



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

SÍRIA MONIQUE ALVES DE MOURA

**EDUCAÇÃO MATERNA E SAÚDE INFANTIL EM UMA PERSPECTIVA
REGIONAL: uma análise com Propensity Score Matching**

Caruaru

2024

SÍRIA MONIQUE ALVES DE MOURA

**EDUCAÇÃO MATERNA E SAÚDE INFANTIL EM UMA PERSPECTIVA
REGIONAL: uma análise com Propensity Score Matching**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia.
Área de concentração: Economia Regional.

Orientador (a): Monaliza de Oliveira Ferreira

Coorientador (a): Andreza Daniela Pontes Lucas

Caruaru

2024

.Catalogação de Publicação na Fonte. UFPE - Biblioteca Central

Moura, Síria Monique Alves de.

Educação materna e saúde infantil em uma perspectiva regional: uma análise com Propensity Score Matching / Síria Monique Alves de Moura. - Caruaru, 2024.

51f.: il.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2024.

Orientação: Monaliza de Oliveira Ferreira.

Inclui referências.

1. Educação materna; 2. Peso baixo ao nascer; 3. Saúde infantil; 4. Propensity Score Matching. I. Ferreira, Monaliza de Oliveira. II. Título.

UFPE-Biblioteca Central

SÍRIA MONIQUE ALVES DE MOURA

**EDUCAÇÃO MATERNA E SAÚDE INFANTIL EM UMA PERSPECTIVA
REGIONAL: uma análise com Propensity Score Matching**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós- Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, como requisito para a obtenção de título de Mestre em Economia. Área de concentração: Economia Regional.

Aprovada em: 19/04/2024.

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. Monaliza de Oliveira Ferreira (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

Profa. Dra. Alane Alves Silva (Examinadora Interna)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

Profa. Dra. Poema Isis Andrade de Souza (Examinadora Externa)
Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE

Para Ele, meu melhor amigo.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus por me conceder a graça da vida e fazer com que eu lembre diariamente do meu propósito, além de não permitir que eu esmoreça diante das tribulações.

À minha família, em especial minha querida mãe, por seu imensurável amor e apoio, por acreditar em mim e me incentivar em todos os momentos desta jornada acadêmica. A minha avó Teresinha, que partiu antes deste dia chegar, por me ensinar sobre força e persistência. Aos meus queridos e amados amigos de sempre: Amanda, Brenda, Clara, Erik, Genésio, Laila, Nandson e Natânia, por dividirem comigo alegrias e tristezas, pelo companheirismo, incentivo e apoio incondicional ao longo desses anos, principalmente nos momentos em que mais precisei.

À orientadora e coorientadora, Monaliza Ferreira e Andreza Lucas, respectivamente, agradeço por todo conhecimento compartilhado, paciência, confiança em meu trabalho e pelo exemplo que dão como profissionais e humanas. A vocês, devo minha eterna gratidão por todos esses anos de parceria e trabalho.

Aos professores que marcaram presença nessa minha jornada de sete anos pela Economia, por todo o saber transmitido, sendo estes necessários para meu crescimento como pessoa e profissional.

Aos membros desta banca examinadora, pela disponibilidade e pontuações pertinentes que, sem dúvidas, agregam ainda mais ao estudo.

Aos muitos que passaram e decidiram partir, aos que chegam e aqui permanecem, meu profundo agradecimento pela mulher e profissional que me estou tornando.

Por fim, à Coordenação de Aperfeiçoamento de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro durante o Curso de Mestrado.

RESUMO

A desigualdade regional representa um desafio significativo na saúde pública brasileira, especialmente no contexto da saúde infantil. Este estudo visa examinar a relação entre a educação materna e a saúde infantil para os anos de 2012 e 2022 em todo o Brasil, com análises regionais detalhadas, utilizando dados da Declaração de Nascidos Vivos do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC – DATASUS). Utilizando a técnica de Propensity Score Matching (PSM), foram criados grupos comparáveis de mães com diferentes níveis de educação para controlar o viés de seleção, analisando o impacto do maior nível de educação materna, neste caso, possuir ensino superior completo, na incidência de baixo peso ao nascer. Em 2012, observaram-se efeitos positivos para todas as regiões do país, com exceção do Centro-Oeste. Por outro lado, em 2022, encontrou-se um resultado significativo apenas na região Sudeste, porém com um efeito negativo. Este padrão pode ser interpretado à luz do paradoxo do baixo peso ao nascer, onde regiões mais desenvolvidas podem apresentar maior incidência de baixo peso, devido às melhores condições para salvar bebês prematuros. Intervenções mais abrangentes, que considerem os diversos determinantes da saúde materna e infantil, são essenciais para reduzir o baixo peso ao nascer de forma eficaz. É crucial implementar políticas públicas e intervenções que incentivem a educação das mães não apenas como estratégia para mitigar o baixo peso ao nascer, mas também como um investimento no desenvolvimento social e econômico das famílias e comunidades.

Palavras-chave: educação materna; peso baixo ao nascer; saúde infantil; propensity score matching.

ABSTRACT

Regional inequality represents a significant challenge in Brazilian public health, especially concerning child health. This study aims to examine the relationship between maternal education and child health for the years 2012 and 2022 across Brazil, with detailed regional analyses using data from the Live Births Information System (SINASC – DATASUS). Using the Propensity Score Matching (PSM) technique, comparable groups of mothers with different levels of education were created to control for selection bias, analyzing the impact of higher levels of maternal education, in this case, having completed higher education, on the incidence of low birth weight. In 2012, positive effects were observed for all regions of the country, except for the Midwest. However, in 2022, a significant result was found only in the Southeast region, albeit with a negative effect. This pattern can be interpreted in light of the low birth weight paradox, where more developed regions may have a higher incidence of low birth weight due to better conditions for saving premature babies. Comprehensive interventions that consider various determinants of maternal and child health are essential to effectively reduce low birth weight. It is crucial to implement public policies and interventions that promote maternal education not only as a strategy to mitigate low birth weight but also as an investment in the social and economic development of families and communities.

Keywords: maternal education; low birth weight; child health; propensity score matching.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 –	Distribuição das Variáveis por Região do Brasil para os anos de 2012 e 2022	31
Tabela 2 –	Distribuição de Variáveis por Região e Grupo (Controle e Tratamento) para o ano de 2012	33
Tabela 3 –	Distribuição de Variáveis por Região e Grupo (Controle e Tratamento) para o ano de 2022	34
Tabela 4 –	Resultados do Modelo Logit para Estimação do Propensity Score para o ano de 2012	36
Tabela 5 –	Resultados do Pareamento por Estratificação para o ano de 2012	38
Tabela 6 –	Resultados do Modelo Logit para Estimação do Propensity Score para o ano de 2022	39
Tabela 7 –	Resultados do Pareamento por Estratificação para o ano de 2022	40

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DE LITERATURA	14
3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	23
3.1	PROPENSITY SCORE MATCHING (PSM)	23
3.2	DADOS	28
4	ANÁLISE DE RESULTADOS	36
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	45
	REFERÊNCIAS	46

1 INTRODUÇÃO

A análise da saúde infantil como variável relevante para entender aspectos socioeconômicos de uma sociedade passou a ganhar relevância apenas no início do século XIX, mesmo que de forma sutil. As políticas governamentais da época priorizavam apenas o aumento da força de trabalho e a formação de uma nação mais robusta. No entanto, fatores adversos, como as altas taxas de mortalidade infantil, evidenciaram a necessidade de tratar esse tema com maior atenção, adotando uma nova perspectiva (GOMES, ADORNO; 1990).

As disparidades na saúde, consideradas um aspecto das desigualdades sociais, tornaram-se um foco significativo de análise teórica e prática para muitos pesquisadores. Esse enfoque ressalta a importância das análises em economia regional, um tema que ganhou destaque na teoria econômica, especialmente nas últimas décadas do século XX. No contexto brasileiro, as vastas dimensões continentais do país acentuam as desigualdades regionais. A resolução dessa questão é necessária para a obtenção de um melhor ambiente econômico, o que pode ser alcançado por meio da implementação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento futuro (NASSER, 2000).

A teoria da economia regional visa analisar as disparidades econômicas entre diferentes regiões geográficas, abrangendo temas como crescimento, mobilidade, aglomerações e desenvolvimento regional. Ao considerar o território como o ambiente físico onde as ações e planos dos setores público e privado se entrecruzam, essa teoria avalia se essas políticas e estratégias compartilham objetivos ou seguem caminhos distintos. Essa interseção revela a necessidade de uma reestruturação produtiva e espacial para abordar efetivamente as desigualdades regionais e, conseqüentemente, as disparidades na saúde. Portanto, é evidente que a análise das desigualdades regionais e de saúde deve ser integrada, com políticas públicas coordenadas que promovam tanto o desenvolvimento econômico quanto a equidade em saúde (AMARAL FILHO, 2022).

Dentre os indicadores utilizados na avaliação do bem-estar e desenvolvimento humano de uma região, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) destaca-se por ser um indicador sintético que considera três dimensões: educação, renda e saúde. Essas dimensões estão interligadas e influenciam-se mutuamente. De acordo com o Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil de 2021, os estados das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul ocupam as

primeiras colocações em termos de IDH, com o Distrito Federal em primeiro lugar. Já as últimas posições são ocupadas por estados do Norte e Nordeste, com o Maranhão em último lugar (GADELHA *et al.*, 2011).

Elencando os três fatores mencionados, aplicando-os ao caso brasileiro, tem-se que a desigualdade está presente neles todos. Em termos de renda, as regiões mais desenvolvidas do país concentram grande parte da riqueza, o que advém da concentração da atividade econômica em determinadas áreas. Segundo Hirschman (1977), a expansão de uma região gera, em paralelo, efeitos favoráveis e desfavoráveis ao crescimento de outras regiões, como a concentração de renda. Neste contexto, o Estado assume um papel fundamental na dissipação dessas disparidades, principalmente por meio de seus investimentos. Um aumento no efeito propulsor desses investimentos pode gerar um maior nível de desenvolvimento (OLIVEIRA, 2008).

Do ponto de vista da educação, as desigualdades regionais também podem ser explicadas pela falta ou pela baixa qualidade da educação. Isso porque é esperado que regiões com menor nível de escolaridade apresentem piores indicadores socioeconômicos. De modo geral, um maior nível educacional leva ao aumento dos salários e, conseqüentemente, da produtividade. Isso gera uma alocação mais eficiente dos recursos, além de diminuir o grau de pobreza futuro e aumentar a expectativa de vida. Pode-se elencar também o efeito protetivo da educação em variáveis socioeconômicas como a mortalidade infantil (MACIEL; ANDRADE; TELES, 2011).

Na perspectiva da saúde, é notável sua associação com a melhoria de variáveis como renda, emprego e inovação. As ações implementadas nesse âmbito geram efeitos de proteção social, a partir da melhoria do bem-estar geral da população.

A concepção de saúde como bem público e bem privado coexiste, refletindo a complexidade do sistema de saúde e a interação entre os interesses públicos e privados na busca pelo bem-estar individual e coletivo. Ao considerar a saúde como um bem de consumo, ou seja, destinado a atender às necessidades humanas, ela se insere no âmbito privado, onde os indivíduos despendem recursos para suprir suas necessidades específicas. Por outro lado, como bem público, o consumo se caracteriza pela não exclusividade e não rivalidade. Esse é o objetivo buscado pelo Estado, que oferece serviços de saúde sem distinção a todos os cidadãos (BRASIL, 2005).

Com o advento do Sistema Único de Saúde (SUS), um amplo conjunto de ações foi integrado em uma rede regionalizada e hierarquizada de serviços. Essa rede apresenta uma gestão descentralizada, com comando único em cada esfera de governo. O SUS representou um avanço na democratização do acesso à saúde no país. No entanto, em um país de dimensões continentais e território heterogêneo como o Brasil, a configuração do sistema de saúde enfrenta desafios nos processos de regionalização da saúde. Esses desafios são influenciados por variáveis socioeconômicas, políticas, culturais e demográficas (LIMA *et al.*, 2008).

Ao analisar os determinantes do nível de saúde da população em uma perspectiva mais detalhada, observa-se que a literatura, especialmente no contexto da saúde infantil, frequentemente enfatiza a importância da avaliação do baixo peso ao nascer e da taxa de mortalidade infantil. Entre as variáveis que influenciam esses indicadores, destacam-se as de natureza socioeconômica, demográfica, reprodutiva e gestacional (NASCIMENTO, 2005).

Dentre estas variáveis, destaca-se a correlação significativa entre o nível educacional dos pais e a saúde de seus filhos. Essa correlação pode ter um impacto direto tanto no peso ao nascer quanto nas taxas de mortalidade infantil. Um nível mais elevado de educação da mãe, por exemplo, é um fator protetor contra o baixo peso ao nascer e, conseqüentemente, contribui para a redução da mortalidade infantil (PORTO, 1998; SAVITSKY, 2022).

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre o nível de educação materna e o risco de baixo peso ao nascer. Para isso, serão utilizados grupos de controle e tratamento, controlando o viés de seleção por meio da técnica de Propensity Score Matching (PSM). A análise será conduzida com microdados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), fornecidos pelo Departamento de Informação e Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), e os indivíduos serão analisados por região. O PSM é uma técnica estatística que permite comparar grupos de tratamento e controle em estudos observacionais, ajustando por variáveis que podem influenciar os resultados.

A base de dados analisada inclui as seguintes variáveis: peso ao nascer, escolaridade da mãe, mês de início do pré-natal, idade da mãe, estado civil e ocupação da mãe, sendo analisadas separadamente para cada região do país. Os dados abrangem os anos de 2012 a 2022 e todas as cinco regiões brasileiras. A metodologia adotada visa controlar fatores potenciais de conflito, como idade materna e acesso aos cuidados pré-natais, que podem influenciar os resultados. Além disso, busca identificar os grupos de maior risco, possibilitando o desenvolvimento de políticas públicas específicas para melhorar as condições de saúde desses grupos vulneráveis.

Considerando o exposto, a hipótese deste estudo é que um maior nível educacional materno seja um fator protetor contra o baixo peso ao nascer em recém-nascidos. Espera-se que o maior nível educacional das mães esteja associado a uma busca por atendimento pré-natal de maior qualidade, além de melhores condições socioeconômicas. Esses resultados são essenciais para melhorar os indicadores de saúde infantil, destacando a importância de políticas públicas que visem reduzir as disparidades regionais em educação e acesso a cuidados de saúde de qualidade.

Este estudo busca fornecer uma contribuição empírica para a compreensão da relação entre educação materna e baixo peso ao nascer, através de uma perspectiva regional. Este último é um importante indicador dos níveis de saúde infantil, com implicações para o planejamento e a implementação de políticas públicas de saúde. Além desta introdução, o trabalho conta com as seções de revisão de literatura, estratégia empírica, análise de resultados e considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A economia regional emerge como um campo de estudo fundamental para compreender as dinâmicas e desafios específicos de cada região, promovendo o desenvolvimento sustentável e a melhoria da qualidade de vida da população. Ao analisar as características e potencialidades locais, essa área do conhecimento oferece subsídios para formular políticas públicas mais eficazes e adaptadas às necessidades reais de cada comunidade.

A globalização disseminada e a crescente preocupação com as disparidades regionais, especialmente sob uma perspectiva de análise espacial, elevaram a importância desse tema desde o início da década de 1990. A estabilização da economia brasileira após o Plano Real temporariamente reduziu as preocupações com os indicadores macroeconômicos, permitindo uma redefinição do papel do Estado e o planejamento de políticas públicas inovadoras e distintas das anteriores. Contudo, a reversão das desigualdades existentes ainda não era completamente vislumbrada até então (NASSER, 2000).

A análise da perspectiva da economia regional revela a complexa e essencial relação entre renda, saúde, educação e desigualdade no contexto do desenvolvimento de uma sociedade. Essa interação se reflete na disparidade de renda, que afeta diretamente o acesso a serviços de saúde e educação de qualidade. No Brasil, a análise da renda per capita evidencia acentuadas disparidades socioeconômicas e na qualidade de vida entre as diferentes regiões, um fenômeno que ganhou relevância a partir da década de 1950, conforme observado por Oliveira (2008).

A interconexão desses fatores demonstra a necessidade de políticas públicas que visem à redução das disparidades de renda, ao acesso à educação de qualidade e a cuidados de saúde adequados. Tais políticas não apenas melhoram o bem-estar individual, mas também fomentam o desenvolvimento sustentável e a equidade social. Neste contexto, este estudo concentra-se em uma análise da relação entre educação e saúde, com foco nos impactos sobre a saúde infantil, considerando o baixo peso ao nascer como um indicador de seu bem-estar futuro.

A interligação entre indicadores econômicos e indicadores de saúde surgiu na década de 1970, após estudo inovador de Grossman (1972), que, através de modelo formal, representou a produção em saúde usando os fatores produtivos (M), representados pelos serviços médicos, serviços laboratoriais, medicamentos, entre outros, além do tempo (T_s), de acordo com a seguinte função:

$$S = S(M, T_s, E, I) \quad (1)$$

Onde:

S corresponde ao investimento em saúde;

M representa os fatores produtivos adquiridos no mercado (medicamentos, serviços médicos, etc.);

T_s represente o tempo em saúde;

E representa à educação do indivíduo;

I representa a idade do indivíduo.

As variáveis que representam a educação e a idade do indivíduo demonstram que o nível educacional influencia a produtividade na produção do investimento em saúde. Além disso, a forma como o indivíduo transforma o consumo em cuidados médicos e tempo de saúde é afetada pela idade. Portanto, pessoas com maior nível educacional tendem a produzir investimentos em saúde de forma mais eficiente (GROSSMAN, 1972; ROCHA, 2021).

No Brasil, durante as décadas de 1930 e 1940, uma das principais preocupações era a redução da mortalidade infantil, um indicador crucial da qualidade da saúde infantil. Nesse período, o Departamento Nacional da Criança (DNCR) tinha a responsabilidade de implementar ações para enfrentar esse problema, como melhorias no pré-natal, promoção de hábitos morais e higiênicos, reforço alimentar para mães e crianças, educação em puericultura para as mães, distribuição de merenda escolar e ensino de práticas de higiene. Para o Estado, toda assistência médica, educacional e sanitária voltada para mulheres e crianças visava fortalecer a nação em termos de saúde e desenvolvimento (CASSIANO et al., 2014).

Entre os indicadores mais relevantes para avaliar a saúde infantil, o baixo peso ao nascer se destaca como um dos mais significativos. Diversos fatores contribuem para o surgimento desse problema, e a mensuração de sua incidência é importante para orientar decisões relacionadas a políticas públicas voltadas para sua redução. Segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS), o baixo peso ao nascer é definido como peso inferior a 2.500g. A OMS estima que entre 15% e 20% de todos os nascimentos globais resultem em bebês com essa condição,

totalizando mais de 20 milhões por ano. Um dos principais objetivos da organização é diminuir em 30% o número de nascimentos de bebês com baixo peso até 2025 (WHO, 2014).

Existem diversos fatores que podem causar baixo peso ao nascer, sendo a prematuridade (nascimentos antes de 37 semanas), restrição de crescimento intrauterino, parto cesáreo (seja por recomendação médica ou não), gestações múltiplas, infecções e condições maternas crônicas como diabetes e hipertensão os mais destacados. As consequências do baixo peso ao nascer não se limitam à mortalidade fetal e neonatal, mas incluem problemas que podem persistir ao longo da vida adulta, como diabetes, doenças cardiovasculares, dificuldades cognitivas e aumento do risco de doenças crônicas (ALDERMAN, BEHRMAN, 2006; WHO, 2014).

O índice de mortalidade infantil também é relevante para avaliar a qualidade da saúde infantil, refletindo uma complexa interação de fatores de risco que influenciam o bem-estar e a sobrevivência de recém-nascidos e crianças. Entre esses fatores, destacam-se a prematuridade, o baixo peso ao nascer, complicações durante o parto, infecções, doenças congênitas, desnutrição, baixa escolaridade materna, acesso limitado a cuidados de saúde adequados e o contexto socioeconômico da família. Embora tenha havido uma redução deste indicador nas últimas décadas, compreender esses fatores é essencial para formular políticas eficazes visando à sua diminuição (MONTEIRO, 1990; BARRÍA-PAILAQUILÉN et al., 2011).

A prematuridade, juntamente com o baixo peso ao nascer, figura entre as principais causas de mortalidade neonatal. A Organização Mundial da Saúde (OMS) define parto prematuro como qualquer nascimento antes de 37 semanas completas de gestação, classificado em três categorias: extremamente prematuro (menos de 28 semanas), muito prematuro (28-32 semanas) e prematuro moderado ou tardio (32-37 semanas). A cada ano, 1,1 milhão de bebês morrem devido a complicações associadas ao parto prematuro. A redução desses problemas requer estratégias globais, incluindo melhoria na nutrição materna, tratamento de condições como pré-eclâmpsia, aprimoramento da assistência pré-natal e suporte social adequado (BLENCOWE et al., 2012; WHO, 2014).

De acordo com BLENCOWE et al. (2012), na primeira década do século XXI, aproximadamente 14,9 milhões de bebês nasceram prematuramente, o que equivale a 11,1% de todos os nascimentos globais. Cerca de 5% desses bebês nasceram em países europeus, enquanto 18% nasceram na África. Mais de 60% dos bebês prematuros vieram do sul da Ásia e da África subsaariana, regiões que representaram 52% dos nascimentos globais.

Curiosamente, países considerados ricos e desenvolvidos, como Estados Unidos e Áustria, apresentaram taxas de prematuridade superiores a 10%.

Países desenvolvidos geralmente registram taxas de sobrevivência mais altas para bebês prematuros, com cerca de 90% deles sobrevivendo. Em contrapartida, países em desenvolvimento apresentam taxas de sobrevivência significativamente mais baixas, com apenas 10% ou menos desses bebês alcançando a sobrevivência. Este fenômeno pode ser atribuído à melhor assistência pré-natal e pós-natal oferecida pelos sistemas de saúde dos países desenvolvidos, bem como à infraestrutura hospitalar mais avançada e à disponibilidade de tecnologia mais sofisticada, especialmente em unidades de terapia intensiva neonatal (BLENCOWE et al., 2012).

O nascimento de bebês com baixo peso ao nascer é predominantemente observado em países em desenvolvimento, especialmente entre populações mais vulneráveis, com cerca de 16% das crianças nesses países nascendo com essa condição a cada ano. Como mencionado anteriormente, a prematuridade e o retardo no crescimento intrauterino são os principais fatores associados ao baixo peso ao nascer, sendo a prematuridade mais prevalente em países desenvolvidos, enquanto o retardo no crescimento intrauterino é mais comum em países em desenvolvimento (VILAR, BELIZÁN, 1982).

Trisnawati, Salimo e Murni (2018) conduziram um estudo na província de Jambi, Sumatra, Indonésia, envolvendo 200 crianças. O estudo investigou como variáveis como idade gestacional, sexo da criança, circunferência do braço materno, estresse materno durante a gestação, educação da mãe, renda familiar durante a gestação e condições de saneamento influenciam o risco de baixo peso ao nascer ($>2.500\text{g}$). Os resultados indicaram que o risco de baixo peso ao nascer diminui quando a gestação ultrapassa 37 semanas, quando a criança é do sexo masculino, o estresse materno é reduzido e há boas condições de saneamento. Além disso, observou-se que a idade gestacional da mãe aumenta com a renda familiar, o que também está associado a melhores condições de saneamento. Portanto, melhores condições de saneamento são correlacionadas a um nível educacional mais elevado das mães.

Confirmado o alto índice de baixo peso ao nascer em países africanos, FOSU et al. (2013) identificaram uma prevalência de 9,2% em Gana. O estudo abrangeu 10.963 mães com idades entre 15 e 49 anos, excluindo aquelas com gestações múltiplas ou natimortos. Os fatores significativamente associados ao risco de baixo peso ao nascer foram a falta de educação

formal, ausência de acompanhamento pré-natal, residência em áreas rurais, idade materna inferior a 20 anos ou superior a 35 anos, baixa renda e ter pelo menos quatro filhos. Um grande obstáculo para os países africanos é a subestimação dos dados devido à limitada cobertura na obtenção de informações, resultando em apenas duas em cada cinco crianças nascidas sendo devidamente pesadas. Isso evidencia a necessidade urgente de expandir a assistência pré-natal nessas regiões.

Embora seja reconhecida como uma das regiões mais urbanizadas e desiguais do mundo, com significativa heterogeneidade nas condições socioeconômicas da população, a América Latina apresenta uma taxa relativamente baixa de baixo peso ao nascer em comparação com outras regiões em desenvolvimento, registrando em média 8,7% em 2015. Na região, observa-se que as maiores proporções de baixo peso ao nascer estão entre as mães com menos de ensino fundamental completo, em comparação com aquelas que completaram o ensino médio ou superior (LÓPEZ et al., 2021).

A análise dos níveis de renda é fundamental para investigar a prevalência do baixo peso ao nascer nas extremidades das posições socioeconômicas. Supõe-se que mães com maior poder aquisitivo tenham melhor acesso à educação e a serviços de assistência pré-natal de qualidade. No entanto, conforme analisado por Silvestrin (2012), os dados sobre baixo peso ao nascer no Brasil revelam uma tendência de aumento nas regiões mais desenvolvidas. Essa contradição pode estar relacionada ao melhor acesso à tecnologia e à melhor distribuição de renda, que, em alguns casos, podem levar a práticas inadequadas durante a gestação, como o excesso de exames ultrassonográficos e partos cesarianos desnecessários.

A alta prevalência de bebês com baixo peso ao nascer não se limita aos países em desenvolvimento, mas também é observada em países já desenvolvidos. Esse fenômeno, conhecido na literatura como "paradoxo do baixo peso ao nascer", apresenta um cenário intrigante: países mais ricos registram taxas mais elevadas de prematuridade e menores taxas de mortalidade neonatal, contrariando a expectativa de que melhores condições socioeconômicas resultariam em bebês mais saudáveis. Uma possível explicação para esse paradoxo é o avanço da tecnologia na área da saúde, que aumenta as chances de sobrevivência de bebês prematuros. No Brasil, o paradoxo do baixo peso ao nascer está intimamente ligado à disponibilidade de assistência perinatal (SILVA et al., 2010).

O continente europeu, apesar de seu desenvolvimento econômico, registra taxas de recém-nascidos com baixo peso ao nascer que variam entre 4% e 9%. Um estudo realizado por HIDALGO-LOPEZOSA et al. (2019) na Espanha teve como objetivo identificar os fatores sociodemográficos associados aos riscos de prematuridade e baixo peso ao nascer, encontrando taxas de 6,7% e 7,3%, respectivamente. As variáveis que aumentaram o risco de prematuridade incluíram mães com menos de 19 anos ou mais de 35 anos, mães imigrantes, baixo nível educacional (igual ou inferior ao segundo grau) e residência em áreas metropolitanas. Quanto ao baixo peso ao nascer, as variáveis associadas foram mães com menos de 19 anos ou mais de 35 anos, mães solteiras e baixo nível educacional (igual ou inferior ao segundo grau). A Espanha, conforme evidenciado pelo estudo, apresentou um dos piores desempenhos do continente europeu, possivelmente devido ao aumento do número de imigrantes que chegam ao país no final da gestação ou à falta de acompanhamento clínico adequado.

No Brasil, durante a primeira década do século XXI, a proporção de bebês com baixo peso ao nascer em relação aos nascidos vivos apresentou um aumento gradual, subindo de 7,6% em 2001 para 8,2% em 2010. As regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte registraram índices inferiores à média nacional, enquanto as regiões Sul e Sudeste apresentaram taxas acima da média. Entre os principais fatores associados ao aumento da proporção de baixo peso ao nascer nesse período, destacam-se: idade materna igual ou inferior a 19 anos e igual ou superior a 35 anos, mães de raça/cor preta, mães sem escolaridade, número insuficiente de consultas pré-natais (menos de 4 consultas) e mães que residem nas regiões Sul e Sudeste (NILSON et al., 2015).

A educação materna, considerada uma variável socioeconômica relevante, é frequentemente utilizada para avaliar desigualdades na saúde. Segundo SILVESTREIN et al. (2013), níveis mais elevados de escolaridade das mães exercem um efeito protetor contra o nascimento de bebês com baixo peso, mesmo em países desenvolvidos. Entretanto, os autores também observaram um aumento na incidência de baixo peso ao nascer em grupos sociais mais privilegiados e em regiões mais desenvolvidas. Em outras palavras, tanto a falta de recursos quanto o avanço tecnológico podem contribuir para o aumento da ocorrência de baixo peso ao nascer, nas extremidades das categorizações sociais.

Crianças nascidas com baixo peso apresentam maior risco de desenvolver deficiências cognitivas a longo prazo. Essa relação pode ser parcialmente explicada pelo menor nível de educação das mães, o que pode estar associado a um ambiente menos estimulante e a um acesso

reduzido a serviços de saúde e educação. Por outro lado, mães com maior escolaridade tendem a possuir mais conhecimento sobre saúde e nutrição, o que contribui para um melhor desenvolvimento infantil. Além disso, elas geralmente têm mais recursos disponíveis para investir na educação de seus filhos, o que pode resultar em melhores desempenhos escolares.

RAHU et al. (2010) analisaram uma amostra de 1.822 crianças nascidas entre 1992 e 1999, que frequentavam as primeiras séries de 45 escolas em 15 condados da Estônia. Os autores confirmaram o efeito estatístico do peso ao nascer, da escolaridade materna e do tabagismo durante a gravidez nas pontuações de QI da prole. Segundo o estudo, um aumento de 500g no peso ao nascer estava associado a um aumento de 0,7 pontos no QI.

Contudo, a relação entre o peso ao nascer e o desenvolvimento intelectual posterior não é necessariamente causal. O peso ao nascer das crianças pode ser influenciado pelas capacidades cognitivas da mãe, conforme indicaram os autores. Mães com educação básica ou inferior, estado civil solteiro ou divorciado, e que admitiram fumar durante a gravidez tiveram filhos com pontuações de QI entre 5 e 6 pontos abaixo das normas de idade correspondentes (RAHU et al., 2010).

Amoah e Asamoah (2022), em um estudo realizado em Gana entre 1998 e 2014, utilizando um modelo binomial negativo, identificaram uma correlação positiva entre nível de educação materna e mortalidade infantil. Ou seja, quanto maior o nível de educação da mãe, menor a taxa de mortalidade infantil. O estudo constatou que educar as mães pode reduzir a mortalidade infantil em até 20%. Os autores argumentam que mães com maior nível de educação tendem a ter maior empoderamento, tanto cultural quanto comportamental. Isso significa que elas têm mais acesso a informações e condições para cuidar da própria saúde e, conseqüentemente, da saúde de seus filhos. Diante disso, o estudo reforça a importância de políticas públicas que facilitem o acesso à educação de qualidade para as mulheres, especialmente em países em desenvolvimento.

O baixo peso ao nascer também pode estar associado à baixa estatura em crianças. ABBAS et al. (2021) analisaram dados de 7.781 crianças da província de Sindh, no Paquistão, divididas em dois grupos: 2.095 com baixo peso ao nascer e 5.686 com peso normal. Utilizando a metodologia de Propensity Score Matching (PSM), os autores buscaram compreender se as crianças nascidas com baixo peso eram mais propensas a desenvolver nanismo e emaciação, identificando uma associação positiva entre essas variáveis.

Os estudos destacam a importância de programas de saúde e nutrição na mitigação dos efeitos adversos associados ao baixo peso ao nascer, como o nanismo, perda de gordura e massa muscular. Além disso, enfatizam a necessidade de políticas públicas focadas em melhorar as condições socioeconômicas das famílias, promovendo assim um desenvolvimento infantil mais saudável e equitativo.

Santos e Jacinto (2017), utilizando dados do suplemento de saúde da PNAD 2008, analisaram o impacto do Programa Saúde da Família (PSF) na saúde de crianças menores de 12 anos em áreas rurais do Brasil. Através dos métodos Propensity Score Matching (PSM) e Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), os autores concluíram que o PSF possui efeito estatisticamente significativo e relevante na qualidade de saúde dessas crianças. Vale ressaltar que o programa se concentra principalmente nas regiões Norte e Nordeste, corroborando a hipótese de que habitantes de áreas rurais mais pobres são os principais beneficiados por essa política pública.

A literatura também destaca a importância dos cuidados pré-natais adequados para reduzir a ocorrência de baixo peso ao nascer. A OMS recomenda que a primeira consulta pré-natal ocorra nas primeiras sete semanas de gestação e que, posteriormente, sejam realizadas pelo menos mais sete consultas. Níveis mais elevados de renda e educação materna são fatores importantes para garantir melhor acesso à informação e, consequentemente, a cuidados pré-natais de qualidade. Outros fatores que influenciam a busca por cuidados pré-natais precoces incluem baixa idade materna, ausência de suporte familiar, falta de experiência prévia com o sistema de saúde e etnia (MOLLER et al., 2017; VALE, ALMEIDA, ALMEIDA, 2021; CAIRA-CHUQUINEYRA et al., 2023).

ANTHONY et al. (2021) utilizaram o Propensity Score Matching (PSM) para analisar os efeitos causais da participação no programa *MomsFirst* sobre o baixo peso ao nascer e a prematuridade de bebês nascidos de mães em Cleveland, Ohio. O estudo comparou as participantes do programa com um grupo de controle de mulheres que não participavam. O *MomsFirst* oferece visitas domiciliares para acompanhamento de gestantes de baixa renda.

Os resultados demonstraram que as participantes do programa eram mais jovens, com menor nível educacional, afrodescendentes e solteiras, em comparação ao grupo de controle. Apesar dessas características socioeconômicas desfavoráveis, as participantes apresentaram diminuição nas taxas de baixo peso ao nascer e prematuridade em seus bebês. Esses resultados indicam que o programa *MomsFirst* foi eficaz em alcançar seu objetivo de melhorar os resultados de saúde materno-infantil (ANTHONY et al., 2021).

Com relação à idade materna, a literatura costuma dividi-las em três faixas etárias: adolescente (idade igual ou inferior a 19 anos), adultas (idade entre 20 e 34 anos) e mães tardias (idade igual ou superior a 35 anos). Os grupos de adolescentes e mães tardias são considerados os de maior risco para a incidência de baixo peso ao nascer (FRANCESCHINI et al., 2003; ANTHONY et al., 2021).

SASS et al. (2011) investigaram a prevalência de baixo peso ao nascer em gestantes divididas em dois grupos: adolescentes (10 a 19 anos) e mulheres com 35 anos ou mais (tardias). As faixas etárias em questão são consideradas de maior risco tanto para mães quanto para bebês, representando os extremos da vida reprodutiva. Os resultados do estudo indicam que as taxas de parto cesáreo foram significativamente maiores nas gestantes com 35 anos ou mais. A prematuridade foi identificada como o principal fator de risco para o baixo peso ao nascer, seguida pelo estado civil da mãe, com maior prevalência entre as solteiras.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Esta seção aborda a metodologia utilizada para analisar a relação entre a educação materna e o baixo peso ao nascer, sendo esta última a variável utilizada para descrever o nível de saúde infantil. Para essa análise, empregou-se a técnica de *Propensity Score Matching* (PSM), desenvolvida por Rosenbaum e Rubin (1983). O PSM é uma abordagem estatística essencial para controlar o viés de seleção em estudos observacionais. A análise foi conduzida utilizando microdados da Declaração de Nascidos Vivos (DN), oriundos do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) do Departamento de Informação e Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), abrangendo todo o Brasil e os anos de 2012 e 2022, a nível de indivíduo por região. A escolha desse período se deve à disponibilidade e convergência das variáveis selecionadas para a análise, comuns nos anos considerados.

A escolha do método baseia-se em sua efetividade para eliminar o viés de seleção, além do fato de a base de dados contemplar informações a nível individual (CALIENDO, KOPEINIG, 2008; PINHO NETO, BERRIEL, 2017). Embora o recorte seja para o Brasil, serão realizadas comparações regionais a partir da construção de variáveis *dummy*. Isso é importante, considerando as disparidades regionais evidenciadas no país, que apresenta dimensões continentais.

Esta seção está dividida em duas subseções: a primeira descreve o método econométrico a ser utilizado, e a segunda apresenta informações sobre o banco de dados e como cada variável foi construída.

3.1 PROPENSITY SCORE MATCHING (PSM)

O *Propensity Score Matching* (PSM) é uma abordagem estatística que visa determinar o impacto de um tratamento, política ou outra intervenção, levando em consideração as características que influenciam a escolha de quem recebe o tratamento. O método é utilizado para mitigar vieses, mesmo quando a amostra analisada é pequena. Através do PSM, é possível obter um grupo de controle com características observáveis semelhantes às do grupo de tratamento. Após a definição dos grupos, estima-se a diferença média entre eles em relação às variáveis de resposta, proporcionando uma análise mais precisa e confiável dos efeitos do tratamento.

Ribeiro e Cacciamali (2012) destacam que o viés de seleção é um dos problemas que surgem na construção do grupo de controle. Este viés resulta das diferenças que podem existir

entre os grupos de tratamento e controle, tanto em termos de características observáveis quanto não observáveis. Dessa forma, o *Propensity Score Matching* surge como uma solução viável para este problema.

Neste estudo, a abordagem do PSM foi utilizada para comparar mães com baixo nível educacional (igual ou inferior ao ensino médio completo) com aquelas de maior nível educacional (ensino superior completo). A comparação será feita com base em um único escore de propensão, que representa a probabilidade condicional de pertencimento a um grupo, considerando as diferentes características observadas. O modelo se baseia em duas premissas fundamentais: independência condicional e suporte comum (CAVALCANTI, 2015).

Inicialmente, foi calculada a estimativa do *Propensity Score* (PS) para cada indivíduo no conjunto de dados. Com base no PS, serão criados os grupos de tratamento e controle, que serão comparáveis. O PS representa a probabilidade condicional de um indivíduo receber um determinado tratamento, dadas algumas características observáveis, no caso deste trabalho, pertencer ao grupo de mães com maior nível de educação (grupo de tratamento). No caso de um tratamento binário, como o fato de possuir mais anos de escolaridade, o indicador de tratamento $D_i = 1$ e 0 no do grupo de controle, correspondente às mães com menor nível educacional ($D_i = 0$).

Os resultados são chamados de $Y_i(1)$, onde i representa o indivíduo do grupo de tratamento (1) e $Y_i(0)$ representa a variável resultante do indivíduo i que pertence ao grupo de controle (0). Para estimá-lo, utiliza-se a seguinte equação:

$$\pi_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (2)$$

A estimação média dos resultados pode ser expressa por:

$$\pi_i = E \left[\frac{Y_i(1)}{D_i} = 1 \right] - \left[\frac{Y_i(0)}{D_i} = 1 \right] \quad (3)$$

Onde $D_i = 1$ representa a probabilidade de pertencer ao grupo de mães com maior nível educacional $Y_i(1)$, representado por $= 1$. Quando o indivíduo não está no grupo de tratamento, $Y_i(0)$, mas possui características para estar, $D_i = 1$, isto é, $\frac{Y_i(0)}{D_i} = 1$.

A equação (3) representa o efeito médio do tratamento sobre as beneficiárias. Porém, é necessário observar o indivíduo antes e depois do tratamento, como não há esse acompanhamento, substitui-se esse grupo por pessoas que de fato não possuem maior nível educacional $E[Y_i = 0 | D_i = 0]$. Fazendo as devidas substituições:

$$\pi_i = E \left[\frac{Y_i(1)}{D_i} = 1 \right] - E \left[\frac{Y_i(0)}{D_i} = 0 \right] \quad (4)$$

Neste caso, é necessário distinguir $E \left[\frac{Y_i(0)}{D_i} = 0 \right]$ e $E \left[\frac{Y_i(0)}{D_i} = 1 \right]$, pois o efeito estimado na equação (4) tem viés. É empregada a hipótese de identificação para garantia de que o processo de seleção do tratamento seja feito com base, apenas, em características observadas (X). A hipótese de identificação é dada pela equação a seguir:

$$E[Y_i(1) - Y_i(0)] = E[Y_i(1)|D_i = 1, X] - E[Y_i(0)|D_i = 0, X] \quad (5)$$

A equação (5) indica que indivíduos com características semelhantes têm probabilidade igual de serem alocados no grupo de tratamento ou controle. Quando há conhecimento das características observáveis, assume-se que resultados potenciais não dependam da participação no grupo de tratamento, ou seja, tenham maior nível educacional:

$$E[Y_i(0), Y_i(1)|D_i, X] \text{ e } E[Y_i(0)|D_i = 0, X] = E[Y_i(1)|D_i = 1, X] \quad (6)$$

Onde a equação (6) se baseia na hipótese de independência condicional, sendo esta condição importante para o modelo de pareamento pelo escore de propensão, sendo esse escore a probabilidade de um indivíduo ser incluído em um programa ou política, dado suas características:

$$P(X) = \text{Probabilidade } (D = 1|X) \quad (7)$$

Neste trabalho, a função $P(X)$ foi estimada a partir de um modelo Logit, em que a variável dependente foi o peso ao nascer do bebê e as variáveis de controle foram as características maternas, como serão explicadas nas seções subsequentes.

Logo:

$$E[Y_i(1) - Y_i(0)|D_i = 1, P(X)] = E[Y_i(1)|D_i = 1, P(X)] - E[Y_i(0)|D_i = 1, P(X)] \quad (8)$$

O pareamento não minimiza o viés de seleção, logo, deve ser desenvolvido apenas seguindo as hipóteses de independência condicional e suporte comum. Sendo:

$$Y(1), Y(0) \perp D | P(X), \forall X \quad (9)$$

Sendo a independência representada por $\perp$.

A seleção é baseada em características observáveis, onde todas as variáveis possuem capacidade de influenciar a participação no grupo de tratamento. Dado o escore de propensão, o tratamento e os potenciais impactos não dependem da probabilidade em receber o tratamento, logo:

$$Y(0), Y(1) | P(X) \quad (10)$$

A hipótese de suporte comum define que pessoas do grupo de tratamento com características observáveis X tenham seus correspondentes no grupo de controle. Dada a existência da hipótese de independência condicional e a hipótese do suporte comum, o *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT), efeito médio do tratamento, pode ser definido como:

$$ATT = E\{E[Y(i)1|D_i = 1, p(x_i)] - E[Y(i)0|D_i = 0, p(x_i)]|D_i = 1\} \quad (11)$$

A equação (11) mostra que o impacto médio do tratamento é a diferença entre os resultados do grupo de tratamento e do grupo de controle, representando assim a segunda etapa do modelo. A estimativa do PS impossibilita o cálculo do ATT, pois há a dificuldade de encontrar dois indivíduos com escore de propensão igual.

A partir dos resultados obtidos, tem-se a fase de pareamento (*matching*) entre os indivíduos do grupo de controle e tratamento. Para realizar o pareamento, podem ser utilizados os seguintes algoritmos:

- (i) *Kernel Matching* (Pareamento de Kernel): este pareamento utiliza uma média ponderada dos não participantes para construir o par contrafactual para cada participante, onde todas as unidades tratadas são pareadas com uma média ponderada de todas as unidades de controle, com pesos inversamente proporcionais à distância entre os scores de propensão de controles e tratadas (GANDRA, 2017).
- (ii) *Nearest Neighbor Matching* (Pareamento pelo Vizinho Próximo): este algoritmo seleciona elementos do grupo de controle para cada elemento do grupo tratado mais próximo, levando em consideração o *score* de propensão, podendo-se escolher os n vizinhos mais próximos e fazer correspondência, com ou sem substituição (CAVALCANTI, 2015; ROCHA, 2021);
- (iii) *Radius Matching* (Pareamento Radial): inicialmente, define-se um raio que irá limitar a distância máxima do *score* de propensão, onde cada unidade tratada será comparada apenas com as unidades de controle cujos *scores* de propensão estejam no intervalo desse raio. Caso seja delimitado um raio muito pequeno, há a possibilidade de que algumas unidades tratadas não sejam pareadas devido à ausência de unidades de controle na vizinhança delimitada (BECKER e ICHINO, 2002);
- (iv) *Stratification Matching* (Pareamento Estratificado): neste método, o suporte comum do PS é repartido em um conjunto de intervalos (estratos), de modo que as unidades dentro de cada intervalo, tratadas e controles, em média possuam o mesmo PS (GANDRA, 2017).

De modo geral, assintoticamente, todos os algoritmos devem produzir os mesmos resultados, sendo ressaltado por Becker e Ichino (2002) que nenhum deles é melhor que o outro, a priori.

A partir do exposto, para este estudo, inicialmente, tem-se a equação da regressão logística para estimar a probabilidade de a mãe pertencer ao grupo de tratamento (superior completo) em função das variáveis de controle. A equação pode ser escrita da seguinte forma:

$$D_i = \beta_0 + \beta_1 desocupmae_i + \beta_2 estcivilmae_i + \beta_3 idade_mae_i + \beta_4 mesprenat_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

Onde D_i é a variável binária indicando se a mãe possui ensino superior completo (1 se possui, 0 se não possui); $desocupmae_i$ indica se a mãe está, naquele momento, sem um emprego formal (1 se está desocupada, 0 se está ocupada); $idademae_i$ é uma variável binária que indica se a mãe possui idade igual ou superior a 35 anos; $mesprenat_i$ é a variável binária que indica se a mãe iniciou o pré-natal no primeiro trimestre de gestação e ε_i é o termo de erro.

Após realizar a estimativa do *Propensity Score*, pode-se especificar o modelo de impacto como:

$$y_i = \gamma_0 + \gamma_1 D_i + \gamma_2 desocupmae_i + \gamma_3 estcivilmae_i + \gamma_4 idademae_i + \gamma_5 mesprenat_i + \mu_i \quad (13)$$

Onde y_i é a variável binária de interesse, que neste caso é o peso baixo ao nascer (1 se o bebê nasceu com peso baixo, 0 se não); D_i indica a variável de tratamento descrita anteriormente; $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ e γ_5 são os coeficientes a serem estimados e μ_i é o termo de erro. Para analisar o impacto do ensino superior completo sobre a prevalência de baixo peso ao nascer, optou-se por utilizar o *Stratification Matching* (Pareamento Estratificado).

3.2 DADOS

Esta subseção apresenta, em detalhes, os microdados utilizados no modelo econométrico, incluindo descrições das variáveis e sua construção. Os microdados foram coletados das Declarações de Nascidos Vivos (DN), presentes no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), disponíveis no DATASUS, o departamento de informática do Sistema Único de Saúde (SUS) do Brasil. Os dados são de livre acesso e o período de análise contempla os anos de 2012 e 2022. O software STATA 16¹ foi utilizado para a construção e manipulação do banco de dados e das variáveis nele contidas. O Quadro 1 apresenta a definição de todas as variáveis utilizadas no estudo.

Quadro 1- Definição das Variáveis

VARIÁVEL	DEFINIÇÃO
<i>pesobaixo</i>	<i>Dummy</i> onde 1 indica se o bebê nasceu com peso baixo (< 2.500g) e 0 em caso contrário

¹ Licença de compra oficial, adquirida com recurso de pesquisa.

<i>escolaridade</i>	Dummy onde 1 indica se a mãe tem ensino superior completo e 0 em caso contrário
<i>desocupmae</i>	Dummy onde 1 indica se a mãe não possui emprego com rendimento formal (dona de casa, estudante, desempregada crônica) e 0 em caso contrário
<i>estcivilmae</i>	Dummy onde 1 indica se as mães estão casadas e 0 em caso contrário
<i>idademae</i>	Dummy onde 1 indica se a mãe tem idade igual ou superior a 35 anos e 0 em caso contrário
<i>mesprenat</i>	Dummy onde 1 indica se a mãe iniciou o pré-natal no primeiro trimestre de gestação e 0 em caso contrário

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

Inicialmente, descreve-se a variável dependente deste estudo, *pesobaixo*, que é definida pela OMS como peso ao nascer inferior a 2.500g. Para este estudo, a variável foi construída de forma dicotômica, pois é discreta: 1 indica que o bebê nasceu com peso baixo ($< 2.500\text{g}$) e 0 indica que nasceu com peso normal ($\geq 2.500\text{g}$). Este indicador é crucial para avaliar a saúde fetal e neonatal, uma vez que o baixo peso ao nascer está associado a um maior risco de mortalidade e morbidade infantil.

A variável *escolaridade* captura o nível educacional da mãe para cada indivíduo, com as seguintes classificações: (i) sem escolaridade; (ii) ensino fundamental I (1ª a 4ª série); (iii) ensino fundamental II (5ª a 8ª série); (iv) ensino médio (antigo 2º grau); (v) superior incompleto; e (vi) superior completo. A partir dessas classificações, foi criada uma variável dicotômica onde 1 indica que a mãe possui ensino superior completo, e 0 indica que a mãe possui um nível de escolaridade igual ou inferior ao ensino médio completo.

A Emenda Constitucional nº 59 garante educação básica gratuita e obrigatória dos 4 aos 17 anos (BRASIL, 2009). Portanto, a análise de mulheres que concluíram o ensino superior se justifica pela natureza opcional dessa etapa, cabendo à mãe, de acordo com suas condições, decidir se cursará ou não.

A variável *desocupmae* exibe o código de ocupação da mãe, de acordo com a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). A CBO atribui um código de seis dígitos para cada ocupação, sendo os dois primeiros dígitos os identificadores dos grandes grupos.

Para construir a variável *desocupmae*, inicialmente foi realizado o cálculo da estatística descritiva de cada código, analisando as frequências. Observou-se que os códigos 999991 (estudante), 999992 (dona de casa) e 999994 (desempregado crônico ou cuja ocupação habitual não foi possível obter) apresentavam as maiores frequências, totalizando cerca de 50%. Optou-se também por separar as classificações de maior contingente que não possuíam uma renda formal.

Com base nesses resultados, foi construída uma variável *dummy*, onde 1 indica que a mãe pertence a uma das classificações citadas anteriormente e 0 indica que a mãe pertence às demais classificações existentes na CBO.

A variável *estcivilmae* indica o estado civil da mãe no momento do nascimento do bebê, sendo classificada em: (i) solteira; (ii) casada; (iii) viúva; (iv) separada judicialmente/divorciada; (v) união estável. Para este estudo, a variável foi transformada em uma variável *dummy*, onde 1 representa as mães casadas ou em união estável e 0 representa as mães solteiras, separadas judicialmente/divorciadas e viúvas. Espera-se que **esta** variável impacte na redução da incidência do baixo peso ao nascer, pois mães casadas tendem a ter maior estabilidade, possibilitando melhor acesso a estrutura e assistência pré-natal de melhor qualidade.

A variável *idademae* indica a idade da mãe no momento do parto, sendo uma variável discreta. Por isso, optou-se por agrupar essas idades em faixas etárias comuns na literatura: (i) mães adolescentes: com menos de 20 anos; (ii) mães adultas: entre 20 e 34 anos completos; (iii) mães mais velhas: 35 anos completos ou mais. A partir dessas classificações, foi criada uma variável *dummy* em que 1 representa as mães mais velhas (idade igual ou superior a 35 anos) e 0 representa a junção das outras categorias.

A variável *mesprenat* informa o mês de gestação da primeira consulta de pré-natal. A Organização Mundial da Saúde (OMS) recomenda o início do pré-natal no primeiro trimestre gestacional (WHO, 2014). Trata-se de uma variável discreta que indica o mês em que a mãe iniciou o pré-natal. Para este estudo, foi construída como uma variável *dummy*, onde 1 indica que a mãe iniciou o pré-natal no primeiro trimestre gestacional e 0 indica que o iniciou nos meses subsequentes. As consultas pré-natais são um fator preventivo para a ocorrência de baixo peso ao nascer, pois possibilitam a detecção e o tratamento precoce de possíveis intercorrências, aumentando as chances de um parto saudável para a mãe e o bebê.

Os dados abrangem os anos de 2012 e 2022, com cada ano analisado separadamente, destacando as diferenças regionais. A Tabela 1 apresenta o número de observações das variáveis

utilizadas no estudo, distribuídas por região do país. Como se tratam de variáveis binárias, os resultados indicam se elas atendem à condição de "sim".

Tabela 1 - Distribuição das Variáveis por Região do Brasil para os anos de 2012 e 2022

Variáveis	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
2012						
<i>pesobaixo</i>	187.406 (8,48%)	18.204 (7,55%)	45.623 (7,81%)	79.982 (9,23%)	29.131 (8,69%)	14.466 (7,93%)
<i>escolaridade</i>	245.482 (11,11%)	13.609 (5,65%)	35.619 (6,10%)	122.482 (14,13%)	47.846 (14,27)	25.926 (14,21%)
<i>estcivilmae</i>	1.282.313 (58,02%)	146.575 (60,81%)	350.962 (60,06%)	465.207 (53,67%)	202.547 (60,40%)	117.022 (64,13%)
<i>mesprenat</i>	1.591.518 (72,01%)	142.331 (59,05%)	391.556 (67,01%)	664.643 (76,67%)	256.128 (76,37%)	136.860 (75,00%)
<i>idademae</i>	246.114 (11,14%)	17.316 (7,18%)	53.191 (9,10%)	114.950 (13,26%)	42.825 (12,77%)	17.832 (9,77%)
<i>desocupmae</i>	1.193.036 (53,98%)	157.910 (65,52%)	283.207 (48,46%)	481.016 (55,49%)	158.243 (47,19%)	112.660 (61,74%)
2022						
<i>pesobaixo</i>	212.567 (9,42%)	22.183 (8,59%)	51.654 (8,76%)	87.768 (10,11%)	31.342 (9,43%)	19.620 (9,45%)
<i>escolaridade</i>	407.716 (18,07%)	26.977 (10,45%)	72.585 (12,31%)	184.861 (21,30%)	75.838 (22,82%)	47.455 (22,87%)
<i>estcivilmae</i>	1.087.150 (48,19%)	123.647 (47,90%)	270.744 (45,90%)	439.776 (50,66%)	155.665 (46,84%)	97.318 (46,90%)
<i>mesprenat</i>	1.850.357 (82,02%)	181.314 (70,24%)	469.674 (79,63%)	741.265 (85,39%)	286.068 (86,08%)	172.036 (82,90%)
<i>idademae</i>	393.640 (17,45%)	30.131 (11,67%)	91.605 (15,53%)	174.516 (20,10%)	63.149 (19,00%)	34.239 (16,50%)
<i>desocupmae</i>	1.030.588 (45,69%)	151.477 (58,68%)	245.305 (41,59%)	401.744 (46,28%)	130.534 (39,28%)	101.528 (48,93%)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

Em 2012, 8,48% dos nascimentos no Brasil apresentaram baixo peso ao nascer. Essa proporção variou entre as regiões, com o Sudeste apresentando a maior porcentagem (9,23%) e o Norte a menor (7,55%). Em 2022, a porcentagem nacional de peso baixo ao nascer aumentou para 9,42%. Novamente, o Sudeste teve a maior porcentagem (10,11%), enquanto o Norte continuou com a menor (8,59%).

Em relação à escolaridade materna, este estudo foca na análise das mães com ensino superior completo. Em 2012, as regiões Norte (5,65%) e Nordeste (6,10%) apresentavam os

menores percentuais de mães nessa condição, abaixo da média nacional de 11,11%. Em 2022, os valores dobraram em todas as regiões analisadas. No entanto, Norte (10,45%) e Nordeste (12,31%) ainda registravam os menores percentuais, abaixo também da média nacional (18,07%).

O estado civil das mães também apresentou variações significativas. Em 2012, 58,02% das mães no Brasil estavam casadas ou em união estável, com a Região Centro-Oeste apresentando a maior porcentagem (64,13%) e o Sudeste a menor (53,67%). Em 2022, a prevalência nacional de mães casadas ou em união estável caiu para 48,19%, com o Sudeste registrando a maior porcentagem (50,66%) e o Nordeste a menor (45,90%). A redução na proporção de mães casadas ou em união estável pode refletir mudanças nos padrões sociais e culturais ao longo dos anos.

O início do pré-natal no primeiro trimestre de gestação aumentou consideravelmente de 2012 para 2022. Em 2012, 72,01% das mães no Brasil iniciaram o pré-natal no primeiro trimestre, com a Região Sudeste apresentando a maior porcentagem (76,67%) e o Norte a menor (59,05%). Em 2022, essa porcentagem aumentou para 82,02% a nível nacional, com o Sul apresentando a maior porcentagem (86,08%) e o Norte ainda a menor (70,24%). Este aumento indica uma melhora no acesso e na conscientização sobre a importância do pré-natal precoce.

A proporção de mães com idade igual ou superior a 35 anos também aumentou entre 2012 e 2022. Em 2012, 11,14% das mães no Brasil estavam nessa faixa etária, com o Sudeste apresentando a maior proporção (13,26%) e o Norte a menor (7,18%). Em 2022, a proporção nacional aumentou para 17,45%, com o Sudeste novamente apresentando a maior porcentagem (20,10%) e o Norte a menor (11,67%). Este aumento pode estar relacionado a mudanças nas escolhas reprodutivas e no planejamento familiar.

A taxa de desocupação entre as mães apresentou uma redução de 2012 para 2022. Em 2012, 53,98% das mães no Brasil estavam desocupadas, com o Norte apresentando a maior proporção (65,52%) e o Sul a menor (47,19%). Em 2022, essa proporção caiu para 45,69% a nível nacional, com o Norte ainda apresentando a maior proporção (58,68%) e o Sul a menor (39,28%). A redução na taxa de desocupação pode indicar uma melhora nas oportunidades de emprego formal para as mães.

A Tabela 2 apresenta o número de observações das variáveis analisadas para o ano de 2012, divididas entre o grupo de controle (mães com menor nível de escolaridade) e o grupo de

tratamento (mães com nível de escolaridade superior completo). Os dados estão organizados por regiões do Brasil: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Tabela 2 - Distribuição de Variáveis por Região e Grupo para o ano de 2012

Variáveis	Grupo de Controle (0)	Grupo de Tratamento (1)
Norte		
<i>pesobaixo</i>	227.413	13.609
<i>estcivilmae</i>	227.413	13.609
<i>mesprenat</i>	227.413	13.609
<i>maesvelhas</i>	227.413	13.609
<i>desocupmae</i>	227.413	13.609
Nordeste		
<i>pesobaixo</i>	548.748	35.619
<i>estcivilmae</i>	548.748	35.619
<i>mesprenat</i>	548.748	35.619
<i>maesvelhas</i>	548.748	35.619
<i>desocupmae</i>	548.748	35.619
Sudeste		
<i>pesobaixo</i>	744.378	122.482
<i>estcivilmae</i>	744.378	122.482
<i>mesprenat</i>	744.378	122.482
<i>maesvelhas</i>	744.378	122.482
<i>desocupmae</i>	744.378	122.482
Sul		
<i>pesobaixo</i>	287.517	47.846
<i>estcivilmae</i>	287.517	47.846
<i>mesprenat</i>	287.517	47.846
<i>maesvelhas</i>	287.517	47.846
<i>desocupmae</i>	287.517	47.846
Centro-Oeste		
<i>pesobaixo</i>	156.546	25.926
<i>estcivilmae</i>	156.546	25.926
<i>mesprenat</i>	156.546	25.926
<i>maesvelhas</i>	156.546	25.926
<i>desocupmae</i>	156.546	25.926

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

Na Região Norte, o grupo de controle tem um número significativamente maior de mães em comparação ao grupo de tratamento, o que pode influenciar na análise da relação entre escolaridade materna e os desfechos de saúde. Assim como no Norte, no Nordeste, o grupo de controle possui um número muito maior de mães, sugerindo uma disparidade na distribuição educacional nessa região.

O Sudeste apresenta um dos maiores números de mães no grupo de tratamento, refletindo melhores níveis educacionais comparativamente às outras regiões. A diferença entre os grupos de controle e tratamento no Sul é menor que nas outras regiões, indicando uma distribuição mais uniforme da escolaridade materna. Similar às outras regiões, no Centro-Oeste, o grupo de controle é maior, mas o grupo de tratamento também tem uma representação significativa.

Já a Tabela 3 apresenta o número de observações das variáveis analisadas para o ano de 2022, divididas entre o grupo de controle (mães com menor nível de escolaridade) e o grupo de tratamento (mães com nível de escolaridade superior completo). Assim como a Tabela 2, os dados estão organizados por regiões do Brasil: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Tabela 3 - Distribuição de Variáveis por Região e Grupo para o ano de 2022

Variáveis	Grupo de Controle (0)	Grupo de Tratamento (1)
Norte		
<i>pesobaixo</i>	231.174	26.977
<i>estcivilmae</i>	231.174	26.977
<i>mesprenat</i>	231.174	26.977
<i>idademae</i>	231.174	26.977
<i>desocupmae</i>	231.174	26.977
Nordeste		
<i>pesobaixo</i>	517.219	72.585
<i>estcivilmae</i>	517.219	72.585
<i>mesprenat</i>	517.219	72.585
<i>idademae</i>	517.219	72.585
<i>desocupmae</i>	517.219	72.585
Sudeste		
<i>pesobaixo</i>	683.183	184.861
<i>estcivilmae</i>	683.183	184.861
<i>mesprenat</i>	683.183	184.861
<i>idademae</i>	683.183	184.861
<i>desocupmae</i>	683.183	184.861
Sul		
<i>pesobaixo</i>	256.500	75.838
<i>estcivilmae</i>	256.500	75.838
<i>mesprenat</i>	256.500	75.838
<i>maesvelhas</i>	256.500	75.838
<i>desocupmae</i>	256.500	75.838
Centro-Oeste		
<i>pesobaixo</i>	160.056	47.455
<i>estcivilmae</i>	160.056	47.455
<i>mesprenat</i>	160.056	47.455

<i>maesvelhas</i>	160.056	47.455
<i>desocupmae</i>	160.056	47.455

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

Na Região Norte, a diferença entre o número de mães nos grupos de controle e tratamento é grande, sugerindo uma desigualdade educacional significativa. Similar ao Norte, no Nordeste, o grupo de controle tem um número maior de mães, indicando uma disparidade na educação materna. Já a Região Sudeste mostra uma das maiores quantidades de mães no grupo de tratamento, refletindo melhores níveis educacionais comparados às outras regiões. Na Região Sul, a diferença entre os grupos de controle e tratamento é menor, sugerindo uma distribuição mais equilibrada da escolaridade materna. Por fim, na Região Centro-Oeste a diferença entre os grupos é menor que em outras regiões, mas ainda assim significativa.

Os dados sobre a distribuição das variáveis (Tabela 2 e Tabela 3) revelam mudanças significativas nas variáveis relacionadas à saúde materna e infantil no Brasil entre 2012 e 2022. O aumento da proporção de peso baixo ao nascer e das mães de idade avançada, juntamente com a melhoria no início do pré-natal, contribuem para a reflexão dos desafios e progressos da saúde pública. Além disso, a redução na proporção de mães casadas ou em união estável e na taxa de desocupação das mães indicam mudanças nos padrões sociais e econômicos.

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

Com base na seção anterior, esta seção analisa os resultados do *Propensity Score Matching* (PSM) para as variáveis selecionadas. A base de dados foi dividida por ano para estimar o modelo Logit e obter o *Propensity Score* (PS). Foi utilizado o método de emparelhamento *Stratification Matching* (Pareamento Estratificado).

Inicialmente, a análise é feita para o ano de 2012, com cortes regionais. A maior amostra é da Região Sudeste, contendo 866.860 indivíduos, enquanto a Região Centro-Oeste possui a menor amostra, com 182.472 indivíduos.

A Tabela 4 apresenta os coeficientes do modelo Logit para as variáveis selecionadas, indicando a propensão do indivíduo a pertencer ao grupo de tratamento (possuir ensino superior completo).

Tabela 4 - Resultados do Modelo Logit para Estimação do *Propensity Score* para o ano de 2012

VARIÁVEIS	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
<i>desocupmae</i>	-2,5201*** (0,0257)	-2,0081*** (0,0174)	-2,5087*** (0,0099)	-2,4946*** (0,0182)	-2,8925*** (0,0213)
<i>estcivilmae</i>	0,6947*** (0,022)	1,0220*** (0,0144)	1,1963*** (0,0082)	0,9373*** (0,0131)	0,9900*** (0,0189)
<i>idademae</i>	0,9559*** (0,0249)	0,9727*** (0,0142)	0,7375*** (0,0084)	0,6548*** (0,0133)	0,8463*** (0,0204)
<i>mesprenat</i>	1,2208*** (0,0242)	0,9146*** (0,0157)	1,0067*** (0,0117)	0,8349*** (0,0171)	0,5042*** (0,0205)
<i>_cons</i>	-3,3267*** (0,0280)	-3,7528*** (0,0185)	-2,7856*** (0,0127)	-2,6321*** (0,0191)	-1,9904*** (0,0239)
Número de Observações	241.022	584.367	866.860	335.363	182.472
LR chi2	22657,53	40166,24	176667,15	54141,19	40711,64
Prob>chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R2	0,2165	0,1497	0,2502	0,1970	0,2729

Nota: * Significativo a 10%. ** Significativo a 5%. ***Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

Inicialmente, a variável *desocupmae* apresenta todos os coeficientes negativos e estatisticamente significantes a 1% para todas as regiões. Isso indica que, em comparação com mães ocupadas, as mães desocupadas têm uma probabilidade menor de estarem no grupo de tratamento em todas as regiões. A diferença é mais proeminente no Centro-Oeste, onde a probabilidade de estar no grupo de tratamento para mães desocupadas é menor do que para mães ocupadas.

A variável *estcivilmae* contém todos os coeficientes positivos e estatisticamente significantes a 1% para todas as regiões, exceto o Norte. Isso indica que, em comparação com mães solteiras, as mães casadas ou em união estável têm uma probabilidade maior de estarem no grupo de tratamento em todas as regiões, exceto no Norte. A diferença é maior no Sudeste, onde a probabilidade de estar no grupo de tratamento para mães casadas ou em união estável é 1,19 vezes maior do que para mães solteiras.

Em relação a idade da mãe, a variável *idademae*, para todas as regiões, apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significantes a 1% para todas as regiões. Isso indica que, a cada ano a mais de idade, a probabilidade de uma mãe estar no grupo de tratamento aumenta. A diferença é mais acentuada no Nordeste, onde o aumento de um ano na idade aumenta em 97,27% a propensão da mãe estar no grupo de tratamento.

A variável *mesprenat*, indica que todos os coeficientes são positivos e estatisticamente significantes a 1% para todas as regiões. Logo, em comparação com mães que não iniciaram o pré-natal, as mães que iniciaram o pré-natal no primeiro trimestre têm uma probabilidade maior de estarem no grupo de tratamento em todas as regiões.

A Tabela 5 apresenta os resultados do método de pareamento por estratificação aplicado aos dados do SINASC/DATASUS para o ano de 2012. O objetivo do pareamento é comparar o efeito de um tratamento (variável de interesse) entre dois grupos: o grupo tratado (que recebeu o tratamento) e o grupo controle (que não recebeu o tratamento).

O pareamento por estratificação busca minimizar as diferenças entre os grupos em relação a outras variáveis que podem influenciar o resultado, a fim de obter uma comparação mais justa. Foram utilizadas 50 repetições, conforme pontuado por Becker e Ichino (2002), sendo este um número padrão.

Tabela 5 - Resultados do Pareamento por Estratificação para o ano de 2012

Método	Tratados	Controle	ATT	Desvio-Padrão	t
Norte					
Erros Padrão Analíticos	13.609	227.413	0,009	0,003	3,647
Erros Padrão Bootstraped	13.609	227.413	0,009	0,003	3,426
Nordeste					
Erros Padrão Analíticos	35.619	548.748	0,010	0,002	6,487
Erros Padrão Bootstraped	35.619	548.748	0,010	0,002	6,297
Sudeste					
Erros Padrão Analíticos	122.482	744.378	0,002	0,001	2,048
Erros Padrão Bootstraped	122,482	744,378	0,002	0,001	2,357
Sul					
Erros Padrão Analíticos	47.846	287.517	0,006	0,002	3,678
Erros Padrão Bootstraped	47.846	287.517	0,006	0,002	3,279
Centro-Oeste					
Erros Padrão Analíticos	-	-	-	-	-
Erros Padrão Bootstraped	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

Os resultados mostram que o efeito do tratamento (possuir ensino superior completo) é positivo e estatisticamente significativo em todas as regiões analisadas, com exceção da região Centro-Oeste². Os métodos de erros padrão analíticos e erros padrão *bootstraped* foram utilizados para calcular o desvio padrão e a estatística t.

Para a Região Norte, ambos os métodos (erros padrão analíticos e *bootstraped*) indicam um efeito médio de tratamento (ATT) de 0,009 para o grupo de tratamento em relação ao grupo de controle, com uma estatística t significativa, mostrando que a diferença observada é estatisticamente robusta. Similarmente, para a Região Nordeste, tanto os erros padrão analíticos quanto os *bootstraped* mostram um ATT de 0,010, com uma estatística t mais alta, indicando uma diferença ainda mais significativa entre os grupos. As regiões Sudeste e Sul apresentam

² Na análise do *Propensity Score* para a Região Centro-Oeste não foi possível determinar um número ideal de blocos para o balanceamento. Isso impossibilitou a mensuração do pareamento por estratificação.

ATT menores (0,002 e 0,006, respectivamente), com estatísticas t variando, mas ainda indicando diferenças estatisticamente significantes.

A Tabela 6 apresenta a análise realizada para o ano de 2022, com cortes regionais. A maior amostra é da Região Sudeste, contendo 868.044 indivíduos, enquanto a Região Centro-Oeste possui a menor amostra, com 207.511 indivíduos.

Tabela 6 - Resultados do Modelo Logit para Estimação do *Propensity Score* para o ano de 2022

Variáveis	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
<i>desocupmae</i>	-1,8074*** (0,0162)	-1,7261*** (0,0122)	-2,1242*** (0,0080)	-2,0469*** (0,0135)	-2,2053*** (0,0154)
<i>estcivilmae</i>	0,8269*** (0,0145)	1,0725*** (0,0090)	1,2015*** (0,0065)	1,0749*** (0,0095)	1,2276*** (0,0127)
<i>idademae</i>	1,0391*** (0,0165)	0,9560*** (0,0094)	0,8791*** (0,0065)	0,7875*** (0,0104)	0,8689*** (0,0143)
<i>mesprenat</i>	0,9055*** (0,0192)	0,6409*** (0,0132)	0,7303*** (0,0110)	0,5002*** (0,0159)	0,6273*** (0,0197)
<i>_cons</i>	-2,7933*** (0,0204)	-2,8876*** (0,0140)	-2,2901*** (0,0115)	-1,9322*** (0,0164)	-1,9475*** (0,0205)
Número de observações	258.151	589.804	868.044	332.338	207.511
LR chi2	29920,44	67182,87	203150,20	66436,83	54764,53
Prob>chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R2	0,1731	0,1527	0,2260	0,1861	0,2454

Nota: * Significativo a 10%. ** Significativo a 5%. ***Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

A partir dos resultados da Tabela 6, analisando o ano de 2022, observa-se que a variável *desocupmae* apresenta coeficientes negativos e estatisticamente significantes a 1% para todas as regiões. Isso significa que, em comparação com mães ocupadas, as mães desocupadas têm menor probabilidade de participar do grupo de tratamento em todas as regiões. No caso específico, essa menor probabilidade se concentra em mães que não possuem ensino superior completo, sendo as mães das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste as que apresentam a menor probabilidade, respectivamente.

A variável *estcivilmae*, para o ano de 2022, apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significantes a 1% para todas as regiões. Isso significa que, em comparação com mães solteiras, mulheres casadas ou em união estável têm maior probabilidade de participar do programa em todas as regiões, exceto no Norte. A maior disparidade foi observada

na Região Sudeste, onde a probabilidade de participação para mulheres casadas ou em união estável era 1,22 vezes maior do que para mães solteiras.

Em relação à idade da mãe, em 2022, a variável *idademae* apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significantes a 1% para todas as regiões. Isso indica que, a cada ano a mais de idade, a probabilidade de uma mãe estar no grupo de tratamento aumenta. O Norte se destaca com a diferença mais expressiva, onde o acréscimo de um ano na idade da mãe aumenta em 1,04 vezes a propensão de ela estar no grupo de tratamento.

A variável *mesprenat*, que indica se a mãe iniciou o pré-natal no primeiro trimestre de gestação, apresenta todos os seus coeficientes positivos e estatisticamente significativos a 1% para todas as regiões. Ou seja, quanto maior o número de mães iniciando o pré-natal no primeiro trimestre de gestação, maior a probabilidade de estas mulheres estarem no grupo de tratamento. Dentre as regiões analisadas, a que apresenta maior probabilidade é a Região Norte.

A Tabela 7 apresenta os resultados do método de pareamento por estratificação aplicado aos dados do SINASC/DATASUS para o ano de 2022.

Tabela 7 - Resultados do Pareamento por Estratificação para o ano de 2022

Método	Grupo de Tratados	Grupo de Controle	ATT	Desvio-Padrão	t
Norte					
Erros Padrão Analíticos	26.977	231.174	0,000	0,002	0,251
Erros Padrão Bootstraped	26.977	231.174	0,000	0,002	0,231
Nordeste					
Erros Padrão Analíticos	72.585	517.219	0,001	0,001	0,569
Erros Padrão Bootstraped	72.585	517.219	0,001	0,001	0,540
Sudeste					
Erros Padrão Analíticos	184.861	683.183	-0.005	0,001	-4,904
Erros Padrão Bootstraped	184.861	683.183	-0.005	0,001	-4,411
Sul³					

³ Na análise do Propensity Score para a Região Sul não conseguiu determinar um número ideal de blocos para o balanceamento. Isso impossibilitou a mensuração do pareamento por estratificação, semelhante ao ocorrido com a Região Centro-Oeste para o ano de 2012.

Erros Padrão Analíticos	-	-	-	-	-
Erros Padrão Bootstraped	-	-	-	-	-
Centro-Oeste					
Erros Padrão Analíticos	47.455	160.056	-0,002	0,002	-0,786
Erros Padrão Bootstraped	47.455	160.056	-0,002	0,002	-0,793

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do SINASC/DATASUS (2024).

Os resultados mostram que o efeito do tratamento (possuir ensino superior completo) é estatisticamente significativo apenas na Região Sudeste. Foram utilizados métodos de erros padrão analíticos e *bootstraped* para calcular o desvio padrão e a estatística t.

Nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, a análise do efeito médio do tratamento nos tratados (ATT) não revelou diferenças entre os grupos de tratamento e controle, nem significância estatística. Portanto, não é possível identificar um impacto do tratamento nos grupos de interesse nessas regiões.

Por outro lado, a Região Sudeste apresentou um ATT de -0,005, indicando que o grupo de controle teve um resultado ligeiramente melhor do que o grupo de tratados. Os valores de t (-4,904 e -4,411) são elevados em magnitude negativa, sugerindo que essa diferença é estatisticamente significativa. Isso aponta para uma diferença substancial entre o grupo tratado e o grupo de controle na Região Sudeste.

Com relação aos anos analisados, os coeficientes das regressões logísticas apresentaram valores estáveis e consistentes. Essa consistência indica que o comportamento das variáveis que determinavam a probabilidade de estar no grupo de tratamento se manteve similar no período.

A variável *mesprenat*, que representa o início das consultas de pré-natal no primeiro trimestre de gravidez, apresentou coeficientes positivos e estatisticamente significantes. Isso significa que as mães que iniciaram as consultas no primeiro trimestre tinham maior probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento.

Esses resultados estão em consonância com os achados de MOLLER et al., (2017) e Vale, Almeida e Almeida (2021), que demonstraram que mães que realizam um número maior de consultas pré-natal têm maior probabilidade de receber orientação adequada sobre saúde

materna e infantil, incluindo informações sobre o tratamento em questão. Além disso, iniciar o pré-natal no primeiro trimestre de gravidez permite um acompanhamento mais abrangente da saúde da mãe e do bebê, aumentando a chance de identificar e tratar precocemente possíveis complicações, incluindo a necessidade de participar do tratamento.

Conforme argumentado por Lopes Filho e Silva Neto (2018), a educação materna pode ser um fator protetor contra a mortalidade infantil. Mães com maior nível de escolaridade têm maior acesso à informação sobre saúde materna e infantil, o que pode ajudá-las a tomar decisões mais conscientes sobre seus cuidados pré-natais e pós-parto. Além disso, a educação pode levar a melhores condições de vida para as mulheres e seus filhos, como melhores condições de moradia, alimentação e saneamento básico, o que pode reduzir o risco de mortalidade infantil.

A variável *idademae* representa a idade materna no momento do nascimento do bebê, sendo classificada em três faixas etárias: (i) mães adolescentes: idade igual ou inferior a 19 anos; (ii) mães adultas: idade igual ou superior a 20 anos e igual ou inferior a 34 anos; (iii) mães mais velhas: idade igual ou superior a 35 anos.

No presente estudo, foi analisada a relação entre mães com idade igual ou superior a 35 anos e estas terem o ensino superior completo. Os resultados demonstraram que os coeficientes foram positivos e estatisticamente significantes. Isso significa que as mulheres na faixa etária dos 35 anos ou mais apresentam maior probabilidade de possuir maior nível de escolaridade, o que se configura como um fator importante para a redução do baixo peso ao nascer e da mortalidade infantil (GRAVENA et al., 2013).

A variável *estcivilmae* investigou a relação entre o estado civil das mães e a probabilidade de pertencerem ao grupo de tratamento. Os resultados demonstraram que os coeficientes foram positivos e estatisticamente significantes. Isso significa que as mães casadas apresentam maior probabilidade de estarem inseridas no grupo de tratamento, ou seja, de possuírem maior nível de escolaridade. Mães casadas e com maior nível de escolaridade tendem a ter melhor suporte domiciliar, além de possuírem acesso a assistência pré-natal mais precocemente e com melhor qualidade (SASS et al., 2011).

A variável *desocupmae* explora a relação entre a desocupação materna e o nível de escolaridade. No presente estudo, o foco foi na análise da relação entre as mães que não possuíam ocupação formal e sua probabilidade de pertencerem ao grupo com maior nível educacional. Os resultados demonstraram coeficientes altamente negativos e estatisticamente

significantes. Isso significa que as mães que se autodeclararam donas de casa, estudantes ou desempregadas crônicas – ou seja, que não exerciam uma atividade profissional formal – apresentavam maior probabilidade de não pertencerem ao grupo de tratamento, ou seja, de não possuírem ensino superior completo.

Mães que não possuem ocupação formal geralmente enfrentam um menor nível de renda disponível. Essa situação gera maiores riscos socioeconômicos, que podem se intensificar durante a gestação. Entre os principais desafios, pode-se destacar a ausência de acesso a alimentos nutritivos e adequados, dificuldade no acesso a serviços essenciais de pré-natal e vivência em condições precárias de moradia. Além disso, o menor nível de escolaridade dificulta a posição dessas mães no mercado de trabalho, sendo que, por um lado, parte dessas mães abrem mão do trabalho formal para se dedicarem apenas ao lar (MAIA; SOUZA, 2010).

Alguns fatores podem explicar essa relação, tais como: o acesso à educação de qualidade varia significativamente entre as regiões do país. O Sudeste, em geral, possui melhores condições educacionais, o que pode contribuir para o maior nível de escolaridade das mães nessa região. As regiões Sul, Nordeste e Norte apresentam, em média, menores índices de desenvolvimento socioeconômico, o que pode influenciar o nível de escolaridade das mães. As diferenças culturais entre as regiões podem influenciar a valorização da educação e as oportunidades de acesso ao ensino formal (SILVA; HASENBALG, 2000).

O presente estudo concentrou-se na análise do impacto da educação sobre a incidência de baixo peso ao nascer, considerando principalmente a escassez de análises semelhantes na literatura. Conforme demonstrado, as desigualdades no acesso à educação ainda são evidentes, afetando fortemente as regiões Norte e Nordeste. Apesar de um aumento significativo no percentual de mães com ensino superior completo nessas regiões, os números ainda estão abaixo da média nacional, refletindo-se também nas demais variáveis analisadas. Como era esperado, as regiões do Centro-Sul do país apresentaram os melhores resultados, na maioria dos casos, acima da média nacional.

Os resultados do pareamento para o ano de 2012 apresentaram significância estatística, confirmando o impacto positivo de um maior nível de escolaridade materna na redução da incidência de baixo peso ao nascer. No entanto, conforme destacado por Amoah e Asamoah (2022), que encontraram um impacto significativo da educação materna na redução da mortalidade infantil, outras variáveis também influenciam a incidência da variável dependente.

A educação materna, neste contexto, é um meio importante para alcançar melhores condições que podem gerar resultados positivos em outras variáveis associadas à saúde infantil.

Diferente do observado em 2012, os resultados para o ano de 2022 apresentaram significância estatística apenas para a Região Sudeste, porém com uma relação negativa. Nesse caso, o grupo de controle apresentava melhores condições do que o grupo de tratamento. Esse resultado pode ser interpretado à luz do paradoxo do baixo peso ao nascer, onde em regiões mais desenvolvidas é comum que a incidência de baixo peso seja maior, pois possuem melhores condições de salvar bebês, especialmente em casos de prematuridade. Portanto, pode-se inferir que mães com maior nível de escolaridade tendem a ter melhor renda e, consequentemente, melhor assistência, possibilitando resultados positivos em situações adversas.

Para as demais regiões analisadas, não foi possível observar diferenças significativas entre os grupos, nem encontrar significância estatística para estimar a relação entre as duas variáveis. A falta de significância ao analisar o impacto exclusivo da educação não é incomum na literatura, refletindo resultados similares encontrados por Chen e Li (2008), que examinaram o impacto do maior nível de educação materna na nutrição sem conseguir inferir a causalidade esperada. Isso destaca a importância de considerar outras variáveis para alcançar o resultado desejado em conjunto.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo investigou a relação entre a educação materna e o baixo peso ao nascer, utilizando um conjunto de microdados provenientes da Declaração de Nascidos Vivos (DN), disponíveis no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). O método de *Propensity Score Matching* (PSM) foi empregado para minimizar o viés de seleção, abrangendo dados dos anos de 2012 e 2022.

Embora uma relação entre as variáveis tenha sido identificada, os resultados não comprovaram um efeito causal direto do nível educacional materno sobre o baixo peso ao nascer. O aumento da escolaridade materna, isoladamente, pode não ser suficiente para reduzir significativamente o índice de baixo peso ao nascer, conforme demonstrado pelas análises de pareamento. Estratégias mais abrangentes, que levem em consideração os diversos fatores que influenciam a saúde materna e infantil, provavelmente serão mais eficazes para alcançar essa meta.

É relevante ressaltar que este estudo não minimiza o impacto da educação materna na saúde tanto da mãe quanto do bebê. Outros fatores, como acesso a cuidados de saúde pré-natal, nutrição materna durante a gestação e condições socioeconômicas, também podem ter um impacto significativo. A educação materna pode trazer vantagens, como maior conhecimento sobre cuidados pré-natais, nutrição e práticas de higiene, que, por sua vez, podem contribuir para mitigar o problema do baixo peso ao nascer.

Diante do exposto, torna-se evidente a necessidade de políticas públicas e intervenções que incentivem a educação das mulheres, não apenas como uma forma de reduzir o índice de baixo peso ao nascer, mas também como um investimento no desenvolvimento social e econômico das famílias e comunidades.

REFERÊNCIAS

- ABBAS, F. et al. **Impact of children born with low birth weight on stunting and wasting in Sindh province of Pakistan: a propensity score matching approach**. Scientific Reports, v. 11, n. 1, p. 19932, 2021.
- ALDERMAN, H.; BEHRMAN, J. R. **Reducing the incidence of low birth weight in low-income countries has substantial economic benefits**. The World Bank Research Observer, v. 21, n. 1, p. 25-48, 2006.
- ALVARENGA, P. et al. **Escolaridade materna e indicadores desenvolvimentais na criança: mediação do conhecimento materno sobre o desenvolvimento infantil**. Psico, v. 51, n. 1, p. e31622-e31622, 2020.
- AMARAL FILHO, J. **A endogeneização no desenvolvimento econômico regional e local**. Planejamento e Políticas Públicas, n. 23, 2001.
- AMOAHA, A.; ASAMOAHA, M. K. **Child survival: the role of a mother's education**. Heliyon, v. 8, n. 11, 2022.
- ANTHONY, E. R. et al. **Examining the causal impact of prenatal home visiting on birth outcomes: A propensity score analysis**. Maternal and Child Health Journal, v. 25, p. 947-955, 2021.
- BARRÍA-PAILAQUILÉN, R. M. et al. **Trends in infant mortality rate and mortality for neonates born at less than 32 weeks and with very low birth weight**. Revista Latino-Americana de Enfermagem, v. 19, p. 977-984, 2011.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A. **Estimation of average treatment effects based on propensity scores**. The Stata Journal, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.
- BLENCOWE, H. et al. **National, regional, and worldwide estimates of preterm birth rates in the year 2010 with time trends since 1990 for selected countries: a systematic analysis and implications**. The Lancet, v. 379, n. 9832, p. 2162-2172, 2012.
- BRASIL. **Constituição (1988)**. Emenda Constitucional nº 59, de 11 de novembro de 2009. Brasília, DF: Presidência da República, 2009.

CAIRA-CHUQUINEYRA, B. et al. **Association between inadequate prenatal care and low birth weight of newborns in Peru: Evidence from a Peruvian demographic and health survey.** Heliyon, v. 9, n. 4, 2023.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. **Some practical guidance for the implementation of propensity score matching.** Journal of Economic Surveys, v. 22, n. 1, p. 31-72, 2008.

CASSIANO, A. C. M. et al. **Saúde materno infantil no Brasil: evolução e programas desenvolvidos pelo Ministério da Saúde.** Revista do Serviço Público, v. 65, n. 2, p. 227-244, 2014.

CAVALCANTI, I. T. D. N. **Análise do diferencial de desempenho entre estudantes cotistas e não cotistas da UFBA pelo propensity score matching.** 2015. 158 f. Tese de Doutorado. Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2015.

CHEN, Y.; LI, H. **Mother's education and child health: Is there a nurturing effect?.** Journal of Health Economics, v. 28, n. 2, p. 413-426, 2009.

FRANCESCHINI, S. C. C. et al. **Fatores de risco para o baixo peso ao nascer em gestantes de baixa renda.** Revista de Nutrição, v. 16, p. 171-179, 2003.

FOSU, M. O. et al. **Low birth weight and associated maternal factors in Ghana.** J Biol Agric Healthcare, v. 3, n. 7, 2013.

GADELHA, C. A. G. et al. **Saúde e territorialização na perspectiva do desenvolvimento.** Ciência & Saúde Coletiva, v. 16, n. 6, p. 3003-3016, 2011.

GANDRA, J. M. F. V. **O impacto da educação em tempo integral no desempenho escolar: Uma avaliação do programa Mais Educação.** 2017.

GOMES, F. Z.; ADORNO, R. C. F. **Crescimento e desenvolvimento na prática dos serviços de saúde. Revisão histórica do conceito de criança.** Revista de Saúde Pública, v. 24, p. 204-211, 1990.

GRAVENA, A. A. F. et al. **Idade materna e fatores associados a resultados perinatais.** Acta Paulista de Enfermagem, v. 26, p. 130-135, 2013.

- GROSSMAN, M. **On the concept of health capital and the demand for health.** In: **Determinants of health: an economic perspective.** Columbia University Press, 2017. p. 6-41.
- HAIDAR, F. H.; OLIVEIRA, U. F.; NASCIMENTO, L. F. C. **Escolaridade materna: correlação com os indicadores obstétricos.** Cadernos de Saúde Pública, v. 17, p. 1025-1029, 2001.
- HAIR, J. F. et al. **When to use and how to report the results of PLS-SEM.** European Business Review, v. 31, n. 1, p. 2-24, 2019.
- HIDALGO-LOPEZOSA, P. et al. **Socio-demographic factors associated with preterm birth and low birth weight: A cross-sectional study.** Women and Birth, v. 32, n. 6, p. e538-e543, 2019.
- HIRSCHMAN, A. O. **A generalized linkage approach to development, with special reference to staples.** Economic Development and Cultural Change, v. 25, p. 67, 1977.
- HOLLOMON, H. A.; DOBBINS, D. R.; SCOTT, K. G. **The effects of biological and social risk factors on special education placement: Birth weight and maternal education as an example.** Research in Developmental Disabilities, v. 19, n. 3, p. 281-294, 1998.
- LIMA, D. L. et al. **Regionalização da saúde no Brasil.** In: GIOVANELLA, L. et al. (Org.). **Políticas e sistema de saúde no Brasil.** Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2008. p. 823-852.
- LOPES FILHO, J. R.; SILVA NETO, L. S. **Relação entre mortalidade infantil e escolaridade materna no estado do Tocantins de 2010 a 2015.** Revista de Patologia do Tocantins, v. 5, n. 4, p. 5-11, 2018.
- LÓPEZ, S. R. et al. **Urban social environment and low birth weight in 360 Latin American cities.** BMC Public Health, v. 21, p. 1-10, 2021.
- MACIEL, P. J.; ANDRADE, J.; TELES, V. **Educação e crescimento regional no Brasil.** ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA—ANPEC, XXXIX, 2011.
- MAIA, R. R. P.; SOUZA, J. M. P. **Fatores associados ao baixo peso ao nascer em município do norte do Brasil.** Journal of Human Growth and Development, v. 20, n. 3, p. 735-744, 2010.

MOLLER, A. et al. **Early antenatal care visit: a systematic analysis of regional and global levels and trends of coverage from 1990 to 2013**. The Lancet Global Health, v. 5, n. 10, p. e977-e983, 2017.

MONTEIRO, M. F. G. **O efeito da educação materna sobre o risco da mortalidade infantil**. Revista Brasileira de Estudos de População, v. 7, n. 1, p. 74-86, 1990.

NASSER, B. **Economia regional, desigualdade regional no Brasil e o estudo dos eixos nacionais de integração e desenvolvimento**. 2000.

NASCIMENTO, L. F. C. **Análise hierarquizada dos fatores de risco para o baixo peso ao nascer**. Revista Paulista de Pediatria, v. 23, n. 2, p. 76-82, 2005.

NILSON, L. G. et al. **Proporção de baixo peso ao nascer no Brasil e regiões brasileiras, segundo variáveis sócio-demográficas**. Revista de Saúde Pública de Santa Catarina, v. 8, n. 1, p. 69-82, 2015.

OLIVEIRA, J. C. **Análise do crescimento econômico e das desigualdades regionais no Brasil**. Estudos do CEPE, v. 28, p. 5-26, 2008.

OLIVEIRA, L. L. et al. **Fatores maternos e neonatais relacionados à prematuridade**. Revista da Escola de Enfermagem da USP, v. 50, p. 382-389, 2016.

PACHECO, V. C. et al. **As influências da raça/cor nos desfechos obstétricos e neonatais desfavoráveis**. Saúde em Debate, v. 42, p. 125-137, 2018.

PINHO NETO, V. R.; MACHADO, C. **Transferências condicionais de renda e nutrição: efeitos do Bolsa Família nas áreas rurais e urbanas do Brasil**. 2017.

PORTO, S. M. **Justiça social, equidade e necessidade em saúde**. 1998.

RAHU, K. et al. **Effect of birth weight, maternal education and prenatal smoking on offspring intelligence at school age**. Early Human Development, v. 86, n. 8, p. 493-497, 2010.

RIBEIRO, R.; CACCIAMALI, M. C. **Impactos do Programa Bolsa Família sobre os indicadores educacionais**. Revista Economia, v. 13, n. 2, p. 415-446, 2012.

ROCHA, M. E. B. O. **Saúde e educação: uma análise de impacto utilizando Propensity Score Matching**. 2021.

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.

SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A. **O impacto do Programa Saúde da Família sobre a saúde das crianças da área rural do Brasil**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 55, n. 2, p. 227-246, 2017.

SASS, A. et al. **Resultados perinatais nos extremos da vida reprodutiva e fatores associados ao baixo peso ao nascer**. Revista Gaúcha de Enfermagem, v. 32, p. 362-368, 2011.

SAVITSKY, B. et al. **Family Income and Low Birth Weight in Term Infants: a Nationwide Study in Israel**. Maternal and Child Health Journal, v. 26, n. 9, p. 1820-1832, 2022.

SILVA, A. A. M. et al. **O paradoxo epidemiológico do baixo peso ao nascer no Brasil**. Revista de Saúde Pública, v. 44, n. 5, p. 767-775, 2010.

SILVA, N. V; HASENBALG, C. **Tendências da desigualdade educacional no Brasil**. Dados, v. 43, p. 423-445, 2000.

SILVESTRIN, S. **A desigualdade em saúde e o baixo peso ao nascer: uma revisão sistemática com metanálise**. 2012.

SILVESTRIN, S. et al. **Grau de escolaridade materna e baixo peso ao nascer: uma meta-análise**. Jornal de Pediatria, v. 89, p. 339-345, 2013.

TRISNAWATI, I.; SALIMO, H.; MURTI, B. **Biopsychosocial and economic determinants of low birth weight in Jambi, South Sumatera: Path analysis**. Journal of Maternal and Child Health, v. 3, n. 1, p. 1-10, 2018.

VALE, C. C. R.; ALMEIDA, N. K. O.; ALMEIDA, R. M. V. R. **Association between prenatal care adequacy indexes and low birth weight outcome**. Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia, v. 43, p. 256-263, 2021.

VICTORA, C. G. et al. **Saúde de mães e crianças no Brasil: progressos e desafios**. 2011.

VILLAR, J.; BELIZÁN, J. M. **The relative contribution of prematurity and fetal growth retardation low birth weight in developing and developed societies**. American Journal of Obstetrics and Gynecology, v. 143, n. 7, p. 793-798, 1982.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **Global nutrition targets 2025: low birth weight policy brief**. World Health Organization, 2014.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **Appropriate technology for birth**. Lancet, v. 2, p. 436-437, 1985.