

# Efeitos do Bolsa Família sobre a defasagem escolar de mães adolescentes: evidências regionais com dados longitudinais da Coorte de 100 milhões de brasileiros<sup>\*</sup>

Herick Cidarta Gomes de OLIVEIRA<sup>1</sup>

herick.gomes@ufm.br |  ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2435-6680>

Luana Junqueira Dias MYRRHA<sup>1</sup>

luanamyrha@gmail.com |  ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6767-6775>

Dandara de Oliveira RAMOS<sup>2</sup>

dandara.amos@ufba.br |  ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9162-0456>

## Resumo

Este estudo investiga o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a defasagem escolar de mães adolescentes (até 19 anos), utilizando dados longitudinais da Coorte de 100 Milhões de Brasileiros (C100), no período de 2004 a 2015. A análise concentra-se na região do Semiárido Setentrional (SemiSet), com comparações em nível regional (Nordeste) e nacional (Brasil). Adota-se uma estratégia quase-experimental por meio do pareamento por escore de propensão (propensity score matching - PSM) com algoritmo Kernel, visando estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). Os resultados indicam que mães adolescentes pertencentes a famílias beneficiárias do PBF apresentam menor incidência de defasagem escolar em comparação àquelas de famílias não beneficiárias com características observáveis semelhantes, sendo o efeito protetivo mais pronunciado no SemiSet e crescente conforme o tempo de exposição ao programa. O estudo também analisa variações no impacto em função da elegibilidade ao Benefício Variável Jovem (BVJ) e da qualidade da gestão municipal das condicionalidades do programa, medida pelo IGD-M, evidenciando que ambos os fatores contribuem para a intensificação dos efeitos positivos do PBF na trajetória escolar dessas jovens.

## Palavras-chave

Defasagem escolar, Bolsa família, Coorte de 100 milhões de brasileiros.

<sup>\*</sup> Agradecemos a Mauricio Lima Barreto (<https://orcid.org/0000-0002-0215-4930>) pela curadoria e pela disponibilidade dos dados da Coorte de 100 Milhões, na qualidade de responsável pela concepção da base de dados no âmbito do Cidacs/Fiocruz Bahia.

<sup>1</sup> Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN), Natal, RN, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade Federal da Bahia (UFBA), Salvador, BA, Brasil.

Recebido: 12/11/2024.

Revisado: 29/08/2025.

Aceito: 24/10/2025.

DOI: <https://doi.org/10.1590/1980-53575621hld>

# Effects of Bolsa Família on the schooling gap of adolescent mothers: regional evidence from longitudinal data of the Cohort of 100 million brazilians

## Abstract

This study investigates the impact of the Bolsa Família Program (PBF) on school delay among adolescent mothers (up to 19 years old), using longitudinal data from the Cohort of 100 million Brazilians (C100) for the period from 2004 to 2015. The analysis focuses on the Semi-Arid Northeastern region of Brazil (SemiSet), with comparisons at the regional (Northeast) and national (Brazil) levels. A quasi-experimental approach is adopted through propensity score matching (PSM) using a Kernel algorithm to estimate the average treatment effect on the treated (ATT). The results indicate that adolescent mothers from PBF beneficiary families exhibit a lower incidence of school delay compared to those from non-beneficiary families with similar observable characteristics. This protective effect is more pronounced in the SemiSet region and increases with the duration of program exposure. The study also examines variations in the impact of the PBF based on eligibility for the Youth Variable Benefit (Benefício Variável Jovem – BVJ) and the quality of municipal management of program conditionalities, as measured by the Decentralized Management Index (IGD-M), showing that both factors contribute to strengthening the program's positive effects on the educational trajectories of these young women.

## Keywords

School gap, Bolsa família, Cohort of 100 million brazilians.

## JEL Classification

I21; I38; C23.

## 1. Introdução

A defasagem escolar (DE), definida como a discrepância entre a idade do discente e o ano escolar adequado, constitui um dos principais entraves à consolidação de trajetórias escolares contínuas e exitosas no Brasil. Tal fenômeno está fortemente associado ao aumento da evasão escolar, à redução da aprendizagem acumulada e à diminuição do retorno educacional no mercado de trabalho (Portella, Bussmann e Oliveira 2018). Entre adolescentes em situação de vulnerabilidade social, especialmente mães adolescentes, esses efeitos negativos tendem a se intensificar, dada a sobreposição de responsabilidades decorrentes da maternidade precoce, antes dos 19 anos, com as exigências do processo educativo formal (Almeida, Aquino e Barros 2006).

Diversos estudos nacionais têm identificado a maternidade na adolescência como um fator determinante para o abandono ou a interrupção da escolarização, sobretudo entre jovens oriundas de famílias de baixa renda (Berquó e Cavenaghi 2005; Almeida, Aquino e Barros 2006). A escolaridade, por sua vez, desempenha papel central na interrupção do ciclo intergeracional da pobreza (Barros, Henriques e Mendonça 2000). Em perspectiva internacional, pesquisas têm evidenciado o potencial de programas de transferência de renda condicionada para mitigar a DE, ao fomentar a permanência no sistema educacional, inclusive entre adolescentes (Ferreira, Schady e Schady 2009; Macours, Schady e Vakis 2012; Akresh, De Walque e Kazianga 2013). No entanto, há escassez de investigações empíricas que examinem especificamente os efeitos desses programas sobre a DE entre mães adolescentes, especialmente em contextos de maiores desigualdades estruturais.

No contexto brasileiro, o Programa Bolsa Família (PBF), instituído em 2003, consolidou-se como a principal política pública de transferência de renda com condicionalidades atreladas à saúde e à educação. A literatura aponta que o programa promoveu reduções significativas da mortalidade infantil no semiárido (Silva, Paes e Da Silva 2018) e contribuiu para o aumento da frequência escolar entre beneficiários (Melo e Duarte 2010; Neto 2010; Santos *et al.* 2019). Especificamente em relação às jovens mães, Santos e Corseuil (2019) verificaram que a participação no PBF está associada a maior frequência escolar, embora os efeitos observados nesse subgrupo sejam inferiores aos verificados entre jovens sem filhos.

Conforme Binstock (2016), a taxa específica de fecundidade (TEF) para adolescentes de 15 a 19 anos foi de 80,4 filhos por mil entre 1985 e 1990, subindo para 89,7 no quinquênio seguinte (1995–2000) e retornando ao patamar de 75,6 entre 2005 e 2010. Essa trajetória oscilante revela a complexidade do comportamento reprodutivo juvenil, que permanece relevante para o debate sobre políticas públicas educacionais.

Diante desse cenário, o presente estudo tem como objetivo analisar o efeito do programa bolsa família sobre a incidência de defasagem escolar entre mães adolescentes (até 19 anos), utilizando os dados longitudinais da Coorte de 100 Milhões de Brasileiros (C100). Diferentemente das abordagens baseadas em dados transversais, a utilização da base C100 permite explorar as potencialidades desse formato de dados com o acompanhamento ao longo do tempo, oferecendo maior robustez metodológica às inferências, como demonstrado por outros estudos (Ramos *et al.* 2021;

Alves *et al.* 2023; Ortelan *et al.* 2024). Além disso, a análise concentra-se na região do Semiárido Setentrional (SemiSet), com comparações em nível regional (Nordeste - NE) e nacional (Brasil - BR), com o intuito de identificar variações regionais nos impactos do PBF, especialmente em contextos marcados por maiores vulnerabilidades socioeconômicas e desigualdades estruturais. A análise contempla ainda possíveis heterogeneidades nos efeitos do programa, segundo o recebimento do Benefício Variável Jovem (BVJ) e os níveis de desempenho na gestão municipal das condicionalidades, mensurados pelo Índice de Gestão Descentralizada Municipal (IGD-M).

A hipótese é que, devido à possível perda do benefício associada ao abandono escolar, a DE seja menos frequente entre mães adolescentes de famílias beneficiadas pelo PBF, dado o cumprimento da condicionalidade de frequência escolar. Espera-se, ainda, que o efeito protetor do PBF contra a DE se intensifique durante o período de vigência do BVJ. Da mesma forma, é provável que haja variações no impacto do programa dependendo da gestão das condicionalidades do PBF<sup>1</sup> nos diferentes municípios.

Dessa forma, o estudo contribui para a literatura ao explorar um grupo populacional subanalisado (mães adolescentes), utilizando uma base de dados longitudinal inédita e investigando os mecanismos através dos quais a transferência de renda condicionada pode influenciar trajetórias escolares em contextos de alta vulnerabilidade social.

## 2. Bolsa Família, maternidade e frequência escolar

Criado em 2003 pela unificação de programas federais anteriores (Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Auxílio-Gás e Cartão-Alimentação) o PBF tem por finalidade central a redução da pobreza por meio da transferência direta de renda a famílias em situação de vulnerabilidade, com exigência de condicionalidades nas áreas de saúde e educação (Brasil 2004; MDS 2021). Desde sua criação, o programa tornou-se a principal política pública de combate à pobreza no país, atingindo mais de 14 milhões de famílias em 2014, o equivalente a cerca de 40 milhões de pessoas (Veja, Taddei e Poblacion 2014).

---

<sup>1</sup> Análise da qualidade das ações de cadastramento e de acompanhamento das condicionalidades do PBF.

Diversos estudos têm se debruçado sobre os efeitos educacionais do PBF, em especial sobre a frequência escolar e a defasagem idade-série. Gonçalves, Menicucci e Amaral (2016), utilizando dados do Censo Escolar e do Censo Demográfico (CD) de 2010, testaram a hipótese de que os beneficiários do PBF teriam menor probabilidade de apresentar DE. Os autores identificaram que fatores como ingresso tardio na escola e repetência contribuem fortemente para a distorção idade-série, ainda persistente mesmo entre beneficiários. Análise semelhante foi conduzida por Gonçalves, Faustino e Costa (2013), com base em dados do Censo Escolar dos anos de 1995, 2002 e 2012. Os autores observaram redução da DE em todas as regiões, com destaque para o Nordeste. Notadamente, a queda mais acentuada após 2002 sugere um possível impacto indireto do PBF, especialmente nos municípios com maiores taxas históricas de distorção idade-série.

Julião e Chein (2015), por sua vez, empregaram a técnica de diferenças em diferenças com dados da PNAD dos anos de 2003, 2004, 2008 e 2012, demonstrando que jovens beneficiários do PBF apresentaram 11% menos chances de reprovação escolar em comparação aos não beneficiários, o que reforça os potenciais efeitos positivos do programa sobre a trajetória educacional. Posteriormente, Araújo, Frio e Alves (2021), utilizando microdados da PNAD Contínua (2016–2019) e o método de Propensity Score Matching (PSM), encontraram evidências de que o PBF reduz a distorção idade-série entre 2,23 e 6,02 pontos percentuais, com efeitos mais pronunciados para meninos e residentes na região Centro-Oeste.

Entretanto, ao se analisar os resultados educacionais sob a perspectiva da maternidade precoce, revelam-se importantes nuances. A gravidez na adolescência é tratada, no âmbito do PBF, como ausência escolar injustificável, exceto em casos de risco, não sendo, portanto, aceita como justificativa para o descumprimento das condicionalidades educacionais (Santos e Corseuil 2019). A Lei n.º 6.202/1975 garante o direito ao “regime de exercícios domiciliares” a partir do oitavo mês de gestação por até três meses, mediante atestado médico, mas não contempla o cuidado com o recém-nascido como justificativa para ausência escolar após esse período.

Cavalcanti, Costa e Silva (2013) argumentam que o PBF exerce maior impacto sobre a frequência escolar justamente pelas condicionalidades impostas do que pelo valor financeiro transferido. Nesse sentido, em 2008,

foi criado o BVJ, que visa mitigar o abandono escolar entre adolescentes de 16 e 17 anos, grupo mais propenso à evasão por razões como ingresso precoce no mercado de trabalho, relações afetivas e gravidez.

A literatura também aponta que a maternidade precoce compromete a permanência e o rendimento escolar (Abramovay, Castro e Silva 2004; Rodrigues Gaia, Menezes e Da Silva 2020). Segundo Almeida *et al.* (2003), apenas 14,3% das adolescentes que engravidaram permaneceram na escola após o parto, enquanto 60% interromperam seus estudos, muitas vezes por ausência de suporte familiar. Em estudo mais específico, Santos e Corseuil (2019), utilizando dados do CD de 2010 e um modelo logit, demonstraram que o PBF aumenta a frequência escolar de adolescentes em geral, mas que a maternidade reduz significativamente essa probabilidade, inclusive entre beneficiárias. Os autores concluem que o impacto positivo do programa é mais evidente entre aquelas que não são mães, indicando limites das condicionalidades em contextos de fecundidade precoce.

Apesar da contribuição desses estudos, observa-se uma lacuna importante: são escassas as investigações que avaliem o impacto do PBF sobre a DE específica de mães adolescentes, em recortes territoriais mais vulneráveis, como o Semiárido brasileiro. Além disso, muitos estudos baseiam-se em dados transversais ou qualitativos, com baixa capacidade de generalização, ou não aplicam metodologias que controlem adequadamente o viés de seleção que marca a fecundidade na adolescência e o acesso ao programa.

Nesse contexto, o presente estudo propõe-se a preencher essa lacuna ao analisar o impacto do PBF sobre a DE de mães adolescentes residentes no Semiset, utilizando a base longitudinal da C100. Assim, pretende-se avançar a literatura sobre avaliação de políticas públicas no estudo da eficácia das condicionalidades educacionais, com foco em um grupo socialmente vulnerável e frequentemente negligenciado pelas análises convencionais

### 3. Material e métodos

#### 3.1. Coorte de 100 milhões de brasileiros (C100)

Em 2017, por meio de uma colaboração entre pesquisadores do Centro de Integração de Dados e Conhecimento para Saúde (Cidacs/Fiocruz Bahia), da Universidade Federal da Bahia (UFBA) e da London School of Hygiene

& Tropical Medicine (LSHTM), foi criada a C100. Essa base de dados integra registros do CadÚnico e permite o cruzamento com diversos sistemas de informação em saúde, como o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) do Ministério da Saúde, além de bases administrativas de políticas públicas, como o Bolsa Família e o Minha Casa Minha Vida (MCMV).

A *baseline* da coorte contém 131.697.800 registros individuais em 35.358.415 famílias, com 195 variáveis em formato de painel, abrangendo o período de 2001 a 2018. A população da C100 é majoritariamente composta por crianças e adultos jovens, com uma proporção maior de mulheres em comparação à população geral do Brasil.

A exposição à proteção social e o acompanhamento dos indivíduos ocorrem por meio de dois tipos de vinculação (*linkage*):

- i) *Linkage* determinístico: a partir do Número de Identificação Social (NIS)<sup>2</sup>, a *baseline* da C100 é vinculada a programas sociais, como o PBF e o MCMV, além de informações socioeconômicas renovadas periodicamente pelo CadÚnico.
- ii) *Linkage* não determinístico: utilizando a ferramenta CIDACS-RL<sup>3</sup>, a C100 é vinculada a bases administrativas de saúde, como o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), o Sistema de Informação de Agravos de Notificação (SINAN), o SINASC e o Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional (SISVAN). Como esses sistemas não possuem identificadores comuns, a vinculação é feita por similaridade, utilizando atributos como nome do indivíduo, nome da mãe, sexo, município de residência e data de nascimento.

O acesso à base é restrito e obedece a rigorosos protocolos de segurança, garantindo o sigilo e a privacidade dos indivíduos. Vale ressaltar que, uma vez incluídos na coorte, os indivíduos permanecem na base da C100 independentemente de mudanças em suas condições socioeconômicas, mesmo que deixem de atender aos critérios de elegibilidade para programas sociais.

<sup>2</sup> O NIS é um identificador exclusivo semelhante a um número de previdência social.

<sup>3</sup> Desenvolvido por pesquisadores do Cidacs, o CIDACS-RL é uma forma de indexação baseada em busca e pontuação para sistemas de *linkage* de registros em grandes conjuntos de dados, com alta precisão e escalabilidade.

O acompanhamento dos indivíduos ocorre até que se verifique uma das seguintes situações: (i) 31 de dezembro de 2018; (ii) a data de óbito, conforme os registros do SIM; ou (iii) a ocorrência de um desfecho específico de interesse, definido conforme os objetivos do estudo. No presente caso, o desfecho analisado é a maternidade, com informações provenientes do cruzamento com o SINASC, disponíveis até 31 de dezembro de 2015. Assim, os dados utilizados neste trabalho referem-se a todas as mulheres que ingressaram na C100 até os 19 anos de idade e incluem registros de maternidade entre os 10 e 19 anos.

### *3.2. Recorte Regional*

O recorte regional adotado neste trabalho concentra-se no “Semiárido Setentrional” (SemiSet), que abrange todos os municípios oficialmente incluídos no semiárido brasileiro localizados ao norte do Rio São Francisco. Também conhecido como “sertão norte”, o SemiSet é composto por 754 municípios e inclui estados do Nordeste, exceto Bahia, Maranhão e Sergipe. De acordo com o CD 2010, essa região reunia cerca de 14,1 milhões de habitantes, o que correspondia a 47% da população total do semiárido, estimada em aproximadamente 22,5 milhões de pessoas (Oliveira, Costa e Ojima 2019).

A escolha do SemiSet como recorte é justificada por tratar-se de uma área do semiárido que enfrenta desafios específicos, demandando atenção especial de políticas públicas voltadas à saúde, educação e desenvolvimento socioeconômico. Compreender os efeitos de iniciativas como o PBF sobre a vulnerabilidade local é essencial para orientar ações mais eficazes. Além disso, poucos estudos analisam a dinâmica demográfica com base em recortes socioambientais (Martine e Ojima 2012), especialmente no que diz respeito à DE no contexto da maternidade precoce, uma variável ainda pouco explorada em regiões de maior pobreza.

Vale destacar que as análises realizadas neste estudo foram também ampliadas para a região Nordeste e para o Brasil, com o intuito de contextualizar os resultados do Semiárido em uma perspectiva regional e nacional.

### 3.3. Como Identificar na C100 a Situação de Defasagem Escolar (DE)?

A partir dos dados disponíveis na C100, foram analisadas as informações sobre a idade das mães adolescentes no momento da maternidade (*idade-mae\_sinasc*) e o total de anos de estudo (*escmae\_sinasc*). Ao comparar a idade da mãe com a idade adequada sugerida pela UNICEF para cada ano escolar, é possível identificar se a mãe apresenta DE.

Entretanto, a informação obtida a partir do SINASC não considera o ano escolar em curso, mas sim o total de anos completos de estudo. Assim, foi adotada a seguinte metodologia: considera-se a “defasagem escolar” ( $DE = 1$ ) quando a idade da mãe está dois anos ou mais acima do limite superior da faixa etária adequada para a categoria de anos de estudo declarada (Equação 1). Caso contrário, a mãe é classificada como “não-defasada” ( $DE = 0$ ).

$$DE = \begin{cases} 1 \text{ (Sim), se } \left( \begin{array}{l} AEM = 1 \text{ a } 3 \text{ anos e } IM > 9 \\ AEM = 4 \text{ a } 7 \text{ anos e } IM > 13 \\ AEM = 8 \text{ a } 11 \text{ anos e } IM > 17 \end{array} \right) \\ 0 \text{ (Não), caso contrário} \end{cases} \quad (1)$$

Onde

- $AEM$  = Anos de estudo declarado momento da maternidade.
- $IM$  = Idade materna.
- $DE$  = Defasagem escolar percebida no momento da maternidade.

Essa abordagem considera apenas os atrasos escolares superiores a um ano entre os indivíduos fora da faixa etária adequada. Com isso, é provável que a DE identificada neste estudo esteja subnotificada. Por exemplo, uma adolescente de 17 anos que se tornou mãe deveria ter completado 11 anos de estudo. No entanto, ao declarar estar na faixa de “8 a 11 anos”, ela pode ter apenas 10, 9 ou 8 anos de escolaridade, apresentando até três anos de atraso, o que não é capturado pela medida de defasagem utilizada. Esse exemplo evidência uma limitação importante da métrica adotada, devido à forma como a escolaridade é registrada no SINASC.

Além disso, foram excluídos os casos com DE já observada no momento de entrada na base C100 (*escolaridade\_eq*), conforme a Equação 1, a fim de evitar confusões na interpretação do efeito do PBF.

Por fim, visando à construção de estimativas mais consistentes e considerando as significativas desigualdades enfrentadas por estudantes com deficiência no Brasil, também foram excluídas do estudo as adolescentes portadoras de deficiência, utilizando as variáveis: *ind\_def\_cegueira\_memb\_eq*, *ind\_def\_fisica\_memb\_eq*, *ind\_def\_mental\_memb\_eq* e *ind\_def\_surdez\_memb\_eq*.

### 3.4. Ajustes da Variável de Gestão do PBF

O IGD-M avalia a qualidade das ações implementadas pelos municípios nas áreas de cadastramento, atualização cadastral e acompanhamento das condicionalidades de educação e saúde do PBF. Para o cálculo desse índice são considerados tanto o número de registros de acompanhamento familiar realizados no Sistema de Condicionalidades (Sicon) quanto a data da última atualização das informações de gestão municipal no Sistema de Gestão do Programa Bolsa Família (SIGPBF).

Com o objetivo de analisar a variação do efeito do PBF sobre a DE em função da qualidade da gestão municipal das condicionalidades, foi necessário integrar os dados do IGD-M à base da C100, utilizando o código do município como chave de vinculação. Para isso, os dados da coorte foram filtrados para o período de 2006 a 2015, correspondente à disponibilidade do IGD-M. Utilizou-se o valor médio anual do índice para cada município, sendo os resultados classificados em quintis, de modo a possibilitar análises comparativas entre diferentes níveis de desempenho na gestão municipal do programa.

### 3.5. Métodos

O desenho do PBF não prevê a definição de um grupo de controle experimental formado por meio de um processo aleatório, o que dificultaria a comparação direta com o grupo de beneficiários. Diante dessa limitação, recorre-se ao uso de quase-experimentos como alternativa metodológica para investigar relações de causa e efeito entre variáveis independentes e dependentes. Esses delineamentos são especialmente úteis em contextos

nos quais a aleatorização das unidades de análise não é viável, sendo considerados estratégias robustas para avaliação de políticas públicas (Sousa, Driessnack e Isabel 2007).

De maneira geral, os métodos quase-experimentais utilizam técnicas estatísticas para construir um grupo de comparação artificial, ou grupo contra-factual. Esse grupo é composto por observações não tratadas, selecionadas de modo a apresentar características similares às do grupo tratado, seja em nível individual ou agregado, garantindo assim maior comparabilidade entre os grupos (Cozby 2003).

### 3.5.1. Propensity Score Matching (PSM)

O PSM é compreendido como a probabilidade condicional de uma unidade receber o tratamento, dadas determinadas características pré-tratamento.

$$p(X) = \Pr(D = 1|X) = E(D|X) \quad (2)$$

Onde:

- $D = \{0,1\}$  é um indicador de exposição ao tratamento;
- $X$  é um vetor multidimensional de características pré-tratamento.

Assim, pode-se demonstrar que, se a exposição ao tratamento é aleatória em relação a  $X$ , ela também será aleatória em relação a  $p(X)$ , o escore de propensão:

$$Y \perp D|X = Y \perp D|p(X) \quad (3)$$

Sejam  $Y_i(D_i)$  os resultados potenciais nas duas situações de tratamento:

- $Y_i(1)$  é o valor da variável de resultado para o indivíduo exposto ao tratamento;
- $Y_i(0)$  é o valor da variável de resultado para o indivíduo que não recebeu o tratamento.

Assim, uma expressão geral para a variável resultado pode ser expressa da seguinte forma:

$$Y_i = D_i Y_i(1) + (1 - D_i) Y_i(0) \quad (4)$$

Podemos agora definir o efeito causal do tratamento  $\Delta$  para o indivíduo  $i$ , que pode ser escrito como:

$$\Delta_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (5)$$

Sendo que  $Y_i(0)$  não pode ser calculado, pois corresponde ao valor da variável de resultado para o indivíduo  $i$  no caso de não ter recebido o tratamento, torna-se possível estimá-lo por meio da aplicação do PSM. Ademais, a partir da resposta média para o grupo de tratamento  $Y_i(1)$ , e do grupo de controle estimado,  $Y_i(0)$ , obtém-se o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), como segue:

$$ATT = E(Y_i(1) / D = 1) - E(Y_i(0) / D = 1) \quad (6)$$

Uma vez calculados os valores dos PSM, dois pressupostos devem ser satisfeitos para ser obtido o efeito do tratamento a partir dos valores de  $p(X_i)$  (dados pela equação 2), que são:

1º) A independência condicional, escrita como:

$$Y(1), Y(0) \perp D | X = Y(1), Y(0) \perp D | p(X) \quad (7)$$

Essa independência é representada por  $\perp$ , que indica a independência dos resultados potenciais em relação ao tratamento, dadas as características observáveis  $X$ . Assim, se os resultados potenciais independem do recebimento do tratamento, considerando  $X$ , estes valores também serão independentes dados os valores dos PSM.

Dessa forma, observações com o PSM idênticos devem ter a mesma distribuição de características observáveis e não observáveis, independentemente de terem recebido o tratamento ou não. As unidades tratadas e de controle, portanto, precisam apresentar médias iguais para todas as características, considerando um determinado PSM.

2º) Região de suporte comum, refere-se à existência de uma sobreposição entre as unidades dos grupos de tratamento e de controle, para cada característica  $X$  que se deseja comparar, dentro de um intervalo específico:

$$0 < p(X) < 1 \quad (8)$$

Portanto, como explica Heckman *et al.* (1999) para cada indivíduo tratado haverá o pareamento de um indivíduo correspondente não tratado, cujo valores de  $X$  são semelhantes.

### 3.5.2. Passos de Implementação do PSM

1º) Estimação do PSM: Para estimar a probabilidade de cada observação pertencer ao grupo de tratados, pode-se utilizar um modelo de regressão logística (*logit*) ou *probit*. Na literatura estatística, o modelo *logit* é amplamente utilizado, sendo também adotado neste trabalho.

No modelo *logit* (Equação 9), a variável dependente, ou explicada, é binária, assumindo o valor 1 para o grupo de tratamento e 0 para o grupo de controle. As variáveis independentes são aquelas que influenciam a probabilidade de uma adolescente compor o grupo de tratamento, definido, neste estudo, como ter sido de família beneficiária do PBF em algum momento até seus 17 anos, antes da maternidade

Para a estimação do escore de propensão, foram consideradas as seguintes variáveis:

- Mãe adolescente: Ano de entrada na C100; Raça-cor.
- Domicílio em que a mãe adolescente residia no ingresso a C100: Local do domicílio; Total de cômodos do domicílio; Total de pessoas na família; Total de pessoas no domicílio; Tipo de abastecimento de água do domicílio; Forma de escoamento sanitário do domicílio; Forma de iluminação do domicílio.

$$D = \sum \beta_i * X_i \quad (9)$$

Em que  $D$  representa a variável dependente binária,  $X_i$  as características socioeconômicas das famílias, e  $\beta_i$  os coeficientes estimados pelo modelo.

2º) Estimação do efeito médio do tratamento (AT), dado o PSM nos seguintes estágios:

- Emparelhar as observações dos grupos de tratamento e de controle com o mesmo valor estimado para o PSM;
- Calcular o efeito do tratamento para cada valor do PSM ao longo do tempo;

- Obter a média destes efeitos condicionais para o grupo de tratamento ao longo do tempo.

### 3.5.3. Métodos para realização do PSM

Os métodos para realização do PSM são: Estratificação no escore; Método do vizinho mais próximo (*Nearest neighbors Matching* - NNM); Pareamento radial no escore; Pareamento de Kernel (KM); Pareamento pela distância de Mahalanobis.

Neste trabalho, testaram-se modelos utilizando o método NNM, com e sem reposição, bem como com diferentes restrições de caliper. No entanto, tais abordagens apresentaram limitações operacionais e metodológicas significativas, principalmente em função da desproporção entre o número de unidades tratadas e o número de controles disponíveis. Especificamente, a predominância de unidades tratadas dificultou a identificação de pares comparáveis sem perda substancial de casos ou aumento do viés de emparelhamento.

Dessa forma, optou-se pela adoção do método de KM, o qual permite utilizar ponderações contínuas baseadas na distância do escore de propensão, considerando todos os controles disponíveis para cada unidade tratada (Becker e Ichino 2002). Essa abordagem se mostrou mais adequada ao cenário empírico deste estudo, pois maximiza o uso da amostra e melhora a qualidade do pareamento, reduzindo a variância das estimativas e mitigando o problema de escassez relativa de controles. Seu estimador é dado por:

$$\tau^k = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{K \in CG} G\left(\frac{p_K - p_i}{h_n}\right)} \right\} \quad (10)$$

Onde  $G(\cdot)$  é uma função KM e  $h_n$  é o limite do intervalo (*bandwidth*) do parâmetro. Sob condições padrão, gera-se um estimador consistente do resultado de controle  $Y_{0i}$ :

$$\frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{K \in CG} G\left(\frac{p_K - p_i}{h_n}\right)} \quad (11)$$

### 3.5.4. Balanceamento do modelo

Rosenbaum e Rubin (1985) sugerem que, além do emparelhamento, deve-se avaliar a qualidade do balanceamento das variáveis  $X$  utilizadas no cálculo do PSM. A forma adotada foi a análise da redução do Viés Padronizado ( $StdDif$ ) para cada covariável  $X$ , definido como a diferença da média da amostra de tratados e da subamostra de controles pareados. Sendo o viés padronizado antes do pareamento ( $StdDif_a$ ) obtido por:

$$StdDif_a = 100 * \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_0)}{\sqrt{0,5 * (V_1(x) + V_0(x))}} \quad (12)$$

Após o pareamento, o viés padronizado ( $StdDif_d$ ) é dado por:

$$StdDif_d = 100 * \frac{(\bar{x}_{1M} - \bar{x}_{0M})}{\sqrt{0,5 * (V_{1M}(x) + V_{0M}(x))}} \quad (13)$$

Onde,

- $x_1$  e  $x_0$  são as médias do grupo de tratamento, antes e após o tratamento, de mesmo modo com o grupo de controle;
- $V_1$  e  $V_0$  representam a variância destes valores.
- $x_{1M}$  e  $x_{2M}$ ;  $V_{1M}$  e  $V_{2M}$  são os valores correspondentes para a amostra pareada.

Ademais, como sugere Rosenbaum (2002), para verificar se há omissão de alguma variável relevante afetando a probabilidade de fazer parte do grupo de tratamento, definido como viés de variável omitida, é realizado o teste de sensibilidade do limite de Rosenbaum. Para o qual, a probabilidade de o indivíduo  $i$  receber o tratamento é dada por:

$$\pi_i = Pr(T_i = 1|X_i) = F(\beta X_i + \gamma \epsilon_i) \quad (14)$$

Onde:

- $\pi_i$  é a probabilidade de o indivíduo ser do grupo de tratamento, dado um conjunto de covariáveis observáveis  $X_i$ .

-  $\gamma$  é o efeito do erro não observável sobre o indivíduo que recebe o tratamento ( $T_i = 1$ ).

Na ausência de vies,  $\gamma = 0$ , a probabilidade de fazer parte do grupo de tratamento é dependente apenas pelas covariáveis observadas. Assim, em uma função com distribuição logística  $F(\cdot)$ , para dois indivíduos pareados,  $i$  e  $j$ , a razão de probabilidades é dada por:

$$\frac{\frac{\pi_i}{1-\pi_i}}{\frac{\pi_j}{1-\pi_j}} = \frac{e^{(\beta X_i + \gamma \varepsilon_i)}}{e^{(\beta X_j + \gamma \varepsilon_j)}} = e^{\gamma(\varepsilon_i - \varepsilon_j)} \quad (15)$$

Logo, a razão será igual a 1 quando não houver variáveis omitidas afetando a probabilidade do tratamento ( $\gamma = 0$ ). Então, quando esta razão for diferente de 1, indica-se a presença de uma variável omitida relevante.

#### 4. Resultados

Na primeira etapa de implementação do Propensity Score Matching (PSM), por meio de regressão logística, foi estimada a probabilidade de cada mãe adolescente (com até 19 anos) pertencer ao grupo de tratadas. Ou seja, estimou-se a probabilidade de ela ter sido de família beneficiária do PBF em algum momento até seus 17 anos, antes da maternidade, com base nas características previamente descritas.

A Tabela 1 apresenta os resultados da regressão logística utilizada para a estimação dos escores de propensão, considerando mães adolescentes residentes no SemiSet no período de 2004 a 2015. Os resultados indicam que as variáveis “número de cômodos no domicílio” e “raça/cor amarela ou indígena” não exerceram influência estatisticamente significativa (ao nível de 5%) sobre a probabilidade de a família ter recebido o benefício do PBF, motivo pelo qual não integraram o processo de pareamento entre os grupos.

Tabela 1 - Regressão Logística para Estimativa PSM, Semiset, Durante 2004 a 2015.

|                                                     | Odds Ratio | Std. Err. | z      | P> z  |
|-----------------------------------------------------|------------|-----------|--------|-------|
| Ano de entrada na C100                              | 0,9339     | 0,0017    | -37,94 | 0,000 |
| Total de cômodos no domicílio                       | 0,9990     | 0,0015    | -0,67  | 0,506 |
| Total de pessoas na família                         | 1,6882     | 0,0073    | 120,86 | 0,000 |
| Total de pessoas no domicílio                       | 1,2941     | 0,0053    | 63,01  | 0,000 |
| Raça e Cor_Branca                                   | 1,1009     | 0,0202    | 5,23   | 0,000 |
| Raça e Cor_Preta                                    | 1,0959     | 0,0285    | 3,52   | 0,000 |
| Raça e Cor_Amarela_Indígena                         | 0,9880     | 0,0504    | -0,24  | 0,813 |
| Raça e Cor_Parda                                    | 1,2183     | 0,0205    | 11,73  | 0,000 |
| Domicílio Urbano                                    | 1,1546     | 0,0135    | 12,30  | 0,000 |
| Abastecimento de água_Poço_Nascente_Outro           | 0,9511     | 0,0114    | -4,18  | 0,000 |
| Escoamento sanitário_Rede coletora                  | 2,1841     | 0,0977    | 17,46  | 0,000 |
| Escoamento sanitário_Fossa séptica                  | 2,0631     | 0,0925    | 16,15  | 0,000 |
| Escoamento sanitário_Fossa rudimentar_Vala_Outro    | 2,1164     | 0,0923    | 17,19  | 0,000 |
| Iluminação domicílio_Medidor próprio                | 0,3667     | 0,0176    | -20,88 | 0,000 |
| Iluminação domicílio_Medidor comunitário            | 0,3421     | 0,0198    | -18,49 | 0,000 |
| Iluminação domicílio_Sem medidor_Lâmpião_Vela_Outro | 0,3554     | 0,0175    | -21,00 | 0,000 |
| Constante                                           | 5,17E+58   | 1,87E+59  | 37,42  | 0,000 |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Esses resultados podem ser atribuídos à similaridade na composição dos grupos de comparação (tratamento e controle), uma vez que o *CadÚnico* abrange predominantemente famílias de baixa renda. No recorte regional do Nordeste (conforme apresentado na Tabela 7, no apêndice), todas as variáveis disponíveis foram consideradas na modelagem do escore de propensão e, conseqüentemente, no processo de correspondência. Em contraste, na análise em nível nacional, observam-se diferenças na seleção de covariáveis relevantes, conforme exposto na Tabela 8 (apêndice). Nesse caso, as variáveis “iluminação do domicílio por medidor comunitário” e “sem medidor, lâmpião, vela e outros” não apresentaram significância estatística (ao nível de 5%), sendo excluídas do modelo de propensão, não sendo utilizadas no pareamento entre os grupos.

Para à avaliação da qualidade do balanceamento na formação dos grupos com o uso dos PSM, foi realizado o teste de diferença de viés padronizado (*StdDif*) (Tabela 2). O objetivo principal é que os valores de *StdDif* após o balanceamento sejam o mais próximos possível de zero, o que indica que,

após o emparelhamento, os grupos de tratamento e controle são muito semelhantes em relação a todas as variáveis. Além disso, as diferenças devem ser menores do que antes do balanceamento.

**Tabela 2 – Viés-Padronizado para Cada Covariável, SemiSet, Durante 2004 a 2015.**

|                                                     | Antes do balanceamento |          |        | Após o balanceamento |          |        |
|-----------------------------------------------------|------------------------|----------|--------|----------------------|----------|--------|
|                                                     | Tratamento             | Controle | StdDif | Tratamento           | Controle | StdDif |
| Ano de entrada na C100                              | 2005,340               | 2005,823 | -0,160 | 2005,341             | 2005,268 | 0,024  |
| Total de cômodos no domicílio                       | 4,181                  | 3,795    | 0,134  | 4,179                | 4,259    | -0,028 |
| Total de pessoas na família                         | 4,693                  | 2,818    | 1,018  | 4,693                | 4,668    | 0,014  |
| Total de pessoas no domicílio                       | 5,089                  | 3,317    | 0,968  | 5,086                | 5,081    | 0,002  |
| Raça e Cor_Branca                                   | 0,201                  | 0,226    | -0,061 | 0,201                | 0,198    | 0,008  |
| Raça e Cor_Preta                                    | 0,048                  | 0,045    | 0,014  | 0,048                | 0,049    | -0,005 |
| Raça e Cor_Amarela_Indígena                         | 0,008                  | 0,009    | -0,014 | 0,008                | 0,007    | 0,015  |
| Raça e Cor_Parda                                    | 0,653                  | 0,602    | 0,104  | 0,654                | 0,657    | -0,006 |
| Domicílio Urbano                                    | 0,518                  | 0,485    | 0,066  | 0,519                | 0,546    | -0,055 |
| Abastecimento de água_Poço_Nascente_Outro           | 0,446                  | 0,425    | 0,043  | 0,445                | 0,408    | 0,075  |
| Escoamento sanitário_Rede coletora                  | 0,249                  | 0,238    | 0,026  | 0,250                | 0,277    | -0,064 |
| Escoamento sanitário_Fossa séptica                  | 0,153                  | 0,150    | 0,008  | 0,153                | 0,148    | 0,014  |
| Escoamento sanitário_Fossa rudimentar_Vala_Outro    | 0,547                  | 0,490    | 0,114  | 0,546                | 0,520    | 0,054  |
| Iluminação domicílio_Medidor próprio                | 0,756                  | 0,721    | 0,078  | 0,756                | 0,777    | -0,047 |
| Iluminação domicílio_Medidor comunitário            | 0,017                  | 0,018    | -0,008 | 0,017                | 0,015    | 0,018  |
| Iluminação domicílio_Sem medidor_Lampião_Vela_Outro | 0,180                  | 0,166    | 0,039  | 0,180                | 0,156    | 0,061  |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Conforme demonstrado na coluna “*StdDif*” da Tabela 2, observou-se, de modo geral, uma melhora no balanceamento dos grupos no SemiSet, padrão que também se repetiu nas regiões Nordeste e Brasil (Tabelas 9 e 10, no apêndice). Destaca-se, contudo, que algumas covariáveis apresentaram aumento no viés padronizado após o pareamento, embora esses valores tenham permanecido próximos de zero. Esse comportamento pode estar relacionado a uma forte associação dessas variáveis com o tratamento, o que dificulta o pareamento exato.

Após a estimativa dos escores de propensão PSM, o passo seguinte consistiu no cálculo dos efeitos médios do tratamento sobre os tratados (ATTs). Esses efeitos representam o impacto médio do recebimento do PBF pelas famílias de mães adolescentes sobre a incidência de DE, atribuída à condicionalidade educacional imposta pelo programa. Os modelos de PSM foram estimados separadamente para cada recorte geográfico, e, posteriormente, decompostos em subgrupos de análise, estratificados conforme os objetivos da pesquisa.

A Tabela 3 apresenta os valores estimados do ATT do PBF sobre a DE no momento da primeira maternidade, após a entrada na base C100, para adolescentes com até 19 anos, segmentados por região. No SemiSet, o ATT estimado foi de -0,1228, o que indica que, em média, mães adolescentes pertencentes a famílias beneficiárias do PBF apresentaram uma redução de 12,28 pontos percentuais na probabilidade de defasagem escolar (DE = 1), em comparação com adolescentes de famílias não beneficiárias com características semelhantes.

**Tabela 3 – Efeito do PBF Sobre a DE, por Recorte.**

| <b>PBF</b>                | <b>SemiSet</b> | <b>NE</b>   | <b>BR</b>   |
|---------------------------|----------------|-------------|-------------|
| Sim = 1                   | 236.904        | 850.136     | 2.113.098   |
| Não = 0                   | 85.432         | 270.674     | 698.979     |
|                           | (328.704)      | (1.136.662) | (2.822.390) |
| <b>PBF=1</b>              |                |             |             |
| ATT                       | -0,1228        | -0,1075     | -0,0832     |
| IC 95% L. Superior        | -0,1279        | -0,1101     | -0,0849     |
| IC 95% L. Inferior        | -0,1177        | -0,1049     | -0,0816     |
| Significância estatística | **             | **          | ***         |
| Std. Err.                 | 0,0026         | 0,0013      | 0,0008      |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Nota: Valores em parênteses são o número de observações antes do PSM.

Pr(> |z|) indicados: Signif. codes: '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Esse resultado está em consonância com os achados de Araújo, Frio e Alves (2021), que identificaram uma redução na taxa de distorção idade-série entre 2,23 e 6,02 pontos percentuais entre beneficiários do programa. Também corrobora os resultados de Lima (2020), que verificou uma redu-

ção de 2,5 pontos percentuais nas chances de DE para jovens beneficiários entre 15 e 18 anos. De forma semelhante, Martins e Verona (2016) observaram que o PBF reduziu em até 23,3 pontos percentuais as chances de crianças se encontrarem em situação de defasagem escolar.

Esse padrão se mantém nas outras regiões, BR e NE, embora com menor magnitude. Esses achados reforçam a hipótese de que o impacto do PBF varia regionalmente, conforme já sugerido por Santos *et al.* (2019). Em seus estudos, os autores identificaram que, em estados do Nordeste, como Alagoas, meninas beneficiárias do PBF apresentaram uma menor probabilidade de estarem em situação de DE, com reduções de 5,49 pontos percentuais entre aquelas de 7 a 14 anos e de 7,49 pontos percentuais entre as de 15 a 17 anos.

Em todo caso, embora a Tabela 3 indique um efeito protetivo do PBF sobre a defasagem escolar (DE), não é possível afirmar que esse efeito se estenda ao período da maternidade. Isso porque a DE é aferida no momento do parto, uma vez que, na C100, a informação sobre escolaridade da mãe é obtida pelo SINASC por meio da Declaração de Nascido Vivo (DN). Assim, o intervalo considerado corresponde apenas ao período gestacional, o que limita a interpretação de um possível efeito mitigador do PBF sobre a DE decorrente da maternidade.

Considerando que a evasão escolar tende a ocorrer com maior frequência no período imediatamente posterior ao parto ou em sua proximidade, buscou-se investigar se o PBF também exerce influência nesse momento específico. Para isso, realizou-se a análise apresentada na Tabela 4, utilizando-se uma subamostra formada exclusivamente por adolescentes que vivenciaram mais de uma gestação durante a adolescência e que, tanto no momento de ingresso na base C100 quanto no parto do primeiro filho, não apresentavam defasagem escolar (*escolaridade\_eq*), conforme definido na Equação 1. Esse recorte tem por objetivo reduzir possíveis ambiguidades na interpretação do efeito do PBF.

Dessa forma, o recorte a análise da Tabela 4 permite observar a defasagem escolar pós-maternidade (mães que engravidaram mais de uma vez), possibilitando relacionar os resultados encontrados ao possível efeito mitigador do PBF na redução da DE associada à maternidade.

**Tabela 4 - Efeito do PBF Sobre a DE, por Recorte, para mães adolescentes com mais de um filho.**

| <b>PBF</b>                | <b>SemiSet</b> | <b>NE</b> | <b>BR</b> |
|---------------------------|----------------|-----------|-----------|
| Sim = 1                   | 31.524         | 126.012   | 313.769   |
| Não = 0                   | 15.787         | 55.341    | 138.705   |
|                           | (48.915)       | (185.812) | (457.977) |
| PBF=1                     |                |           |           |
| ATT                       | -0,1771        | -0,1415   | -0,1056   |
| IC 95% L. Superior        | -0,1927        | -0,1493   | -0,1102   |
| IC 95% L. Inferior        | -0,1616        | -0,1337   | -0,1009   |
| Significância estatística | **             | **        | **        |
| Std. Err.                 | 0,0079         | 0,0039    | 0,0024    |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Nota: Valores em parênteses são o número de observações antes do PSM.

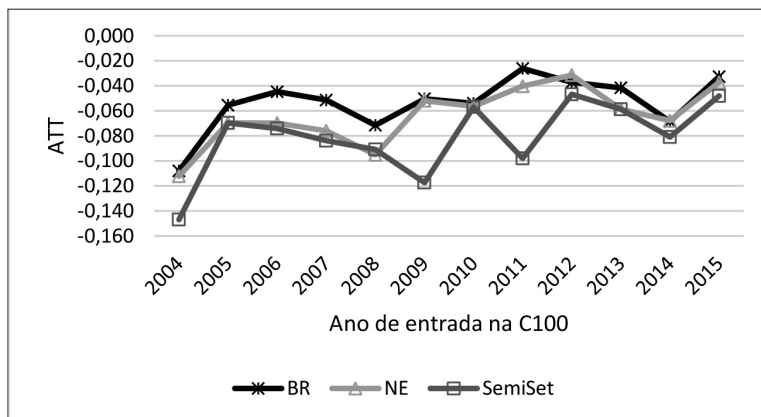
Pr(> |z|) indicados: Signif. codes: '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Os resultados da Tabela 4 indicam que, no SemiSet, o efeito protetivo do PBF sobre a DE foi mais intenso entre adolescentes após o primeiro filho, em comparação às que tiveram apenas um, representando uma diferença de aproximadamente 5,43 pontos percentuais, com significância estatística. No Nordeste e no Brasil observou-se comportamento semelhante, embora em menor magnitude, com diferenças de 3,40 e 2,24 pontos percentuais, respectivamente. Nesse sentido, Santos e Corseuil (2019), a partir de entrevistas semiestruturadas com jovens mães beneficiárias do PBF, constataram que grande parte da motivação para retornar à escola após a maternidade estava associada à manutenção do benefício, sobretudo pela necessidade de suporte financeiro no curto prazo.

Além disso, sempre que possível, é desejável que a associação entre um desfecho e um fator de risco identificada em estudos de caso-controle seja confirmada por meio de estudos de coorte<sup>4</sup>. As análises de coorte são especialmente valiosas para investigar os efeitos de longo prazo de políticas públicas, uma vez que possibilitam o acompanhamento de variações individuais ao longo do tempo nos níveis da variável de interesse. Os Gráficos 1, 2 e 3 ilustram esse tipo de abordagem longitudinal, permitindo observar a evolução do impacto ao longo dos diferentes períodos de entrada na

<sup>4</sup> Nos estudos de coorte, os indivíduos são divididos em dois grupos: “expostos” e “não expostos”, sendo acompanhados para verificar a incidência de um evento ou desfecho. Se a exposição estiver associada ao evento, espera-se que a incidência entre os expostos seja maior do que entre os não expostos (Lima-Costa; Barreto, 2003).

coorte. As estatísticas descritivas e os testes de significância associados aos modelos estimados estão detalhadas nas Tabelas 11 e 12, localizadas no apêndice.



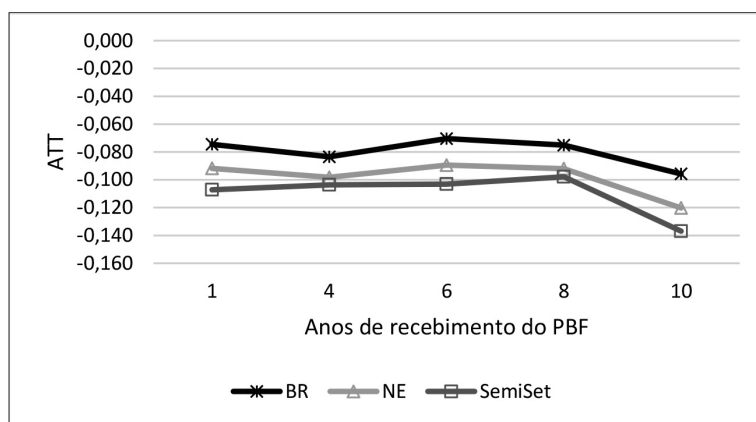
**Gráfico 1 - Efeito do PBF Sobre a DE, por Ano de Entrada na C100, por Recorte.**

Fonte: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Ao analisar o efeito do PBF sobre a DE (ATT) a partir de uma perspectiva longitudinal, observa-se um padrão relevante quando as mães adolescentes são agrupadas em subgrupos de coortes, de acordo com o ano de entrada na base da C100, ou seja, o ano em que passaram a compor a linha de base da coorte (Gráfico 1). Os resultados indicam que a proteção contra a DE tende a ser maior entre as coortes com maior tempo de acompanhamento. Esse padrão é verificado nos demais recortes analisados, mas com destaque para o SemiSet, onde o efeito é mais pronunciado.

Para as adolescentes que ingressaram na coorte em 2004, o ATT estimado foi de -14,7 pontos percentuais, indicando uma redução expressiva na probabilidade de ocorrência de defasagem escolar. Em contraste, entre aquelas que passaram a compor a coorte por menos tempo o impacto foi significativamente menor, por exemplo, 2013 com um ATT de apenas -0,6 pontos percentuais. Esse resultado sugere que o tempo de exposição acumulada ao programa pode estar associado a maiores benefícios educacionais, reforçando a importância de políticas públicas de longo prazo no enfrentamento das desigualdades educacionais entre populações vulneráveis.

Para aprofundar a análise do efeito estudado, as mães adolescentes foram estratificadas em subgrupos de coortes conforme o tempo de recebimento do programa (em anos) por suas famílias (Gráfico 2). Os resultados demonstram que a proteção contra a DE é proporcionalmente maior nas coortes com maior tempo de exposição ao PBF.



**Gráfico 2 - Efeito do PBF Sobre a DE, por Tempo de Recebimento do Programa em Anos, por Recorte.**

Fonte: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Este padrão se mantém consistente em todos os recortes geográficos analisados, sendo particularmente acentuado na região do SemiSet em comparação às demais regiões. Os achados da análise de coorte (Gráficos 1 e 2) corroboram, portanto, a associação protetiva entre o PBF e a DE identificada previamente no estudo de caso-controle (Tabelas 3 e 4), reforçando a evidência de que o PBF apresenta efeito cumulativo, com melhora progressiva de seus resultados conforme o tempo de exposição às suas condicionalidades.

Ao considerar exclusivamente as mães adolescentes residentes no SemiSet cujas famílias eram beneficiárias do PBF e elegíveis ao BVJ (Tabela 5), observa-se que o efeito protetivo contra a DE mais do que dobrou. Em contrapartida, entre aquelas cujas famílias recebiam o PBF, mas não eram elegíveis ao BVJ, o efeito foi cerca de 25% inferior. Esse mesmo padrão de ATT foi observado nos demais recortes regionais, embora de forma aproximada.

Esses resultados evidenciam, como destacado por Ribeiro e Cacciamali (2012), que o BVJ desempenha um papel crucial na promoção da continuidade escolar e na redução da DE entre mães adolescentes beneficiárias do PBF. Assim, o BVJ não apenas fortalece a assistência financeira, mas também atua como um mecanismo que promove a responsabilização e o engajamento dos jovens com o sistema educacional, contribuindo para melhores trajetórias escolares e, conseqüentemente, para a melhoria das condições de vida e oportunidades futuras dessas adolescentes e suas famílias.

**Tabela 5 - Efeito do PBF Sobre a DE, por Subgrupo de Recebimento do BVJ, por Recorte.**

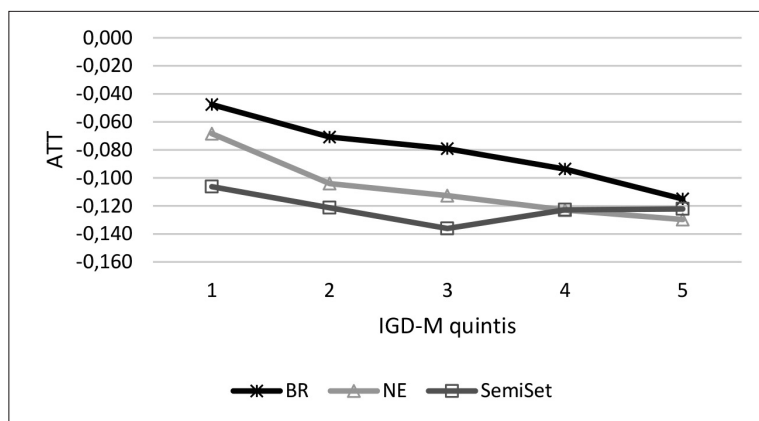
| BVJ                       |         | SemiSet   |           | NE        |             | BR          |             |
|---------------------------|---------|-----------|-----------|-----------|-------------|-------------|-------------|
|                           |         | Sim = 1   | Não = 0   | Sim = 1   | Não = 0     | Sim = 1     | Não = 0     |
| PBF                       | Sim = 1 | 34.016    | 203.157   | 131.521   | 718.896     | 384.029     | 1.729.623   |
|                           | Não = 0 | 88.163    | 85.613    | 281.154   | 269.949     | 705.856     | 695.200     |
|                           |         | (123.078) | (294.482) | (412.726) | (1.005.141) | (1.090.095) | (2.438.339) |
| PBF=1                     |         |           |           |           |             |             |             |
| ATT                       |         | -0,3112   | -0,0921   | -0,2269   | 0,0793      | -0,1797     | -0,0578     |
| IC 95% L. Superior        |         | -0,3179   | -0,0972   | -0,2300   | -0,0820     | -0,1818     | -0,0595     |
| IC 95% L. Inferior        |         | -0,3046   | -0,0869   | -0,2238   | -0,0766     | -0,1776     | -0,0561     |
| Significância estatística |         | **        | **        | **        | **          | **          | ***         |
| Std. Err.                 |         | 0,0034    | 0,0026    | 0,0016    | 0,0014      | 0,0011      | 0,0009      |

Fonte: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Nota: Valores em parênteses são o número de observações antes do PSM.

Pr(>|z|) indicados: Signif. codes: '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Em seguida, o Gráfico 3 apresenta o ATT estratificado segundo indicadores de gestão do PBF para cada recorte regional. Para essa análise, foi utilizado o IGD-M, que avalia a qualidade das ações municipais relacionadas ao cadastramento, atualização cadastral e acompanhamento das condicionalidades de educação e saúde.



**Gráfico 3 - Efeito do PBF Sobre a DE, por Quintis do IGD-M, por Recorte, com Intervalo de confiança 95%.**

Fonte: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Como esperado, os resultados indicam que o impacto do PBF sobre a DE (ATT) é mais expressivo nos municípios com melhor desempenho na gestão das condicionalidades do programa. Esse padrão se mantém consistente em todos os recortes regionais analisados, evidenciando que uma gestão eficiente das condicionalidades potencializa a proteção oferecida pelo PBF contra a DE.

### 3.1. Testes de qualidade dos modelos

Por fim, embora os efeitos identificados sejam robustos, é possível que fatores não observados influenciem a atribuição ao grupo de tratamento. Para avaliar a robustez dos resultados, foram realizados testes de sensibilidade de Rosenbaum, cujos resultados estão apresentados na Tabela 5, com o objetivo de verificar a qualidade dos modelos estimados. Esses testes avaliam a validade da associação entre o recebimento do PBF e a redução da DE diante da possível existência de vieses causados por variáveis ocultas.

Os valores de gama testados variaram entre 1,0 e 2,0, com incrementos de 0,1. O parâmetro gama representa a magnitude do efeito de um fator não observado que poderia influenciar a probabilidade de um indivíduo pertencer ao grupo de tratamento. Os resultados indicam que os efeitos permanecem estatisticamente significativos para valores de gama até

aproximadamente 1,1, demonstrando que a associação observada é resistente a pequenos desvios causados por variáveis não mensuradas.

**Tabela 6 - Limites de Rosenbaum, por Recorte.**

| <b>SemiSet</b> |       |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <b>Gamma</b>   | 1     | 1,1   | 1,2   | 1,3   | 1,4   | 1,5    | 1,6    | 1,7    | 1,8    | 1,9    | 2      |
| <b>Q_mh+</b>   | 60,52 | 70,27 | 79,24 | 87,57 | 95,34 | 102,63 | 109,51 | 116,01 | 122,19 | 128,08 | 133,71 |
| <b>Q_mh-</b>   | 60,52 | 50,86 | 42,09 | 34,06 | 26,67 | 19,8   | 13,39  | 7,38   | 1,71   | 3,63   | 8,72   |
| <b>p_mh+</b>   | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      |
| <b>p_mh-</b>   | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0      | 0      | 0      | 0,04   | 0      | 0      |
| <b>NE</b>      |       |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |
| <b>Gamma</b>   | 1     | 1,1   | 1,2   | 1,3   | 1,4   | 1,5    | 1,6    | 1,7    | 1,8    | 1,9    | 2      |
| <b>Q_mh+</b>   | 88,88 | 107,1 | 123,8 | 139,2 | 153,7 | 167,21 | 179,97 | 192,03 | 203,47 | 214,37 | 224,78 |
| <b>Q_mh-</b>   | 88,88 | 70,82 | 54,42 | 39,39 | 25,5  | 12,6   | 0,54   | 10,79  | 21,47  | 31,59  | 41,21  |
| <b>p_mh+</b>   | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      |
| <b>p_mh-</b>   | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0      | 0,3    | 0      | 0      | 0      | 0      |
| <b>BR</b>      |       |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |
| <b>Gamma</b>   | 1     | 1,1   | 1,2   | 1,3   | 1,4   | 1,5    | 1,6    | 1,7    | 1,8    | 1,9    | 2      |
| <b>Q_mh+</b>   | 80,5  | 111,7 | 140,3 | 166,7 | 191,3 | 214,29 | 235,9  | 256,3  | 275,63 | 294    | 311,51 |
| <b>Q_mh-</b>   | 80,5  | 49,39 | 21,04 | 5,01  | 29,14 | 51,62  | 72,68  | 92,51  | 111,26 | 129,04 | 145,97 |
| <b>p_mh+</b>   | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      |
| <b>p_mh-</b>   | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      |

Fonte: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Adicionalmente, conforme exposto na Tabela 6, apenas na região Nordeste o valor crítico de gama alcançou 1,5, ultrapassando o limite de significância (nível alfa = 0,1). Isso sugere que, mesmo na presença de um fator não observado capaz de aumentar em até 1,5 vezes a probabilidade de inclusão no grupo tratado, a relação entre o PBF e a redução da DE permanece significativa, reforçando a robustez dos resultados.

## 5. Considerações finais

O presente estudo analisou a defasagem escolar (DE) observada no momento da maternidade entre mães adolescentes (até 19 anos) pertencentes à Coorte de 100 Milhões de Brasileiros (C100), residentes na região do Semiárido Setentrional (SemiSet), no período de 2004 a 2015, também

das regiões Nordeste (NE) e nacional. Apesar de algumas limitações metodológicas, os resultados indicam que o Programa Bolsa Família (PBF) exerce um efeito mitigador sobre o impacto adverso da maternidade precoce na escolarização dessas jovens.

Dentre as limitações destacam-se a natureza administrativa da base C100, originalmente não estruturada para fins de pesquisa, o que implica lacunas em variáveis essenciais como escolaridade, havendo a necessidade de adoção de critérios alternativos para mensuração da DE. Ademais, a base não possibilita acompanhar a trajetória educacional pós-maternidade para a totalidade das adolescentes, limitando-se aos casos de múltiplas gestações. Ressalte-se ainda que, por se tratar de uma base vinculada ao CadÚnico, os resultados não são generalizáveis para toda a população brasileira, mas representam significativamente os grupos mais vulneráveis.

Por este estudo utilizar um conjunto de dados longitudinais, a C100, cuja abrangência de 12 anos permitiu investigar as variações do efeito do PBF ao longo do tempo de exposição, evidenciando que a condicionalidade educacional do programa proporciona um efeito protetivo contra a DE, que se intensifica com a duração da participação. Tal resultado reforça a importância não apenas da inclusão, mas também da continuidade no programa para favorecer trajetórias escolares mais favoráveis.

Além disso, este é um dos primeiros estudos a utilizar dados individuais para demonstrar que um PTRC de larga escala, como o PBF, contribui para redução da DE, com foco no SemiSet. Os achados revelam que mães adolescentes residentes nessa região, pertencentes a famílias beneficiárias do PBF antes da maternidade, apresentaram uma redução média de 12,28 pontos percentuais (p.p.) na incidência de DE, observada no momento da primeira maternidade, em comparação com pares de famílias não beneficiárias com características semelhantes. Para as regiões Nordeste e Brasil, essa redução foi de 10,75 p.p. e 8,32 p.p., respectivamente. Ao se observar o efeito após a primeira maternidade, verifica-se que, entre aquelas que tiveram mais de um filho, o impacto protetivo do PBF torna-se ainda mais intenso. Esses resultados corroboram estudos prévios que apontam efeitos significativos do PBF na proteção contra a DE (Gonçalves, Faustino e Costa 2013; Gonçalves, Menicucci e Amaral 2016; Gomes, Santos e Prates 2019). Contudo, destaca-se que não foi implementado um modelo com interação regional, o que poderia aprofundar a análise das variações espaciais dos efeitos, sugerindo-se essa abordagem para pesquisas futuras.

Apesar do impacto positivo do PBF, é imperativo o desenvolvimento de políticas complementares que promovam a permanência das adolescentes na escola após a maternidade, como a criação de escolas próximas às residências e creches de período integral. A rede pública de ensino frequentemente apresenta baixa acessibilidade para mães adolescentes, que muitas vezes precisam se deslocar para outras localidades para estudar. Ademais, a oferta de cuidados infantis gratuitos é limitada, faltando espaços adequados para amamentação e áreas para acompanhantes, além da escassez de acolhimento noturno para crianças, dificultando a continuidade escolar das jovens mães.

A desigualdade social agrava essas dificuldades, visto que essas adolescentes frequentemente carecem de redes de apoio familiar ou comunitária, dado que grande parte de seus contatos também exerce atividades laborais externas. Os custos associados a cuidados infantis e transporte escolar são quase inacessíveis para beneficiárias do PBF. Ainda assim, os resultados aqui apresentados permitem questionar a presunção de que a maternidade precoce determina inevitavelmente o abandono escolar (Binstock 2016).

Reconhecem-se, entretanto, limitações que inviabilizam a resposta a questões como a influência do tamanho da família e da escolaridade dos pais no desempenho escolar das mães adolescentes. Recomenda-se que investigações futuras aprofundem tais aspectos, explorem análises comparativas entre diferentes perfis de mães adolescentes (idade, tipo de benefício e participação no PBF), incluam o índice IGD-M na estimação do PSM e considerem modelos com interação regional para aprimorar a compreensão dos efeitos espaciais.

## Referências

- Akresh, Richard, Damien B. C. M. de Walque, and Harounan Kazianga. 2001. Cash transfers and child schooling: evidence from a randomized evaluation of the role of conditionality. Impact Evaluation series, 82, Policy Research working paper, 6340. Washington, DC: World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/587731468005971189>.
- Almeida, Ana Maria de, Ruth França Cizino da Trindade, Flávia Azevedo Gomes, e Loren Nielsen. 2003. "Maternidade na adolescência: um desafio a ser enfrentado". *Revista Brasileira de Enfermagem* 56 (5): 519-522. <https://doi.org/10.1590/S0034-71672003000500010>.
- Almeida, Maria da Conceição C., Estela M. L. Aquino, e Antoniel Pinheiro de Barros. 2006. "School trajectory and teenage pregnancy in three Brazilian state capitals". *Cadernos de Saúde Pública* 22 (7): 1397-1409. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2006000700005>.
- Alves, Flávia Jôse O., Dandara Ramos, Enny S. Paixão, Ila R. Falcão, Rita de Cássia Ribeiro-Silva, Rosemeire Fiaccone, Davide Rasella, Camila Teixeira, Daiane Borges Machado, Aline Rocha, Marcia F. de Almeida, Ema-

- nuelle F. Goes, Laura C. Rodrigues, Maria Yury Ichihara, Estela M. L. Aquino, and Maurício L Barreto. 2023. "Association of conditional cash transfers with maternal mortality using the 100 million Brazilian cohort". *JAMA Network Open* 6 (2):e230070. doi: 10.1001/jamanetworkopen.2023.0070.
- Amaral, Ernesto Friedrich de Lima, e Vinícius do Prado Monteiro. 2013. "Avaliação de impacto das condicionais de educação do Programa Bolsa Família (2005 e 2009)". *Dados* 56 (3): 531-570. <https://doi.org/10.1590/S0011-52582013000300003>.
- Araújo, Jevuks Matheus, Gustavo Saraiva Frio, e Pedro Jorge Holanda Alves. 2021. "O efeito do Bolsa Família sobre a distorção idade-série". *Estudos Econômicos* 51 (2): 343-371. <https://doi.org/10.1590/0101-41615125jgp>.
- Barros, R. P. de, Ricardo Henriques, e Rosane Mendonça. 2000. "Desigualdade e Pobreza no Brasil: Retrato de uma estabilidade inaceitável". *Revista Brasileira de Ciências Sociais* 15 (42): 123-142. <https://doi.org/10.1590/S0102-69092000000100009>.
- Becker, Sascha O., and Andrea Ichino. 2002. "Estimation of average treatment effects based on propensity scores". *The Stata Journal* 2 (4): 358-377. <https://doi.org/10.1177/1536867X0200200403>.
- Berquó, Elza, and Suzana Cavenaghi. 2005. "Brazilian fertility regimes: Profiles of women below and above replacement levels". Presented at the International Union for the Scientific Study of Population, XXV International Population Conference, Tours, France, July 18-23, 2005. [http://www.demoscope.ru/weekly/knigi/tours\\_2005/papers/iussp2005s51864.pdf](http://www.demoscope.ru/weekly/knigi/tours_2005/papers/iussp2005s51864.pdf).
- Binstock, Georgina. 2016. *Fecundidade e maternidade adolescente no Cone Sul: anotações para a construção de uma agenda comum*. Fundo de População das Nações Unidas. [http://www.unfpa.org.br/Arquivos/fecundidade\\_de\\_maternidade\\_adolescente\\_conesul.pdf](http://www.unfpa.org.br/Arquivos/fecundidade_de_maternidade_adolescente_conesul.pdf).
- Castro, Mary Garcia, Miriam Abramovay, e Lorena Bernadete da Silva. 2004. *Juventudes e sexualidade: uma abordagem interdisciplinar*. Brasília, DF: UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000133977>.
- Cozby, Paul C. 2003. *Métodos de pesquisa em ciências do comportamento*. São Paulo: Editora Atlas.
- Ferreira, Fran, Norbert Schady, and Ariel Fiszbein. 2009. *Conditional cash transfers: reducing present and future poverty*. A World Bank policy research report Washington, DC: World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/914561468314712643>.
- Gonçalves, Guilherme Quaresma, Samantha Haussmann Rodarte Faustino, e Fábio César Araújo Costa. 2013. "Políticas De Transferências Condicionadas à Renda E a Taxa De Defasagem Idade-série: Uma análise Do Censo Escolar". *Revista Eletrônica De Ciência Política* 4 (1-2). <https://doi.org/10.5380/recp.v4i1-2.33659>.
- Gonçalves, Gabriel Quirino, Telma Maria Gonçalves Menicucci, e Eliane de Lima Amaral. 2016. "Associação do Programa Bolsa Família com os diferenciais de distorção idade-série". Anais do XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Foz do Iguaçu, Paraná, Brasil. Campinas: Galoá. <https://files.alapop.org/congreso7/files/pdf/436-565.pdf>.
- Heckman, James J, Robert J. Lalonde, and Jeffrey A. Smith. 1999. "The economics and econometrics of active labor market programs". In *Handbook of Labor Economics*, Labor Market Programs, Editor(s): Orley C. Ashenfelter, David Card, Handbook of Labor Economics, Elsevier 3 (Part A): 1865-2097, 1999. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03012-6](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03012-6).
- Lima-Costa, Maria Fernanda, e Sandhi Maria Barreto. 2003. "Tipos de estudos epidemiológicos: Conceitos básicos e aplicações na área do envelhecimento." *Epidemiologia e Serviços de Saúde* 12 (4): 189-201. [http://scielo.iec.gov.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1679-49742003000400003&lng=pt&nrm=iso](http://scielo.iec.gov.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1679-49742003000400003&lng=pt&nrm=iso).
- Lima, Rebeca Batista de. 2020. "Defasagem escolar dos alunos entre 15 e 17 anos: Uma análise do benefício variável jovem". Dissertação (Mestrado em Políticas Públicas). Recife: Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).
- Macours, Karen, Norbert Schady, and Renos Vakis. 2012. "'Cash Transfers, Behavioral Changes, and Cognitive Development in Early Childhood: Evidence from a Randomized Experiment." *American Economic Journal Applied Economics* 4 (2): 247-73. DOI: 10.1257/app.4.2.247.
- Martine, George, and Ricardo Ojima. 2013. "The Challenges of Adaptation in an Early but Unassisted Urban Transition". In: MARTINE, G., SCHENSUL, D. (eds.) *The Demography of Adaptation to Climate Change*. 1

ed. New York, London and Mexico City: UNFPA, IIED and El Colegio de México, 1: 138-157, 2013. <https://www.unfpa.org/sites/default/files/pub-pdf/The%20Demography%20of%20Adaptation%20to%20Climate%20Change.pdf>.

Martins, Paulo Henrique Vieira, e Alexandre Pinheiro de Almeida Verona. 2016. “A associação entre fecundidade adolescente e escolaridade em um contexto de mudanças recentes na fecundidade no Brasil”. Anais do XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Foz do Iguaçu, Paraná, Brasil. Campinas: Galoá. <https://files.alapop.org/congreso7/files/pdf/436-565.pdf>.

MDS. 2021. Boletim Bolsa Família e Cadastro Único: Acompanhamento e Análise do Programa Bolsa Família e Cadastro Único para Programas Sociais. Brasília: MDS. [https://www.mds.gov.br/webarquivos/sala\\_de\\_imprensa/boletins/boletim\\_senarc/2021/Boletim%20Bolsa%20Fam%C3%ADlia%20Cadastro%20Unico%20N%20272\\_JUNHO\\_2021.pdf](https://www.mds.gov.br/webarquivos/sala_de_imprensa/boletins/boletim_senarc/2021/Boletim%20Bolsa%20Fam%C3%ADlia%20Cadastro%20Unico%20N%20272_JUNHO_2021.pdf).

Melo, Raul da Mota Silveira, e Gisléia Benini Duarte. 2010. “Impacto do Programa Bolsa Família sobre a frequência escolar: O caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil.” *Revista de Economia e Sociologia Rural* 48 (3): 635-657. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032010000300007>.

Neto, Raul da Mota Silveira. 2010. “Impacto do Programa Bolsa Família Sobre a Frequência a Escola: Estimativas a Partir de Informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) “. In *Bolsa família 2003-2010: avanços e desafios*, organizado por Jorge Abrahão de Castro e Lúcia Modesto, 344. Brasília: Ipea, 2010. [https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3248/1/livro\\_bolsafamilia2003-2010\\_vol1.pdf](https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3248/1/livro_bolsafamilia2003-2010_vol1.pdf).

Ojima, Ricardo, e Wilson Fusco. 2017. “Migração no Semiárido Setentrional: Dinâmica recente, retorno e políticas sociais”. *Mediações - Revista de Ciências Sociais* 22: 325. <https://ojs.ucl.br/revistas/ucl/index.php/mediacoes/article/view/24217/32262>. DOI: 10.5433/2176-6665.2017v22n1p325.

Oliveira, Herick Cidarta Gomes de, Jose Vilton Costa, e Ricardo Ojima. 2019. “Migração de Retorno para a Região do Semiárido Setentrional Brasileiro”. *Mercator (Fortaleza)* 18: e18023. <https://doi.org/10.4215/rm2019.e18023>.

Portella, Alysso Lorenzon, Tanise Brandão Bussmann, e Ana Maria Hermeto de Oliveira. 2018. “A relação de fatores individuais, familiares e escolares com a distorção idade-série no ensino público brasileiro”. *Nova Economia* 27 (3):477–509. <https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/3138>.

Ortelan, Naiá, Márcia Furquim de Almeida, Elzo Pereira Pinto Júnior, Nívea Bispo, Rosemeire L. Fiaccone, Ila Rocha Falcão, Aline dos Santos Rocha, Dandara Ramos, Enny S. Paixão, Rita de Cássia Ribeiro-Silva, Laura C. Rodrigues, Mauricio L. Barreto, and Maria Yury T. Ichihara. 2024. “Evaluating the relationship between conditional cash transfer programme on preterm births: a retrospective longitudinal study using the 100 million Brazilian cohort”. *BMC Public Health* 24, 713. <https://doi.org/10.1186/s12889-024-18152-2>.

Ramos, Dandara, Nívea B da Silva, Maria Yury Ichihara, Rosemeire L Fiaccone, Daniela Almeida, Samila Sena, Poliana Rebouças, Elzo Pereira Pinto Júnior, Enny S Paixão, Sanni Ali, Laura C Rodrigues, and Mauricio L Barreto. 2021. “Conditional cash transfer program and child mortality: A cross-sectional analysis nested within the 100 Million Brazilian Cohort”. *PLoS medicine* 18(9): e1003509. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1003509>.

Ribeiro, Rosana, Maria Cristina Cacciamali. 2012. “Impactos do Programa Bolsa-Família sobre os Indicadores Educacionais”. *Economia* 13 (2):415-446. [https://anpec.org.br/revista/vol13/vol13n2p415\\_446.pdf](https://anpec.org.br/revista/vol13/vol13n2p415_446.pdf).

Rodrigues Gaia, Stellamary Brandão, Jaileila de Araújo Menezes, e Roseane Amorim Da Silva. 2020. “Maternidade e Escolarização: Reflexões Sobre os Direitos Sexuais e Reprodutivos em uma Instituição Escolar Pública”. *Revista de Ensino, Educação e Ciências Humanas* 21 (1): 82–90. DOI: 10.17921/2447-8733.2020v21n1p82-90.

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. 1985. “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score”. *The American Statistician* 39 (1):33-38. <https://doi.org/10.2307/2683903>.

Santos, Cristina Silva Santos, Lucas Rocha Delatorre, Maria das Graças Braga Ceccato, e Palmira de Fátima Bonolo. 2019. “Programa Bolsa Família e indicadores educacionais em crianças, adolescentes e escolas no Brasil: revisão sistemática”. *Ciência & Saúde Coletiva* 24 (6): 2233–2247. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018246.19582017>.

Santos, Felícia, e Carlos Henrique Leite Corseuil. 2019. “Os Efeitos do Programa Bolsa Família sobre a Frequência Escolar das Mães Adolescentes Beneficiadas”. Texto para Discussão 2477. Rio de Janeiro: IPEA. <https://repositorio.ipea.gov.br/entities/publication/35f49da8-dabc-45ba-b70c-07f36d1ff940>.

Santos, Mariana Cristina Silva, Maria das Graças Braga Ceccato, Lucas Rocha Delatorre, e Palmira de Fátima Bonolo. 2019. “Programa Bolsa Família e Indicadores Educacionais em Crianças, Adolescentes e Escolas no Brasil: Revisão Sistemática”. *Ciência & Saúde Coletiva* 24 (6): 2233-2247. <http://cienciaesaudecoletiva.com.br/artigos/programa-bolsa-familia-e-indicadores-educacionais-em-criancas-adolescentes-e-escolas-no-brasil-revisao-sistemica/16425?id=16425>.

Silva, Everlane Suane de Araújo da, Neir Antunes Paes, e Cesar Cavalcanti da Silva. 2018. “Efeitos Dos Programas Governamentais E Da Fecundidade Sobre a Mortalidade Infantil Do Semiárido Brasileiro”. *Saúde Em Debate* 42 (116):138-47. <https://www.saudeemdebate.org.br/sed/article/view/785>.

Sousa, Valmi D., Martha Driessnack, and Isabel Amélia Costa Mendes. 2007. “An Overview of Research Designs Relevant to Nursing: Part 1 - Quantitative Research Designs”. *Revista Latino-Americana de Enfermagem* 15(3): 502–507. <https://doi.org/10.1590/s0104-11692007000300022>.

UNICEF. 2018. Panorama da Distorção Idade-série no Brasil. Brasil: UNICEF. [https://www.unicef.org/brazil/media/461/file/Panorama\\_da\\_distorcao\\_idadeserie\\_no\\_Brasil.pdf](https://www.unicef.org/brazil/media/461/file/Panorama_da_distorcao_idadeserie_no_Brasil.pdf).

## Apêndice

**Tabela 7 - Regressão Logística para Estimativa PSM, Nordeste, Durante 2004 a 2015.**

|                                                    | Odds Ratio | Std. Err. | z      | P> z  |
|----------------------------------------------------|------------|-----------|--------|-------|
| Ano de entrada na C100                             | 0,9079     | 0,0009    | -97,71 | 0     |
| Total de cômodos no domicílio                      | 0,9896     | 0,0012    | -8,94  | 0     |
| Total de pessoas na família                        | 1,5782     | 0,0036    | 197,37 | 0     |
| Total de pessoas no domicílio                      | 1,2116     | 0,0027    | 86,42  | 0     |
| Raça e Cor_Branca                                  | 1,398      | 0,0148    | 31,63  | 0     |
| Raça e Cor_Preta                                   | 1,4448     | 0,0182    | 29,18  | 0     |
| Raça e Cor_Amarela_Indígena                        | 1,2888     | 0,0358    | 9,13   | 0     |
| Raça e Cor_Parda                                   | 1,614      | 0,0148    | 52,05  | 0     |
| Domicílio Urbano                                   | 1,19       | 0,0075    | 27,73  | 0     |
| Abastecimento de água_Poço_Nascente_Outro          | 0,9838     | 0,0063    | -2,54  | 0,011 |
| Escoamento sanitário_Rede coletora                 | 2,5596     | 0,0614    | 39,18  | 0     |
| Escoamento sanitário_Fossa séptica                 | 2,4485     | 0,0591    | 37,12  | 0     |
| Escoamento sanitário_Fossa rudimentar_Vala_Outro   | 2,4654     | 0,0579    | 38,45  | 0     |
| Iluminação domicílio_Medidor próprio               | 0,4777     | 0,0124    | -28,53 | 0     |
| Iluminação domicílio_Medidor comunitário           | 0,4714     | 0,0145    | -24,53 | 0     |
| Iluminação domicílio_S/ medidor_Lampião_Vela_Outro | 0,4955     | 0,013     | -26,67 | 0     |
| Constante                                          | 2,02E+83   | 4,01E+83  | 97     | 0     |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Tabela 8 - Regressão Logística para Estimativa PSM, Brasil, Durante 2004 a 2015.

|                                                    | Odds Ratio | Std. Err. | z      | P> z  |
|----------------------------------------------------|------------|-----------|--------|-------|
| Ano de entrada na C100                             | 0,8545     | 0,001     | -259,8 | 0     |
| Total de cômodos no domicílio                      | 0,9654     | 0,001     | -40,77 | 0     |
| Total de pessoas na família                        | 1,5274     | 0,002     | 294,33 | 0     |
| Total de pessoas no domicílio                      | 1,133      | 0,002     | 90,77  | 0     |
| Raça e Cor_Branca                                  | 1,8193     | 0,011     | 95,21  | 0     |
| Raça e Cor_Preta                                   | 1,8704     | 0,015     | 77,01  | 0     |
| Raça e Cor_Amarela_Indígena                        | 2,0364     | 0,034     | 42,6   | 0     |
| Raça e Cor_Parda                                   | 2,1251     | 0,013     | 126,32 | 0     |
| Domicílio Urbano                                   | 1,1895     | 0,005     | 38,96  | 0     |
| Abastecimento de água_Poço_Nascente_Outro          | 1,0615     | 0,005     | 13,59  | 0     |
| Escoamento sanitário_Rede coletora                 | 1,9279     | 0,036     | 35,58  | 0     |
| Escoamento sanitário_Fossa séptica                 | 1,8926     | 0,035     | 34,29  | 0     |
| Escoamento sanitário_Fossa rudimentar_Vala_Outro   | 1,9451     | 0,035     | 36,48  | 0     |
| Iluminação domicílio_Medidor próprio               | 0,9713     | 0,019     | -1,48  | 0,139 |
| Iluminação domicílio_Medidor comunitário           | 0,8908     | 0,018     | -5,59  | 0     |
| Iluminação domicílio_S/ medidor_Lampião_Vela_Outro | 1,038      | 0,021     | 1,88   | 0,06  |
| Constante                                          | 9,40E+135  | 1,10E+136 | 258,04 | 0     |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Tabela 9 - Viés-Padronizado para Cada Covariável, Nordeste, Durante 2004 a 2015.

|                                                   | Antes do balanceamento |          |        | Após o balanceamento |          |        |
|---------------------------------------------------|------------------------|----------|--------|----------------------|----------|--------|
|                                                   | Tratamento             | Controle | StdDif | Tratamento           | Controle | StdDif |
| Ano de entrada na C100                            | 2005,447               | 200,611  | -0,222 | 2005,447             | 2005,33  | 0,04   |
| Total de cômodos no domicílio                     | 4,065                  | 3,612    | 0,172  | 4,056                | 4,143    | -0,033 |
| Total de pessoas na família                       | 4,716                  | 3,028    | 0,914  | 4,719                | 4,688    | 0,017  |
| Total de pessoas no domicílio                     | 5,005                  | 3,408    | 0,863  | 5,004                | 4,995    | 0,005  |
| Raça e Cor_Branca                                 | 0,142                  | 0,156    | -0,04  | 0,141                | 0,14     | 0,003  |
| Raça e Cor_Preta                                  | 0,073                  | 0,066    | 0,026  | 0,072                | 0,073    | -0,004 |
| Raça e Cor_Amarela_Indígena                       | 0,008                  | 0,009    | -0,009 | 0,008                | 0,006    | 0,023  |
| Raça e Cor_Parda                                  | 0,706                  | 0,633    | 0,157  | 0,708                | 0,712    | -0,01  |
| Domicílio Urbano                                  | 0,603                  | 0,548    | 0,111  | 0,603                | 0,622    | -0,039 |
| Abastecimento de água_Poço_Nascente_Outro         | 0,4                    | 0,357    | 0,088  | 0,399                | 0,377    | 0,045  |
| Escoamento sanitário_Rede coletora                | 0,249                  | 0,231    | 0,041  | 0,249                | 0,266    | -0,039 |
| Escoamento sanitário_Fossa séptica                | 0,156                  | 0,146    | 0,028  | 0,155                | 0,153    | 0,006  |
| Escoamento sanitário_Fossa rudimentar_Vala_Outro  | 0,548                  | 0,465    | 0,167  | 0,548                | 0,532    | 0,032  |
| Iluminação domicílio_Medidor próprio              | 0,709                  | 0,665    | 0,096  | 0,71                 | 0,731    | -0,046 |
| Iluminação domicílio_Medidor comunitário          | 0,021                  | 0,02     | 0,007  | 0,021                | 0,018    | 0,019  |
| Iluminação domicílio_S/medidor_Lampião_Vela_Outro | 0,226                  | 0,186    | 0,099  | 0,226                | 0,205    | 0,053  |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Tabela 10 – Viés-Padronizado para Cada Covariável, Brasil, Durante 2004 a 2015.

|                                                   | Antes do balanceamento |          |        | Após o balanceamento |          |        |
|---------------------------------------------------|------------------------|----------|--------|----------------------|----------|--------|
|                                                   | Tratamento             | Controle | StdDif | Tratamento           | Controle | StdDif |
| Ano de entrada na C100                            | 2005,66                | 2006,642 | -0,326 | 2005,658             | 2005,629 | 0,009  |
| Total de cômodos no domicílio                     | 3,84                   | 3,446    | 0,134  | 3,837                | 3,905    | -0,023 |
| Total de pessoas na família                       | 4,741                  | 3,269    | 0,815  | 4,74                 | 4,477    | 0,146  |
| Total de pessoas no domicílio                     | 4,958                  | 3,535    | 0,78   | 4,958                | 4,926    | 0,018  |
| Raça e Cor_Branca                                 | 0,268                  | 0,275    | -0,015 | 0,268                | 0,273    | -0,01  |
| Raça e Cor_Preta                                  | 0,07                   | 0,062    | 0,03   | 0,07                 | 0,071    | -0,007 |
| Raça e Cor_Amarela_Indígena                       | 0,011                  | 0,01     | 0,013  | 0,011                | 0,008    | 0,033  |
| Raça e Cor_Parda                                  | 0,592                  | 0,505    | 0,175  | 0,592                | 0,597    | -0,011 |
| Domicílio Urbano                                  | 0,714                  | 0,656    | 0,126  | 0,715                | 0,728    | -0,028 |
| Abastecimento de água_Poço_Nascente_Outro         | 0,329                  | 0,263    | 0,146  | 0,329                | 0,322    | 0,015  |
| Escoamento sanitário_Rede coletora                | 0,365                  | 0,351    | 0,028  | 0,365                | 0,368    | -0,005 |
| Escoamento sanitário_Fossa séptica                | 0,146                  | 0,134    | 0,035  | 0,146                | 0,147    | -0,002 |
| Escoamento sanitário_Fossa rudimentar_Vala_Outro  | 0,452                  | 0,357    | 0,194  | 0,452                | 0,445    | 0,014  |
| Iluminação domicílio_Medidor próprio              | 0,715                  | 0,662    | 0,116  | 0,716                | 0,732    | -0,036 |
| Iluminação domicílio_Medidor comunitário          | 0,049                  | 0,052    | -0,016 | 0,048                | 0,043    | 0,027  |
| Iluminação domicílio_S/medidor_Lampião_Vela_Outro | 0,202                  | 0,146    | 0,149  | 0,202                | 0,189    | 0,035  |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Tabela 11 – Estatísticas por modelo do efeito do PBF sobre a DE, por Subgrupo de Ano, por Recorte.

| Variável |           | Ano    |        |        |        |        |       |       |       |       |       |       |       |
|----------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|          |           | 2004   | 2005   | 2006   | 2007   | 2008   | 2009  | 2010  | 2011  | 2012  | 2013  | 2014  | 2015  |
| BR       | ATT       | -0,11  | -0,06  | -0,04  | -0,05  | -0,07  | -0,05 | -0,05 | -0,03 | -0,04 | -0,04 | -0,07 | -0,03 |
|          | Std. Err. | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,02  |
|          | t         | -32,63 | -15,56 | -31,72 | -20,49 | -14,96 | -8,83 | -9,76 | -3,86 | -6,31 | -5,86 | -8,13 | -1,85 |
|          | P> t      | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,06  |
|          | IC        | -0,11  | -0,06  | -0,05  | -0,06  | -0,08  | -0,06 | -0,06 | -0,04 | -0,05 | -0,06 | -0,08 | -0,07 |
|          | 95%       | -0,10  | -0,05  | -0,04  | -0,05  | -0,06  | -0,04 | -0,04 | -0,01 | -0,03 | -0,03 | -0,05 | 0,00  |
| NE       | ATT       | -0,11  | -0,07  | -0,07  | -0,08  | -0,10  | -0,05 | -0,06 | -0,04 | -0,03 | -0,06 | -0,07 | -0,04 |
|          | Std. Err. | 0,01   | 0,01   | 0,00   | 0,00   | 0,01   | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,01  | 0,03  |
|          | t         | -20,87 | -11,77 | -32,39 | -19,84 | -12,02 | -5,29 | -5,58 | -3,09 | -2,94 | -4,53 | -4,93 | -1,23 |
|          | P> t      | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,22  |
|          | IC        | -0,12  | -0,08  | -0,07  | -0,08  | -0,11  | -0,07 | -0,08 | -0,07 | -0,05 | -0,08 | -0,09 | -0,10 |
|          | 95%       | -0,10  | -0,06  | -0,07  | -0,07  | -0,08  | -0,03 | -0,04 | -0,01 | -0,01 | -0,03 | -0,04 | 0,02  |
| Semi Set | ATT       | -0,15  | -0,07  | -0,07  | -0,08  | -0,09  | -0,12 | -0,06 | -0,10 | -0,05 | -0,06 | -0,08 | -0,05 |
|          | Std. Err. | 0,01   | 0,01   | 0,00   | 0,01   | 0,02   | 0,02  | 0,02  | 0,02  | 0,02  | 0,02  | 0,03  | 0,06  |
|          | t         | -14,57 | -5,61  | -17,67 | -11,11 | -5,56  | -7,12 | -2,31 | -4,37 | -2,60 | -2,61 | -3,21 | -0,83 |
|          | P> t      | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00  | 0,02  | 0,00  | 0,01  | 0,01  | 0,00  | 0,41  |
|          | IC        | -0,17  | -0,09  | -0,08  | -0,10  | -0,12  | -0,15 | -0,11 | -0,14 | -0,08 | -0,10 | -0,13 | -0,16 |
|          | 95%       | -0,13  | -0,05  | -0,07  | -0,07  | -0,06  | -0,09 | -0,01 | -0,05 | -0,01 | -0,01 | -0,03 | 0,07  |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Se  $P > |t|$  for menor que 0,05 o efeito é estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Se o intervalo de confiança de 95% não inclui o zero, reforça a evidência de que o efeito é estatisticamente significativo.

Tabela 12 – Estatísticas por modelo do efeito do PBF sobre a DE, por Subgrupo de AtePBF e IGD-M, por Recorte.

| Variável |           | AtePBF |        |        |        |        | IGD-M  |        |        |        |        |
|----------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|          |           | 1      | 4      | 6      | 8      | 10     | 1      | 2      | 3      | 4      | 5      |
| BR       | ATT       | -0,07  | -0,08  | -0,07  | -0,08  | -0,10  | -0,05  | -0,07  | -0,08  | -0,09  | -0,12  |
|          | Std. Err. | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   |
|          | t         | -68,53 | -72,51 | -59,42 | -22,74 | -92,56 | -24,03 | -34,77 | -39,69 | -48,76 | -58,85 |
|          | P> t      | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   |
|          | IC        | -0,08  | -0,09  | -0,07  | -0,08  | -0,10  | -0,05  | -0,07  | -0,08  | -0,10  | -0,12  |
|          | 95%       | -0,07  | -0,08  | -0,07  | -0,07  | -0,09  | -0,04  | -0,07  | -0,08  | -0,09  | -0,11  |
| NE       | ATT       | -0,09  | -0,10  | -0,09  | -0,09  | -0,12  | -0,07  | -0,10  | -0,11  | -0,12  | -0,13  |
|          | Std. Err. | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   |
|          | t         | -47,45 | -53,60 | -51,59 | -19,81 | -82,24 | -22,49 | -35,75 | -38,88 | -41,45 | -41,89 |
|          | P> t      | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   |
|          | IC        | -0,10  | -0,10  | -0,09  | -0,10  | -0,12  | -0,07  | -0,11  | -0,12  | -0,13  | -0,14  |
|          | 95%       | -0,09  | -0,09  | -0,09  | -0,08  | -0,12  | -0,06  | -0,10  | -0,11  | -0,12  | -0,12  |
| Semi Set | ATT       | -0,11  | -0,10  | -0,10  | -0,10  | -0,14  | -0,11  | -0,12  | -0,14  | -0,12  | -0,12  |
|          | Std. Err. | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,01   | 0,00   | 0,01   | 0,01   | 0,01   | 0,01   | 0,01   |
|          | t         | -28,37 | -28,89 | -31,07 | -9,92  | -50,30 | -18,79 | -23,28 | -23,70 | -20,20 | -20,76 |
|          | P> t      | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   | 0,00   |
|          | IC        | -0,11  | -0,11  | -0,11  | -0,12  | -0,14  | -0,12  | -0,13  | -0,15  | -0,13  | -0,13  |
|          | 95%       | -0,10  | -0,10  | -0,10  | -0,08  | -0,13  | -0,10  | -0,11  | -0,12  | -0,11  | -0,11  |

Fonte dos dados: Coorte de 100 milhões de Brasileiros, Cidacs/Fiocruz Bahia. Elaboração própria.

Se  $P > |t|$  for menor que 0,05 o efeito é estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Se o intervalo de confiança de 95% não inclui o zero, reforça a evidência de que o efeito é estatisticamente significativo.

## DECLARAÇÃO DE DISPONIBILIDADE DE DADOS

Os dados utilizados neste estudo estão disponíveis mediante solicitação ao autor. Dados adicionais e informações complementares também poderão ser fornecidos para fins de verificação ou replicação. A disponibilização está condicionada à inexistência de restrições de acesso público.

## CONTRIBUIÇÕES DE AUTORIA

**HO:** Conceitualização, Curadoria de dados, Análise formal, Investigação, Metodologia, Programas, Validação, Visualização, Escrita - rascunho original e Escrita - revisão e edição.

**LM:** Conceitualização, Análise formal, Supervisão, Validação, Escrita - rascunho original e Escrita - revisão e edição.

**DR:** Curadoria de dados, Aquisição de financiamento, Investigação, Metodologia, Administração de projetos, Recursos e Escrita - revisão e edição.

### CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram não terem quaisquer conflitos de interesse.

### EDITOR-CHEFE

Dante Mendes Aldrighi  <https://orcid.org/0000-0003-2285-5694>

Professor - Department of Economics University of São Paulo (USP)