
FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE INFANTIL NO BRASIL

Child health production function in Brazil

Cristiéle de Almeida Vieira

Economista. Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Economista. Bolsista CNPq e CAPES. crissavieira@gmail.com

Resumo: O objetivo deste artigo é estimar uma Função de Produção da Saúde Infantil no Brasil para os anos de 2013 e 2019, baseada no modelo teórico de Grossman, que considera a saúde como determinante na Teoria do Capital Humano. Os dados foram obtidos da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), e a estimação foi realizada utilizando o método *probit*. Uma função de produção descreve a relação entre o produto (variável dependente) e os fatores associados (ou insumos) que influenciam esse resultado. No caso desta pesquisa, os insumos incluem determinantes socioeconômicos, de assistência médica e de informação. Os resultados revelaram diferentes cenários para crianças que vivem em áreas urbanas e rurais do Brasil. Para crianças rurais, a renda foi o fator determinante na função de produção. Em contraste, na área urbana, fatores como sexo feminino, pertencimento aos grupos racialmente identificados como brancos/amarelos, residência em domicílios com saneamento adequado, ausência de pobreza, posse de plano de saúde e acesso à informação mostraram-se significativos na promoção da saúde infantil. Esses resultados destacam a complexidade e as especificidades regionais na promoção da saúde infantil no Brasil, evidenciando a necessidade de políticas públicas diferenciadas conforme o local de residência.

Palavras-chave: Economia da Saúde; desenvolvimento infantil; evidência empírica.

Abstract: The aim of this article is to estimate a production function for child health in Brazil for the years 2013 and 2019, based on Grossman's theoretical model, which considers health as a determinant in Human Capital Theory. Data were obtained from the National Health Survey (PNS), and estimation was conducted using the probit method. A production function describes the relationship between the output (dependent variable) and the associated factors (inputs) that influence this outcome. In this research, inputs include socioeconomic determinants, healthcare access, and information availability. The results revealed different scenarios for children living in urban and rural areas of Brazil. For rural children, income was the determining factor in the production function. In contrast, in urban areas, factors such as female gender, belonging to racially identified groups as white/yellow, residing in households with adequate sanitation, absence of poverty, possession of health insurance, and access to information proved significant in promoting child health. These findings underscore the complexity and regional specificities in promoting child health in Brazil, highlighting the need for differentiated public policies based on the place of residence.

Keywords: Health Economics; child development; empirical evidence.



Este é um artigo publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições desde que o trabalho original seja corretamente citado.

1 INTRODUÇÃO

A vulnerabilidade social e econômica nos primeiros anos de vida afeta diretamente o desenvolvimento humano, econômico e social de toda uma sociedade (Galasso; Umapathi, 2009; Wickman, 2016; Deaton, 2017). Na infância, os indivíduos estão em fase de desenvolvimento cognitivo e, portanto, quaisquer privações ocorridas nesse período geram consequências individuais e agregadas a curto e longo prazo, podendo inclusive se estender para as próximas gerações (intergeracionais) (Sen, 2010; Duflo, 2000; Banerjee; Deaton; Duflo, 2015; Galasso; Umapathi, 2009; Wickman, 2016; Wise, 2016; Deaton, 2017). Uma população infantil saudável está associada a melhores níveis de bem-estar e qualidade de vida, além de gerar maior escolaridade, produtividade e renda na vida adulta (World Health Organization, 2015; Karimi; Brazier, 2016; Jennings; Larson; Yun, 2016; Osei; Nketiah-Amponsah, 2024).

Em termos mundiais, estimativas indicam que, se nenhuma ação for tomada, 69 milhões de crianças morrerão de causas evitáveis, reduzindo as capacidades das futuras gerações. Estatisticamente, crianças com qualidade de vida inferior têm menor probabilidade de sobreviver até o quinto ano de vida (PNUD, 2016). Esse cenário torna-se mais preocupante em países em desenvolvimento, pois estão mais propensos a doenças e enfermidades que já foram superadas em países desenvolvidos. Isso ocorre porque uma vida não saudável resulta de condições de vida precárias, como moradia inadequada e acesso limitado a serviços públicos e de saúde, intensificadas pela desigualdade presente nesses locais. Esses fatores afetam principalmente os indivíduos na primeira infância (de 0 a 5 anos), que são mais suscetíveis às influências do meio social (Wagstaf *et al.*, 2004; Duflo, 2005; Barcellos *et al.*, 2009; Galasso; Umapathi, 2009; Wickman, 2016; Deaton, 2017; Malta; Gomes *et al.*, 2023).

No caso brasileiro, em 2023, cerca de 670 mil crianças de 0 a 6 anos (6,7% do total de crianças inscritas no Cadastro Único de programas sociais do governo federal) vivem com renda mensal familiar *per capita* de até R\$ 218 (Brasil, 2024). O local onde a criança está inserida contribui significativamente para suas vulnerabilidades. De acordo com os dados do Censo, na Região Nordeste há 5,1 milhões de crianças na primeira infância, das quais 3,7 milhões, ou 72%, estão registradas no Cadastro Único (CadÚnico). No Norte, há 1,9 milhão de crianças nessa faixa etária, com 1,4 milhão delas, equivalente a 73%, registradas no CadÚnico. Em contrapartida, na Região Sudeste, que abriga 6,8 milhões de crianças na primeira infância, aproximadamente metade desse total está registrada no CadÚnico, totalizando 3,1 milhões de registros (Brasil, 2024). Nesse sentido, a análise das áreas geográficas torna-se um fator relevante, especialmente aquelas com acentuadas diversidades culturais e socioeconômicas (Bastos; Gomes, 2015; Venson, 2018; Khasanah *et al.*, 2023; Thornton e Yang, 2023).

Neste contexto, o objetivo deste artigo é analisar a evolução temporal dos determinantes socioeconômicos da saúde infantil no Brasil rural e urbano nos anos de 2013 e 2019, por meio da estimação de uma Função de Produção de Saúde Infantil baseada no modelo de Grossman. Para a estimação da função de produção de saúde infantil são utilizados os dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) e modelo *probit*.

Além desta introdução, o artigo está estruturado em mais quatro seções. A seção 2 apresenta uma revisão sobre desenvolvimento e saúde infantil. Na seção 3, explana-se a descrição dos dados e o método *probit*. Na seção 4, são apresentados os resultados e uma discussão com a literatura. Por fim, a última seção traz as considerações finais.

2 DESENVOLVIMENTO E SAÚDE INFANTIL

A saúde de crianças menores de cinco anos é definida como um completo estado de bem-estar físico, social e emocional, que deve proporcionar a esse público oportunidades sociais e econômi-

cas adequadas para o seu desenvolvimento (WHO, 2009, 2015; Karimi; Brazier, 2016; Jennings; Larson; Yun, 2016). Privações (como precarização em saneamento, educação, saúde) sofridas durante a infância, principalmente no período infantil de 0 a 5 anos, são acentuadas pelas desigualdades socioeconômicas e afetam o indivíduo não somente no curto prazo, mas ao longo da sua vida. As sequelas ocasionadas geram dificuldades de desenvolvimento cognitivo, uma maior propensão a dispor de doenças quando adultos, além de menor produtividade e menores rendimentos (Sen, 1999, 2010; Duflo, 2000; Banerjee; Deaton; Duflo, 2004; Galasso; Umapathi, 2009; Heckman, 2011; Wickman, 2016; Wise, 2016; Deaton, 2017; Thornton; Yang, 2023).

As condições de vida na primeira infância inferem nas habilidades, realizações, saúde e educação na fase adulta. Ainda, ao fornecer educação, saúde e padrão de vida adequado para a criança, podem-se amenizar as desigualdades advindas de fatores genéticos e parentais (Heckman, 2011; Duflo, 2005; Bosmans; Decancq; Ooghe, 2015; Thornton; Yang, 2023; Khasanah *et al.*, 2023; Osei; Nketiah-Amponsah, 2024). Segundo Heckman (2011), a realização de investimento em crianças menores de 5 anos melhora o estilo de vida, diminui taxas de criminalidade e reduz o custo social. Deve-se levar em conta, também, que a doença é um dos choques menos previsíveis que podem gerar altos gastos com remédios e tratamento, e assim, expondo as famílias mais vulneráveis à pobreza, e conseqüentemente, acentuando as desigualdades (Sen, 1999, 2010; Pedraza; Queiroz; Sales, 2014; Da Silva Ferreira; Marin, 2016; Brites *et al.*, 2017).

Em suma, o caráter permanente das carências na infância exacerba as desigualdades na sociedade e, portanto, sustenta-se que fornecer um bom início de vida (mediante, por exemplo, o acesso universal a serviços sociais e programas de bem-estar) torna-se um fator importante para alcançar a prosperidade econômica e o desenvolvimento humano de longo prazo (Banerjee; Deaton; Duflo, 2004; Galasso; Umapathi, 2009; Vandemoortele, 2012; Casimiro; Ballester; Garingalao, 2013; Wickman, 2016; Wise, 2016; Deaton, 2017).

Vandemoortele (2012) apresenta quatro argumentos fundamentais para justificar investimentos direcionados às crianças: i) o argumento legal, que destaca a obrigação dos signatários da Convenção das Nações Unidas sobre os Direitos da Criança de garantir esses direitos utilizando todos os recursos disponíveis; ii) o argumento ético, que enfatiza a promoção dos direitos econômicos e sociais das crianças; iii) o argumento econômico, que ressalta que crianças que crescem com qualidade de vida tendem a se tornar adultos mais produtivos, contribuindo assim para a prosperidade econômica; e iv) o argumento político, que aponta que a pobreza reduz as oportunidades de participação democrática. Portanto, para alcançar o desenvolvimento econômico e humano, cada nação deve oferecer serviços e programas que visem melhorar o bem-estar social e a qualidade de vida das crianças. Em termos de saúde pública, o objetivo é promover uma vida saudável e prevenir doenças de maneira equitativa. Dessa forma, fornecer informações sobre as condições de vida da sociedade e suas dificuldades é essencial para decidir de forma eficaz e focalizada os investimentos prioritários (Kanungo *et al.*, 2019).

Nesse contexto, estimções de funções de produção de saúde infantil para avaliação de seus determinantes socioeconômicos tem sido objeto de estudo de diversos pesquisadores na área de Economia e Saúde. As pesquisas, em geral, retratam a saúde infantil pelo estado de saúde, incidência de doenças, morbidade e mortalidade. Além disso, utilizam de variáveis distintas para avaliar o impacto dos fatores socioeconômicos determinantes na função de produção de saúde infantil. O trabalho seminal, que inseriu a variável saúde na Teoria do Capital Humano, e mais especificamente, a saúde infantil, foi dado pelos trabalhos de Grossman e coautores.

No trabalho de Edwards e Grossman (1978) realizado para crianças brancas entre 1963 e 1965, os resultados apontaram não significância da renda, inclusive com probabilidades mais altas de algumas doenças (pressão alta, alergias e tensão) quanto maior a renda da família. Já a escolaridade dos pais, residir na zona urbana, ser o primeiro filho, situação da força de trabalho da mãe, tamanho da família e frequência com que a criança recebeu atendimento odontológico são determinan-

tes importantes para a saúde das crianças. Em conclusão, os autores atentam que noções simplistas de que a renda é a principal fonte de diferenças na saúde infantil não levarão a políticas públicas frutíferas ou bem-sucedidas em relação à saúde infantil. Em consonância, ao considerar as desigualdades de raça, Grossman e Corman (1986) apontaram uma importância da disponibilidade de aborto nas tendências da mortalidade neonatal negra entre 1964 e 1977 e da escolaridade nas tendências da mortalidade neonatal branca nos Estados Unidos em 1977. Ainda, ressalta-se que, para a população negra, não somente o crescimento do aborto domina outras medidas do programa, mas também tendências de escolaridade, pobreza, emprego feminino e disponibilidade de médicos.

Dickie (2005), por outro lado, utilizou informações referentes ao bem-estar social e emocional das crianças combinadas com dados sobre as características econômicas e demográficas das famílias para analisar como as alocações de recursos familiares afetam a saúde das crianças a partir dos dados do Suplemento de Desenvolvimento Infantil de 1997. As estimativas indicaram que as crianças com maiores estoques de capital em saúde, cujos pais investem em cuidados médicos preventivos e corretivos, sofrem menos dias de doença.

Estudos recentes da literatura internacional apontam outros fatores que devem ser considerados como determinantes de saúde infantil, como na análise feita por Agheli e Emamgholipour (2015) no Irã entre 1980 e 2012, em que as elasticidades da expectativa de vida em relação à renda *per capita* foi positiva, bem como as elasticidades da expectativa de vida em relação à taxa de vacinação contra doenças e à escolaridade. Os autores salientaram que uma vida mais saudável e longa exige que os formuladores de políticas adotem políticas mais eficientes a fim de aumentar o poder de compra, melhorar o nível geral de educação e investir na imunização de pessoas contra doenças.

Pelo estudo do efeito do *status* socioeconômico da família na demanda por saúde infantil em Gana, Quênia e Zâmbia em 2014 feito por Arthur (2019) a partir de uma regressão logística, o autor apontou que a probabilidade de buscar cuidados de saúde adequados para a criança aumenta com a riqueza da família, proximidade da unidade de saúde, mulher no mercado de trabalho e quando ambos os pais tomam decisões. Ainda, a chance de procurar tratamento para a criança cai com a ordem de nascimento e idade da criança. Em conclusão, é necessário educar ambos os pais sobre cuidados apropriados para seus filhos independentemente da idade e ordem de nascimento.

No Brasil, o modelo de Grossman foi utilizado para estimar funções de produção da população em geral, como nos trabalhos de Kassouf (2005), Sousa e Leite Filho (2008), Sousa, Santos e Jacinto (2013) e Da Silva, Dos Santos e Balbinotto Neto (2016), e para idosos em Gobi *et al.* (2019). Até o presente momento não foram encontrados na literatura nacional trabalhos baseados no modelo teórico de Grossman para a faixa etária infantil.

A partir dos estudos abordados, foi possível observar que há uma ampla gama de determinantes que afetam a função de produção de saúde infantil, desde fatores parentais (educação dos pais, tomada de decisão, ser o primeiro filho, ocupação da mãe), socioeconômicos (renda, educação, pobreza), demográficos (região censitária), acesso a saúde (clínicas de aborto, terapia intensiva neonatal, programas sociais, atendimento odontológico, cuidados médicos preventivos e corretivos) e informação (TV, internet). Ainda, destaca-se a importância na utilização de microdados, com os quais é possível relacionar em nível individual o produto e os insumos, e não apenas inferir sobre médias gerais (como, por exemplo, dados percentuais em nível de municípios). Foi observado, também, uma carência (inexistência) de estudos nacionais que mensuram a Função de produção de saúde infantil no Brasil baseados no modelo teórico de Grossman.

Para tentar preencher as lacunas verificadas, o presente trabalho estima uma função de produção de saúde infantil para o Brasil rural e urbano em 2013 e 2019, para analisar além da evolução temporal as discrepâncias por região censitária. Na próxima seção, estão apresentados os aspectos metodológicos adotados, com a fonte, descrição e método utilizados.

3 METODOLOGIA

Na primeira parte desta seção, é exposta a aplicabilidade do método *probit* no presente estudo (seção 3.1). Em seguida, são apresentadas a descrição e a fonte dos dados (seção 3.2).

3.1 Método

Esta seção foi baseada nos trabalhos seminais de Grossman (1972, 1999, 2000, 2006). A função de utilidade intertemporal de um consumidor no modelo de Grossman é dada por:

$$U = U(\Phi_t H_t, Z_t), \quad t = 0, 1, \dots, n \quad (1)$$

Onde H_t é o estoque de saúde na idade t , Φ_t é o fluxo de serviço por unidade de trabalho, Z_t é o consumo de outro insumo. O investimento líquido ($H_{t+1} - H_t$) do estoque de saúde irá depender da depreciação (δ_t), tal que:

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t \quad (2)$$

Assim, os consumidores irão produzir investimento bruto na função de utilidade de acordo com um conjunto de funções de produção doméstica:

$$I_t = I_t(M_t, TH_t, E) \quad (3)$$

$$Z_t = Z_t(X_t, T_t, E) \quad (4)$$

A equação 3 refere-se à função de investimento bruto (I_t), que irá depender de um vetor de insumos (M_t), do tempo gasto investido em saúde (TH) e do estoque de capital humano exclusivo de saúde (E). A equação 4 refere-se à função para produção do bem Z_t , onde X_t é um vetor de insumos, T mede o tempo e E representa o capital humano exclusivo do capital saúde.

Em suma, a função de produção em saúde é afetada por variáveis de escolha ou insumos em saúde (M_t e X_t) e eficiência ou produtividade do consumidor (E). Os insumos de saúde são determinados por cuidados médicos e pessoais (como exercícios físicos, consumo de tabaco e/ou álcool). A eficiência é caracterizada pela quantidade de saúde obtida mediante os insumos de saúde (como escolaridade).

No modelo, Grossman (1972, 1999, 2000, 2006) cita a assistência médica como um dos insumos que afetam a função de produção de saúde infantil, mas não o único. Avaliar quais são os fatores que afetam a função de produção de saúde infantil torna-se um importante preditor para políticas públicas de incentivo à melhora desses indicadores.

Neste trabalho, a função de produção de saúde infantil é dada por:

$$H = f(SE, AS, I) \quad (5)$$

Onde H denota saúde em função de insumos socioeconômicos (SE), assistência à saúde (AS) e informação (I).

Para a estimação dessa função, dado o caráter da variável dependente (dicotômica), será utilizado o modelo *probit* em que a função de utilidade de distribuição é normal. (Greene, 2012). Isto é, a equação probabilística será expressa por:

$$Prob(H = 1|\mathbf{x}) = \int_{\alpha}^{x'\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds + \varepsilon_i \quad (6)$$

onde s é uma variável de integração com média zero e variância um.

Para medir os efeitos em termos marginais da saúde retratada como muito boa ou boa, é preciso considerar a derivada da equação 6:

$$Prob(H = 1|\mathbf{x}) = \Phi_2[x_i'\gamma_1] \quad (7)$$

Onde γ_1 contém todos os elementos não zero dos estimadores, e x , os insumos da função de produção (1). O efeito marginal será dado:

$$\frac{d\Phi_2}{d\mathbf{x}} = g_1\gamma_1 \quad (8)$$

Por fim, define-se a função a ser estimada neste trabalho por:

$$H = \beta_0 + SE\beta_1 + AS\beta_1 + I\beta_1 + \varepsilon \quad (9)$$

Onde SE representam os insumos socioeconômicos – sexo, cor, saneamento e renda –, AS os insumos de assistência médica – plano de saúde e programa Estratégia Saúde da Família – e I , os insumos de acesso a informação – TV e internet.

3.2 Dados

Os dados utilizados são os microdados da Pesquisa Nacional em Saúde (PNS) de 2013 e 2019 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em parceria com o Ministério da Saúde. A PNS é uma pesquisa domiciliar composta por informações para o Brasil, Grandes Regiões, Unidades Federativas e Regiões Metropolitanas (IBGE, 2021).

A escolha da base de dados ocorreu por se tratar de uma base em nível de microdados em que não houve alterações metodológicas e por apresentar o mesmo plano amostral. Além disso, contém informações que abordam os temas centrais da pesquisa: variáveis referentes às condições socioeconômicas da população, acesso e utilização de serviços de saúde, fatores de risco e proteção à saúde. O período de análise foi escolhido pela disponibilidade de dados, uma vez que a PNS foi publicada apenas nos anos mencionados. O nível territorial discriminou o Brasil por região censitária, rural e urbano, a fim de analisar além da evolução temporal, as diferenças entre os locais de origem.

A amostra utilizada após a seleção da faixa etária de 0 a 5 anos e excluindo-se aqueles dados faltantes referente aos indicadores (Quadro 1) corresponde, em 2013, a 2.599 informações para o Brasil rural e 11.611 para o Brasil urbano. E em 2019, foram 5.818 e 16.163 informações para o Brasil rural e urbano, respectivamente.

O produto e os insumos usados para estimar a Função de Produção de Saúde infantil estão apresentados no Quadro 1. A variável produto – mensurada pelo estado de saúde retratado pelos pais e/ou responsáveis – foi escolhida com base no modelo seminal de Grossman (1972) e considerando a definição de saúde infantil da Organização Mundial da Saúde (WHO, 2009, 2015). Destaca-se que, apesar de ser uma forma de avaliação subjetiva, a saúde retratada é tida como uma das mais sensíveis para indicar o bem-estar presumido do indivíduo (Theme Filha; Szwarcwald; Souza Júnior, 2008; Santos, 2012).

Os insumos referem-se tanto a características individuais quanto domiciliares e estão divididos em três grupos: a) socioeconômicos – captam as características individuais da criança (sexo e cor), seu padrão de vida (renda) e condição domiciliar (saneamento); b) assistência médica – mensuram o acesso a saúde agregando indicadores do setor privado (plano de saúde) e público (Estratégia Saúde da Família); e c) acesso à informação – verifica o acesso a notícias de saúde (TV e internet), como campanhas de vacinação e hábitos saudáveis.

O sinal esperado de cada uma das variáveis está apresentado no Quadro 1. Espera-se associação positiva entre a saúde retratada como muito boa e boa e os insumos cor, saneamento e renda. Áreas com melhores condições socioeconômicas (renda e saneamento) são menos propensas a doenças e enfermidades. Além disso, crianças de cor branca/amarela têm condições mais favoráveis em comparação com crianças negras devido à discriminação racial. Para a variável sexo, o sinal esperado é negativo, isto é, crianças do sexo feminino apresentam uma maior probabilidade de saúde retratada como muito boa ou boa.

Quadro 1 – Variáveis para a estimação da Função de produção de saúde infantil, Brasil rural e urbano, PNS- 2013 e 2019

Função de produção de saúde infantil (idade de zero a cinco anos)		
Variável	Descrição	Sinal Esperado
Produto		
Estado de Saúde Infantil	<i>Dummy</i> =1 se a saúde da criança retratada pelos pais e/ou responsável for muito boa ou boa e 0 para muito ruim, ruim ou regular	
Insumo socioeconômico		
Sexo	<i>Dummy</i> =1 se a criança for do sexo masculino e 0 caso contrário	-
Cor	<i>Dummy</i> =1 se a criança for declarada branca, amarela e 0 caso contrário	+
Saneamento	<i>Dummy</i> =1 se o escoadouro do banheiro é feito por rede geral de esgoto ou pluvial e 0 caso contrário	+
Renda	<i>Dummy</i> =1 se a renda domiciliar <i>per capita</i> for maior que R\$ 420,00 reais ¹ e 0 para valores inferiores	+
Insumo assistência médica		
Plano de saúde	<i>Dummy</i> =1 se a criança possuir plano de saúde e 0 caso contrário	+
Estratégia Saúde da Família	<i>Dummy</i> =1 se o domicílio está cadastrado no programa Estratégia Saúde da Família e 0 caso contrário	+/-
Insumo acesso a informação		
TV	<i>Dummy</i> =1 se o domicílio possuir TV e 0 caso contrário	+
Internet	<i>Dummy</i> =1 se o domicílio possuir acesso a internet e 0 caso contrário	+

Fonte: Resultados da pesquisa (2024). Elaboração própria.

1 Linha de pobreza segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O sinal esperado do plano de saúde é positivo pois o acesso a cuidados de saúde tende a aumentar a probabilidade de uma vida saudável. Já com relação ao insumo Equipe Saúde da Família, o sinal esperado é dual: por um lado, há uma tendência em diminuir casos sérios de doenças, devido ao acesso aos atendimentos e orientação às famílias (nível da Atenção Primária ou Básica) referente a métodos de prevenção; por outro, o acompanhamento por parte das equipes faz com que os indivíduos tenham um melhor conhecimento de sua saúde, o que, ao retratar o seu estado de saúde e da criança, pode tornar a avaliação mais criteriosa.

Nos insumos referentes a informação, espera-se sinal positivo, pois ao considerar que os domicílios possuem TV ou internet, pondera-se que os responsáveis pelas crianças tenham um maior acesso a informações de saúde, como campanhas de vacinação e hábitos saudáveis. No entanto, cabe salientar que estas *proxys* inferem somente sobre o acesso disponível a informação, não sendo possível ponderar se os usos desses aparelhos estão sendo destinados para tal objetivo.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Na primeira parte desta seção, é apresentada a análise descritiva dos dados (seção 4.1). Na sequência, têm-se as estimações das Funções de produção de saúde infantil para o Brasil por região de origem em 2013 e 2019 (seção 4.2).

4.1 Análise descritiva dos dados

Na saúde retratada por insumos socioeconômicos, conforme Tabela 1, as crianças apresentaram um cenário mais favorável em 2019 comparativamente com 2013. Crianças do sexo feminino residentes da zona rural com saúde retratada como muito boa e boa representavam 88,28% da amostra em 2013 e 93,27% em 2019; para o sexo masculino, essas porcentagens foram de 86,42% para 92,10%, nesta ordem. Na zona urbana, quando analisado o sexo feminino, a evolução ocorrida foi de 89,42% para 94,74%; enquanto para o sexo masculino, foi de 88,02% para 94,93%.

Crianças de cor branca ou amarela saudáveis totalizavam 91,47% e 93,64% da amostra em 2013 e 2019, respectivamente, na zona rural. E 90,44% (2013) e 95,39% (2019) na zona urbana. No caso de crianças pardas, negras e outros residentes da zona rural, cerca de 85,00% tinham a saúde retratada como muito boa e boa em 2013, passando para um percentual de 92,29% em 2019. Na zona urbana, a melhora na saúde de crianças pardas ou negras foi de 87,14% para 93,35% do total da amostra nos anos supramencionados.

Na zona rural, crianças com saneamento adequado tiveram sua saúde retratada como muito boa e boa em 86,62% da amostra em 2013 e 91,70% em 2019. Já na zona urbana, crianças saudáveis com saneamento adequado totalizavam 90,30% e 95,21% em 2013 e 2019, respectivamente. No caso de crianças residentes na zona rural com saneamento inadequado, cerca de 87,34% em 2013 eram saudáveis, e em 2019 há um aumento para 92,72% de crianças saudáveis; na zona urbana os resultados foram de 87,05% em 2013 e 98,38% em 2019.

No quesito renda, em 2013, aproximadamente 85,86% das crianças da zona rural residentes em domicílios com renda *per capita* inferior a R\$ 420,00 tinham sua saúde retratada como muito boa e boa, com uma melhora para 91,51% em 2019. Já na zona urbana, essa evolução deu-se de 85,90% para 92,15%, respectivamente. Da mesma forma, crianças não pobres da zona rural e urbana melhoraram sua saúde de 2013 a 2019 – de 92,37% para 95,04% na zona rural e de 91,53% para 95,57% na zona urbana.

No caso dos insumos de assistência médica (plano de saúde e Estratégia Saúde da Família), foi observada uma evolução temporal positiva em todos os casos, com exceção de crianças com plano de saúde residentes na zona urbana – no ano de 2013, a saúde dessas crianças era retratada como muito boa e boa em 92,94% dos casos, e em 2019 esse percentual foi reduzido para 88,22%. Já na

zona rural, a evolução temporal foi positiva, passando de 91,67% para 96,42%. Para as crianças sem acesso a plano de saúde, a saúde retratada também aumentou, passando de 87,00% em 2013 para 92,46% em 2019 para crianças residentes na zona rural, e de 87,08% para 93,50% na zona urbana no mesmo período.

Tabela 1 – Análise descritiva da saúde retratada como muito boa ou boa por insumo - Brasil, rural e urbano, 2013 e 2019

Indicadores	Descrição dos Insumos	Rural 2013	Urbano 2013	Rural 2019	Urbano 2019
Insumo socioeconômico (%)					
Sexo	Feminino	88,28	89,42	93,27	94,74
	Masculino	86,42	88,02	92,10	94,93
Cor	Branco/amarelo	91,47	90,44	93,64	95,39
	Pardo/negro e outros	85,00	87,44	92,29	93,35
Saneamento	Adequado	86,62	90,30	91,70	95,21
	Inadequado	87,34	87,05	92,72	98,38
Renda	Pobres ²	85,86	85,90	91,51	92,15
	Não pobres	92,37	91,53	95,04	95,57
Insumo assistência médica (%)					
Plano de Saúde	Com acesso	91,67	92,94	96,42	88,22
	Sem acesso	87,00	87,08	92,46	93,50
ESF	Cadastrado	87,13	87,72	92,64	94,23
	Não Cadastrado	87,87	90,44	92,89	94,40
Insumo acesso a informação (%)					
TV	Possui	87,32	88,74	92,57	94,49
	Não possui	87,07	88,05	93,84	88,29
Internet	Possui	93,90	91,87	93,06	94,45
	Não possui	74,49	86,30	92,19	91,64
TOTAL	Muito boa/boa	87,30	88,73	92,68	94,28
	Muito ruim/ruim/ regular	12,70	11,27	7,32	5,72

Fonte: Resultados da pesquisa (2024). Elaboração própria.

Ainda, crianças em domicílios cadastrados no programa Estratégia Saúde da Família tiveram uma melhora da sua saúde. Na zona rural, em 2013, cerca de 87,13% tinham a saúde retratada como muito boa ou boa, aumentando para 92,89% em 2019. Na zona urbana, esses percentuais foram de 87,72% em 2013 e 94,23% em 2019. De forma análoga, a saúde de crianças não cadastradas no ESF também melhorou; na zona rural de 87,87% para 92,89% e na zona urbana de 90,44% para 94,40% entre os anos supramencionados.

Quando analisados os insumos de acesso a informação (TV e internet), verificou-se melhora entre os anos independentemente de possuírem ou não os aparelhos. Crianças residentes da zona rural em domicílio com acesso a TV tinham sua saúde retratada como muito boa ou boa em aproximadamente 87,32% e 92,57% em 2013 e 2019, nesta ordem; no caso da zona urbana, os percentuais são de 88,74% em 2013 e 94,49% em 2019. Já naquelas residências que não possuem o aparelho TV, a saúde das crianças entre os anos 2013 e 2019 melhorou de 87,07% para 93,84% na zona rural e de 88,05% para 88,29% na zona urbana.

Por sua vez, crianças residentes da zona rural em domicílio com acesso a internet tinham sua saúde retratada como muito boa ou boa em 93,90% dos casos em 2013, com melhora para 93,06% em 2019; na zona urbana, as melhoras dos percentuais entre os anos foram de 91,87% para 94,45% no mesmo período. No caso de domicílios que não possuíam internet, a saúde das crianças retratada como saudável aumentou entre os anos: de 74,49% para 92,19% na zona rural e de 86,30% para 91,64% na zona urbana.

2 São considerados pobres indivíduos com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$ 420,00.

Em suma, percebeu-se que a saúde retratada como muito boa e boa evoluiu em praticamente todos os casos independentemente de características individuais ou domiciliares. As exceções ocorreram em dois casos: i) residentes da zona rural com acesso a internet; ii) residentes da zona urbana com acesso a plano de saúde. As maiores variações em pontos percentuais entre 2013 e 2019 ocorreram com crianças com as seguintes características: sexo masculino, parda/negras, saneamento inadequado, renda baixa, sem acesso a plano de saúde, cadastradas no ESF e que não possuem internet, tanto na zona rural quanto na zona urbana. Destaca-se que, para crianças da zona rural, a maior variação na saúde retratada como muito boa ou boa ocorreu nos casos em que o domicílio possui TV, já na zona urbana, a variação foi maior ao não possuir TV.

4.2 Resultados da Função de Produção de Saúde Infantil para o Brasil

Os resultados da Tabela 2 revelaram duas discrepâncias nos desfechos entre áreas urbanas e rurais, assim como sua evolução ao longo do tempo. Enquanto na zona rural poucos insumos mostraram significância estatística na explicação da saúde da criança, na zona urbana a maioria desses insumos foi estatisticamente significativa. Além disso, foi observado que, enquanto na zona rural houve uma perda de significância entre 2013 e 2019, na zona urbana o impacto dos insumos sobre a saúde aumentou nesse mesmo período. Uma explicação para isso é que, embora os indivíduos na zona rural tenham menos acesso a serviços de saúde, também estão menos expostos à poluição (sonora, da água, do ar), doenças transmissíveis e estresses cotidianos. Além disso, a desigualdade dentro das áreas rurais tende a ser menos intensa do que nas áreas urbanas (Fayissa; Traian, 2005; Silva; Santos; Balbinotto Neto, 2016; Gobi *et al.*, 2019).

Na zona rural em 2013, foram encontradas significâncias estatísticas para os insumos cor da pele, renda e acesso à internet. Em todos os três indicadores, o sinal encontrado foi o esperado (positivo), indicando que ser criança de pele branca ou amarela, não ser pobre e ter acesso à informação através da internet aumentou, respectivamente, em 30,62%, 25,16% e 30,34% a probabilidade de ter sua saúde avaliada como boa ou muito boa. No ano de 2019, por outro lado, apenas a variável renda manteve significância estatística, embora com um coeficiente bem menor. A relação positiva persistiu, sugerindo que estar acima da linha de pobreza aumentou em 0,02% a probabilidade de a criança ser considerada saudável.

Na zona urbana, observa-se um aumento na probabilidade de uma criança ser considerada saudável se for do sexo feminino (7,27% em 2013 e 7,74% em 2019), de cor branca ou amarela (6,44% em 2013 e 9,09% em 2019), residir em domicílios com saneamento adequado (6,79% em 2013 e 8,91% em 2019), não ser pobre (15,03% em 2013 e 19,29% em 2019) e possuir plano de saúde (17,00% em 2013 e 15,27% em 2019). Em relação aos insumos de informação, houve significância estatística para a variável internet em 2013 e para TV em 2019, ambos com o sinal esperado positivo. Isso significa que ter acesso a internet em 2013 aumentou a probabilidade de a saúde da criança ser avaliada como muito boa ou boa em 15,14%, enquanto o acesso a TV em 2019 aumentou essa probabilidade em 30,90% para crianças residentes em domicílios com essa tecnologia.

Com relação ao fator sexo, os resultados estão alinhados com a literatura existente, indicando que crianças do sexo feminino têm maior probabilidade de serem saudáveis. Esse achado pode ser justificado por fatores biológicos: crianças do sexo masculino são mais suscetíveis a fatores externos e doenças infectocontagiosas, como diarreia e pneumonia, que são responsáveis por grande parte da morbidade na primeira infância no Brasil. Esse resultado é corroborado pelo fato de que a maioria dos usuários de serviços de saúde mental infantil são do sexo masculino (Menezes *et al.*, 1996; Szwarcwald *et al.*, 1999; Daltro; Moraes; Marsiglia, 2018; Alves; Coelho, 2020).

Com relação à cor da pele, crianças de cor branca ou amarela têm uma maior probabilidade de ter sua saúde avaliada como muito boa ou boa. No Brasil, onde crianças não brancas (pretas, pardas e outras) estão entre os estratos mais pobres da população, a desigualdade socioeconômica

está frequentemente associada a fatores de cor/raça. Isso resulta em uma maior probabilidade de enfrentarem problemas de saúde ligados ao meio social, como violência, doenças infecciosas, pneumonia, desnutrição, entre outros, além de terem um acesso mais limitado aos cuidados médicos. Portanto, existem disparidades étnicas significativas no estado de saúde infantil, com uma situação mais favorável geralmente observada para crianças brancas (Grossman; Corman, 1986; Matijasevich *et al.*, 2008; Pereira *et al.*, 2017).

A associação positiva entre saneamento adequado e saúde avaliada como muito boa ou boa pode ser explicada pelo fato de que um esgotamento inadequado, principalmente em banheiros, contribui para a proliferação de doenças e aumenta a morbidade em crianças, especialmente na faixa etária de 0 a 5 anos (Sommer; Woodward, 1972; Checkley *et al.*, 2004; Berendes *et al.*, 2017; Heller; Colosimo; Antunes, 2003; Rodrigues, 2007; Paz; Almeida; Gunther, 2012; Rasella, 2013; Torres *et al.*, 2013; Deaton, 2017; Thornton; Yang, 2023). Portanto, residir em domicílios com boas condições de moradia reduz as chances de doenças e, conseqüentemente, aumenta a probabilidade de uma vida saudável.

Tabela 2 – Resultados da Função de Produção de Saúde Infantil, método *Probit* - Brasil, rural e urbano, PNS, 2013 e 2019

Indicadores	Rural	Urbano	Rural	Urbano
	2013	2013	2019	2019
_constante	1,1037* (0,1495)	1,1380* (0,1325)	1,0512* (0,1168)	1,0012* (0,0937)
Insumo socioeconômico				
Sexo	-0,008 (0,0639)	-0,0727* (0,0310)	-0,0856 (0,0537)	-0,0774* (0,03509)
Cor	0,3062* (0,0736)	0,0644* (0,0328)	0,0604 (0,0623)	0,0909* (0,0377)
Saneamento	-0,1560 (0,1429)	0,0679* (0,0322)	-0,1332 (0,1332)	0,0891* (0,0361)
Renda	0,2516* (0,900)	0,1503* (0,0356)	0,0002* (0,0000)	0,1929* (0,0384)
Insumo acesso assistência médica				
Plano de Saúde	0,0179 (0,1529)	0,1700* (0,0425)	0,2113 (0,1552)	0,1527* (0,0476)
ESF	0,0105 (0,7702)	-0,0855 (0,0333)	-0,0018 (0,0733)	0,0287 (0,0399)
Insumo informação				
TV	-0,0856 (0,1373)	-0,0622 (0,1306)	-0,1381 (0,1002)	0,3090* (0,0794)
Internet	0,3034* (0,1384)	0,1514* (0,0366)	0,0106 (0,0574)	0,0803 (0,0561)
N	2599	11611	4959	13682

Fonte: Resultados da pesquisa (2024). Elaboração própria.

De maneira semelhante, a renda apresenta uma relação positiva com a saúde da criança –residir em domicílios com renda *per capita* superior a R\$ 420,00 (linha de pobreza) aumenta a probabilidade de uma vida saudável. Esses resultados contrastam com os resultados de Edwards e Grossman (1978), que não encontraram significância estatística para a variável renda, mas estão alinhados com estudos anteriores de Grossman e Corman (1936), Agheli e Emamgholipour (2015), Arthur (2019) e Osei e Nketiah-Amponsah (2024).

A justificativa para essa relação reside no fato de que crianças não pobres têm acesso a produtos de maior qualidade e diversidade, melhores condições de moradia e maior acesso a serviços de saúde. Além disso, a condição de pobreza em uma localidade facilita a proliferação de infecções, como diarreia, doenças intestinais e respiratórias, devido às condições de vida precárias, como saneamento inadequado, água não tratada e dificuldade de acesso a hospitais. Portanto, a saúde das crianças tende a ser melhor quando elas não são pobres (Grossman; Corman, 1936; Alam *et al.*, 1989; Sen, 1999, 2010; Galasso; Umapathi, 2009; Barufi; Haddad; Paez, 2012; Rasella, 2013; Agheli; Emamgholipour, 2015; De Sousa *et al.*, 2016; Carazza; Silveira Neto, 2017; Deaton, 2017; Arthur, 2019; Thornton; Yang, 2023; Khasanah *et al.*, 2023; Osei; Nketiah-Amponsah, 2024).

Ainda, ter um plano de saúde está positivamente associado à boa saúde da criança, pois o acesso facilitado à assistência médica tende a melhorar o estado de saúde e contribui para a detecção precoce de doenças, reduzindo a probabilidade de complicações graves (Grossman; Corman, 1936; Edwards; Grossman, 1978; Dickie, 2005). A falta de significância do insumo Estratégia Saúde da Família está relacionada ao próprio caráter assistencial do programa. Enquanto o atendimento e as orientações das equipes de profissionais de saúde podem melhorar a saúde, o conhecimento mais detalhado sobre o estado de saúde das crianças pode levar os indivíduos a serem mais rigorosos na avaliação da saúde infantil (Rasella, 2013).

Por último, em relação aos insumos de informação, o acesso a TV e à internet está associado a uma maior probabilidade de a saúde da criança ser avaliada como muito boa ou boa. Isso ocorre porque o acesso dos pais e responsáveis a informações sobre saúde, através de campanhas de vacinação, orientações sobre alimentação e cuidados diários e preventivos, contribui para melhorar a saúde da criança (Da Silva; Dos Santos; Balbinotto Neto, 2016).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo estimou e analisou a evolução temporal da Função de Produção de Saúde para crianças de 0 a 5 anos no Brasil rural e urbano nos anos de 2013 e 2019. Através da relação entre produto e insumos, foi possível avaliar o estado de saúde das crianças, considerando fatores socioeconômicos (sexo, cor, saneamento e renda), assistência médica (plano de saúde e Estratégia Saúde da Família) e de informação (TV e internet). Os resultados revelaram a importância significativa da renda para crianças residentes na zona rural. Já para a zona urbana, constatou-se que a função de produção de saúde infantil pode ser otimizada através de incentivos para que mães, principalmente de crianças do sexo masculino, realizem consultas pré-natais e acompanhamento pós-nascimento. Além disso, ações sociais voltadas para a redução das desigualdades racial e socioeconômica, bem como a disseminação de informações sobre cuidados de saúde, vacinação e hábitos saudáveis, mostraram-se relevantes para fornecer uma vida saudável às crianças brasileiras.

Este estudo trouxe uma análise detalhada dos insumos em diferentes contextos geográficos (rural e urbano) o que amplia o conhecimento existente sobre as determinantes sociais da saúde infantil. O estudo também reforça a necessidade de considerar variáveis contextuais e comportamentais ao avaliar a saúde infantil, fornecendo um modelo mais abrangente e aplicável a políticas públicas.

Este estudo também visa oferecer resultados para formuladores de políticas públicas. Ao identificar os principais insumos que impactam a saúde infantil, especialmente em contextos de desigualdade, os resultados podem orientar a criação de políticas mais eficazes e direcionadas. Por exemplo, o destaque dado à importância da renda na saúde infantil na zona rural sugere a necessidade de intervenções econômicas e sociais específicas para essas áreas. Na zona urbana, os achados indicam que políticas de saúde devem focar no acompanhamento pré e pós-natal e na redução de desigualdades sociais e raciais.

Embora este estudo tenha fornecido uma discussão mais detalhada da temática, reconhecem-se suas limitações. As bases de dados disponíveis restringiram a abrangência temporal e a seleção

de variáveis. A variável de acesso a informação, representada pela disponibilidade de TV e internet, não permite inferir sobre a utilização efetiva desses meios na busca de informações sobre saúde. Recomenda-se, portanto, a busca de *proxys* que capturem melhor os efeitos de insumos comportamentais e parentais na saúde infantil. Outra limitação significativa é a ausência de dados longitudinais que acompanhem as mesmas crianças e suas famílias ao longo do tempo. Dados longitudinais permitiriam uma análise mais precisa e detalhada do impacto dos insumos na saúde infantil ao longo dos primeiros anos de vida.

Em síntese, este estudo fornece uma base empírica sólida para que gestores e formuladores de políticas possam adotar estratégias mais eficazes para melhorar a qualidade de vida das crianças e reduzir disparidades infantis no Brasil. Ao entender como diferentes fatores afetam a saúde infantil em contextos rurais e urbanos, é possível direcionar esforços e recursos de maneira mais estratégica, contribuindo para o desenvolvimento humano e econômico de curto e longo prazo. Essa abordagem integrada e baseada em evidências busca promover a equidade e melhorar os resultados de saúde infantil, refletindo diretamente no bem-estar das crianças brasileiras.

REFERÊNCIAS

- AGHELI, L.; EMAMGHOLIPOUR, S. Determinants of life expectancy at birth in Iran: a modified Grossman health production function. **European Journal of Natural and Social Sciences**, v. 4, n. 2, p. 427-437, 2015.
- ALVES, T. F.; COELHO, A. B. Mortalidade infantil e gênero no Brasil: uma investigação usando dados em painel. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, n. 8, p. 3137-3146, 2020.
- ARTHUR, E. The effect of household socioeconomic status on the demand for child health care services. **African Development Review**, v. 31, n. 1, p. 87-98, 2019.
- BANERJEE, A.; DEATON, A.; DUFLO, E. Health care delivery in rural Rajasthan. **Economic and Political Weekly**, p. 944-949, 2004.
- BARUFI, A. M.; HADDAD, E.; PAEZ, A. Infant mortality in Brazil, 1980-2000: a spatial panel data analysis. **BMC Public Health**, v. 12, n. 1, p. 181, 2012.
- BERENDES, D. *et al.* Household sanitation is associated with lower risk of bacterial and protozoal enteric infections, but not viral infections and diarrhoea, in a cohort study in a low-income urban neighbourhood in Vellore, India. **Tropical Medicine & International Health**, v. 22, n. 9, p. 1119-1129, 2017.
- BRASIL. Bolsa Família reduz pobreza na primeira infância, mostra estudo. Disponível em: <https://agenciabrasil.ebc.com.br/geral/noticia/2024-04/bolsa-familia-reduz-pobreza-na-primeira-infancia-mostra-estudo>. Acesso em: 20 jun. 2024.
- CARAZZA, L. E. B. SILVEIRA NETO, R. D. M. S. *et al.* Renda e desigualdade regional na saúde infantil: um estudo empírico para as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 48, n. 3, p. 9-24, 2017.
- CASIMIRO, G. G.; BALLESTER, R. E. D.; GARINGALAO, M. N. A multidimensional approach to child poverty in the Philippines. *In: 12th National Convention on Statistics*, EDSA Shangri-La Hotel, Mandaluyong City, p. 1-2, 2013.
- CHECKLEY, W. *et al.* Effect of water and sanitation on childhood health in a poor Peruvian peri-urban community. **The Lancet**, v. 363, n. 9403, p. 112-118, 2004.

- DALTRO, M. C. S. L.; MORAES, J. C.; MARSIGLIA, R. G. Cuidadores de crian as e adolescentes com transtornos mentais: mudan as na vida social, familiar e sexual. **Sa de e Sociedade**, v. 27, p. 544-555, 2018.
- DA SILVA, C.; DOS SANTOS, A. M. A.; BALBINOTTO NETO, G. Fun o de Produ o de Sa de para o Rio Grande do Sul em 2008. **Brazilian Journal of Health Economics**, v. 8, n. 2, p. 108-117, 2016.
- DEATON, A. **A grande sa da: sa de, riqueza e as origens da desigualdade**. Rio de Janeiro: Intr nseca, 2017.
- DE SOUSA, J. S. *et al.* Estimac o e an lise dos fatores determinantes da redu o da taxa de mortalidade infantil no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 10, n. 2, p. 140-155, 2016.
- DICKIE, M. Parental behavior and the value of children's health: a health production approach. **Southern Economic Journal**, p. 855-872, 2005.
- DUFLO, E. Child Health and Household Resources in South Africa: Evidence from the Old Age Pension Program. **American Economic Review**, p. 393-398, 2000.
- DUFLO, A. Health Shocks and economic vulnerability in rural India: break the vicious circle. **Centre for Micro Finance Research Working Paper**, Center for Micro Finance, IFMR, 2015.
- EDWARDS, L. N.; GROSSMAN, M. Children's Health and the Family. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper, 1978.
- FAYISSA, B.; GUTEMA, P. Estimating a health production function for Sub-Saharan Africa (SSA). **Applied Economics**, v. 37, n. 2, p. 155-164, 2005.
- GALASSO, E.; UMAPATHI, N. Improving nutritional status through behavioural change: lessons from Madagascar. **Journal of Development Effectiveness**, v. 1, n. 1, p. 60-85, 2009.
- GOBI, J. R. *et al.* Fun o de Produ o de Sa de para o Brasil: an lise pelo Modelo de Grossman. **Revista Econ mica do Nordeste**, v. 50, n. 1, p. 85-100, 2019.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Pearson Education Limited, 2012.
- GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972.
- GROSSMAN, M.; CORMAN, H. Determinants of Neonatal Mortality Rates in the US: A Reduced Form Model. **National Bureau of Economic Research**, 1986.
- GROSSMAN, M. The human capital model of the demand for health. **National Bureau of Economic Research**, 1999.
- GROSSMAN, M. The human capital model. *In: Handbook of Health Economics*. Elsevier, 2000. p. 347-408.
- GROSSMAN, M. Household production and health. *In: Jacob Mincer A Pioneer of Modern Labor Economics*. Springer, Boston, MA, 2006. p. 161-172.
- HECKMAN, J. J. **The economics of inequality**: The value of early childhood education. *American Educator*, 2011. p. 31-35.

HELLER, L.; COLOSIMO, E. A.; ANTUNES, C. M. F. Environmental sanitation conditions and health impact: a case-control study. **Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical**, v. 36, n. 1, p. 41-50, 2003.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional de Saúde. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/9160-pesquisa-nacional-de-saude.html>. Acesso em: jan. 2021.

JENNINGS, V.; LARSON, L.; YUN, J. Advancing sustainability through urban green space: cultural ecosystem services, equity, and social determinants of health. **International Journal of Environmental Research and Public Health**, v. 13, n. 2, p. 196, 2016.

KARIMI, M.; BRAZIER, J. Health, health-related quality of life, and quality of life: what is the difference? **Pharmacoeconomics**, v. 34, n. 7, p. 645-649, 2016.

KASSOUF, A. L. Acesso aos serviços de saúde nas áreas urbanas e rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, 2005.

KHASANAH, U. *et al.* Healthcare-seeking behavior for children aged 0–59 months: Evidence from 2002–2017 Indonesia Demographic and Health Surveys. **Plos one**, v. 18, n. 2, 2023.

MATIJASEVICH, A. *et al.* Widening ethnic disparities in infant mortality in southern Brazil: comparison of 3 birth cohorts. **American Journal of Public Health**, v. 98, n. 4, p. 692-698, 2008.

MENEZES, A. *et al.* Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 12, p. S79-S86, 1996.

OSEI, C. K.; NKETIAH-AMPONSAH, E. Exploring the policy implications of household wealth differentials and under-five child deaths in Ghana. **Discover Public Health**, v. 21, n. 1, p. 9, 2024.

PAZ, M. G. A.; ALMEIDA, M. F.; GÜNTHER, W. M. R. Prevalência de diarreia em crianças e condições de saneamento e moradia em áreas periurbanas de Guarulhos, SP. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 15, p. 188-197, 2012.

PEREIRA, I. F. da S. *et al.* Estado nutricional de menores de 5 anos de idade no Brasil: evidências da polarização epidemiológica nutricional. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, p. 3341-3352, 2017.

RASELLA, D. Impacto do Programa Água para Todos (PAT) sobre a morbi-mortalidade por diarreia em crianças do Estado da Bahia, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, p. 40-50, 2013.

RODRIGUES, M. B. **Distribuição espacial da mortalidade infantil por doenças infecciosas e parasitárias (DIP) em Jaboatão dos Guararapes – PE**. 2007. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) – Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife, 2007.

SEN, A. **Health in development**. Bulletin of the World Health Organization, v. 77, n. 8, p. 619, 1999.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Editora Schwarcz S.A., 2010.

SILVA, C.; SANTOS, A. M. A.; BALBINOTTO NETO, G. Função de Produção de Saúde para o Rio Grande do Sul em 2008. **Brazilian Journal of Health Economics**, v. 8, n. 2, p. 108-117, 2016.

SOMMER, A.; WOODWARD, W. E. The influence of protected water supplies on the spread of classical/Inaba and El Tor/Ogawa cholera in rural East Bengal. **The Lancet**, v. 300, n. 7785, p. 985-987, 1972.

SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, M. A. P. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. **Revista de Saúde Pública**, v. 42, n. 5, p. 796-804, 2008.

SOUSA, E. A.; SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A. Efeitos da educação sobre a saúde do indivíduo: uma análise para a Região Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, vol. 44, n. 4, 2013.

SZWARCWALD, C. L. *et al.* Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 15, p. 15-28, 1999.

THEME FILHA, M. M.; SZWARCOWALD, C. L.; SOUZA JÚNIOR, P. R. B. Medidas de morbidade referida e interrelações com dimensões de saúde. **Revista Saúde Pública**, v. 42, n. 1, p. 73-81, 2008.

THORNTON, R. L.J.; YANG, T. J. Addressing population health inequities: investing in the social determinants of health for children and families to advance child health equity. **Current Opinion in Pediatrics**, v. 35, n. 1, p. 8-13, 2023.

TORRES, R. M. C. *et al.* Uso de indicadores de nível local para análise espacial da morbidade por diarreia e sua relação com as condições de vida. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 18, p. 1441-1450, 2013.

VANDEMOORTELE, Jan. Equity begins with children. *In: Global Child Poverty and Well-Being*. Policy Press, 2012.

WICKHAM, S. *et al.* **Poverty and child health in the UK: using evidence for action**. Archives of Disease in Childhood, 2016.

WISE, P. H. Child poverty and the promise of human capacity: childhood as a foundation for healthy aging. **Academic Pediatrics**, v. 16, n. 3, p. S37-S45, 2016.

WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Global Health Risks: mortality and burden of disease attributable to selected major risks**. Geneva: World Health Organization, 2009.

WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION. **State of Inequality: Reproductive Maternal Newborn and Child Health: Interactive Visualization of Health Data**. World Health Organization, 2015.