

Mortalidade infantil e desenvolvimento econômico no Brasil, 1960-2000^a

Infant Mortality and Economic Development in Brazil, 1960-2020

Ronivaldo Steingraber^b 

Universidade Federal de Santa Catarina, Departamento de Economia e Relações Internacionais, Florianópolis (SC), Brasil

Resumo: O objetivo desse artigo é a investigação sobre a relação entre a queda da mortalidade infantil brasileira entre 1960 e 2020 com o processo de desenvolvimento econômico e a mudança demográfica. O método de análise escolhido é a análise de séries temporais com um Vetor Autoregressivo - VAR. Os resultados mostram evidências de comportamento não linear e bidirecional entre a mortalidade infantil e os fatores socioeconômicos, com destaque para o crescimento do PIB per capita e a participação da saúde no PIB. A pesquisa aplicada também utilizou um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários estimados a partir do uso de Componentes Principais, que reduziu as variáveis em dois fatores, um econômico e outro demográfico. O modelo estimado por MQO introduziu os termos quadráticos dos fatores (efeito do ciclo de Kuznets). Os resultados corroboram com o VAR, encontrando evidências de comportamento não linear, com efeitos positivos entre a mortalidade infantil e a demografia e negativos entre a mortalidade infantil e a economia. Esses resultados contribuem com o debate da literatura sobre comportamento não linear da mortalidade infantil ao longo do tempo e mudança no perfil dos óbitos, com destaque para a mudança do efeito da economia sobre a mortalidade infantil; inicialmente negativo, ele se mostra positivo com o aumento de óbitos por causas externas ao longo do desenvolvimento econômico do país.

Palavras-chave: Mortalidade infantil. Desenvolvimento econômico. Análise de séries temporais. Análise de componentes principais.

Abstract: The objective of this article is to investigate the relationship between the decline in Brazilian infant mortality between 1960 and 2020 and the process of economic development and demographic change. The chosen analysis method is time series

Editor responsável: Ivan Colangelo Salomão | DOI: 10.5380/re.v47i90.100213

^a Submissão: 22/03/2026 | Aprovação: 08/05/2026 | Publicação: 29/05/2026

^b ronivaldo.s@ufsc.br

O autor declara não haver conflito de interesse. Após a publicação, os dados estarão disponíveis sob demanda ao autor.



Esta publicação está licenciada sob os termos de Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

analysis with a Vector Autoregressive (VAR) model. The results indicate non-linear and bidirectional relationships between infant mortality and socioeconomic factors, highlighting the growth of GDP per capita and the share of health in GDP. The applied research also used an Ordinary Least Squares model estimated using Principal Components, which reduced the variables to two factors, one economic and the other demographic. The OLS model introduced the quadratic terms of the factors (Kuznets cycle effect). The results corroborate the VAR, finding evidence of non-linear behavior, with positive effects between infant mortality and demography, and negative effects between infant mortality and the economy. These results contribute to the literature debate on the non-linear behavior of infant mortality over time and changes in the profile of deaths, highlighting that the economic effect, initially negative on infant mortality, becomes positive with the increase in deaths from external causes throughout the country's economic development.

Keywords: Infant Mortality. Economic Development. Time Series Analysis. Principal Component Analysis.

JEL: I15. J11. O12.

1. Introdução

O processo de desenvolvimento econômico é caracterizado por mudanças estruturais importantes e que afetam a qualidade de vida. Uma mudança já estudada há décadas é a queda na mortalidade infantil (MI), bem como a sua relação com a queda na taxa de fecundidade, advindas do crescimento econômico (Barro; Becker, 1989; Becker, 1992). A melhoria das condições econômicas possibilitou o aumento da oferta de serviços de saúde e de saneamento básico, além do investimento em educação. Essa mudança estrutural reduz a mortalidade infantil, conforme modelos como Berg *et al.* (2006) e Doepke (2005). Por outro lado, a queda na mortalidade infantil possibilita a adoção de planejamento familiar e de investimento na educação dos filhos, o que no longo prazo contribui para o crescimento da economia, conforme o modelo de Barro e Becker (1989).

A relação entre o desenvolvimento econômico e a queda da mortalidade infantil é bidirecional, portanto, há como se verificar o efeito do crescimento econômico sobre a queda da mortalidade infantil, assim como a melhoria no índice de desenvolvimento (menos crianças nascendo, menos crianças doentes, menos mortalidade infantil etc.) eleva o produto nacional (Weber, 2010). Há uma literatura que analisa o comportamento não linear da mortalidade infantil (ver seção IV adiante). A não linearidade é explicada pela rápida queda da taxa de mortalidade infantil com a mudança estrutural advinda do crescimento econômico, como acesso a saneamento e serviços de saúde (O'Hara, 1975). A queda acentuada é seguida de um ritmo menor de redução da mortalidade infantil explicada pelas mudanças populacionais e educacionais (Pol; Thomas, 2002).

O objetivo desse artigo é analisar a evolução da MI brasileira entre 1960 e 2020 em razão de fatores socioeconômicos ligados ao processo de desenvolvimento. A contribuição esperada com os resultados estimados é auxiliar o debate anteriormente exposto a respeito do comportamento não linear da relação entre a mortalidade infantil e o desenvolvimento econômico. O período selecionado captura tanto as mudanças estruturais, como a mudança populacional no Brasil. Nesse mesmo período, a queda na mortalidade infantil passa da fase de queda rápida para um ritmo menos acelerado. A explicação do impacto dos fatores econômicos e demográficos sobre a mortalidade infantil é uma contribuição relevante dessa pesquisa, principalmente levando em consideração uma análise de longo prazo. A literatura voltada à análise da mortalidade infantil pertence à área

de Desenvolvimento Econômico e Economia da Família, com viés macro e microeconômico, respectivamente. Como o estudo realizado é da economia brasileira, o modelo selecionado enquadra-se no viés macro, relacionado ao crescimento econômico e não ao rendimento do trabalhador ou da família. Os modelos aplicados consideram o impacto de fatores socioeconômicos e demográficos sobre a mortalidade infantil, revelando como a Transição Demográfica (Galor; Weil, 1998; Bloom *et al.*, 2001; Dyson, 2010; Galor, 2011) moldou a queda no número de óbitos no país.

Para alcançar o objetivo proposto, dois modelos econométricos são construídos. O primeiro é o modelo de vetor autorregressivo (VAR) de Séries Temporais. Nele, a interdependência entre as variáveis é identificada, porém, o modelo consegue identificar qual o maior impacto sobre a mortalidade infantil ao longo do período estudado. Os resultados mostram que as variáveis econômicas explicam grande parte da variância da mortalidade infantil brasileira, mais do que a própria evolução da mortalidade infantil e das variáveis populacionais. O segundo modelo é uma regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Essa regressão só é possível com o uso de Análise de Componentes Principais (ACP), cujo objetivo é a redução do número de variáveis. Com dois fatores calculados (um econômico e outro populacional), a mortalidade infantil brasileira é explicada de forma negativa e positiva respectivamente por esses dois fatores, além de introduzir com significância os termos quadráticos desses dois fatores, que repetem o sinal do fator original (linear).

Os resultados estimados identificam evidências de que o comportamento da mortalidade infantil em razão da mudança socioeconômica não se comporta de maneira linear, o que contribui com a literatura sobre a dinâmica de longo prazo da mortalidade infantil e a sua mudança no perfil dos óbitos.

Os dois modelos estimados utilizam duas fontes de dados. A primeira é o IBGE, que contribui com a participação dos gastos em saúde no PIB. A segunda fonte de dados é o *World Development Indicators* (WDI) do Banco Mundial, que contribui com as demais variáveis.

Esse artigo é organizado da seguinte forma: além dessa introdução (parte I), há mais cinco seções. A seção dois apresenta uma breve revisão da literatura sobre a relação entre mortalidade infantil e desenvolvimento econômico. A seção três apresenta os modelos empíricos que utilizam variáveis (saúde, estrutura urbana,

educação, entre outras) para explicar o comportamento da mortalidade infantil. A seção quatro apresenta os dados e modelos utilizados. Por fim, a seção cinco apresenta os resultados estimados e a seção seis conclui o artigo.

2. A mortalidade infantil e o desenvolvimento econômico

A queda da mortalidade infantil é considerada uma característica do processo de desenvolvimento, pois a mudança estrutural da economia amplia a qualidade de vida da população. A transição de uma sociedade tradicional para uma sociedade moderna é denominada de Transição Demográfica ou Transição de Saúde. O crescimento econômico modifica o crescimento populacional e as condições de vida associadas à mudança qualitativa dos países. Essa mudança está associada à urbanização decorrente do processo de mudança de uma sociedade rural (simples) para uma sociedade complexa (Dyson, 2010), industrializada (Bornschiefer, 2005) e moderna (Kaldor, 1955).

O comportamento demográfico é caracterizado pelas seguintes etapas com o estudo de Bardham e Udry (1999): i) cenário inicial - altas taxas de fertilidade, alta mortalidade e estabilidade populacional, ii) cenário de transição – altas taxas de fertilidade, baixa mortalidade e crescimento populacional, iii) cenário final – baixa taxa de fertilidade, baixa mortalidade e estagnação populacional. Já Nafziger (2006), resume em quatro etapas a TD: i) alta fertilidade e alta mortalidade, ii) queda da mortalidade, iii) queda da fertilidade, iv) estagnação e queda populacional.

Independentemente da forma como a Transição Demográfica é caracterizada, há a concordância de que ela explica a tendência de queda da mortalidade infantil. Os fatores associados ao cenário de queda são amplos nessa literatura, envolvendo tanto fatores econômicos, como sociais, além da melhoria no acesso aos serviços de saúde e pela própria mudança no perfil populacional.

A mudança econômica está relacionada ao acesso aos serviços de saúde. Cutler *et al.* (2006) argumentam que o impacto reside no aumento da renda do consumidor (renda per capita), ou seja, com a renda maior, há o aumento do gasto em saúde, o que eleva a qualidade de vida da população em geral. Já o estudo de Glewwe *et al.* (2004) mostra que o investimento público na oferta de políticas

voltadas ao combate da morbidade e da mortalidade, como a vacinação em massa, são responsáveis pela mudança no perfil epidemiológico da população.

Alguns autores mostram que o crescimento econômico possibilita o efeito da melhoria na oferta de nutrição para a população, com destaque para gestantes e crianças (Scott; Duncan, 2002), além da redução da pobreza nutricional (Janvry, 2006). Portanto, o crescimento da renda (Glewwe; Damon, 2008) e dos salários (Hibbs Júnior, 1915) possibilita o aumento do consumo de nutrientes, o que reforça o aumento da imunidade e redução da mortalidade, com destaque para a mortalidade infantil.

Na Economia, há o destaque para o papel da educação sobre a queda da mortalidade infantil. O crescimento econômico, por sua vez, está associado à ampliação da oferta educacional à população (Basu, 1999; Glewwe, 2002). Com o aumento da escolaridade média dos indivíduos, há uma melhoria das condições de vida, ou seja, o aumento do capital humano conduz à busca de melhores condições de saúde (Schultz, 1976; Das *et al.*, 2018).

Atualmente, a relação entre educação (capital humano) e saúde é vista como dual (Clark; Royer, 2013). O investimento em capital humano aumenta a produtividade do indivíduo e seu rendimento, via acesso ao mercado de trabalho. Com mais recursos, o indivíduo pode adquirir mais bens relacionados à saúde e bem-estar (como ir à academia), comprar medicamentos e serviços de saúde. Por outro lado, o acesso ao álcool e a produtos nocivos também se facilita, além de aumentar as possibilidades de ocorrência de acidentes, como os de trânsito, que ampliam a mortalidade, inclusive a infantil.

Há ainda o efeito da mudança demográfica sobre a queda da mortalidade infantil. A Transição Demográfica implica na queda do número de filhos por mulher – taxa de fecundidade (Haimes, 1988), além da tendência de queda no número de nascimentos e, principalmente, a elevação da idade média da mulher gestante, o que indica uma menor quantidade de filhos e menos mãe adolescentes (Galloway *et al.*, 1988; Zippel, 2024). A sociedade que se desenvolve apresenta maior expectativa de vida e uma tendência de envelhecimento populacional, como a elevação da taxa de dependência – maior participação da população adulta e idosa em relação a jovens e crianças (Bastos *et al.*, 2022).

Na saúde, discute-se a relação entre o acesso da população aos serviços de saúde e seu efeito sobre a mortalidade infantil. Porém, há diferentes perspectivas

adotadas pela literatura. Possuir uma variável que capture o acesso aos serviços da população é difícil, e geralmente, ela é possui viés macro. Dessa forma, a análise empírica adota a variável “Expectativa de Vida” como medida de melhoria das condições de saúde da população. O estudo de Xu *et al.* (2014) mostra a relação entre as variáveis para a China, assim como Djoumessi (2022) estabelece essa relação para a África e Bähr e Wehrhahn (1993) para a América Latina. Nesses estudos, a melhoria nas condições de saúde, como a adoção de políticas públicas, maior oferta de serviços de saúde básica, vacinação em massa e aumento na oferta de profissionais de saúde, mostraram-se como fatores que permitiram o aumento da expectativa de vida populacional.

Na Economia há diversos estudos que relacionam a tendência de queda da taxa de fecundidade associada à redução da mortalidade infantil. Modelos como Becker (1960) e Barro e Becker (1989) mostram que o crescimento econômico, via aumento da educação, estabelece custos crescentes para a geração de filhos. A tendência apontada é a redução do número de filhos, assim como a queda no número de filhos por mulher. Doepke (2004) e Canning *et al.* (2013) identificam empiricamente a relação entre a mortalidade infantil e os demais indicadores demográficos. Os estudos mostram que a taxa de fecundidade, e as demais variáveis demográficas, são interdependentes. Em outras palavras, a mortalidade infantil sofre impacto de queda com a mudança populacional, mas ela também afeta a escolha demográfica, como ter menos filhos e não engravidar na adolescência.

3. Literatura aplicada e fatos estilizados

Como apresentado na seção anterior, há uma relação teórica bem definida entre a mortalidade infantil e o crescimento econômico, a mudança demográfica e a ampliação dos serviços de saúde. Essa seção analisa a literatura aplicada para definir uma estratégia sobre o uso das variáveis para a estimativa econométrica. Para isso, há dois pontos a serem analisados dentro da literatura. O primeiro é a identificação do objeto estudado do ponto de vista territorial, pois há estudos que comparam países, regiões e municípios, além de estudos com foco específico, como a evolução da mortalidade em uma única região. O foco internacional, nacional ou em uma região determina quais as variáveis que estarão disponíveis para avaliação empírica.

O segundo ponto é a escolha do tempo. Os estudos podem ser de corte (*cross-section*) de indivíduos em determinado período, ou de análise temporal. Novamente, a escolha do método determina quais as variáveis estarão disponíveis para análise.

Muitas evidências sobre a queda da mortalidade infantil são originadas por estudos históricos, como Bhatia *et al.* (2019) para os Estados Unidos no início do Século XX, e o estudo de Costa (2015), que expande a análise a partir de 1750 até os dias atuais. O estudo de Hatton (2011) verifica a situação da Grã-Bretanha entre 1910 e 1950. A revisão de literatura histórica aponta uma relação entre a mudança econômica (crescimento da renda, emprego, salários), social (urbanização, saneamento), demográfica (queda na fecundidade) e na saúde (acesso a novos serviços, vacinação em massa) sobre os indicadores de desenvolvimento (queda na mortalidade infantil). Portanto, há fatos estilizados advindos da análise temporal frente à mudança econômica e demográfica, geralmente no início do Século XX (Newmayer, 1911; Bolt, 1921) nos países desenvolvidos, que indicam a queda na mortalidade infantil como razão da mudança estrutural observada e que é denominada de Transição Demográfica (Galor; Weil, 1998; Bloom *et al.*, 2001; Dyson, 2010; Jorgensen, 2010; Galor, 2011).

A partir dos anos sessenta, a literatura aplicada é impactada pela discussão de Becker (1960), Becker (1992) e Barro e Becker (1989) sobre o efeito da escolaridade e da taxa de fertilidade sobre a mortalidade infantil. Estudos como Montgomery e Cohen (1989) e Dioikitopoulos e Varvarigos (2023) aplicam esses modelos entre países e comprovam o efeito da queda da fertilidade e aumento da escolaridade sobre a queda na mortalidade infantil.

Nos anos setenta estudos como Preston (1975) e McKeown (1976) iniciam uma visão mais cética frente à menor queda na mortalidade infantil (assim como a queda na mortalidade em geral). Os autores sugerem que o menor ritmo de redução da mortalidade infantil estava ligado ao aumento da desigualdade socioeconômica. Dessa forma, o avanço econômico sozinho não era mais visto como uma condição suficiente para erradicar a mortalidade infantil. Os estudos de Deaton (2003) e Doepke (2005) destacam a ampliação da explicação do impacto da concentração de renda sobre as condições básicas de desenvolvimento, e, dessa forma, o conceito básico de Preston (1975) é observado nesses estudos: a existência de

diferenças entre a expectativa de vida entre os países desenvolvidos e não desenvolvidos está ligada a desigualdade e a concentração de renda.

Essa literatura demonstra a necessidade da ampliação de políticas públicas em prol do desenvolvimento. Questões como educação, acesso aos serviços de saúde e desigualdade econômica ganham força na explicação da resistência à queda dos indicadores de desenvolvimento, como a mortalidade infantil.

Percebe-se que a literatura considera a taxa de mortalidade infantil como uma variável de análise explicada pelo contexto socioeconômico e pelas mudanças estruturais no saneamento e na educação, bem como pela mudança demográfica, aumento da renda, educação e acesso à saúde.

Em relação ao método de análise, a literatura aplicada apresenta mais estudos com o tempo discreto. Estudos bibliográficos sobre a mortalidade infantil mostram essa tendência para o Brasil, como Bugelli *et al.* (2021) e para estudos internacionais, como o estudo de Corrêa *et al.* (2022).

Entre os sessenta e um artigos no estudo de Corrêa *et al.* (2022), no período de 2000 até 2015, em diversos países, há estudos ecológicos, de corte e transversais, com o uso de modelos de regressão multivariada, de Poisson e até mesmo análises descritivas. Porém, não há análise de série temporal. No estudo de Bugelli *et al.* (2022) há vinte e três (23) estudos sobre a evolução dos fatores que explicam a mortalidade infantil brasileira no período entre 2010 e 2020. A maioria (18) são ecológicos (*cross-section* de uma região, na maioria, o município), há quatro (4) estudos com dados em painel e um apenas de série temporal, que é o estudo de Shei (2013), cobrindo o período entre 1998-2008 para os municípios brasileiros e a relação da mortalidade infantil com o programa Bolsa Família. Porém, ao se analisar o referido estudo percebe-se que se trata de uma análise gráfica e de correlação entre as variáveis e não utiliza a análise de série temporal.

A conclusão desses estudos vai ao encontro das pesquisas sobre a mortalidade infantil brasileira (de forma geral, sem o foco na presença de fatores socioeconômicos) de Duarte (2007) e Florêncio (2021). Neste sentido, os estudos nacionais priorizam a análise estática com estudos transversais.

Os estudos com a utilização de dados em painel se aproximam da proposta dessa pesquisa, principalmente na escolha das variáveis socioeconômicas e demográficas para explicar a dinâmica da mortalidade infantil. Por outro lado, tais

estudos se concentram em efeitos fixos, identificando o efeito entre os indivíduos (regiões) em relação à queda da mortalidade infantil. Estudos como Sousa *et al.* (2016), Alves e Coelho (2021) e Steingraber (2024) analisam as diferenças entre os estados brasileiros. As conclusões identificam entre os estados brasileiros os mesmos efeitos da mortalidade infantil entre países: regiões mais pobres e com menos recursos na área de saúde, como saneamento e educação, apresentam maior resistência na queda da mortalidade.

De forma geral, os estudos de corte transversal consideram diversos indicadores socioeconômicos para explicar o comportamento da mortalidade infantil brasileira e internacional. Há dados individuais, como a escolaridade e dados estruturais, como o percentual de acesso aos serviços de saneamento básico nos modelos estimados. Os estudos não avançam na explicação de causalidade e evolução temporal e se restringem à associação de correlação entre as variáveis (Costa *et al.*, 2003; Hernandez 2011; Carvalho *et al.*, 2015; Areco *et al.*, 2016; Bonatti *et al.*, 2020). Além disso, muitos estudos discutem os dados da mortalidade para calcular o seu valor enquanto taxa (Szwarcwald; Castilho 1995) e suas decomposições etárias e por gênero (Oliveira *et al.*, 2016; Luminato; Fonseca 2024) ou ainda, a causa do óbito (Antunes; Waldman 2002; Santos *et al.*, 2010; França *et al.*, 2017; Malta *et al.*, 2019). A evolução temporal na forma gráfica dos dados é apresentada como forma de se definir o problema de pesquisa.

Os modelos que utilizam a análise de série temporal são menos numerosos e ainda diferem-se entre o uso de variáveis. Há estudos que analisam a evolução temporal da taxa de mortalidade infantil com modelos do tipo ARIMA (*AutoRegressive Integrated Moving Average* – Modelo Autoregressivo Integrado de Médias Móveis) e consideram a evolução temporal da própria variável de forma isolada. Essa forma de análise está presente em estudos como Singh *et al.* (2025), que analisa a Índia entre 1950 e 2023, Ogundunmade *et al.* (2023), que analisa a Nigéria entre 2009 e 2020, Rodriguez *et al.* (2014), com dados dos Estados Unidos entre 1965 e 2010, Prinja *et al.* (2019), para a Índia com dados entre 1990 e 2016 e Trinh *et al.* (2022), para a França entre os anos de 2001 e 2019. Em contrapartida, alguns estudos analisam um conjunto maior de países, como Bishai (1995), que considera os dados do Reino Unido (1839-1989), Estados Unidos (1915-1989) e Suécia (1800-1989) e Bishai *et al.* (2007), para um conjunto de vinte e um países europeus entre 1870 e 1988.

Esse conjunto de estudos demonstra que a taxa de mortalidade infantil se comporta de maneira não linear e de forma não estacionária, o que indica uma modelagem mais difícil para a análise econométrica de séries temporais.

A associação entre a mortalidade infantil e outras variáveis é identificada nos estudos de Bishai (1995) e Mehdi (2019). O estudo de Bishai é longo e considera a mortalidade infantil na Suécia (1800-1989), Reino Unido (1839-1989) e Estados Unidos (1915-1989). O estudo analisa a renda per capita, que não é cointegrada em todos os países e períodos, além do desemprego e taxa bruta de nascimentos, as quais são cointegradas apenas no Século XX.

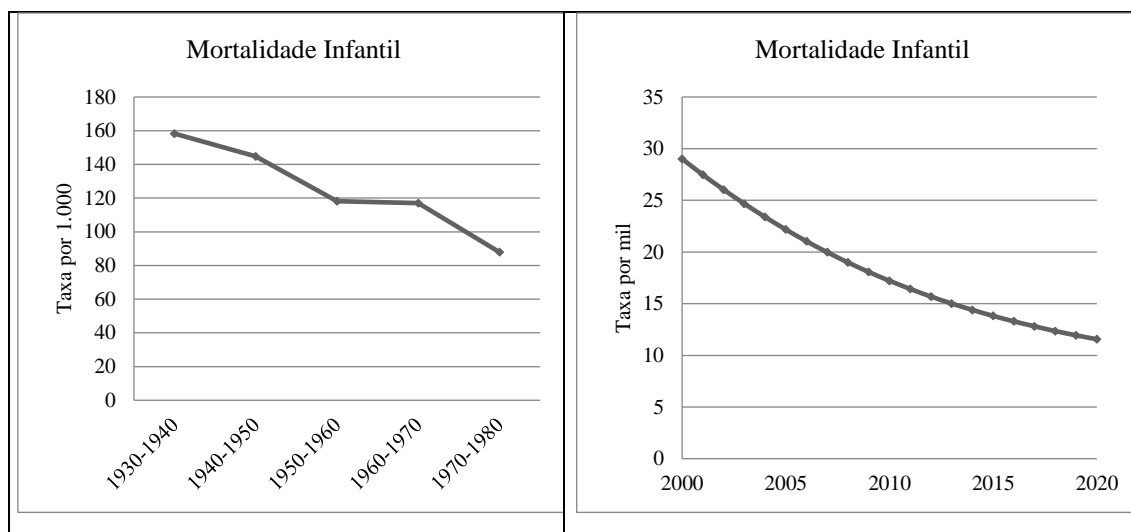
Por fim, o estudo de Mehdi (2019) utiliza dados entre 1975 e 2014 para o Paquistão do World Development Indicators (WDI). O estudo é o que mais se aproxima do objetivo dessa pesquisa, porém, utiliza variáveis com características mais macroeconômicas, como a taxa de desemprego e a inflação, além de fatores estruturais, como a saúde de trabalho rural e o percentual de indivíduos com o ensino primário. As estimativas não foram boas, apenas o desemprego e a inflação (defasadas) foram significativas na explicação da mortalidade infantil. O modelo utilizado é o de Correção de Erros, o que significa que as variáveis não são estacionárias, mas são cointegradas.

Os dados disponíveis e o modelo são apresentados na próxima seção.

4. Modelo empírico

A Figura 1 a seguir apresenta a evolução histórica ao longo do Século XX e no início do Século XXI da Mortalidade Infantil brasileira. Os dados do primeiro gráfico são dos Censos Demográficos do IBGE, enquanto o segundo gráfico mostra a variável de forma contínua ao longo dos últimos anos disponíveis da variável.

Figura 1 – Evolução das taxas de mortalidade infantil no Brasil (séculos XX e XXI)



Fonte: elaboração própria com os dados do IBGE (1990) e IBGE (SIDRA tab. 7362).

Os dados da Figura 1 mostram uma queda na mortalidade infantil brasileira próxima de 50% no Século XX (de 158 para 87 ou de 44,47% entre 1930 e 1980 – ou seja, em 50 anos). Já no Século XXI, a queda da mortalidade infantil foi de 60,16% (de 29,02 no ano 2000 para 11,56 em 2020). Os dados do Século XXI já mostram o país com a taxa de mortalidade infantil média próxima do valor de referência da Organização Mundial de Saúde dentro dos Objetivos do Desenvolvimento do Milênio (17 em mil nascimentos até 2015). Esse valor é alcançado apenas no ano de 2007 e a série termina no ano de 2020, com 11,56, ainda acima de oito (8) mortes por mil, valor que começa a ser debatido como parâmetro aceitável atualmente para a Agenda 2030 (Florêncio 2021).

O problema de pesquisa é como modelar a variação (queda) da mortalidade infantil brasileira ao longo do período entre 1960 e 2020, em relação ao comportamento econômico, social e demográfico. Inicialmente, parte-se da análise dos dados para uma modelagem do tipo VAR (Vetor Autoregressivo).

Nessa modelagem, os dados são estimados de forma linear entre todas as variáveis, sem uma única direção de causalidade, que é discutida depois do teste de Granger causalidade.

Para a escolha das variáveis socioeconômicas, a literatura (Bardham; Udry 1999; Costa *et al.*, 2003; Cutter *et al.*, 2006; Duarte 2007; Carvalho *et al.*, 2015 e Florêncio *et al.*, 2021) mostra que há três áreas que impactam a Mortalidade

Infantil: i) o crescimento econômico; ii) a mudança demográfica; iii) a melhoria das condições de saúde da população.

A análise empírica utiliza as variáveis apresentadas na Tabela 1 a seguir. Apenas a variável de participação da Saúde no PIB é do IBGE, as demais são do World Development Indicators (WDI).

Tabela 1 – Variáveis independentes

Variável	Interpretação
PIB Saúde	Gasto em saúde no PIB (%)
PIB per capita (pc)	PIB per capita em US\$ constantes de 2005
Expectativa de vida	Expectativa de vida ao nascer (anos)
Expectativa de vida feminina	Expectativa de vida ao nascer das mulheres (anos)
Taxa de natalidade	Nascidos por mil habitantes (número)
Taxa de dependência	Percentual da população em idade para trabalhar (% da população)
Taxa de fecundidade	Filhos por mulher (número)
Taxa de fecundidade - adolescentes	Nascimentos por mil mulheres entre 15 e 19 anos (número)

Fonte: elaboração própria com dados do WDI (<https://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/>) e IBGE.

As variáveis cobrem um período de sessenta anos, com tendência de queda, porém com intensidade diferente ao longo do tempo. Nessas condições, a análise por Mínimos Quadrados Ordinários produz resultados espúrios, e apesar de estimativas com altos valores nos testes de especificação e ajustamento, a reta calculada não leva em consideração a evolução temporal, sendo um ajuste de valores para as variáveis com base na sua correlação. A estimativa ainda apresentaria problemas de endogeneidade e multicolinearidade.

Os gráficos mostraram muitas variáveis com comportamento não linear. Para corrigir esse viés, optou-se pela transformação logarítmica. As variáveis independentes selecionadas apresentam altos valores de correlação entre si e com a variável dependente, o que deixa o modelo linear totalmente espúrio. A solução para esse caso é a análise por Componentes Principais (CP), que transforma linearmente as variáveis exógenas em uma nova variável que representa o comportamento das variáveis correlacionadas.

Uma segunda estimativa é realizada por VAR (Vetor Autoregressivo) de séries temporais. Nessa estimativa, leva-se em consideração o comportamento das

variáveis ao longo do tempo, além do efeito de causalidade no sentido de Granger: os dados atuais de uma variável são explicados pelos dados anteriores das outras variáveis, o que leva a um efeito com defasagem, como por exemplo, a queda atual da mortalidade infantil, que está associada ao crescimento econômico de períodos anteriores.

A estimativa por séries temporais coloca todas as variáveis como endógenas no sistema, e dessa forma, tem-se o modelo estimado como a equação (1):

$$MI_t = \alpha_{11} + \sum_1^L \alpha_{21L} MI_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{31L} PIBpc_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{41L} PIBsaúde_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{51L} Fec_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{61L} FecAd_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{71L} Dep_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{81L} Nat_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{91L} Exp_{t-l} + \sum_1^L \alpha_{101L} Expfem_{t-l} + e_1 \quad (1)$$

A estrutura do VAR da primeira equação (1) se repete para todas as demais variáveis (equações 2 até 9), trocando-se apenas a variável dependente do lado esquerdo da equação. Uma característica dessa modelagem é o número de defasagens L . Ele é calculado pelo número ótimo de defasagens (comando *varsoc* no Stata). Dessa forma, as demais equações (2) até (9) ficam simplificada e assim definidas:

$$PIBpc_t = \alpha_{21} + \sum_1^L \alpha_{22L} MI_{t-l} + \dots + e_2 \quad (2)$$

$$PIBsaúde_t = \alpha_{31} + \sum_1^L \alpha_{23L} MI_{t-l} + \dots + e_3 \quad (3)$$

$$Fecundidade_t = \alpha_{41} + \sum_1^L \alpha_{24L} MI_{t-l} + \dots + e_4 \quad (4)$$

$$Fecundidade Ad_t = \alpha_{51} + \sum_1^L \alpha_{25L} MI_{t-l} + \dots + e_5 \quad (5)$$

$$Dependência_t = \alpha_{61} + \sum_1^L \alpha_{26L} MI_{t-l} + \dots + e_6 \quad (6)$$

$$Natalidade_t = \alpha_{71} + \sum_1^L \alpha_{27L} MI_{t-l} + \dots + e_7 \quad (7)$$

$$Exp de vida_t = \alpha_{81} + \sum_1^L \alpha_{28L} MI_{t-l} + \dots + e_8 \quad (8)$$

$$Exp de vida fem_t = \alpha_{91} + \sum_1^L \alpha_{29L} MI_{t-l} + \dots + e_9 \quad (9)$$

Os resultados da estimativa do número de defasagens ótimas (L) são apresentados na Tabela 2 a seguir.

Tabela 2 – Estimativa do número ótimo de defasagens (L)

Lag (L)	LL	LR	Df	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	1106,1				$1,5e^{-28}$	-38,49	-38,36	-38,17
1	2422,19	2632,2	81	0,00	$2,4e^{-47}$	-81,83	-80,57	-78,60
2	2815,95	787,51	81	0,00	$5,1e^{-52}$	-92,80	-90,42	-86,67
3	2972,97	314,04	81	0,00	$6,4e^{-53}$	-95,47	-91,96	-86,44
4	3197,25	448,56*	81	0,00	$1,7e^{-57}$ *	-100,5*	-95,86*	-88,56*

Fonte: elaboração própria com dados do WDI e IBGE.

O VAR apresenta um número ótimo de quatro defasagens, dessa forma, para cada variável, por exemplo, a Mortalidade Infantil (MI_t), há quatro anos que explicam o período atual, portanto o operador de soma de 1 até 4 defasagens - $MI_t = \sum_1^4 \alpha_{21L} MI_{t-l}$ - representa uma soma de quatro anos para a variável, ou seja: $MI_t = \alpha_1 MI_{t-1} + \alpha_2 MI_{t-2} + \alpha_3 MI_{t-3} + \alpha_4 MI_{t-4}$.

E assim para todas as demais equações do VAR (2 até 9).

O próximo passo é testar se as séries são estacionárias (possuem raiz unitária). Os testes realizados são o ADF (Dickey-Fuller Aumentado) e PP (Phillips-Perron).

Tabela 3 – Valores dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillip-Perron (PP) (significância p entre parênteses)

Variável	ADF	ADF I diferença	ADF II diferença	PP	PP I diferença	PP II diferença
MI	-2,29 (0,43)	-5,33 (0,00)		-2,07 (0,56)	-5,64 (0,00)	
PIB pc	-0,96 (0,94)	-5,23 (0,00)		-1,62 (0,78)	-5,25 (0,00)	
PIB saúde	-1,87 (0,61)	-7,20 (0,00)		-2,01 (0,59)	-7,20 (0,00)	
Fecundidade adolescentes	1,39 (1,00)	-1,57 (0,80)	-7,46 (0,00)	0,01 (0,99)	-1,65 (0,76)	-7,46 (0,00)
Dependência	-4,22 (0,00)	-1,33 (0,87)	-7,51 (0,00)	-3,38 (0,05)	-1,35 (0,87)	-7,51 (0,00)
Natalidade	-1,41 (0,85)	-1,37 (0,86)	-1,19 (0,91)	-1,76 (0,72)	-2,18 (0,50)	-2,22 (0,47)
Fecundidade	2,71 (1,00)	-2,39 (0,38)	-1,44 (0,84)	0,52 (0,99)	-2,42 (0,36)	-2,22 (0,47)
Expectativa de vida	-2,19 (0,49)	-1,21 (0,90)	-1,59 (0,79)	-1,46 (0,83)	-1,62 (0,78)	-2,22 (0,47)
Expectativa de vida feminina	-1,55 (0,81)	-1,48 (0,83)	-0,81 (0,69)	-1,10 (0,97)	-1,82 (0,69)	-2,44 (0,35)

Fonte: elaboração própria com dados da WDI (2024).

Os resultados calculados para os testes de presença de Raiz Unitária (RU) mostram que as séries são estacionárias após diferenciação de primeira ordem. Apenas a Taxa de Dependência é estacionária sem precisar diferenciar, enquanto as variáveis demográficas de natalidade e fecundidade, assim como as de Saúde (expectativa de vida e expectativa de vida feminina) não apresentaram RU até a segunda diferenciação.

O segundo modelo analisado nesse artigo é a regressão por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). O objetivo dessa modelagem é encontrar uma relação entre as variáveis sem interferência do tempo. Trata-se de uma modelagem simples, com limitações no uso do tempo e na identificação do efeito de causalidade, mas que se adapta ao conceito econômico de reduzir a relação entre as variáveis (com o efeito escolhido sobre a variável dependente) para um modelo simples e que replique a teoria. Muitos modelos buscam identificar o “ciclo de Kuznets” quando as variáveis envolvem população e economia (Easterlin, 2004).

Ao se usar as variáveis da Tabela 1 na estimativa por MQO, os resultados são espúrios. Há problemas de multicolinearidade (dependência linear entre as

variáveis exógenas, como por exemplo, a taxa de natalidade, que é altamente correlacionada com a taxa de fecundidade) e de endogeneidade (existe causalidade reversa entre as variáveis populacionais e a mortalidade infantil – a queda na mortalidade infantil reduz a taxa de fecundidade e a queda na fecundidade reduz o número de filhos e de mortes na infância).

Para lidar com o problema de multicolinearidade utiliza-se a Análise de Componentes Principais (ACP). Ela pode ainda reduzir o efeito da correlação das variáveis independentes com o erro.

O uso da ACP com todas as variáveis da Tabela 1 reduz a um fator (I), conforme a Tabela 4 a seguir.

Tabela 4 – Fatores calculados por ACP

Variável	I – único	II – desenvolvimento	II – demográfico
PIBpc	0,963	0,969	
PIBsaúde	0,890	0,915	
Natalidade	-0,996		0,992
Fecundidade	-0,994		0,973
Fecundidade adole	-0,710		0,795
Dependência	-0,992		0,987
Expec de vida	0,994	0,993	
Expec de vida adole	0,991	0,994	
Kaiser-Meyer-Olkin	0,722	0,811	0,700
Bartlett	1869,05 (0,00)	667,70 (0,00)	604,70 (0,00)

Fonte: elaboração própria com dados da WDI (2024) e IBGE (2024).

O Fator I calculado reduz todas as variáveis exógenas para uma única variável, mas a sua interpretação é difícil, já que existem variáveis com sinal positivo de correlação (PIBpc, PIB saúde e as duas expectativas de vida) e sinal negativo para as variáveis demográficas. O sinal da correlação não é o critério para a escolha dos fatores, porém, a escolha deve ser feita conforme a perspectiva teórica das variáveis (Hair *et al.* 2009). Dessa forma, pode-se criar 2 grupos (demográficos e de desenvolvimento) ou 3 grupos (econômico, demográfico e de saúde). Além do uso do Fator I, a Tabela 4 mostra a separação em dois grupos (FII – ligado ao desenvolvimento; FIII ligado à demografia). O uso de três fatores levou a um modelo mais frágil, principalmente em relação ao fator econômico sobre a

explicação da Mortalidade Infantil e não será apresentado, visto que o teste de Kaiser-Meyer-Olkin ficou em 0,5, o que sugere que não se use a ACP.

O teste de Kaiser-Meyer-Olkin na Tabela 4 deve ficar acima de 0,7 (ele varia entre 0 e 1), já o teste de esfericidade de Bartlett com $\rho < 0,05$ rejeita a hipótese nula de que as variáveis não são correlacionadas e são adequadas para aplicação de ACP. Nesse sentido, todos os fatores são válidos para a estimativa por MQO que será apresentada na próxima seção.

Dessa forma, o modelo estimado por MQO possui duas equações possíveis para serem corroboradas:

$$MI_t = \beta_1 + \beta_2 F_t + e \quad (10)$$

$$MI_t = \beta_1 + \beta_2 FDesen_t + \beta_3 FDemog_t + e \quad (11)$$

Os resultados são apresentados na próxima seção.

5. Resultados

Primeiramente são apresentados os resultados para o modelo de séries temporais (VAR), seguido pelo modelo linear (MQO) com os fatores calculados pela Análise de Componentes Principais (ACP).

5.1 Análise de Séries Temporais

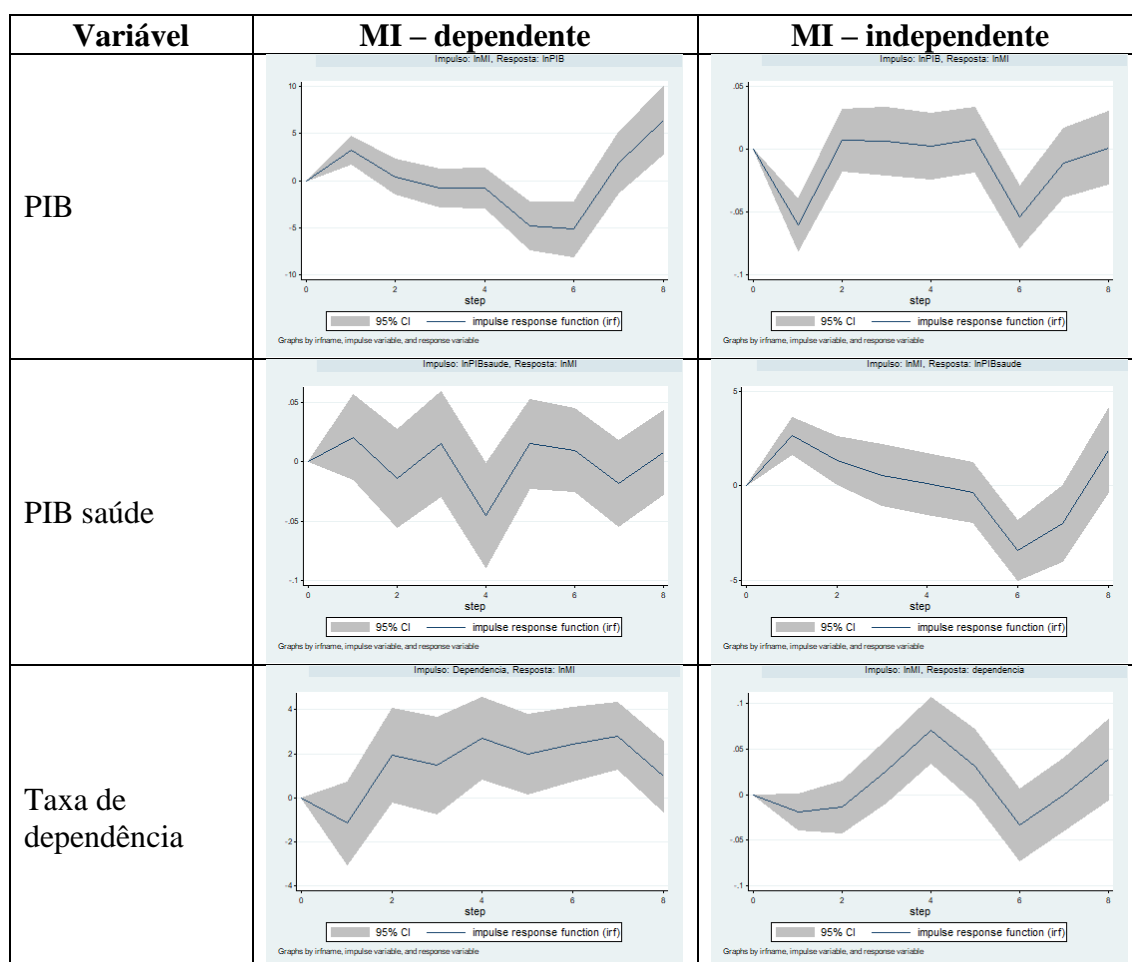
O resultado da estimativa por VAR é apresentado no Anexo A (Tabela A1). Nessa modelagem, todas as relações são estimadas, porém, o destaque será dado para a Mortalidade Infantil. Há duas perspectivas importantes: a linha e a coluna da estimativa. A interpretação da coluna é a primeira estimativa, o que corresponde à equação (1) apresentada anteriormente. Nessa perspectiva, a mortalidade infantil é explicada pelas variáveis independentes. Na interpretação de linha, a mortalidade infantil explica as demais variáveis, o que corresponde ao primeiro efeito nas demais equações (2 a 9) do VAR, portanto, ela está como variável independente.

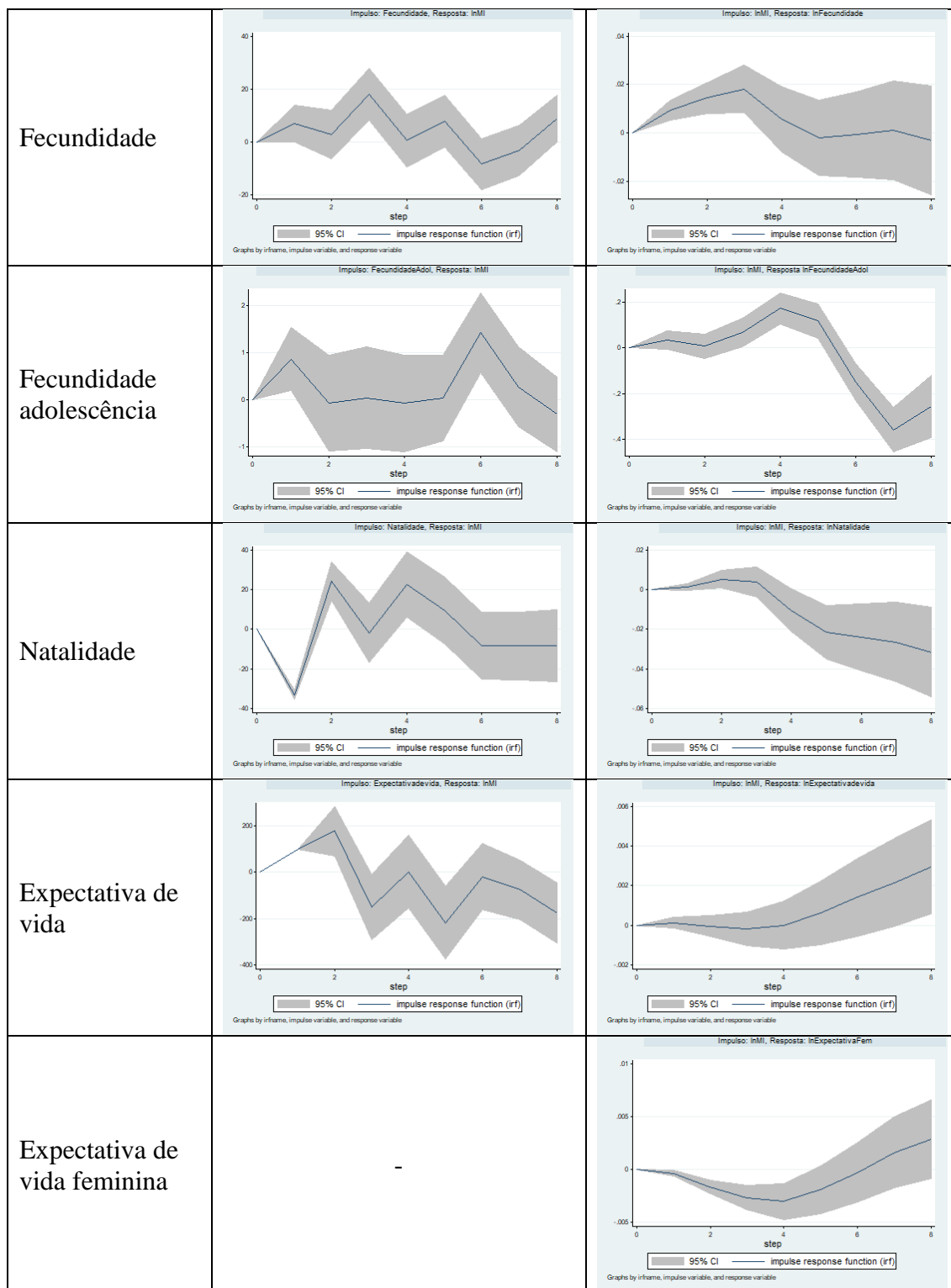
Os resultados obtidos são robustos. A Tabela 5 apresenta os resultados estimados na forma do gráfico de Impulso-Resposta (IR). A robustez é apresentada no Anexo por meio gráfico com o teste de estabilidade do modelo e a análise de

composição da variância. Em ambos os casos, o modelo estimado reflete um bom nível de confiança nas estimativas.

A relação Impulso (independente) Resposta (dependente) é mais fácil do que interpretar quatro defasagens para cada variável, além de os resultados calculados não corresponderem aos coeficientes de elasticidade, pois se trata de uma relação de curto prazo e as variáveis foram diferenciadas. Dessa forma, a interpretação do modelo é justamente de como uma mudança na variável independente causa mudança na variável dependente. O coeficiente de longo prazo (com a elasticidade) é calculado com o modelo de correção de erros (MCE) e não é objeto de análise dessa pesquisa. Estudos futuros podem estender a discussão e verificar os resultados, comparáveis diretamente com o modelo linear por ACP.

Tabela 5 – Resultados estimados por Impulso-Resposta das estimativas de curto prazo (VAR) da mortalidade infantil brasileira (1960-2020)





Fonte: elaboração própria com dados da WDI (2024) e IBGE (2024).

A mortalidade infantil brasileira analisada no período entre 1960 e 2020 apresenta influência sobre todas as variáveis estimadas. A relação dessas variáveis sobre a mortalidade infantil também é significativa. Apenas a expectativa de vida

feminina não exerce influências sobre a mortalidade infantil. A causalidade bidirecional entre as variáveis pode ser visualizada no teste de Granger Causalidade disponibilizado no Anexo.

O efeito do PIB na mortalidade infantil brasileira é de redução, seguida de aumento. Tipicamente, isso caracteriza um comportamento não linear (quadrático). O efeito não linear também é percebido no efeito da mortalidade infantil na economia brasileira. Claramente há ciclos, com queda seguida de aumento. O aumento da mortalidade infantil reduz a atividade econômica, mas posteriormente ela se eleva. Para que ocorra a queda na mortalidade infantil brasileira há a necessidade de redução da atividade econômica, certamente pela alocação de recursos para a área de saúde e posteriormente recuperação, seja pelo efeito indireto do gasto público, seja pelo aumento da produtividade com a queda na mortalidade.

O efeito do aumento da participação dos gastos em saúde no PIB reduz a mortalidade infantil e depois volta a ter um efeito perto de zero. O efeito ao contrário é de queda na despesa em saúde com a queda da mortalidade infantil, porém, ao final do ciclo, o gasto público em saúde é elevado. Esse resultado indica que a visão de que o combate à mortalidade infantil reduzirá o gasto em saúde é equivocado. O indicador de taxa de dependência deve ser interpretado em conjunto aqui, pois há evidências de que o aumento da idade do indivíduo eleva o gasto em saúde.

Justamente, a tendência da taxa de dependência é de elevação ao longo do período analisado (há mais adultos e idosos em relação aos dependentes – jovens e crianças com a transição demográfica) e seu impacto sobre a mortalidade infantil é de elevação e posterior queda (efeito quadrático). Ter mais adultos significa ter mais indivíduos com capacidade de reprodução. O efeito de longo prazo reflete a tendência de queda na fecundidade/fertilidade e queda na mortalidade infantil, como preveem os modelos de Becker (1960) e Becker (1992). O efeito da queda da mortalidade infantil sobre a taxa de dependência segue uma tendência de elevação (após um período de queda). Com a redução da mortalidade, há elevação da taxa de dependência.

A elevação das taxas de fecundidade, fecundidade na adolescência e de natalidade elevam a mortalidade infantil. Porém, o comportamento não é linear, pois há queda posterior à elevação da mortalidade, principalmente para a

fecundidade na adolescência, o que reflete o papel de políticas públicas e mesmo ao efeito Becker de aumento da qualidade dos filhos com o processo de desenvolvimento. Apesar de movimentos de elevação, a tendência final é de queda na mortalidade infantil. O efeito da educação é indireto na mortalidade infantil, pois a tendência dos indicadores demográficos é de redução (menor fecundidade e natalidade), o que reduz o número de nascimentos. Porém, a taxa de mortalidade infantil é por mil nascimentos, portanto, reduzir o número de nascimentos ajuda a reduzir a chance de perda, mas a melhoria das condições de vida (saneamento, acesso à saúde e educação da mãe) também responde à queda na mortalidade infantil. A participação da saúde no PIB reflete a tendência de elevação dos serviços de saúde pública à população e a tendência é de queda quantitativa e melhoria qualitativa nas condições de vida das crianças no Brasil ao longo do tempo analisado.

O efeito indireto da mortalidade infantil sobre os indicadores demográficos é de aumento inicial, seguido de redução. Aqui há um efeito demonstração. O aumento da fecundidade, principalmente na adolescência, e da natalidade, elevam a mortalidade infantil, o que incentiva as famílias a investirem em planejamento familiar, prevenção da gravidez e busca por assistência à gestante. Essa demanda é privada, mas também pública. A oferta de políticas públicas de saúde na área de ginecologia e pediatria (acesso à saúde) pode ser a chave na queda da mortalidade infantil brasileira. Há estudos, como Santos *et al.* (2010), que indicam a tendência de ampliação da queda da mortalidade infantil com a implementação do SUS no Brasil. Essa discussão é importante para o debate sobre os indicadores do Milênio e Agenda 2030 de desenvolvimento.

A relação entre a mortalidade infantil e a expectativa de vida feminina é nula. O efeito contrário é significativo. O aumento da mortalidade infantil interfere pouco na expectativa de vida feminina, assim como na expectativa de vida total do Brasil, porém, ela passa a ter um efeito positivo (de crescimento). Essa conclusão reforça o efeito demonstração: com mais mortes há a busca por serviços de saúde, o que eleva a expectativa de vida (total e feminina) ao longo do tempo.

Muitos estudos reforçam o impacto da oferta de serviços de saúde para a população como fonte da queda da mortalidade infantil (Alves, 2002; Carvalho *et al.*, 2015). Entretanto, o efeito de curto prazo é contrário, considerando que a elevação da mortalidade infantil no curto prazo incentiva a população

(principalmente a população feminina) e buscar mais cuidados com a gestação e planejamento familiar.

Por fim, o aumento na expectativa de vida do Brasil ao longo do período analisado reduz a mortalidade infantil. Viver mais combina com ter mais condições econômicas (PIB) e de saúde (PIB Saúde) e a manutenção da mortalidade infantil orienta as famílias para a busca de qualidade de vida na saúde materno-infantil. A oferta de políticas públicas na área de saúde é uma demanda social, uma conquista política e uma obrigação do poder público e fortalece o desenvolvimento do país.

5.2 Análise da ACP por MQO

A Tabela 6 apresenta as estimativas dos modelos estimados por MQO das equações (12) e (13). Utiliza-se uma estimativa robusta em todas as equações.

Tabela 6 – Estimativas de ACP por MQO, estimativa com Erro Padrão Robusto (hc3)

Variável	I Fator	I Fator	II Fatores	II Fatores	II Fatores LAD
Constante	4,343*** (50,30)	4,663*** (229,23)	3,660*** (30,12)	3,428*** (19,50)	3,505*** (20,99)
Fator Único	-1,02*** (-9,14)	-0,78*** (-12,35)			
Fator Único Quadrado		-0,63*** (-9,88)			
Fator Desenvolvimento			-0,36*** (-2,92)	-0,24*** (-3,84)	-0,26*** (-3,097)
Fator Desenvolvimento Quadrado				-0,116 ^{ns} (-1,14)	-0,156* (-1,728)
Fator Demográfico			0,671*** (7,07)	0,706*** (9,15)	0,658*** (8,80)
Fator Demográfico Quadrado				0,311*** (4,55)	0,296*** (4,41)
F(p)	83,46 (0,00)	2109,46 (0,00)	131,51 (0,00)	1452,42 (0,00)	
R ²	0,8005	0,9815	0,9264	0,9888	
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	6,14 (0,0132)	2,49 (0,1149)	0,28 (0,5980)	4,16 (0,0413)	
Ramsey RESET	619,74 (0,00)	43,02 (0,00)	87,15 (0,00)	57,80 (0,00)	
VIF	1,00	1,24	1,86	6,18	

Fonte: elaboração própria com dados do WDI.

As estimativas por MQO apresentam resultados melhores nos modelos quadráticos, com valores mais homocedásticos e com maiores valores da estatística R^2 . No geral, todos os modelos podem melhorar na sua especificação, conforme o teste de Ramsey, porém, o simples aumento de variáveis não significa melhoria na explicação do modelo sem comprometer o valor do teste VIF.

Além das estimativas dos modelos para as equações (12) e (13), a última equação foi estimada por Least Absolute Deviations – LAD, que é menos sensível a distribuições com *outliers* e mais robusta (Bloomfield e Steiger 1983). A razão é que a estimativa não significativa do termo quadrático para o fator de desenvolvimento é significativa para erro padrão robusto para pequenas amostras (HC1); já para o método de robustez escolhido, o HC3, o termo quadrático foi não significativo. Dessa forma, há evidências de que o comportamento quadrático é significativo para a explicação da mortalidade infantil brasileira no período entre 1960 e 2020 para o desenvolvimento econômico e para a demografia.

O comportamento geral (fator único) é semelhante ao comportamento do fator de desenvolvimento econômico: a mortalidade infantil é negativamente relacionada ao processo de desenvolvimento socioeconômico. Já para o comportamento demográfico a mortalidade infantil brasileira é positiva, com o mesmo sinal para o seu termo quadrático.

6. Conclusões

Percebe-se que a mortalidade infantil do Brasil pode ser explicada no período entre 1960 e 2020 pela evolução econômica e populacional do país. Claramente, essas mudanças impactaram a mortalidade infantil, reduzindo o seu valor. Essa evidência já é conhecida pela literatura, porém, sem o uso de métodos econométricos mais robustos, como Componentes Principais e Séries Temporais.

A literatura relevante analisa a relação entre a mortalidade infantil e os fatores socioeconômicos de forma gráfica, com períodos curtos e com análises baseadas em correlação. O debate sobre causalidade não é considerado e os modelos se baseiam em evidências históricas, como a evidência de que o crescimento econômico e a queda na fecundidade antecederam a queda da mortalidade infantil. Os resultados da análise de séries temporais, seja a previsão de comportamento com a relação Impulso-Resposta, seja o teste de Granger

Causalidade, mostram que a mortalidade infantil brasileira é bidirecional. Ela explica e é explicada pelas variáveis socioeconômicas e demográficas analisadas.

Os resultados estimados nessa pesquisa permitem concluir que há evidências de interdependência entre a mortalidade infantil brasileira e os fatores econômicos e populacionais. As variáveis populacionais estão relacionadas positivamente com a mortalidade infantil, e nesse sentido, a queda dos indicadores demográficos, como a redução do número de filhos por mulher, por exemplo, impacta na queda da mortalidade infantil brasileira entre 1960 e 2020. Esse resultado vai ao encontro do modelo de Becker (1992) e Barro e Becker (1989) e mostra evidências de que a transição demográfica ajudou na redução da mortalidade infantil brasileira no período analisado.

O estudo também identificou que o crescimento econômico reduz a mortalidade infantil, visto que essas variáveis possuem sinal estimado negativo. A contribuição desse estudo está na identificação de que o impacto das variáveis selecionadas está presente em até quatro anos. Dessa forma, há evidências de que a relação entre as variáveis é estrutural e uma mudança percebida em uma variável afeta de forma persistente o comportamento observado da mortalidade infantil. O avanço da economia, bem como da participação do produto na saúde, explica a redução na mortalidade infantil no Brasil entre 1960 e 2020. Há evidências de que o crescimento econômico está relacionado com a queda na mortalidade.

Uma segunda contribuição desse artigo é a identificação de padrões não lineares nas estimativas identificadas. O efeito de mudanças (impulso) na mortalidade infantil em resposta a mudanças econômicas no modelo de séries temporais apresentou uma evolução quadrática. Já o modelo linear, por meio de componentes principais, identificou a relevância estatística dos termos quadráticos, com efeito positivo para o conjunto de variáveis populacionais e negativo para a dinâmica econômica. Esse resultado é importante na discussão da literatura sobre a mudança do efeito econômico sobre a mortalidade infantil. Autores como França *et al.* (2017) e Santos *et al.* (2010) mostram que a mortalidade infantil brasileira possui uma tendência de mudança no perfil dos óbitos. Enquanto os fatores ligados à saúde impactam na queda da mortalidade, há fatores, como a influência da Economia, que aumentam a mortalidade. A conclusão desses autores é que o efeito de mudança estrutural não é percebido, pois por um lado, a evolução econômica aumenta a escolaridade e a oferta de

serviços de saúde, porém, o crescimento econômico também aumenta a poluição e o número de acidentes que contribuem com o aumento da mortalidade infantil.

Há estudos que mostram com dados históricos que a Grande Depressão reduziu a mortalidade infantil, via queda na taxa de fecundidade (Fishback *et al.* 2007), porém, Zilidis e Hadjichristodoulos (2020) encontram aumento na mortalidade infantil grega com a crise econômica e Bronfman (1992) encontra a mesma relação com a crise mexicana. Portanto, não há um padrão regular entre o crescimento econômico e a queda da mortalidade infantil, em outras palavras, a relação entre as duas variáveis não é sempre negativa. A identificação de que o comportamento do PIB aumenta em períodos subsequentes à mortalidade infantil nas estimativas IR do VAR, bem como o sinal negativo para o termo quadrático na estimativa por ACP, sugerem que o impacto econômico muda a longo prazo, explicando o aumento na mortalidade infantil.

Novos estudos devem analisar a hipótese de um comportamento dual do crescimento econômico sobre a mortalidade infantil no Brasil ao longo das últimas décadas. O comportamento não linear identificado nos resultados aqui estimados contribuem com essa evidência. A modelagem deve seguir o caminho da decomposição, separando os óbitos por motivo de saúde de causas externas, como a violência (acidentes de trânsito, por exemplo).

Por fim, os resultados desse estudo se aproximam da literatura que utiliza a análise de séries temporais para a verificação do perfil da queda da mortalidade infantil ao longo de períodos longos (Bishai, 1995; Mehdi, 2019). A conclusão de que o comportamento dessa variável não é linear é verificado nos resultados estimados, com a contribuição da explicação da queda dos óbitos da mortalidade infantil em função do desenvolvimento econômico e mudança demográfica.

Referências

ALVES, J. E. D. *A polêmica Malthus versus Condorcet reavaliada à luz da transição demográfica*. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas – IBGE, Texto para Discussão n. 4, 2002.

ALVES, T. F.; COELHO, A. B. Mortalidade infantil e gênero no Brasil: uma investigação usando dados em painel. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 26, n. 4, p. 1259-1264, 2021. DOI: [10.1590/1413-81232021264.04022019](https://doi.org/10.1590/1413-81232021264.04022019)

ANTUNES, J. L. F.; WALDMAN, E. A. Trends and spatial distribution of deaths of children aged 12-60 months in São Paulo, Brazil, 1980-98. *Bulletin of the World Health Organization*, v. 80, n. 5, p. 391-398, 2002.

ARECO, K. C. N.; KONSTANTYNER, T.; TADDEI, J. A. de A. C. Tendência secular da mortalidade infantil, componentes etários e evitabilidade no estado de São Paulo – 1996 a 2012. *Revista Paulista de Pediatria*, v. 34, n. 3, p. 262-270, 2016. DOI: [10.1016/j.rppede.2016.03.009](https://doi.org/10.1016/j.rppede.2016.03.009)

BÄHR, J.; WEHRHAHN, R. Life expectancy and infant mortality in Latin America. *Social Science and Medicine*, v. 36, n. 10, p. 1373-1382, 1993.

BARRO, R. J.; BECKER, G. S. Fertility choice in a model of economic growth. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 481-501, 1989.

BASTOS, S. Q. A.; GOMES, B. S. M.; PEREIRA, M. Z.; TOSTA, T. V. Razão de dependência: uma análise espacial para os municípios brasileiros. *REDES – Revista do Desenvolvimento Regional*, v. 27, p. 1-25, 2022. DOI: [10.17058/redes.v27i.14970](https://doi.org/10.17058/redes.v27i.14970)

BASU, K. Child labor: cause, consequence and cure, with remarks on international labor standards. *Journal of Economic Literature*, v. 37, n. 3, p. 1083-1119, 1999.

BECKER, G. S. Fertility and the economy. *Journal of Population Economics*, v. 5, p. 185-201, 1992.

BECKER, G. S. An economic analysis of fertility. In: UNIVERSITIES-NATIONAL BUREAU COMMITTEE FOR ECONOMIC RESEARCH. *Demographic and economic change in developed countries*. New York: Columbia University Press, 1960. p. 209-240.

BERG, G. van den; LINDEBOOM, M.; PORTRAIT, F. Economic conditions early in life and individual mortality. *American Economic Review*, v. 96, n. 1, p. 290-302, 2006. DOI: [10.1257/000282806776157740](https://doi.org/10.1257/000282806776157740)

BHATIA, A.; KRIEGER, N.; SUBRAMANIAN, S. V. Learning from history about reducing infant mortality: contrasting the centrality of structural interventions on early 20th-century successes in the United States to their neglect in current global initiatives. *The Milbank Quarterly*, v. 97, n. 1, p. 285-345, 2019. DOI: [10.1111/1468-0009.12376](https://doi.org/10.1111/1468-0009.12376)

BISHAI, D. Infant mortality time series are random walks with drift: are they cointegrated with socioeconomic variables? *Econometrics and Health Economics*, v. 4, p. 157-167, 1995.

BISHAI, D.; OPUNI, M.; POON, A. Does the level of infant mortality affect the rate of decline? Time series data from 21 countries. *Economics and Human Biology*, v. 5, p. 74-81, 2007. DOI: [10.1186/1478-7954-7-13](https://doi.org/10.1186/1478-7954-7-13)

BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILLA, J. *Economic growth and the demographic transition*. Cambridge: NBER, Working Paper n. 8685, 2001.

BLOOMFIELD, P.; STEIGER, W. S. *Least absolute deviations: theory, applications, and algorithms*. Boston: Birkhäuser, 1983.

BOLT, R. A. Fundamental factors in infant mortality. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, v. 98, p. 9-16, 1921.

BONATTI, A. F.; SILVA, A. M. C. da; MURARO, A. P. Mortalidade infantil em Mato Grosso, Brasil: tendência entre 2007 e 2016 e causas de morte. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 25, n. 7, p. 28-30, 2020. DOI: 10.1590/1413-81232020257.28562018

BORNSCHIER, V. *Culture and politics in economic development*. London: Routledge, 2005.

BRONFMAN, M. Infant mortality and crisis in Mexico. *International Journal of Health Services*, v. 22, n. 1, p. 157-167, 1992.

BUGELLI, A.; SILVA, R. B. da; DAWBOR, L.; SICOTTE, C. The determinants of infant mortality in Brazil, 2010-2020: a scoping review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 18, p. 1-28, 2021. DOI: [10.3390/ijerph18126464](https://doi.org/10.3390/ijerph18126464)

CARVALHO, R. A. da S.; SANTOS, V. S.; MELO, C. M. de; GURGEL, R. Q.; OLIVEIRA, C. C. da C. Desigualdades em saúde: condições de vida e mortalidade infantil em região do Nordeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 49, n. 5, p. 1-9, 2015. DOI: [10.1590/S0034-8910.2015049004794](https://doi.org/10.1590/S0034-8910.2015049004794)

CLARK, D.; ROYER, H. The effect of education on adult mortality and health: evidence from Britain. *American Economic Review*, v. 103, n. 6, p. 2087-2120, 2013.

CORRÊA, L. R. S.; COSTA, N. Y.; PANTOJA, G. X.; PINHEIRO, A. K. C.; RODRIGUES, I. L. A.; NOGUEIRA, L. M. V. Mortalidade infantil associada às

inequidades sociais: revisão de escopo. *Revista Eletrônica de Enfermagem*, v. 24, p. 1-19, 2022. DOI: [10.5216/ree.v24.71824](https://doi.org/10.5216/ree.v24.71824)

COSTA, D. Health and the economy in the United States, from 1750 to the present. *Journal of Economic Literature*, v. 53, n. 3, p. 503-570, 2015. DOI: [10.1257/jel.53.3.503](https://doi.org/10.1257/jel.53.3.503)

COSTA, M. da C. N.; MOTA, E. L. A.; PAIM, J. S.; SILVA, L. M. V. da; TEIXEIRA, M. da G.; MENDES, C. M. C. Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. *Revista de Saúde Pública*, v. 37, n. 6, p. 699-706, 2003.

CUTLER, D.; DEATON, A.; LLERAS-MUNEY, A. The determinants of mortality. *Journal of Economic Perspectives*, v. 20, n. 3, p. 97-120, 2006.

DAS, S.; MOURMOURAS, A.; RANGAZAS, P. *Economic growth and development: a dynamic dual economy approach*. Cham: Springer, 2018.

DEATON, A. Health, inequality, and economic development. *Journal of Economic Literature*, v. 41, n. 1, p. 113-158, 2003. DOI: [10.1257/002205103321544710](https://doi.org/10.1257/002205103321544710)

DJOUMESSI, Y. F. The impact of malnutrition on infant mortality and life expectancy in Africa. *Nutrition*, v. 103-104, 2022. DOI: [10.1016/j.nut.2022.111760](https://doi.org/10.1016/j.nut.2022.111760)

DIOIKITOPOULOS, E.; VARVARIGOS, D. Delay in childbearing and the evolution of fertility rates. *Journal of Population Economics*, v. 36, p. 1545-1571, 2023. DOI: [10.1007/s00148-022-00931-z](https://doi.org/10.1007/s00148-022-00931-z)

DOEPKE, M. Child mortality and fertility decline: does the Barro-Becker model fit the facts? *Journal of Population Economics*, v. 18, p. 337-366, 2005.

DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências de mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 23, n. 7, p. 1511-1528, 2007.

DYSON, T. *Population and development: the demographic transition*. London: Zed Books, 2010.

EASTERLIN, R. A. *The reluctant economist: perspectives in economics, economic history, and demography*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

FISHBACK, P. V.; HAINES, M. R.; KANTOR, S. Births, deaths, and New Deal relief during the Great Depression. *The Review of Economics and Statistics*, v. 89, n. 1, p. 1-14, 2007.

FLORÊNCIO, V.; SOUZA, W.; LIMA, A.; VELASCO, W. *Fatores associados à taxa de mortalidade infantil*. Goiânia: Subsecretaria de Saúde – Gerência de Informações Estratégicas em Saúde CONECTA-SUS, 2021.

FRANÇA, E. B.; LANSKY, S.; REGO, M. A. S.; MALTA, D. C.; FRANÇA, J. S.; TEIXEIRA, R.; PORTO, D.; ALMEIDA, M. F. de; SOUZA, M. de F. M. de; SZWARCOWALD, C. L.; MOONEY, M.; NAGHAVI, M.; VASCONCELOS, A. M. N. Principais causas da mortalidade na infância no Brasil, em 1990 e 2015: estimativas do estudo de carga global de doença. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 20, supl. 1, p. 46-60, 2017. DOI: [10.1590/1980-5497201700050005](https://doi.org/10.1590/1980-5497201700050005)

GALOR, O. *The demographic transition: causes and consequences*. Cambridge: NBER, Working Paper n. 17057, 2011.

GALOR, O.; WEIL, D. N. *Population, technology, and growth: from the Malthusian regime to the demographic transition*. Cambridge: NBER, Working Paper n. 6811, 1998.

GALLOWAY, P. R.; LEE, R. D.; HAMMEL, E. A. Infant mortality and the fertility transition: macro evidence from Europe and new findings from Prussia. In: MONTGOMERY, M. R.; COHEN, B. (ed.). *From death to birth: mortality decline and reproductive change*. Washington: National Academy Press, 1998. p. 182-226.

GLEWWE, P. Schools and skills in developing countries: education policies and socioeconomic outcomes. *Journal of Economic Literature*, v. 40, n. 2, p. 436-482, 2002.

GLEWWE, P.; KOCH, S.; NGUYEN, B. L. Child nutrition, economic growth, and the provision of health care services in Vietnam. In: GLEWWE, P.; AGRAVAL, N.; DOLLAR, D. (ed.). *Economic growth, poverty and household welfare in Vietnam*. Washington: World Bank, 2004. p. 315-389.

GLEWWE, P.; DAMON, A. Children and development. In: DUTT, A. K.; ROS, J. (ed.). *International handbook of development economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 2008. v. 2, p. 250-261.

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre: Bookman, 2009.

HATTON, T. J. Infant mortality and the health of the survivors: Britain 1910-1950. *The Economic History Review*, v. 64, n. 3, p. 951-972, 2011. DOI: [10.1111/j.1468-0289.2010.00572.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-0289.2010.00572.x)

HERNANDEZ, A. R. *Tendência das taxas de mortalidade infantil e de seus fatores de risco: um estudo de série temporal no Sul do Brasil*. 2011. Dissertação (Mestrado em Saúde da Criança e do Adolescente) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.

HIBBS JR., H. H. The influence of economic and industrial conditions on infant mortality. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 30, n. 1, p. 127-151, 1915.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*. Rio de Janeiro: IBGE, 1990.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Mudança demográfica no Brasil no início do século XXI: subsídios para as projeções da população*. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.

JANVRY, A. de; KANBUR, R. Poverty, inequality and development: micro-macro perspectives and linkages. In: JANVRY, A. de; KANBUR, R. (ed.). *Poverty, inequality and development: essays in honor of Erik Thorbecke*. New York: Springer, 2006. p. 1-8.

JORGENSEN, O. H. *Health, demographic transition, and economic growth*. Washington: World Bank, Policy Research Working Paper n. 5304, 2010.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LUMINATO, J. R. R.; FONSECA, M. R. C. C. da. Tendência da mortalidade infantil no Brasil de 2000 a 2021. *Revista Centro de Pesquisas Avançadas em Qualidade de Vida*, v. 16, n. 1, p. 1-12, 2024. DOI: [10.36692/V16N1-9](https://doi.org/10.36692/V16N1-9)

MALTA, D. C.; PRADO, R. R. do; SALTARELLI, R. M. F.; MONTEIRO, R. A.; SOUZA, M. de F. M. de; ALMEIDA, M. F. de. Mortes evitáveis na infância, segundo ações do Sistema Único de Saúde, Brasil. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 22, p. 1-15, 2019. DOI: [10.1590/1980-549720190014](https://doi.org/10.1590/1980-549720190014)

MCKEOWN, T. *The modern rise of population*. London: Edward Arnold, 1976.

MEHDI, M. A. Examining the dynamics of infant mortality rates: a time series analysis. *Journal of Policy Options*, v. 2, n. 2, p. 52-63, 2019.

MONTGOMERY, M. R.; COHEN, B. *From death to birth: mortality decline and reproductive change*. Washington: National Academy Press, 1998.

NAFZIGER, E. W. *Economic development*. Cambridge: Cambridge University Press, 2006.

NEWMAYER, S. W. The warfare against infant mortality. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, v. 37, n. 2, p. 288-298, 1911.

OGUNDUNMADE, T. P.; DANIEL, A. O.; AWWAL, A. M. Modelling infant mortality rate using time series models. *International Journal of Data Science*, v. 4, n. 2, p. 107-115, 2023. DOI: [10.18517/ijods.4.2.107-115.2023](https://doi.org/10.18517/ijods.4.2.107-115.2023)

O'HARA, D. J. Microeconomic aspects of the demographic transition. *Journal of Political Economy*, v. 83, n. 6, p. 1203-1216, 1975.

OLIVEIRA, C. M. de; BONFIM, C. V. do; GUIMARÃES, M. J. B.; FRIAS, P. G.; MEDEIROS, Z. M. Mortalidade infantil: tendência temporal e contribuição da vigilância do óbito. *Acta Paulista de Enfermagem*, v. 29, n. 3, p. 282-290, 2016. DOI: [10.1590/1982-0194201600040](https://doi.org/10.1590/1982-0194201600040)

POL, L. G.; THOMAS, R. K. *The demography of health and health care*. New York: Kluwer Academic Publishers, 2002.

PRESTON, S. H. The changing relation between mortality and level of economic development. *Population Studies*, v. 29, n. 2, p. 231-248, 1975.

PRINJA, S.; SHARMA, A.; NIMESH, R.; SHARMA, V.; GOPAL, K. M.; BADGAIYAN, N.; LAKSHMI, P. V. M.; GUPTA, M. A. Impact of National Health Mission on infant mortality in India: an interrupted time series analysis. *Health Planning and Management*, v. 36, n. 4, p. 1143-1152, 2019. DOI: [10.1002/hpm.3166](https://doi.org/10.1002/hpm.3166)

RODRIGUEZ, J. M.; BOUND, J.; GERONIMUS, A. T. Rejoinder: time series analysis and US infant mortality: de-trending the empirical from the polemical in political epidemiology. *International Journal of Epidemiology*, v. 43, n. 3, p. 831-834, 2014. DOI: [10.1093/ije/dyt284](https://doi.org/10.1093/ije/dyt284)

SANTOS, H. G. dos; ANDRADE, S. M. de; BIROLIM, M. M.; CARVALHO, W. O. de; SILVA, A. M. R. Mortalidade infantil no Brasil: uma revisão de literatura antes e após a implantação do Sistema Único de Saúde. *Pediatria*, v. 32, n. 2, p. 131-143, 2010.

SCHULTZ, T. P. Interrelationships between mortality and fertility. In: RIDKER, R. G. (ed.). *Population and development: the search for selective interventions*. London: Johns Hopkins University Press, 1976. p. 239-289.

SCOTT, S.; DUNCAN, C. J. *Demography and nutrition: evidence from historical and contemporary populations*. Oxford: Blackwell Science, 2002.

SHEI, A. Brazil's conditional cash transfer program associated with declines in infant mortality rates. *Health Affairs*, v. 32, p. 1274-1281, 2013. DOI: 10.1377/hlthaff.2012.0827

SINGH, A.; TRIPATHI, T.; RANJAN, R.; TIWARI, A. K. Time series forecasting of infant mortality rate in India using Bayesian ARIMA models. *BMC Public Health*, v. 25, n. 2855, p. 1-17, 2025. DOI: 10.1186/s12889-025-24125-w

STEINGRABER, R. Mortalidad infantil y desigualdad socioeconómica en Brasil, 2001-2021. *Revista de Demografía Histórica*, v. 42, n. 1, p. 27-50, 2024.

SOUSA, J. S. de; CAMPOS, R. T.; SILVA, A. F. da; BEZERRA, F. N. R.; LIRA, J. S. de. 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.

SZWARCWALD, C. L.; CASTILHO, E. A. de. Estimativas da mortalidade infantil no Brasil, dcada de oitenta: proposta de procedimento metodolgico. *Revista de Sade Pblica*, v. 29, n. 6, p. 451-462, 1995.

TRINH, N. T. H.; VISME, S. de; COHEN, J. F.; BRUCKNER, T.; LELONG, N.; ADNOT, P.; ROZ, J. C.; BLONDEL, B.; GOFFINET, F.; REY, G.; ANCEL, P. Y.; ZEITLIN, J.; CHALUMEAU, M. Recent historic increase of infant mortality in France: a time-series analysis, 2001 to 2019. *The Lancet Regional Health: Europe*, v. 16, n. 100339, 2022. DOI: 10.1016/j.lanepe.2022.100339

WEBER, L. *Demographic change and economic growth: simulations on growth models*. Berlin: Springer-Verlag, 2010.

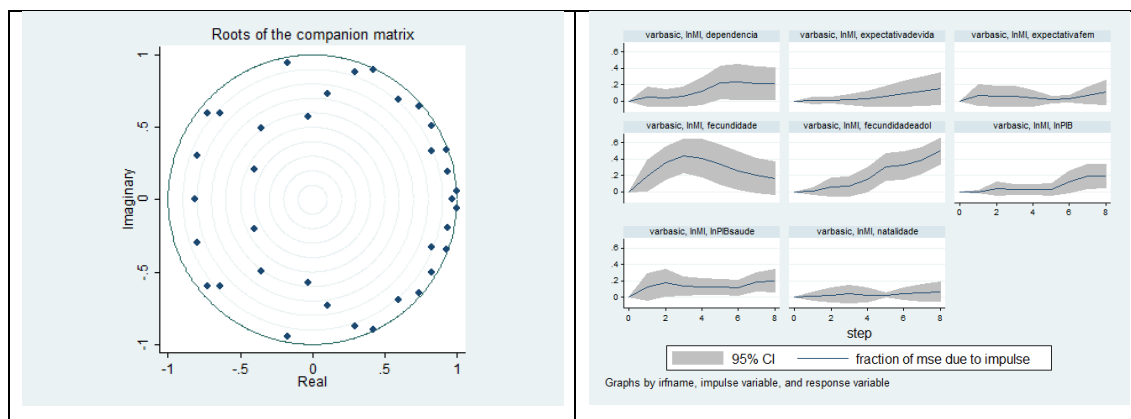
XU, Y.; ZHANG, W.; YANG, R.; ZOU, C.; ZHAO, Z. Infant mortality and life expectancy in China. *Medical Science Monitor: International Medical Journal of Experimental and Clinical Research*, v. 20, p. 379-385, 2014. DOI: 10.12659/MSM.890204

ZIPPLE, M. N. Reducing childhood mortality extends mother's lives. *Nature*, v. 14, n. 10649, 2024. DOI: 10.1038/s41598-024-61217-w

ZILIDIS, C.; HADJICHRISTODOULOU, C. Economic crises impact and social determinants of perinatal outcomes and infant mortality in Greece. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 17, n. 18, 2020.

Anexos

Figura A1 – Teste de estabilidade e decomposição da variância.



Fonte: elaboração própria com dados do WDI.

Tabela A1 – Teste de Granger Causalidade

Sentido	Granger Causalidade (p)
Mortalidade Infantil causa PIB	26,77 (0,00)
PIB causa Mortalidade Infantil	43,91 (0,00)
Mortalidade Infantil causa PIB Saúde	219,08 (0,00)
PIB Saúde causa Mortalidade Infantil	33,66 (0,00)
Mortalidade Infantil causa Fecundidade Adolescentes	14,53 (0,00)
Fecundidade Adolescentes causa Mortalidade Infantil	30,37 (0,00)
Mortalidade Infantil causa Fecundidade	71,33 (0,00)
Fecundidade causa Mortalidade Infantil	31,83 (0,00)
Mortalidade Infantil causa Natalidade	145,35 (0,00)
Natalidade causa Mortalidade Infantil	797,51 (0,00)
Mortalidade Infantil causa Dependência	25,12 (0,00)
Dependência causa Mortalidade Infantil	68,77 (0,00)
Mortalidade Infantil causa Expectativa de Vida	111,98 (0,00)
Expectativa de Vida causa Mortalidade Infantil	186629,00 (0,00)
Mortalidade Infantil causa Expec de Vida Feminina	417,04 (0,00)
Expec de Vida Feminina causa Mortalidade Infantil	-

Fonte: elaboração própria com dados do WDI.

Tabela A2 – Estimativas da MI no modelo VAR

Variáveis	MI	PIBpc	PIB saúde	Fec adole	Fecundidade	Dependência	Natalidade	Expec de vida	Expec de vida fem
MI -	-0,051 ^{ns}	3,27***	2,63***	0,03*	0,009***	-0,01*	0,001 ^{ns}	0,0001 ^{ns}	-0,0003**
L1	(-0,50)	(4,29)	(5,41)	(1,65)	(4,38)	(-1,89)	(1,40)	(0,93)	(-2,45)
L2	0,12 ^{ns}	0,95 ^{ns}	1,66***	-0,06***	0,007***	-0,02***	0,006***	-6,22e ⁻⁴ ***	-0,001***
L3	(1,25)	(1,28)	(3,49)	(-3,29)	(3,70)	(-2,66)	(7,04)	(-4,50)	(-10,48)
L4	-0,07 ^{ns}	-1,14 ^{ns}	3,37***	-0,02 ^{ns}	0,001 ^{ns}	0,007 ^{ns}	0,004***	7,66e ⁻⁴ ***	-0,001***
L3	(-0,72)	(-1,58)	(7,25)	(-1,26)	(0,50)	(0,84)	(5,54)	(-5,71)	(-8,85)
L4	-0,028 ^{ns}	-1,06 ^{ns}	1,65***	0,04**	-0,01***	0,03***	-0,006***	-3,39e ⁻⁴ ***	-0,005***
L4	(-0,32)	(-1,62)	(3,93)	(2,32)	(-5,46)	(3,81)	(-8,14)	(-3,24)	(-4,239)
PIBpc -	-0,06***	0,31***	-0,08*	0,006***	-0,003*	-0,002***	-5,6e ⁻⁴ ***	2,56e ⁻⁵ *	2,76e ⁻⁵ *
L1	(-5,73)	(4,06)	(-1,73)	(3,21)	(-1,70)	(-2,69)	(-5,81)	(1,76)	(1,80)
L2	0,0003 ^{ns}	-0,09 ^{ns}	0,12**	0,008***	0,0008***	-0,006***	-1,63e ⁻⁵ ^{ns}	2,86e ⁻⁵ *	3,94e ⁻⁵ **
L2	(0,02)	(-1,06)	(2,00)	(3,33)	(3,14)	(-5,61)	(-0,14)	(1,65)	(2,14)
L3	-0,007 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	0,05 ^{ns}	-0,01***	0,0001 ^{ns}	-0,002*	0,0004***	-7,14e ⁻⁵ ***	-1,27e ⁻⁴ **
L3	(-0,55)	(-1,02)	(0,84)	(-4,01)	(0,59)	(-1,87)	(3,90)	(-3,77)	(-6,40)
L4	0,011 ^{ns}	-0,73***	0,41***	-0,001 ^{ns}	0,0002 ^{ns}	-0,001 ^{ns}	0,0004***	-5,56e ⁻⁵ ***	-3,99e ⁻⁵ **
L4	(0,94)	(-8,39)	(7,48)	(-0,48)	(0,93)	(-1,29)	(4,00)	(-3,44)	(-2,34)
PIB saúde	0,02 ^{ns}	-0,40***	-0,27***	0,01***	-0,0004 ^{ns}	-0,001 ^{ns}	0,0008***	2,06e ⁻⁵ ^{ns}	4,33e ⁻⁵ ^{ns}
- L1	(1,12)	(-2,99)	(-3,15)	(3,15)	(-1,21)	(-0,57)	(5,18)	(0,82)	(1,64)
L2	-0,009 ^{ns}	-0,63***	-0,98***	0,01***	-0,0009***	-0,002*	-0,001***	5,68e ⁻⁵ **	0,0001***
L2	(-0,53)	(-4,94)	(-12,07)	(3,57)	(-2,50)	(-1,71)	(-6,82)	(2,41)	(7,59)
L3	-0,062***	-0,11 ^{ns}	-0,90***	0,009***	-0,001***	-0,001 ^{ns}	-0,006***	0,0001***	5,69e ⁻⁵ **
L3	(-3,34)	(-0,79)	(-10,14)	(2,62)	(-3,00)	(-0,69)	(-3,86)	(4,05)	(2,09)
L4	-0,05***	0,26**	-0,62***	0,007**	-5,3e ⁻⁰⁵ ^{ns}	-0,004***	-9,0e ⁻⁴ ***	0,0001***	0,0002***
L4	(-3,01)	(2,01)	(-7,36)	(2,02)	(-0,14)	(-2,75)	(-6,08)	(5,88)	(9,45)
Fec adole	0,86**	-2,55 ^{ns}	16,44***	0,32***	0,029***	0,20***	0,010***	0,0003 ^{ns}	0,0002 ^{ns}
- L1	(2,50)	(-1,00)	(10,02)	(4,77)	(4,08)	(6,11)	(3,38)	(0,75)	(0,59)
L2	-0,43 ^{ns}	1,75 ^{ns}	-6,22***	-0,37***	-0,005 ^{ns}	0,0009 ^{ns}	-0,007*	-0,0008 ^{ns}	0,0003 ^{ns}
L2	(-1,02)	(0,56)	(-3,09)	(-4,45)	(-0,56)	(0,02)	(-1,86)	(-1,50)	(0,49)
L3	-0,17 ^{ns}	1,05 ^{ns}	6,01***	-0,09 ^{ns}	0,02**	-0,007 ^{ns}	0,006 ^{ns}	-0,0001 ^{ns}	-0,0003 ^{ns}

	(-0,42)	(0,34)	(3,01)	(-1,19)	(2,31)	(-0,18)	(0,16)	(-0,23)	(-0,59)
L4	-0,84**	-0,02 ^{ns}	2,25 ^{ns}	-0,32***	-0,001 ^{ns}	-0,06**	0,001 ^{ns}	0,001***	-0,0009***
	(-2,57)	(-0,01)	(1,44)	(-4,93)	(-0,25)	(-2,16)	(0,51)	(3,00)	(-1,97)
Fecund -	7,01*	-62,21**	-15,82 ^{ns}	3,42***	0,60***	1,16***	-0,32***	0,032***	0,037***
L1	(1,95)	(-2,32)	(-0,92)	(4,76)	(8,02)	(3,30)	(-9,98)	(6,65)	(7,11)
L2	-16,37***	152,06***	-9,88 ^{ns}	3,46***	0,28***	0,80 ^{ns}	-0,12***	0,004 ^{ns}	0,018**
	(-3,04)	(3,78)	(-0,38)	(3,20)	(2,52)	(1,52)	(-2,58)	(0,55)	(2,42)
L3	12,26**	121,38***	57,32**	-1,27 ^{ns}	0,32***	-1,73***	0,05 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	0,003 ^{ns}
	(2,22)	(2,94)	(2,17)	(-1,15)	(2,76)	(-3,21)	(1,02)	(-1,32)	(0,40)
L4	-3,51 ^{ns}	-201,8***	23,88 ^{ns}	-6,48***	-0,26***	0,23 ^{ns}	0,30***	-0,027***	-0,059***
	(-1,08)	(-8,35)	(1,55)	(-9,98)	(-3,82)	(0,74)	(10,38)	(-6,06)	(-12,67)
Depend -	-1,15 ^{ns}	-20,19***	-2,75 ^{ns}	-0,29 ^{ns}	0,054***	0,65***	0,08***	-0,0002 ^{ns}	9,85e ⁻⁵ ^{ns}
L1	(-1,20)	(-2,81)	(-0,60)	(-1,52)	(2,69)	(6,92)	(9,73)	(-0,17)	(0,07)
L2	4,21***	1,08 ^{ns}	-6,60 ^{ns}	-0,35 ^{ns}	0,039 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	-0,009 ^{ns}	-0,0015 ^{ns}	-9,16e ⁻⁴ ^{ns}
	(3,36)	(0,12)	(-1,11)	(-1,42)	(1,48)	(-1,06)	(-0,79)	(-0,89)	(-0,50)
L3	-1,73 ^{ns}	-7,62 ^{ns}	-12,78**	0,14 ^{ns}	-0,043*	-0,27**	0,042***	-0,002 ^{ns}	-0,0019 ^{ns}
	(-1,43)	(-0,84)	(-2,21)	(0,61)	(-1,71)	(-2,33)	(3,81)	(-1,40)	(-1,12)
L4	1,95**	-11,78**	-7,41**	-0,88***	0,060***	0,30***	0,03***	-0,0008 ^{ns}	-0,002*
	(2,47)	(-2,00)	(-1,97)	(-5,57)	(3,64)	(3,88)	(4,43)	(-0,78)	(-1,81)
Natalidade	-32,99***	80,71***	-23,95***	-7,98***	1,38***	0,11 ^{ns}	2,24***	0,0003 ^{ns}	0,001 ^{ns}
- L1	(-28,23)	(9,25)	(-4,30)	(-34,09)	(55,96)	(1,02)	(209,89)	(0,25)	(0,67)
L2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L4	33,32***	-	258,24***	12,60***	0,28***	4,76***	-0,84***	0,063***	0,13***
	(25,71)	-	(41,77)	(48,52)	(10,31)	(37,53)	(-71,53)	(35,53)	(73,75)
Exp vida -	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L4	184,32***	-391,4***	-322,9***	-95,3***	5,76***	24,44***	-2,04***	0,098***	-0,30***
	(136,49)	(-38,85)	(-50,14)	(-352,31)	(202,38)	(184,76)	(-165,72)	(53,10)	(-153,13)
Exp vida f	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- L1	-	-	-	-	-	-	-	-	-

L2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
L4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
constante	8,93 ^{ns} (1,59)	-508,9*** (-12,12)	-272,8*** (-10,17)	5,11*** (4,54)	0,47*** (4,00)	-6,45*** (-11,71)	1,30*** (25,39)	-0,048*** (-6,25)	-0,14*** (-17,25)

Fonte: elaboração própria com dados do WDI.

Estatísticas t entre parênteses. * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%, ns = não significativo.