

# Mortalidad infantil y desigualdad socioeconómica en Brasil, 2001-2021

## Infant mortality and socioeconomic inequality in Brazil, 2001-2021

FECHA DE RECEPCIÓN: NOVIEMBRE DE 2023  
ACEPTACIÓN: MARZO DE 2024

Ronivaldo Steingraber<sup>a</sup>

### Palavras chave

Mortalidade Infantil  
Fatores Socioeconômicos  
Desigualdade  
Desenvolvimento Econômico.

### Key words

Infant Mortality  
Socioeconomic Factors  
Inequality  
Economic Development.

### Resumo

Esse artigo analisa empiricamente a relação entre a desigualdade e a mortalidade infantil no Brasil no início do Século XXI - entre os anos de 2001 e 2020. Considera-se que a queda da Mortalidade Infantil (MI) se dá pela mudança estrutural envolvida na Transição Demográfica, Crescimento Econômico e Desenvolvimento Socioeconômico, porém, a verificação empírica se dá em análises parciais, justamente pela limitação das ferramentas empíricas adotadas. Entre essas diversas áreas de pesquisa há diversos fatores socioeconômicos e demográficos identificados na literatura aplicada na análise da mortalidade infantil, porém sem a utilização em conjunto em razão de problemas de multicolinearidade. Esse artigo tem o objetivo de contribuir com o debate empírico sobre a influência do ambiente socioeconômico (e sua desigualdade) sobre a MI, para isso é estimado um modelo de regressão multivariada pelo método de Componentes Principais (CP). As estimativas encontradas são robustas e indicam que as variáveis socioeconômicas e demográficas estão ligadas à evolução da mortalidade infantil do país de forma conjunta, o que corrobora a ideia de que a mudança estrutural é holística, envolvendo economia, população e sociedade.

### Abstract

This paper analyses empirically the relationship between inequality and infant mortality in Brazil at the beginning of the 21st Century – between the years 2001 and 2021. It is considered that the drop in Infant Mortality (IM) is due to the structural change involved in Demographic Transition, Economic Growth, and Socioeconomic Development, however, empirical verification take places in partial analysis, precisely due to the limitation of the empirical tools adopted. Among these different research areas there are several socioeconomic and demographic factors identified in the applied literature to the infant mortality analysis, however, without using them together due to multicollinearity problems. This paper aims to contribute to the empirical debate on the influence of the socioeconomic environment (and its inequality) on IM. For this purpose a multivariate regression model is estimated using the Principal Component Analysis (PCA) method. The found estimates are robust, and indicate that socioeconomic and demographic variables are linked to the evolution of infant mortality in the country jointly, which corroborates the idea that structural change is holistic, involving economy, population, and society.



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento  
- Compartir Igual 4.0 Internacional © Ronivaldo Steingraber.  
a Universidade Federal de Santa Catarina [ronivaldo.s@ufsc.br](mailto:ronivaldo.s@ufsc.br)

## 1. INTRODUÇÃO

A queda na Mortalidade Infantil (MI) é uma evidência de aumento da qualidade de vida e avanço do processo de desenvolvimento econômico de um país. As condições socioeconômicas na primeira infância explicam a mortalidade do indivíduo ao longo da vida (Berg et al. 2006; Borges et al. 2020) e a presença de desigualdade afeta a capacidade de crescimento de longo prazo da economia ao afetar o desenvolvimento infantil e a formação de capital humano (Ferguson 2020). Nesse contexto, a taxa de Mortalidade Infantil (MI) é uma importante variável que reflete as condições de saúde na infância. Ela mostra as condições de saúde de uma parcela da população totalmente vulnerável e que depende em todos os sentidos da ação dos pais e do poder público (Dowbor 2015).

Na esfera do desenvolvimento econômico a mortalidade infantil está associada ao subdesenvolvimento, a pobreza e à exclusão social. A partir do estudo de Flegg (1982) ela foi conectada à desigualdade de renda, de educação e de acesso à saúde nos países em desenvolvimento. A desigualdade socioeconômica impede que os avanços da Transição Demográfica reduzam a MI desses países para o patamar dos países desenvolvidos.

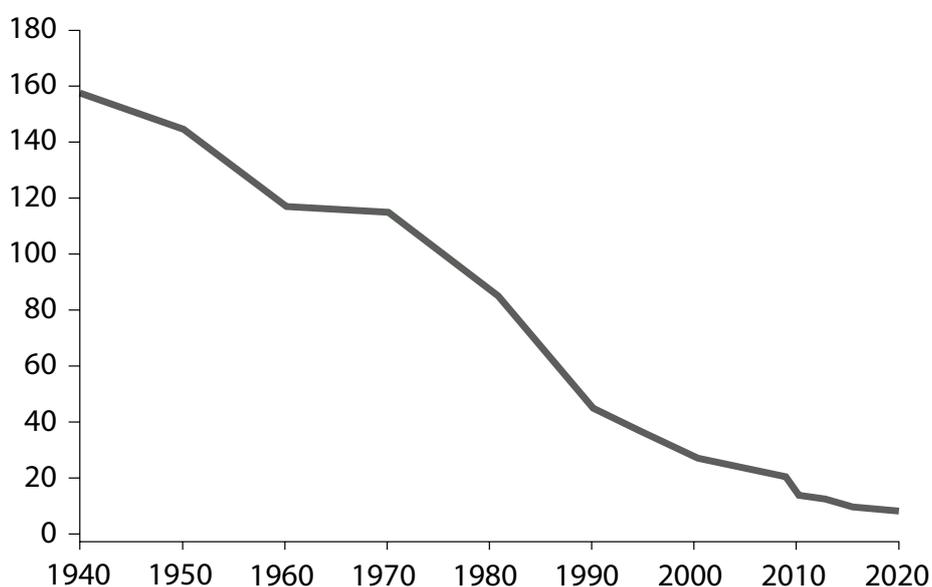
O objetivo desse trabalho consiste em analisar a relação entre desigualdades socioeconômicas e a mortalidade infantil no Brasil entre os anos de 2001 e 2020. Os dados utilizados são da Comissão Econômica Para a América Latina (CEPAL) e o método empírico é a estimativa de um modelo de regressão linear multivariável com a taxa de mortalidade infantil explicada por variáveis socioeconômicas e demográficas, que capturam a desigualdade brasileira. Conforme Costa et al. (2003) a queda na MI brasileira é explicada pelo aumento da escolaridade, intervenções médico sanitárias (criação do SUS, por exemplo), o aumento da rede de abastecimento de água e a queda na taxa de fecundidade. A análise reflete o baixo crescimento econômico do país nas últimas décadas do Século XX, como as décadas de oitenta e noventa foram envolvidas em crises econômicas e planos de estabilização da economia, o que se visualizou foi um baixo impacto da economia sobre a queda da mortalidade infantil nacional. Os estudos aplicados, como Costa et al. (2003), mostram que a queda na MI está associada ao acesso aos serviços de saúde e redução da taxa de fecundidade. Porém, a partir dos anos 2000 o Brasil retoma o crescimento econômico, mesmo que ainda abaixo do padrão dos países em desenvolvimento (Giambiagi et al. 2011), o que demanda uma nova estratégia empírica para análise da queda na MI. Esse artigo tem o objetivo de investigar as demais fontes de desigualdades apontadas por Flegg (1982) sobre a MI, que são as diferenças de renda e educação, que formam a desigualdade econômica capturada pelos fatores socioeconômicos levantados nos dados da CEPAL, como a renda per capita, a taxa de desemprego e a escolaridade, além de indicadores de desigualdade como o percentual de pobreza (taxa de pobreza) e os indicadores de Teil e Gini, além do percentual de mulheres que chefiam o lar e o percentual de auto emprego, que capturam a pobreza feminina e do mercado informal de trabalho.

A Figura 1 mostra a evolução da mortalidade infantil brasileira dos anos 40 até 2020. O valor da Taxa de Mortalidade Infantil (por 1000 nascidos vivos) é de queda nas úl-

timas décadas do Século XX, principalmente entre as décadas de 70 e 90. A partir do início do Século XXI ela reduz o seu ritmo de queda para o valor de referência dos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável que é de 12 óbitos para cada mil nascidos vivos até 1 ano e de 25 para mil nascidos até 5 anos de idade (Marinho et al. 2020). O desafio brasileiro é chegar ao patamar dos países desenvolvidos, que é de 5 óbitos por mil nascimentos.

**Figura 1:**

Taxa de Mortalidade Infantil até 1 ano de idade no Brasil entre 1940 e 2020 (1000 nascidos vivos).



Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE (1990) e IBGE (2015).

A meta brasileira de MI abaixo de 12 óbitos ainda depende do avanço econômico e queda na desigualdade. A contribuição desse artigo reside na utilização do método de Componentes Principais (CP) na estimativa dessa hipótese a partir do ano 2001 até 2020. O método se mostra eficaz para a análise multivariada, onde o uso de muitas e não muitas variáveis, conduz à resultados sem consistência estatística pela presença de colinearidade (variáveis independentes correlacionadas entre si, o que impede a verificação do efeito individual sobre a variável dependente). A estimativa por CP reduz as diversas variáveis correlacionadas para uma combinação linear com a maior variância possível, sem perda de informação o novo fator (fatores) representa o comportamento complexo analisado, já que ele é uma média ponderada e com covariância nula sobre a variável dependente (Bilodeau e Brenner 1999; Härdle e Simar 2003).

## 2. MORTALIDADE INFANTIL E DESIGUALDADE

A Mortalidade Infantil (MI) apresenta queda sistemática ao longo do Século XX. Conforme Simões e Oliveira (1988) nos países desenvolvidos a queda da MI acontece no início do Século XX, com maior velocidade de queda entre as décadas de 50 e 70. Já nos países em desenvolvimento a redução do indicador é posterior, com maior ritmo de queda na década de 70. A literatura internacional relaciona a diminuição da MI nos países desenvolvidos com a Transição Demográfica, que reflete uma série de mudanças econômicas sobre a população, como a queda nas taxas de fecundidade e mortalidade, além do aumento da expectativa de vida (Greenwood e Seshadri 2002). A mudança econômica em questão é o aumento da renda e da escolaridade, além de mudanças estruturais, como o avanço do saneamento básico e urbanização (Barro e Becker 1989). O sentido da relação é a mudança nos fatores socioeconômicos melhorando os indicadores de saúde (Finch 2003).

Já nos países em desenvolvimento a queda na MI além de ser posterior não chega ao patamar dos indicadores dos países desenvolvidos. A queda rápida no final do Século passado foi substituída por uma queda lenta ao longo dos primeiros anos desse início do Século XXI nesses países. A Figura 1 mostra o caso brasileiro analisado, mas o mesmo comportamento pode ser observado nos demais países da América Latina.

### 2.1 Mortalidade Infantil: a pesquisa em Saúde Pública e Demografia

Até os anos 70 a MI era vista como um problema do subdesenvolvimento, atrelado ao PIB, a taxa de desemprego e ao índice de Gini (concentração de renda). Com a crise econômica nos anos 80 os países em desenvolvimento reduziram a MI, mas o efeito econômico (negativo) deveria ser nulo, criando um aparente paradoxo. Novos estudos buscam analisar como a MI cai, mesmo sem o efeito da economia. Com o baixo crescimento desses países nos anos 90 e a queda contínua da MI a literatura busca analisar os fatores não econômicos que explicam a redução da MI. Entre os fatores mais relevantes destaca-se a intervenção na saúde, já no Brasil os destaques são as intervenções médico-sanitárias, o aumento da escolaridade, o avanço da rede de abastecimento da água e a queda na fecundidade (Costa et al. 2003). Por outro lado, estudos como Wernemo (1993) mostram que a MI está conectada à desigualdade, mesmo em países desenvolvidos.

O debate teórico avançou nos anos 80 com modelos que incorporam variáveis não econômicas na explicação da mortalidade. O modelo de Mosley e Chen (1984) foi um dos pioneiros na explicação de fatores não econômicos na MI. Os autores demonstram que a MI (e a morbidade infantil) está ligada a fatores biológicos (próximos), que por sua vez, são influenciados por fatores sociais e econômicos (distantes). Os autores demonstram a existência de correlação da renda com a educação da mãe, porém os fatores médicos específicos do óbito não são analisados pelos cientistas sociais. O que por sua vez forma uma "caixa preta" na explicação da forma como os fatores socioeconômicos causam os problemas de saúde. Os autores inovam na análise de que os fatores

esquecidos da "caixa preta" pertencem às áreas da Epidemiologia e da Nutrição e são negligenciados nas pesquisas, onde deveriam conectar as variáveis socioeconômicas (distantes) ao problema de saúde e mortalidade em questão (próximos) do indivíduo.

Seguindo o modelo de Mosley e Chen (1984) o estudo de Sartotius e Sartorius (2014) analisa a MI entre 1992 e 2011 utilizando três estágios: i) determinantes distantes, como o PIB, pobreza, educação e gasto do PIB em saúde, ii) determinantes intermediários, como o acesso ao saneamento, acesso à água tratada, cobertura de vacinação, serviços de saúde e, iii) determinantes próximos, como a incidências de AIDS materna, mortalidade materna, fecundidade na adolescência, educação da mãe, utilização dos serviços de saúde. Para a análise da MI no Brasil Duarte (2007) estabelece três categorias na sua revisão sobre a literatura aplicada no período: i) fatores biológicos, como a idade da mãe, paridade, intervalo entre gestações, prematuridade, baixo peso ao nascer, baixo desenvolvimento intrauterino, ii) fatores ambientais, como os serviços de saúde, acesso da população aos serviços de saúde, poluição, saneamento, água tratada, iii) fatores sociais, como moradia, trabalho, renda, proteção social, nível de informação.

Já os modelos aplicados partem de análises como de Flegg (1982). A MI é explicada pelo produto real doméstico per capita (US\$ de 1970), índice de Gini, o percentual de mulheres analfabetas com mais de 15 anos, o número de enfermeiros por 10 mil habitantes, o número de médicos por 10 mil habitantes e a taxa de nascidos vivos por 1.000. Há o uso de variáveis econômicas e sociais, apesar do modelo ser amplo, ele é limitado pela colinearidade e endogeneidade entre as variáveis, o que ainda está presente nos modelos atuais.

Gradualmente a literatura aplicada foi conectando novas variáveis ligadas à explicação da MI pela desigualdade nos países em desenvolvimento, como a pobreza energética (Sule et al. 2022), a educação da mãe (Song e Burgard 2011), o Índice de Desenvolvimento Humano – IDH (Ruiz et al. 2015), a concentração de riqueza (Quentin et al. 2014), a concentração de renda, com o índice de Gini (Mayer e Sarin 2005; Avandano 2012) e o índice de Artkinson (Flegg 1979), a representatividade política, como sindicalização e votação (Macinko et al. 2004), diferenças religiosas (Kumar et al. 2021), poluição da água (Jorgenson 2004), participação feminina no legislativo (Homan 2017) e a presença de gravidez precoce (Hajizadeth et al. 2014). A desigualdade também foi conectada a MI em países desenvolvidos, como a desigualdade nos Estados Unidos entre brancos e negros (Wallace et al. 2017; Singh et al. 2019) e entre condados mais ricos e mais pobres (Turner et al. 2020) e a diferença entre imigrantes e residentes locais na Itália (Simeoni et al. 2019). Para Gortmaker e Wise (1997) o problema da MI é social e não de saúde. Para o autor o problema não está relacionado com o aumento do número de médicos, mas sim, a falta de acesso aos serviços de saúde. Essa hipótese é defendida por vários autores que analisam as diferenças regionais e principalmente étnico/raciais nesse indicador de mortalidade nos Estados Unidos. O estudo de Erickson et al. (2018) aponta diferenças entre a mortalidade infantil de brancos e negros já a partir das décadas de 20 e 40, Haider (2014) e Fan e Luo (2020) mostram que essas diferenças persistem até hoje.

Os estudos explicam a mortalidade infantil com variáveis relacionadas com a desigualdade, mas não demonstram causalidade e tão pouco recomendam qualquer tipo de política pública nos resultados encontrados. Dessa forma, ainda permanecem dúvidas quanto à presença de colinearidade entre as variáveis analisadas e a MI e se os resultados alcançados não são espúrios. Porém, percebe-se um avanço na análise entre as características do indivíduo e do seu ambiente, o que deve ser levado em consideração na análise aplicada.

## 2.2 A Mortalidade Infantil na Economia

A Mortalidade Infantil foi inicialmente analisada como um problema do Desenvolvimento Econômico (DE), que se divide em duas vertentes teóricas de análise, a primeira ligada a Teoria da Transição Demográfica (TD) ou Transição de Saúde (González et al. 1996; Costa 2015), que assumem a mudança estrutural na população como fator de dinâmica do desenvolvimento, ou seja, a fator é externo à Economia. A mudança econômica advém da redução da taxa de natalidade, mudança na taxa de dependência (velhos e jovens por população economicamente ativa), aumento da expectativa de vida, mudança no perfil dos óbitos, como a queda da mortalidade por infecções (Soubbotina 2004). A segunda vertente é ligada às Teorias “Econômicas” do DE (Schologl e Summer 2020), que são três: i) a Neoclássica, que enfatiza a acumulação de capital, ii) a Neoschumpeteriana, que enfatiza a mudança tecnológica e, iii) a Clássica, que enfatiza a mudança estrutural (setores econômicos mais avançados). Em todas essas vertentes a mudança populacional é explicada pelas mudanças econômicas.

Entre as teorias do desenvolvimento há maior preocupação com a MI na vertente de Transição Demográfica. O ponto fraco é a falta de conexão com as demais teorias econômicas. A teoria Neoclássica apresenta a teoria do capital humano, que é dependente da taxa de fecundidade, porém, tanto a fecundidade, como a mortalidade (geral e infantil), são apresentadas como variáveis exógenas.

Há estudos sobre a MI já no início do Século XX que mostram a sua associação com a pobreza, baixo padrão de vida e baixos salários, principalmente o da mãe. A solução recomendada era o aumento do salário industrial, fadado a ser baixo (Hibbs 1915). Há também estudos que utilizam dados históricos ao longo do século XX (Haines 2011) e que demonstram a relação entre MI e a ocupação do pai ou da mãe, a escolaridade do pai ou da mãe, renda familiar, raça, etnicidade e residência. Há uma grande redução nos valores da MI entre 1910 e 1990, mas as diferenças entre grupos socioeconômicos persistem, o que indica que a desigualdade não observada diretamente tem efeito significativo.

A contribuição do debate da Economia sobre a MI pode ser visualizada em textos teóricos e textos aplicados. Independente da pesquisa ser pura ou aplicada, a análise econômica articula a relação entre os fatores que explicam a MI pelo nível de agregação. Essa metodologia apresenta semelhança com o estudo de Mosley e Chen (1984), porém se aproxima mais de Sartorius e Sartorius (2014). O problema não é dividir as variáveis em mais próximas e mais distantes da MI, mas sim, estabelecer a causalidade entre elas.

Os estudos mostram que o desenvolvimento econômico implica na redução da MI, pois as crianças passam a estudar mais, o que afeta a fecundidade, pois o custo da educação é maior e as famílias reduzem o número de filhos (Das et al. 2018). Alguns autores mostram que a educação não tem causalidade sobre a MI, pois ela depende da renda e da urbanização (Cochrane e Mehra 1983). O aumento da renda permite o maior investimento do governo em saúde (Basu 1999; Glewwe 2002; Glewwe e Damon 2008; Bhalotra 2007), melhoria nas condições e nutrição (Glewwe et al. 2004; Currie 2009; Almond et al. 2018) e investimento em educação com o maior tempo livre (Edmonds 2005), o que determina a queda na MI e reforça o crescimento da economia, via aumento da produtividade e acúmulo de capital humano (Alderman e Behrman 2006), portanto há uma relação bidirecional (Kammerlander e Schulze 2023).

Os estudos que resumem a contribuição da Economia na análise da MI mostram que as condições de saúde estão relacionadas com nutrição, saúde pública, urbanização, vacinação, tratamentos médicos e cuidados na gestação (Cutler et al. 2006). Para Costa (2015) a saúde é explicada (depende) pelas condições de nutrição, fecundidade e saúde pública (oferta de serviços em saúde) e ela é explicada e explica (relação bidirecional) a renda e a educação. Percebe-se que os modelos econômicos assimilaram as críticas de Mosley e Chen (1984).

Surge um ponto de ruptura na agenda de pesquisa sobre a MI. A resistência à queda desse indicador é um problema de falta de crescimento econômico ou um problema da má distribuição de renda e desigualdade, que envolve inclusive fatores não econômicos? A importância da desigualdade ganha força com estudos como de Waldmann (1992), que identifica a presença de desigualdade explicando a MI em países desenvolvidos. O autor demonstra que países com menor MI não são os mais ricos, mas os com melhor distribuição de renda. Percebe-se que não se trata mais crescer (em termos econômicos), mas de crescer de forma distributiva e com equidade, o que em outras palavras significa que a agenda econômica incorpora também a identificação de desigualdades, no seu sentido mais amplo, envolvendo economia e sociedade e mesmo meio ambiente, como a poluição (Duarte 2015) e mudanças climáticas (Barbier e Hochard 2018), afetando a mortalidade infantil.

### **2.3 A Mortalidade Infantil em países em desenvolvimento, o caso do Brasil**

A carência de debate da Economia sobre MI se mostra na falta de estudos sobre o tema no Brasil. Grande parte dos estudos pertence à área de Saúde Coletiva e são voltados para a região Sudeste do país (Duarte 2007), com dados entre os anos noventa e início do Século XXI.

Os modelos aplicados ao país mostram que a MI depende da renda, educação e saneamento (Alves e Belluzzo 2004). Duarte (2007) faz uma revisão dos artigos nacionais e conclui que a explicação da MI pode ser dividida em fatores: i) biológicos: idade da mãe, paridade, intervalo entre gestações, prematuridade, baixo peso ao nascer, baixo desenvolvimento intrauterino, ii) ambientais: serviços de saúde, acesso da população aos serviços de saúde, poluição, saneamento, água tratada, iii) sociais: moradia, tra-

balho, renda, proteção social, nível de informação, etc. A autora mostra que há pouca robustez nos resultados apresentados, o que indica que a literatura nacional se dedica mais à abrangência de indicadores, mas pouco a relevância dos resultados e indicação de políticas públicas a partir das conclusões alcançadas.

Muitos estudos se dedicam a verificação da presença de desigualdades. Elas podem ser vistas na manutenção da MI em bairros mais pobres (Carvalho et al. 2015), em regiões, como o Norte e Nordeste (Victoria 2001), nas regiões mais pobres do estado do Rio de Janeiro (Szwarcwald et al. 2002) e nos municípios mais pobres do país (Szwarcwald et al. 2020).

Há estudos de países em desenvolvimento nesse início de século que também apresentam resultados semelhantes aos estudos nacionais. Para os países asiáticos a MI está relacionada com o gasto público em saúde, educação da mãe, saneamento, PIB per capita e urbanização (Dutta et al. 2020), especificamente para os países da ASEAN (Malásia, Tailândia, Indonésia e Filipinas) há relação de longo prazo entre a MI e educação (% de mulheres no segundo grau), fecundidade feminina (taxa de fecundidade), renda (per capita, US\$) e acesso à saúde, medida pela taxa de médicos por 1.000 pessoas (Subramaniam et al. 2018). Nos países da região do Golfo a relação foi estabelecida com baixa educação e desemprego dos pais, casamento consanguíneo, criança do gênero feminino, queda do PIB e perfil de saúde, como prematuridade e baixo peso, APGAR abaixo de 7, gravidez múltipla, falta de Pré-Natal, problemas respiratórios, tipo de parto (Eltayib et al. 2023). Para a Turquia, Macedônia e Albânia há relação com o índice de Paridade de Gênero (para o 2º grau), renda per capita, taxa total de desemprego, participação feminina no emprego da agricultura (Miladinov 2023). No Egito há relação com a renda domiciliar e cuidados regulares na gestação (Sharaf e Rashad 2018). Por fim, o estudo de Schneider et al. (2002) analisa os quarenta últimos anos da MI no continente americano e conclui que apesar da queda no indicador (mais de 1/3 no período), as diferenças permanecem.

### 3. MODELO

A verificação do impacto da queda na Mortalidade Infantil e na Mortalidade Infantil até 5 anos é realizada com os dados da Comissão Econômica Para a América Latina (CEPAL) para o Brasil (CEPALSTAT 2023). O período inclui os anos entre 2001 e 2021, apenas o percentual de saneamento e o percentual de mulheres que chefiam o lar apresentam o valor até o ano 2020.

As variáveis selecionadas mostram a situação da estrutura de desenvolvimento em várias áreas, como educação, economia e saúde. As estatísticas descritivas das variáveis selecionadas são apresentadas no Quadro 1.

**Quadro 1**

Estatísticas descritivas e definição das variáveis selecionadas para análise, Brasil – 2001-2021

<i>Indicador último ano</i>	<i>Média</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Definição</i>
V1 Pobreza (%) - 2021	25,38	16,50	38,80	Percentual da população na pobreza
V2 Extrema pobreza (%) - 2021	5,25	3,30	8,30	Percentual da população na extrema pobreza
V3 – Gini - 2021	0,53	0,51	0,57	Índice de Gini (0-1)
V4 – Theil - 2021	0,58	0,52	0,67	Índice de Theil (0-1)
V5 Renda per capita (decil 10-40) - 2021	16,77	14,00	21,10	Relação entre a renda dos 10% mais ricos com os 40% mais pobres
V6 Renda per capita (decil 1-50) - 2021	10,18	9,35	10,86	Relação entre os 1% mais ricos e os 50% mais pobres
V7 Emprego feminino (%) - 2021	83,30	76,10	87,40	Percentual de emprego feminino em setores de baixa produtividade
V8 Auto emprego (%) - 2021	25,63	24,30	26,90	Percentual da população com auto emprego
V9 Desemprego (%) - 2021	9,42	6,71	13,76	Taxa média anual de pessoas da PEA sem emprego com carteira assinada
V10 Desemprego aberto (%) - 2021	10,21	6,70	14,40	Taxa média anual de pessoas da PEA urbana sem emprego
V11 Escolaridade (anos) - 2021	9,51	7,80	11,30	Anos médios de estudo da população
V12 Saneamento (%) - 2020	36,84	26,83	49,28	Percentual da população com rede de coleta de esgoto
V13 Mulher chefe de casa (%) – 2020	31,98	26,90	39,10	Percentual de mulheres do total da população feminina que chefiam a casa sozinhas
V14 Nascimentos (1000 pessoas) - 2021	15,59	12,88	19,27	Taxa de nascimentos por mil pessoas
V15 Fecundidade (pessoas) - 2021	1,83	1,64	2,18	Número médio de filhos por mulher
V16 Expectativa de vida (anos) - 2021	73,01	70,20	75,30	Esperança de vida da população que nasceu naquele ano
V17 Mortalidade Infantil (1000 pessoas) - 2021	17,65	12,80	28,20	Taxa de mortalidade infantil de crianças até 1 ano, por mil pessoas
V18 Mortalidade Infantil até 5 anos (1000 pessoas) - 2021	20,06	14,45	32,50	Taxa de mortalidade infantil de crianças até 5 anos, por mil pessoas

Fonte: Elaboração própria com dados da CEPAL.

O Quadro 1 mostra as dezesseis variáveis independentes e as duas variáveis dependentes (Mortalidade Infantil e Mortalidade Infantil até 5 anos). As variáveis independentes são indicadores expressos em valores percentuais, como o percentual de pobreza, de desemprego, de acesso ao saneamento básico ou de mulheres que chefiam sozinhas a família. Há também variáveis que são índices, como o Gini e o Theil e variam entre zero (renda desconcentrada) e um (renda concentrada) e são medidas clássicas de concentração de renda. Há variáveis que são taxas por mil pessoas, como as duas variáveis dependentes (mortalidade infantil e mortalidade infantil até 5 anos), além da taxa de nascimentos. Há ainda a escolaridade média e a expectativa de vida que estão em anos e o número médio de filhos por mulher (taxa de fecundidade).

As variáveis do Quadro 1 expressam a dinâmica de distribuição de renda (pobreza e participação da renda dos mais ricos em relação aos mais pobres), a dinâmica econômica (emprego, auto-emprego, emprego feminino), de educação (anos de estudo) e demografia (taxa de fecundidade, expectativa de vida). A variável Expectativa de Vida ainda é utilizada como variável de saúde, como no cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano de Saúde (Anand e Sen 1994). O conjunto de variáveis exógenas sinaliza a estrutura de desenvolvimento do país, com destaque para a presença de desigualdades nos fatores socioeconômicos, mas sem deixar de lado as características da população.

Algumas relações entre as variáveis já são conhecidas na literatura, por exemplo, já se sabe que o aumento da escolaridade média da população e a redução na taxa de fecundidade reduzem a mortalidade infantil (Mosley e Shen 1984; Duarte 2007). Porém, qual o impacto do aumento dos lares chefiados apenas por mulheres na mortalidade infantil? Por um lado, a variável mostra a capacidade feminina de gerar renda e sustentar a família, porém, as mulheres também ocupam os empregos mais precários e com baixa produtividade, que estão no setor informal da economia e sustentam a “feminilização da pobreza” (Musgrove 2004).

As correlações de Pearson (Anexo 1) mostram que a Mortalidade Infantil e a Mortalidade Infantil até 5 anos são correlacionadas com muitas variáveis (desde a Escolaridade até a Pobreza). Há também correlações entre as variáveis, como entre a Escolaridade e a relação entre a renda per capita dos 10% mais pobres e os 40% mais ricos. Com altas correlações entre as variáveis dependentes e as independentes os resultados estimados tornam-se enviesados e podem indicar uma relação cruzada entre as variáveis e não o impacto sobre a MI.

Para uma análise de regressão robusta e sem viés torna-se necessário que as variáveis sejam aleatórias, o que significa baixa correlação direta (Greene 2003), o que não existe no caso das variáveis selecionadas para análise. A estimativa por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) realizada é apresentada no Anexo 2 e seus resultados são enviesados, sem respeitar as condições de significância estatística exigidas para um modelo linear confiável, o que inclui a adequação do parâmetro estimado (teste t com  $p \leq 0,1$ ) e adequação do conjunto de parâmetros estimados ( $R^2 \rightarrow 1$  e teste F com  $\leq 0,1$ ), assim como robustez das estimativas ( $p \geq 0,1$ ) nas estatísticas de adequação do modelo (RESET), normalidade e heterocedasticidade (Breusch Pagan).

Entre as estimativas realizadas, apenas o percentual de cobertura de saneamento ( $\rho$  de 10%) e a expectativa de vida ( $\rho$  de 5%) foram significativas estatisticamente para a MI de 1 e 5 anos. O sinal estimado do saneamento é positivo e da expectativa de vida é negativo, ou seja, de acordo com o valor esperado na teoria. Os valores de estatísticas básicas, como R Quadrado e Teste F são aceitáveis, assim como os testes de adequação do modelo. Porém, apenas duas variáveis são significativas, mesmo assim, com níveis próximos de margem de não aceitação ( $\rho \leq 10\%$ ). Esse resultado mostra como o aumento do número de variáveis correlacionadas não necessariamente melhora a estimativa do modelo, o que é essencial para a definição de políticas públicas mais holísticas e não parciais.

A solução é a redução do número de variáveis do modelo por meio de Análise de Componentes Principais (ACP) sem a perda de informação da eliminação de variáveis. Na estimativa por ACP as variáveis são agrupadas pela correlação, que é o método de extração, com a maior variância possível, mas com redução da diferença da média com a normalização de Kaiser e rotação por Vaximax. Dessa forma, os fatores calculados apresentam a mesma informação das variáveis correlacionadas substituídas e a sua interpretação é da direção e intensidade do conjunto de variáveis que formaram o fator sobre a MI no período analisado, com o menor ruído possível.

O limite do método reside na sua análise sem tempo. O modelo estimado por ACP é estático e os fatores (assim como as variáveis que o formaram) são transversais. Os resultados calculados representam o impacto do conjunto de variáveis sobre a MI (1 e 5 anos) em determinado ano no país, sem causalidade. As variáveis selecionadas podem ter conexão temporal, o que deve ser explorado em estudos futuros com análise de causalidade e correlação temporal no modelo.

Formalmente o modelo a ser estimado com as variáveis do Quadro 1 assume a seguinte forma:

$$MI_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_t + u(1)$$

A equação (1) é estimada por MQO no período selecionada para a Mortalidade Infantil até 1 ano e até 5 anos (e respectivamente). As variáveis independentes ( $V_1$  até  $V_{16}$ ) estão no vetor  $v$  e os resultados, como já mencionado anteriormente, estão no Anexo 2.

A segunda estimativa envolve o uso dos do vetor de Fatores ( $F_t$ ) resultantes na ACP.

$$MI_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_t + u(2)$$

Na equação (2) a estimativa também é por MQO, porém, os estimadores são os fatores calculados por ACP. O número de fatores calculados é determinado pela maior capacidade de explicação da variância (método de Kaiser) e as variáveis selecionadas para cada fator obedecem à critérios de semelhança de correlação. As estimativas realizadas são apresentadas na próxima seção.

## 4. RESULTADOS

A primeira estimativa é a formação dos novos fatores por ACP. Os resultados estão na Tabela 1.

**Tabela 1:**  
Correlações calculadas pelo método de Kaiser e rotacionadas por Varimax das variáveis independentes selecionadas

	FATOR 1	FATOR 2
V1 - Pobreza (%)	<b>0,985</b>	0,071
V2 - Extrema pobreza (%)	<b>0,686</b>	0,598
V3 - Gini	<b>0,942</b>	0,249
V4 - Theil	<b>0,954</b>	0,168
V5 - Renda per capita (decil 10-40)	<b>0,956</b>	0,207
V6 - Renda per capita (decil 1-50)	-0,082	<b>-0,872</b>
V7 - Emprego feminino (%)	0,465	<b>-0,850</b>
V8 - Auto emprego (%)	<b>0,667</b>	-0,026
V9 - Desemprego (%)	-0,126	<b>0,976</b>
V10 - Desemprego aberto (%)	0,052	<b>0,952</b>
V11 - Escolaridade (anos)	<b>-0,895</b>	0,430
V12 - Saneamento (%)	<b>-0,855</b>	0,440
V13 - Mulher chefe de casa (%)	<b>-0,863</b>	0,465
V14 - Nascimentos (1000 pessoas)	0,965	-0,245
V15 - Fecundidade (filhos por mulher)	<b>0,977</b>	-0,148
V16 - Expectativa de vida (anos)	<b>-0,942</b>	0,216

Fonte: elaboração própria com dados da CEPAL (2023).

A Tabela 1 mostra que a aplicação de ACP resulta em dois fatores, os valores em negrito mostram as correlações calculadas para todas as variáveis independentes analisadas, o agrupamento resultou em dois fatores (Componentes Principais). O Fator 1 resulta da composição de variáveis ligadas ao processo de desenvolvimento da economia e a desigualdade. Variáveis ligadas à distribuição de renda (V3, V4, V5 e V13), a pobreza (V1 e V2), educação (V11) e infraestrutura básica (V12) e demografia (V14, V15 e V16), além do auto emprego (V8) formam esse fator. A presença do auto emprego é justificada no primeiro fator e não no fator 2 pela correlação dessa variável (V8) com a escolaridade (V11) e com a demografia populacional (V14, V15 e V16). O Fator 1 é denominado de Fator Socioeconômico.

O segundo fator é composto por quatro variáveis ligadas ao contexto econômico do mercado de trabalho: a relação entre a renda do extrato da população 1% mais rica em

comparação com os 50% mais pobres (V6), o percentual de emprego feminino (V7) e as taxas de desemprego aberto (V10) e desemprego (V9). A variável V6 está ligada inicialmente à distribuição de renda, porém a tendência econômica é de concentração de renda para o crescimento, o que significa que o crescimento econômico, que é capturado no Fator 2 do mercado de trabalho, também captura a ampliação da desigualdade econômica. O Fator 2 é denominado de Fator Econômico Laboral, por estar conectado ao mercado de trabalho.

A composição das variáveis nos fatores é estabelecida por critérios estatísticos de explicação da variância. Nesse sentido a variável auto emprego é colocada no Fator 1 e a distribuição da renda entre os 1% mais ricos e os 50% mais pobres estar no Fator 2, apesar de parecerem trocadas, estatisticamente elas pertencem ao agrupamento fatorial que mais se aproxima da sua distribuição e não da sua nomenclatura. Apesar do caso dessas duas variáveis, percebe-se que o Fator 1 está ligado ao processo de desigualdade socioeconômica e o Fator 2 ao crescimento do mercado de trabalho. Os dois fatores calculados não são correlacionados entre si.

A estimativa da equação (2) é apresentada na Tabela 2. Os valores dos fatores podem ser interpretados como taxas de mudanças da média para o conjunto de variáveis que formaram o fator. Optou-se por usar os fatores calculados de forma quadrática, o que captura a não linearidade da relação.

**Tabela 2**

Estimativas por MQO de MI de 1 e 5 anos para o Brasil (2001-2021)

	<i>MI 1</i>	<i>MI 1 robusto</i>	<i>MI 5</i>	<i>MI 5 robusto</i>
Constante	17,28*** (70,58)	17,28*** (95,85)	19,59*** (72,79)	19,59*** (104,2)
Fator 1	4,38*** (16,71)	4,38*** (22,46)	5,12*** (17,76)	5,12*** (25,07)
Fator 1 ao quadrado	0,46*** (3,37)	0,46*** (4,02)	0,58*** (3,86)	0,58*** (4,61)
Fator 2	-0,68*** (-4,90)	-0,68*** (-5,81)	-0,79*** (-5,15)	-0,79*** (-6,14)
Fator 2 ao quadrado	0,16 <sup>ns</sup> (0,62)	0,16 <sup>ns</sup> (0,89)	0,19 <sup>ns</sup> (0,66)	0,19 <sup>ns</sup> (1,01)
R <sup>2</sup>	0,99	0,99	0,99	0,99
F(ρ)	646,09 (0,00)	1.378,94 (0,00)	738,55 (0,00)	1.540,66 (0,00)
RESET F(ρ)	4,51 (0,10)	4,51 (0,10)	6,46 (0,11)	6,46 (0,11)
Breush Pagan χ (ρ)	8,43 (0,07)	8,43 (0,07)	8,28 (0,08)	8,28 (0,08)
Normalidade χ (ρ)	2,40 (0,30)	2,40 (0,30)	2,31 (0,31)	2,31 (0,31)

Estatísticas t entre parênteses. \*\* indica significativo a 5%, \* indica significativo a 10%, ns = não significativo..  
Fonte: elaboração própria com dados da CEPAL.

As estimativas apresentadas na Tabela 2 são adequadas estatisticamente, com poucas alterações entre a equação normal e a equação com uso de erro padrão robusto. Os valores dos testes de parâmetros, como a estatística t e o teste F, até os testes de adequação da estimativa de RESET, a presença de erros heterocedásticos e distribuição normal. O uso da estimativa por MQO por meio de fatores gerados por ACP teve resultados significativos, o que não acontece com a regressão original com todas as variáveis (Anexo 2).

A introdução do termo quadrático nas estimativas é consistente apenas para o Fator 1, para o Fator 2 ele não tem significância estatística, mesmo com o uso de erro padrão robusto. Percebe-se que o Fator 1 possui comportamento não linear, enquanto o Fator 2 é linear para os dois tipos de mortalidade infantil.

O Fator 1 possui sinal positivo nos dois termos, o que significa que as variáveis de desigualdade formam uma parábola com concavidade voltada para cima. Esse resultado mostra que no período analisado a mortalidade infantil brasileira de 1 e de 5 anos aumenta com a elevação da desigualdade socioeconômica. Quando há aumento da pobreza (pobreza e pobreza extrema), aumento da desigualdade de renda (Gini e Theil), aumento do auto emprego e aumento das taxas de nascimentos e fecundidade, assim como queda na escolaridade, no acesso ao saneamento, no percentual de mulheres que chefiam o lar e na expectativa de vida a MI brasileira aumenta.

O segundo fator analisado é o Fator 2, que representa o mercado de trabalho. O termo quadrático desse fator não é significativo estatisticamente. O sinal do Fator 2 é negativo, o que indica que o avanço no acesso ao mercado de trabalho, como o aumento do emprego feminino e a queda nas taxas de desemprego reduzem a MI brasileira. Há uma pequena diferença no valor do fator 2 para cada tipo de mortalidade infantil, para a mortalidade infantil de até 1 ano o valor é de -0,68, enquanto que para a mortalidade infantil de até 5 anos o valor é de -0,79. A queda na mortalidade infantil até 5 anos é maior para a melhoria do cenário econômico do Fator 2.

A diferença entre os dois fatores não reside apenas no termo quadrático. Há uma diferença de sinal e do valor de impacto. O valor do Fator 1 é de 4,38 para a MI de 1 ano e de 5,12 para a MI de 5 anos. Essa diferença mostra que a desigualdade socioeconômica é mais forte nas crianças em relação aos recém nascidos.

Uma segunda diferença é entre o valor estimado dos fatores para a MI brasileira. O Fator 1 apresenta valores positivos entre 4 e 5 para as duas mortalidades analisadas, porém o Fator 2 apresenta sinal negativo e abaixo da unidade, especificamente entre 0,68 (MI 1) e 0,79 (MI 5). Esse resultado mostra que a MI brasileira nesse início de Século XXI reage mais para a queda da desigualdade do que em relação ao avanço do cenário econômico do mercado de trabalho. Esse resultado é importante para a definição de políticas públicas, que devem ser voltadas para o combate da desigualdade, visto que apenas o crescimento do mercado de trabalho não é suficiente para reduzir a MI brasileira.

## 5. CONCLUSÃO

A contribuição desse artigo é direta, apesar de ser simples: existe impacto da desigualdade social e do crescimento econômico (mercado de trabalho) sobre a Mortalidade Infantil no Brasil no período entre 2002 e 2021.

As estimativas realizadas com os fatores gerados por ACP apresentam resultados consistentes, que apontam uma relação mais forte entre a desigualdade socioeconômica e a MI no país. Os resultados obtidos ainda apontam que o mercado de trabalho reduz a MI brasileira no período analisado. Essa conclusão não é possível quando as variáveis analisadas são utilizadas em conjunto na regressão, o que demonstra que o método de ACP possui uma boa perspectiva nas análises multivariadas em relação ao método de uso direto de muitas variáveis que se correlacionam entre si.

O modelo estimado possui algumas limitações que devem ser discutidas em trabalhos futuros. O principal limite é o enquadramento do tempo, pois o modelo estimado é de corte transversal e o tempo pode determinar mudanças qualitativas nas variáveis que devem ser analisadas. O modelo ainda não considera diferenças individuais e regionais. A MI brasileira pode ter maior sensibilidade em algumas regiões mais pobres, assim como ela também pode ser maior em alguns grupos de indivíduos, por exemplo, os indivíduos afrodescendentes. Essas diferenças são importantes e devem ser introduzidas em pesquisas futuras.

Entre as estimativas realizadas, os resultados mostram que as diferenças socioeconômicas (Fator 1) apresentam maior impacto na MI em relação ao mercado de trabalho (Fator 2). Esse resultado indica que o combate às desigualdades socioeconômicas deve ser prioridade na busca pela redução de MI brasileira atualmente.

Por fim, os resultados obtidos mostram que o uso de ferramentas estatísticas mais robustas possui um grande potencial na análise da MI. A análise de correlação pode ser complementada com métodos mais robustos da área de Economia da Saúde e de Bioestatística, o que vem se mostrando uma tendência crescente no debate de políticas públicas.

## 6. REFERÊNCIAS

- ALDERMAN, H; BEHRMAN, JR. Reducing the incidence of low birth weight in low-income countries has substantial economic benefits. *The World Bank Research Observer*, 21(1), 25-48, 2006.
- ALMOND, D; CURRIE, J; DUQUE, V. Childhood circumstances and adult outcomes: act II. *Journal of Economic Literature*, 56(4), 1360-1446, 2018.
- ALVES, D; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, 2, 391-410, 2004.
- AVANDANO, M. Correlation or causality? Income inequality and infant mortality in fixed effects model in the period 1960-2008 in 34 OECD countries. *Social Science & Medicine*, 75, 754-760, 2012.
- BARBIER, EB; HOCHARD, JP. The impacts of climate change on the poor in disadvantaged regions. *Review of Environmental Economics and Policy*, 12(1), 26-47, 2018.
- BARRO, RJ; BECKER, GS. Fertility choice in a model of economic growth. *Econometrica*, 57(2), 481-501, 1989.
- BASU, K. Child Labor: Cause, Consequence and Cure, with Remarks on International Labor Standards. *Journal of Economic Literature*, 37 (3): 1083-1119, 1999.
- BERG, G van den; LINDEBOOM, M; PORTRAIT, F. Economic conditions early in life and individual mortality. *The American Economic Review*, 96(1), 290-302, 2006.
- BHALOTRA, S. Spending to save? State health expenditure and infant mortality in India. *Health Economics*, 16, 911-928, 2007.
- BILODEAU, M; BRENNER, D. *Theory of multivariate statistics*. New York: Springer-Verlag, 2003.
- BORGES, RES; GARCIA, MLT; BORREGO, AE; STOCCO, AF; LANG, AEM. Política social e desenvolvimento da primeira infância: mapeando condições no Espírito Santo, 2012 a 2017. *Revista de Políticas Públicas*, 24(2), 2020.
- CARVALHO, RAS; SANTOS, VS; MELO, CM; GURGEL, RQ; OLIVEIRA, CCC. Desigualdades em saúde: condições de vida e mortalidade infantil em regiões do Nordeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, 49(5), 2015.
- CEPALSTAT. Bases de datos y publicaciones estadísticas. Disponível em: <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/index.html?lang=es&link=cepal> (10/10/2023).
- COCHRANE, S; MEHRA, K. *Socioeconomic determinants of infant and child mortality in developing countries*. In: WAGNER, DA. (ed.). *Child development and international development: research-policy interfaces*. San Francisco: Jossey-Bass, 1983, 27-43.

- COSTA, M da CN; MOTA, ELA; PAIM, JS; SILVA, LMV da; TEIXEIRA, M da G; MENDES, CMC. Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. *Revista de Saúde Pública*, 37(6), 699-706, 2003.
- COSTA, DL. Health and the economy in the United States from 1750 to the present. *Journal of Economic Literature*, 53(3), 503-570, 2015.
- CURRIE, J. Healthy, wealthy, and wise: socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 87-122, 2009.
- CUTLER, D; DEATON, A; LLERAS-MUNEY, A. The determinants of mortality. *The Journal of Economic Perspectives*, 20(3), 97-120, 2006.
- DAS, S; MOURMOURAS, A; RANGAZAS, P. *Economic growth and development: a dynamic dual economy approach*. Cham: Springer, 2018.
- DOWBOR, L. A economia da família. *Psicologia USP*, 26(1), 15-26, 2015.
- DUARTE, CMR. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências de mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. *Cadernos de Saúde Pública*, 23(7), 1511-1528, 2007.
- DUARTE, RH. "Turn to pollute": poluição atmosférica e modelo de desenvolvimento no "milagre" brasileiro (1967-1973). *Revista Tempo*, 21(37), 64-87, 2015.
- DUTTA, UP; GUPTA, H; SARKAR, AK; SENGUPTA, PP. Some determinants of infant mortality rate in SAARC countries: an empirical assessment through panel data analysis. *Child Indicators Research*, 13, 2093-2116, 2020.
- EDMONDS, E. Does Child Labor Decline with Improving Economic Status? *Journal of Human Resources*, 40 (1): 77-99 2005.
- ELTAYIB, RAA; AL-ALAVWI, KS; WIRAYUDA, AAB; AL-AZRI, M; CHAN, MF. The impact of sociodemographic, macroeconomic, and health status and resources determinants on infant mortality rates in the Gulf Cooperation Council (GCC) countries: a systematic review and meta-analysis. *Journal of Neonatal Nursing*, 29, 620-638, 2023.
- ERICKSSON, Katherine; NIEMESH, Gregory T.; THOMASSON, Melissa. Revising infant mortality rates for early twentieth century United States. *Demography*, 55, 2001-2024, 2018.
- FAN, Wen; LUO, Liyang. Understanding trends in the concentration of infant mortality among disadvantaged White and black mothers in the United States, 1983-2013; a decomposition analysis. *Demography*, 57, 979-1005, 2020.
- FERGUSON, WD. *The political economy of collective action, inequality, and development*. Stanford: Stanford University Press, 2020.

- FINCH, Brian Karl. Early origins of the gradient: the relationship between socioeconomic status and infant mortality in the United States. *Demography*, 40(4), 674-699, 2003.
- FLEGG, AT. The role of inequality of income in the determination of birth rates. *Population Studies*, 33(3), 457-477, 1979.
- FLEGG, AT. Inequality of income, illiteracy and medical care as determinants of infant mortality in underdeveloped countries. *Population Studies*, 36(3), 441-458, 1982.
- GIAMBIAGI, F; CASTRO, L; VILLELA, A; HERMANN, J. *Economia brasileira contemporânea*. São Paulo: Elsevier, 2011.
- GLEWWE, P. Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes. *Journal of Economic Literature*, 40 (2): 436-82, 2002.
- GLEWWE, P; KOCH, S; NGUYEN, BL. Child Nutrition, Economic Growth, and the Provision of Health Care Services in Vietnam. In GLEWWE, P; AGRAVAL, N; DOLLAR, D (eds). *Economic Growth, Poverty and Household Welfare in Vietnam*. Washington, DC: World Bank, pp. 315-89, 2004.
- GLEWWE, P; DAMON, A. Children and development. In DUTT, AK; ROS, J (ed.). *International handbook of development economics – volume 2*. Cheltenham: Edward Elgar, 2008, p. 250-261.
- GONZÁLEZ, E. Robles; MESTRE, J. Bernabeu; BENAVIDES, F. G. La transición sanitaria: una revisión conceptual. *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, 14(1), 177-144, 1996.
- GORTMAKER, Steven L; WISE, Paul W. The first injustice: socioeconomic disparities, health services technology, and infant mortality. *Annual Review of Sociology*, 23, 147-170, 1997.
- GREENWOOD, J; SESHADRI, A. The U.S. demographic transition. *The American Economic Review*, 92(2), 153-159, 2002.
- HAIDER, Steven J. Racial and ethnic infant mortality gaps and socioeconomic status. *Focus*, 11(1), 18-20, 2014.
- HAINES, MR. Inequality and infant and childhood mortality in the United States in the twentieth century. *Exploration in Economic History*, 48, 418-428, 2011.
- HAJIZADETH, M; NANDI, A; HEYMANN, J. Social inequality in infant mortality: what explains variation across low and middle income countries? *Social Science & Medicine*, 101, 36-46, 2014.
- HIBBS JR, HH. The influence of economic and industrial conditions on infant mortality. *The Quarterly Journal of Economics*, 30(1), 127-151, 1915.
- HOMAN, P. Political gender inequality and infant mortality in United States, 1990-2012. *Social Science & Medicine*, 182, 127-135, 2017.

- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988. Rio de Janeiro: IBGE, 1990.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Mudança demográfica no Brasil no início do século XXI: subsídios para as projeções da população. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.
- JORGENSON, AK. Global inequality, water pollution, and infant mortality. *Social Science & Medicine*, 41, 279-288, 2004.
- KAMMERLANDER, A; SCHULZE, GG. Local economic growth and infant mortality. *Journal of Health Economics*, 87, 2023.
- KUMAR, P; PATEL, R; CHAUHAN, S; SRIVASTAVA, S; KHANE, A; PATEL, KK. Does socio-economic inequality in infant mortality still exist in India? An analysis based on National Family Health Survey 2005-06 and 2015-16. *Clinical Epidemiology and Global Health*, 9, 116-123, 2021.
- MACINKO, JA; SHI, L; STARFIELD, B. Wage inequality, the health system, and infant mortality in wealthy industrialized countries, 1970-1996. *Social Science & Medicine*, 58, 279-292, 2004.
- MARINHO, C da SR; FLOR, TBM; PINHEIRO, JMF; FERREIRA, MAF. Objetivos do desenvolvimento do milênio: impacto de ações assistenciais e mudanças socioeconômicas e sanitárias na mortalidade de crianças. *Cadernos de Saúde Pública*, 36(10), 2020.
- MAYER, SE; SARIN, A. Some mechanisms linking economic inequality and infant mortality. *Social Science & Medicine*, 60, 439-455, 2005.
- MILADINOV, G. Measuring of the socio-economic causes of infant mortality in Macedonia, Turkey and Albania. *Journal of Public Health: from Theory to Practice*, 31, 85-98, 2023.
- MOSLEY, WH; CHEN, LC. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Population and Development Review*, 10 (Supplement – Child Survival: strategies for research), 25-45, 1984.
- MUSGROVE, P. Health economics in development. Washington: *The World Bank*, 2004.
- QUENTIN, W; ABOSEDE, O; AKA, J; AKWEEONGO, P; DINARD, K; EZEH, A; HAMED, R; KALAMBAYI, P; MITIKE, G; MTEI, G; BONIE, MT; SUNDMACHER, L. Inequalities in child mortality in ten major African cities. *BMC Medicine*, 12(95), 2014.
- RUIZ, JI; NUHU, K; MCDANIEL, JT; POPOFI, F; CRINITI, JM. Inequality as a powerful predictor of infant and maternal mortality around the world. *PLOS One*, 10(10), 2015.
- SARTORIUS, BKD; SARTORIUS, K. Global infant mortality trends and attributable determinants – an ecological study using data from 192 countries for the period 1992-2011. *Population Health Metrics*, 12(29), 2014.

- SCHOLOGL, L; SUMMER, A. *Disrupted development and the future of inequality in the age of automation*. Cham: Palgrave MacMillan, 2020.
- SCHNEIDER, MC; CASTILLO-SALGADO, C; LOYOLA-ELIZONDO, E; BACALLAO, J; MUJICA, OJ; VIDAURRE, M; ALLEYNE, GAO. Trends in infant mortality inequalities in the Americas: 1955-1995. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 56, 538-541, 2002.
- SHARAF, MF; RASHAD, AS. Socioeconomic inequalities in infant mortality in Egypt: analyzing trends between 1995 and 2014. *Social Indicators Research*, 137, 1185-1199, 2018.
- SIMEONI, S; FROVA, L; CURTIS, M. Inequalities in infant mortality in Italy. *Italian Journal of Pediatrics*, 45(11), 2019.
- SINGH, GK; YU, SM. Infant mortality in the United States, 1915-2017: large social inequalities have persisted over a Century. *International Journal of MCH and AIDS*, 8(1), 19-31, 2019.
- SONG, S; BURGARD, SA. Dynamics of inequality: mother's education and infant mortality in China, 1970-2001. *Journal of Health and Social Behavior*, 52(3), 349-364, 2011.
- SOUBBOTINA, TP. *Beyond economic growth: an introduction to sustainable development*. Washington: World Bank, 2004.
- SUBRAMANIAM, T; LOGANATHAN, N; YERUSHALMI, E; DAVADASOM, ES; MAJID, M. Determinants of infant mortality in Older ASEAN economies. *Social Indicators Research*, 136, 397-415, 2018.
- SULE, IK; YUSUF, AM; SALIHU, MK. Impact of energy poverty on education inequality and infant mortality in some select African countries. *Energy Nexus*, 5, 2022.
- SZWARCWALD, CL; ANDRADE, CLT; BASTOS, FI. Income inequality, residential poverty clustering and infant mortality: a study in Rio de Janeiro, Brazil. *Social Science & Medicine*, 55, 2083-2092, 2002.
- SZWARCWALD, CL; ALMEIDA, WS; TEIXEIRA, RA; FRANÇA, EB; MIRANDA, MJ; MALTA, DC. Inequalities in infant mortality in Brazil at subnational levels in Brazil, 1990 to 2015. *Population Health Metrics*, 18(sup. 1):4, 2020.
- TURNER, N; DANESH, K; MORAN, K. The evolution of infant mortality inequality in the United States, 1960-2016. *Social Sciences*, 6, 2020.
- VICTORA, CG. Intervenções para reduzir a mortalidade infantil pré-escolar e materna no Brasil. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 4(1), 3-69, 2001.
- WALDMANN, RJ. Income distribution and infant mortality. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1283-1302, 1992.

WALLACE, M; CREAR-PERRY, J; RICHARDSON, L; TURVER, MT; THEALL, K. Separate and unequal: structural racism and infant mortality in US. *Health & Place*, 45, 140-144, 2017.

WENNEMO, I. Infant mortality, public policy and inequality – a comparison of 18 industrialized countries 1950-85. *Sociology of Health & Illness*, 15(4), 429-446, 1993.

## ANEXO 1

Tabela A1:

Correlação de Pearson das variáveis selecionadas para modelo estimado

Indicador	% pobreza	% extrema pobreza	Gini	Theil	Renda per capita média (1-4 decil)	Renda per capita (1-50)	% emprego feminino	Auto emprego	Desemprego	Desemprego aberto	Anos de estudo
% pobreza	1,00										
% extrema pobreza	0,58	1,00									
Gini	0,93	0,66	1,00								
Theil	0,93	0,55	0,98	1,00							
Renda per capita média (1-4 decil)	0,93	0,67	0,99	0,98	1,00						
Renda per capita 1-50	-0,12	-0,53	-0,27	-0,19	-0,24	1,00					
% emprego	0,37	-0,33	0,17	0,29	0,21	0,70	1,00				
Auto emprego	0,62	0,53	0,48	0,45	0,50	0,01	0,25	1,00			
Desemprego	-0,05	0,57	0,09	-0,01	0,06	-0,79	-0,90	0,08	1,00		
Desemprego aberto	0,11	0,65	0,21	0,09	0,17	-0,79	-0,79	0,28	0,96	1,00	
Anos de estudo	-0,81	-0,06	-0,68	-0,75	-0,69	-0,33	-0,80	-0,37	0,60	0,45	1,00
Saneamento (%)	-0,83	-0,26	-0,70	-0,75	-0,72	-0,28	-0,73	-0,50	0,52	0,367	0,97
Mulher chefe da casa	-0,81	-0,31	-0,71	-0,75	-0,73	-0,28	-0,78	-0,49	0,58	0,42	0,98
Taxa de nascimentos	0,88	0,21	0,79	0,85	0,81	0,19	0,70	0,46	-0,44	-0,29	-0,97
Taxa de fecundidade	0,90	0,29	0,83	0,89	0,85	0,11	0,64	0,51	-0,35	-0,20	-0,93
Expectativa de vida	-0,92	-0,44	-0,80	-0,82	-0,83	-0,08	-0,56	-0,59	0,27	0,110	0,86
Taxa de mortalidade	-0,22	0,50	-0,17	-0,28	-0,15	-0,44	-0,67	0,21	0,69	0,68	0,65
Mortalidade infantil	0,94	0,38	0,87	0,91	0,89	0,06	0,58	0,53	-0,29	-0,13	-0,92
Mortalidade infantil (-5)	0,94	0,38	0,87	0,91	0,89	0,06	0,58	0,53	-0,28	-0,13	-0,92

Continua.

<i>Indicador</i>	<i>Sanea- mento (%)</i>	<i>Mulher chefe da casa</i>	<i>Taxa de nasci- mentos</i>	<i>Taxa de fecun- didade</i>	<i>Expectativa de vida</i>	<i>Taxa de mortalidade</i>	<i>Mortalida- de infantil</i>	<i>Mortalidade infantil (-5)</i>
% pobreza								
% extrema po- breza								
Gini								
Theil								
Renda per capita média (1-4 decil)								
Renda per ca- pita 1-50								
% emprego								
Auto-emprego								
Desemprego								
Desemprego aberto								
Anos de estu- do								
Saneamento (%)	1,00							
Mulher chefe da casa	0,94	1,00						
Taxa de nasci- mentos	-0,92	-0,94	1,00					
Taxa de fe- cundidade	-0,87	-0,90	0,99	1,00				
Expectativa de vida	0,92	0,89	-0,89	-0,88	1,00			
Taxa de mor- talidade	0,66	0,74	-0,58	-0,51	0,19	1,00		
Mortalidade infantil	-0,88	-0,89	0,97	0,98	-0,93	-0,42	1,00	
Mortalidade infantil (-5)	-0,88	-0,89	0,97	0,98	-0,93	-0,41	0,99	1,00

**Fonte:** elaboração própria com dados da CEPAL.

## ANEXO 2 - ESTIMATIVA DA MORTALIDADE INFANTIL (1 E 5 ANOS) NO BRASIL POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (MQO), 2001-2021

**Tabela 2A**

Estimativas por MQO para a Mortalidade Infantil (1 e 5 anos) no Brasil – 2001-2021

<i>Indicador – último ano</i>	<i>MI1</i>	<i>MI5</i>
Constante	210,19 <sup>ns</sup> (2,01)	249,14 <sup>ns</sup> (2,19)
V1 - Pobreza (%) – 2021	-0,28 <sup>ns</sup> (-1,20)	-0,36 <sup>ns</sup> (-1,41)
V2 - Extrema pobreza (%) – 2021	0,95 <sup>ns</sup> (1,23)	1,20 <sup>ns</sup> (1,43)
V3 – Gini – 2021	15,96 <sup>ns</sup> (0,24)	21,26 <sup>ns</sup> (0,30)
V4 – Theil – 2021	97,72 <sup>ns</sup> (1,92)	118,47 <sup>ns</sup> (2,14)
V5 - Renda per capita (decil 10-40) – 2021	-1,23 <sup>ns</sup> (-0,72)	-1,56 <sup>ns</sup> (-0,84)
V6 - Renda per capita (decil 1-50) – 2021	0,55 <sup>ns</sup> (1,06)	0,65 <sup>ns</sup> (1,15)
V7 - Emprego feminino (%) – 2021	-0,55 <sup>ns</sup> (-1,13)	-0,68 <sup>ns</sup> (-1,30)
V8 - Auto emprego (%) – 2021	0,47 <sup>ns</sup> (1,00)	0,63 <sup>ns</sup> (1,24)
V9 - Desemprego (%) – 2021	-1,12 <sup>ns</sup> (-2,00)	-1,33 <sup>ns</sup> (-2,19)
V10 - Desemprego aberto (%) – 2021	0,45 <sup>ns</sup> (0,81)	0,51 <sup>ns</sup> (0,86)
V11 - Escolaridade (anos) -2021	-10,50 <sup>ns</sup> (-1,41)	-12,86 <sup>ns</sup> (-1,59)
V12 - Saneamento (%) – 2020	0,31* (2,37)	0,39* (2,68)
V13 - Mulher chefe de casa (%) – 2020	0,89 <sup>ns</sup> (1,68)	1,08 <sup>ns</sup> (1,89)
V14 - Nascimentos (1000 pessoas) – 2021	-4,35 <sup>ns</sup> (-0,58)	-5,20 <sup>ns</sup> (-0,64)
V15 - Fecundidade (pessoas) – 2021	30,52 <sup>ns</sup> (0,48)	35,53 <sup>ns</sup> (0,53)
V16 - Expectativa de vida (anos) – 2021	-1,77** (-4,37)	-2,07** (-4,72)
R <sup>2</sup>	0,99	0,99
F(ρ)	408,20 (0,00)	477,83 (0,00)
RESET F(ρ)	3,65 (0,34)	6,11 (0,27)
Breush Pagan χ (ρ)	9,19 (0,90)	18,71 (0,28)

ns não significativo, \* significativo a 10%, \*\* significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com dados da CEPAL.