	1.292	17
Balanceamento das diferenças médias ($\leq 0,1$)	13	0

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Método do estimador é *nearest neighbour matching (NNM)* (vizinho mais próximo).



Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 3
Resultados do teste de sensibilidade de Rosenbaum

<i>Gamma (1)</i>	<i>Lower bound (2)</i>	<i>Upper bound (3)</i>
1,0	0	0,00000
1,1	0	0,00000
1,2	0	0,00012
1,3	0	0,98840
1,4	0	1,00000
1,5	0	1,00000
1,6	0	1,00000
1,7	0	1,00000
1,8	0	1,00000
1,9	0	1,00000
2,0	0	1,00000
2,1	0	1,00000
2,2	0	1,00000
2,3	0	1,00000
2,4	0	1,00000
2,5	0	1,00000
2,6	0	1,00000
2,7	0	1,00000
2,8	0	1,00000
2,9	0	1,00000
3,0	0	1,00000

Fonte: Elaboração dos autores.

(1) Razão das chances de atribuição diferencial ao tratamento devido a fatores não observados.

(2) Refere-se ao limite inferior da estimativa de sensibilidade.

(3) Refere-se ao limite superior da estimativa de sensibilidade.