

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

GUSTAVO GIANNI VALÉRIO

INDICADORES DE DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO NO PARANÁ:
UM ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL COM
SEUS DETERMINANTES PARA OS ANOS 2002-2018

CURITIBA

2021

GUSTAVO GIANNI VALÉRIO

INDICADORES DE DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO NO PARANÁ:
UM ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL COM
SEUS DETERMINANTES PARA OS ANOS 2002-2018

Trabalho apresentado como requisito parcial
para a obtenção do grau de Bacharel em Ciên-
cias Econômicas no curso de Ciências Econô-
micas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas da
Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof Dr. Marcos Minoru Hasegawa

CURITIBA

2021

RESUMO

A taxa de mortalidade infantil é um indicador epidemiológico que estima o risco de um nascido vivo morrer durante o seu primeiro ano de vida. Por estar associada ao levantamento do número de óbitos precoces e, muitas vezes, evitáveis, essa taxa reflete as condições de vida da população, principalmente com relação ao acesso à saúde, alimentação de qualidade e saneamento básico, estando intimamente relacionada aos indicadores de desenvolvimento socioeconômico. Por esse motivo, uma avaliação mais aprofundada a respeito do indicador pode orientar políticas públicas voltadas à melhoria das condições de vida da população. Assim, devido à relevância do assunto, a mortalidade infantil vem sendo objeto de estudo recorrente na literatura, que, de modo geral, indica o acesso a bens de consumo coletivos, o crescimento da renda *per capita*, a diminuição da desigualdade e o declínio da fecundidade como fatores determinantes para a redução dos óbitos infantis. Desse modo, o presente trabalho partiu da análise de regressões com dados em painel para investigar a relação entre a taxa de mortalidade infantil no Paraná - estado que registrou quedas no coeficiente de mortalidade com alterações na natureza e período dos óbitos infantis nos últimos anos - e alguns de seus determinantes, sejam eles PIB *per capita*, cobertura de consultas pré-natal, educação materna e saneamento básico, para os anos 2002 a 2018. Em geral os resultados estão de acordo com o que é recorrentemente apresentado na literatura, de modo todos os indicadores apresentaram relação negativa com a taxa de mortalidade infantil, à exceção do indicador de pré-natal igual ou inferior ao recomendado que, por tratar da falta de consultas pré-natal, registrou uma relação positiva com a taxa de mortalidade infantil.

Palavras-chave: Desenvolvimento Socioeconômico. Taxa de Mortalidade Infantil. Dados em Painel.

ABSTRACT

The infant mortality rate is an epidemiological indicator that estimates the risk of a live-born dying during its first year of life. As it is associated with the survey of the number of early and often preventable deaths, this rate reflects the population's living conditions, especially with regard to access to health, quality food and basic sanitation, being closely related to the socioeconomic development indicators. For this reason, a more in-depth assessment of the indicator can guide public policies aimed at improving the population's living conditions. Thus, due to the relevance of the subject, infant mortality has been the subject of recurrent study in the literature, which, in general, indicates access to collective consumer goods, growth of *per capita* income, reduction of inequality and decline of fertility as determining factors for the reduction of infant deaths. Thus, the present study started from the regression analysis with panel data to investigate the relationship between the infant mortality rate in Paraná - a state that registered falls in the mortality coefficient with changes in the nature and period of infant deaths in the last few years - and some of its determinants, be they GDP *per capita*, coverage of prenatal consultations, maternal education and basic sanitation, for the years 2002 to 2018. In general the results are in accordance with what is recurrently presented in the literature, so all the indicators showed a negative relationship with the infant mortality rate, with the exception of the prenatal indicator equal to or less than the recommended one, because it deals with the lack of prenatal consultations, registered a positive relationship with the infant mortality rate.

Key-words: Socioeconomic Development. Infant Mortality Rate. Panel Data

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

| | |
|--|----|
| FIGURA 1 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E PIB <i>PER CAPITA</i> (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS) | 22 |
| FIGURA 2 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E CONSULTAS PRÉ-NATAL IGUAL OU INFERIOR AO RECOMENDADO (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS) | 23 |
| FIGURA 3 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E EDUCAÇÃO MATERNA (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS) . . | 25 |
| FIGURA 4 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E ABASTECIMENTO DE ÁGUA (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS) | 27 |
| FIGURA 5 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E ATENDIMENTO DE ESGOTO (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS) | 27 |
| FIGURA 6 – REGIÕES GEOGRÁFICAS DO PARANÁ | 29 |
| FIGURA 7 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS | 46 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| TABELA 1 – RESUMO DOS INDICADORES | 30 |
| TABELA 2 – RESULTADOS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA | 43 |
| TABELA 3 – COMPARAÇÃO ENTRE OS RESULTADOS DOS MODELOS (<i>PO- OLED</i> , EFEITOS FIXOS E EFEITOS ALEATÓRIOS) | 44 |
| TABELA 4 – TESTES ESTATÍSTICOS PARA ESPECIFICAÇÃO CORRETA DO MODELO | 45 |
| TABELA 5 – MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS | 45 |
| TABELA 6 – TESTES ESTATÍSTICOS PARA VALIDAÇÃO DA ANÁLISE DO MODELO | 46 |
| TABELA 7 – FIV - FATORES DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA | 46 |
| TABELA 8 – COMPARAÇÃO ENTRE EFEITOS ALEATÓRIOS E ERROS PA- DRÃO ROBUSTOS | 47 |
| TABELA 9 – BASE DE DADOS COMPLETA | 56 |

SUMÁRIO

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 7 |
| 2 | REVISÃO DE LITERATURA | 11 |
| 3 | CONCEITUAÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E DOS DETERMINANTES SELECIONADOS PARA ANÁLISE | 18 |
| 3.1 | TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL | 18 |
| 3.1.1 | Cálculo da taxa de mortalidade infantil | 18 |
| 3.1.2 | Componentes da mortalidade infantil | 19 |
| 3.2 | RENDA | 20 |
| 3.3 | COBERTURA DE CONSULTAS PRÉ-NATAL | 22 |
| 3.4 | EDUCAÇÃO MATERNA | 23 |
| 3.5 | SANEAMENTO BÁSICO: COBERTURA DE REDES DE ABASTECIMENTO DE ÁGUA E ESGOTAMENTO SANITÁRIO | 25 |
| 4 | METODOLOGIA | 28 |
| 4.1 | BASE DE DADOS | 28 |
| 4.2 | MODELO DE REGRESSÃO COM DADOS EM PAINEL | 30 |
| 4.2.1 | Modelo geral | 31 |
| 4.2.2 | Modelo de regressão MQO para dados empilhados: <i>Pooled</i> | 31 |
| 4.2.3 | Modelo de efeitos fixos (MEF) | 32 |
| 4.2.4 | Modelo de efeitos aleatórios (MEA) | 33 |
| 4.2.5 | Testes para a especificação correta do modelo | 34 |
| 4.2.5.1 | Teste F de Chow | 34 |
| 4.2.5.2 | Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan | 34 |
| 4.2.5.3 | Teste Hausman | 34 |
| 4.2.6 | Testes para validação do modelo | 35 |
| 4.2.6.1 | Normalidade dos resíduos | 35 |
| 4.2.6.2 | Homocedasticidade | 36 |
| 4.2.6.3 | Independência dos erros | 39 |
| 4.2.6.4 | Ausência de multicolinearidade | 40 |
| 4.3 | CONSTRUÇÃO DO MODELO | 41 |
| 5 | RESULTADOS E DISCUSSÃO | 43 |
| 6 | CONSIDERAÇÕES FINAIS | 49 |
| | REFERÊNCIAS | 51 |
| | APÊNDICE 1 - Base de dados | 56 |
| | APÊNDICE 2 - Código R | 65 |

1 INTRODUÇÃO

A taxa de mortalidade infantil (TMI), também conhecida como coeficiente de mortalidade, é um indicador epidemiológico calculado levando-se em conta o número de óbitos de crianças menores de 1 ano de idade em determinado espaço geográfico durante o ano corrente, ou seja ela estima o risco de um nascido vivo morrer durante o seu primeiro ano de vida. Por tratar-se de óbitos precoces e, muitas vezes, evitáveis a mortalidade infantil é considerado um importante indicador socioeconômico, uma vez que é capaz de refletir as condições de vida da população, especialmente o acesso aos recursos de saneamento, saúde e alimentação (tanto materna, quanto da população infantil).

Assim sendo, a mortalidade infantil vem sendo utilizada como parâmetro recorrente para que órgãos internacionais possam avaliar e acompanhar o desenvolvimento das sociedades. Tanto que em 2000, após analisar os maiores problemas mundiais, a Organização das Nações Unidas (ONU) estabeleceu oito *Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM)* para tornar o mundo mais inclusivo e equitativo diante da globalização. A redução da mortalidade infantil caracteriza o *ODM 4*, no qual os países membros da organização assumiram o compromisso de reduzir a taxa global de mortalidade infantil (ODM BRASIL, 2020). Em 2015 os objetivos do milênio foram sucedidos pelos 17 *Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS)*, que integram a *Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável*. Dentre os objetivos sustentáveis o *ODS 3 - Saúde e Bem-estar* tem como uma de suas metas “Até 2030, acabar com as mortes evitáveis de recém-nascidos [...], com todos os países objetivando reduzir a mortalidade neonatal para pelo menos 12 por 1.000 nascidos vivos.” (ONU BR, s.d.).

Com relação ao Brasil, país que desde o século XIX caracterizou-se por altas taxas de natalidade e mortalidade (principalmente nos primeiros anos de vida), a nação experimentou a primeira fase da sua transição demográfica a partir da década de 1940, quando avanços medicinais (antibióticos contra enfermidades infecto-contagiosas haviam sido recém-descobertos e importados no pós-guerra) foram incorporados às políticas de saúde pública, diminuindo as taxas de mortalidade e alterando as principais causas de morte (doenças infecciosas, respiratórias e parasitárias foram tornando-se causas menos comuns de óbitos, enquanto que doenças relacionadas à degeneração do organismo aumentaram sua participação como causas de morte) (IBGE, 2019). Assim, a taxa de mortalidade infantil que em 1940 era de aproximadamente 147,0 óbitos de crianças menores de 1 ano para cada 1.000 nascidos vivos diminuiu para 12,4 por 1.000 em 2018, uma redução de 91,6%.

Uma vez que a mortalidade infantil está atrelada a problemas socioeconômicos

e de infraestrutura, diversos fatores têm influenciado para a melhoria das taxas no Brasil, de modo que

[...] alguns autores têm apontado como possíveis explicações para esta tendência, a adoção de políticas públicas como intervenções médico-sanitárias, expansão da rede de abastecimento de água e aumento da escolaridade, aliadas a atuação subjacente da redução da fecundidade que também ocorreu nesse mesmo período. (COSTA et al., 2003, p.700)

ou seja, apesar do coeficiente de mortalidade ser um importante indicador epidemiológico que reflete as condições de vida da população, existem outros indicadores de desenvolvimento socioeconômicos relacionados a esta taxa que podem inclusive serem fatores determinantes da mortalidade infantil. Dentre eles pode-se citar indicadores de educação (como taxa de alfabetização, grau de escolarização materna), de saúde (por exemplo acesso a consultas pré-natal, cobertura vacinal, número de profissionais de saúde ou estabelecimentos médicos por habitante), econômicos (a exemplo da renda *per capita*, gasto público com saúde como proporção do PIB, iniquidade da renda ou índice de Gini), indicadores sociais (como acesso à rede de abastecimento de água e esgotamento sanitário, insegurança alimentar), demográficos (tais como taxa de fecundidade, número de assentamentos rurais ou latifúndios), entre outros (por exemplo porcentagem de mães adolescentes, corrupção, poluição).

Assim, apesar da haver uma tendência geral de declínio na taxa de mortalidade infantil em todas as regiões brasileiras ao longo dos anos e diminuição das disparidades regionais, como os aspectos citados por Costa et al. (2003) variam a cada região, as diferenças nas taxas persistem, de modo que os estados das regiões Norte e Nordeste (onde verificam-se problemas sociais e econômicos mais intensos em relação às demais regiões), apesar de apresentarem diminuições mais intensas (sobretudo no Nordeste), ainda são os locais que exprimem as maiores taxas, enquanto que os estados do Sul e Sudeste (consideradas mais desenvolvidos), as menores, conforme dados do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA, 2019). Deste modo, torna-se pertinente investigar a situação particular de cada estado, bem como respeitar as diferentes características regionais e estaduais.

Deste modo, por conta da relevância do assunto, a mortalidade infantil tem sido objeto de estudo recorrente na literatura. De maneira geral, os estudos indicam que o acesso a bens de consumo coletivos (com educação, saúde e saneamento), o crescimento da renda *per capita*, a diminuição da desigualdade e o declínio da fecundidade são fatores determinantes para a redução da taxa de mortalidade de crianças menores de 1 ano de idade. Assim sendo, a literatura considera fundamental compreender não só os dados epidemiológicos que dizem respeito à mortalidade infantil, mas também seus determinantes, pois através deste tipo de análise pode-se

identificar situações de desigualdade e tendências que requerem avaliações mais aprofundadas, bem como subsidiar e orientar os processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas públicas visando a melhoria das condições de vida da população. Ou seja, um melhor entendimento da taxa de mortalidade infantil e seus determinantes torna possível a identificação de segmentos sociais e localidades que mais necessitam de atenção, viabilizando a adoção de políticas governamentais mais eficientes.

Pensando então nesse contexto de identificação de diferenças regionais e com o intuito de avaliar a situação da taxa de mortalidade infantil no Paraná, foram analisados os dados para o estado: observa-se que, congruente com os dados brasileiros, no estado paranaense também vem sendo notada essa tendência de redução na mortalidade de crianças menores de 1 ano de idade: conforme dados do Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES, 2021) a taxa de mortalidade de crianças menores de 1 ano de idade no estado, que em 1996 era de 20,85 óbitos infantis para cada 1.000 nascidos vivos caiu para 10,3 mortes a cada 1.000 em 2019, representando uma redução superior a 50% em apenas 23 anos.

Porém, com o declínio da taxa de mortalidade infantil no Paraná para um nível considerado baixo (menos de 20 óbitos por 1.000 nascimentos) os óbitos tornam-se mais difíceis de evitar, mesmo com diagnósticos mais precisos e relatos epidemiológicos mais complexos, uma vez que esta taxa está associada à faixa etária, sendo o neonatal precoce (menos de 7 dias de vida) o maior destaque nos óbitos do estado do Paraná (DVIEP/CEPI/SVS/SESA-PR / 13/03/2019 apud Estado do Paraná (2019)), causados principalmente por problemas relacionados às afecções e complicações maternas.

Levando em consideração então que o Paraná registrou quedas no coeficiente de mortalidade e alterações na natureza e período dos óbitos infantis nos últimos anos, de modo que hoje é o estado com o segundo menor coeficiente de mortalidade infantil do país, estudar o caso de sucesso deste estado e investigar os determinantes dessa redução pode contribuir para que ações semelhantes às adotadas no Paraná sirvam de exemplo e possam ser implementadas também nos demais estados brasileiros.

Assim sendo, o presente trabalho tem como objetivo específico estabelecer uma relação entre a taxa de mortalidade infantil no Paraná e alguns de seus determinantes selecionados, sejam eles indicadores de renda (PIB *per capita*), atenção à saúde e ao parto (porcentagem de nascidos vivos com seis ou menos consultas pré-natal realizadas), educação materna (porcentagem de mulheres entre 15 e 64 anos matriculadas no ensino superior) e condições de infraestrutura do ambiente (saneamento básico), para assim avaliar o cenário socioeconômico paranaense, bem como verificar se as relações entre o indicador e seus determinantes ainda se mantêm (com base no que a literatura do estado sobre o tema descreve), atualizando o status desta relação. Com base no que tem sido indicado pela literatura, a hipótese é que a taxa de

mortalidade infantil apresente relação positiva com a variável que representa a falta de atenção ao pré-natal (número de consultas pré-natal igual ou inferior ao recomendado) e relação negativa com as demais variáveis.

Desse modo, este trabalho conta com mais cinco seções, depois desta introdução. Na seção dois é realizada a revisão bibliográfica, tanto para identificar os principais resultados e considerações realizadas sobre o assunto, quanto para verificar os principais métodos utilizados pelos pesquisadores para investigar a relação entre indicadores socioeconômicos. Nas partes três e quatro é onde pode-se encontrar, respectivamente, a conceituação dos principais indicadores socioeconômicos abordados por este trabalho, sejam eles taxa de mortalidade infantil, PIB *per capita*, número de consultas pré-natal, educação materna, abastecimento de água e atendimento de esgoto e, após, a descrição da metodologia utilizada na análise, ou seja o modelo de regressão com dados em painel. Na seção cinco são apresentados os resultados bem como uma discussão a respeito destes. Na sexta e última parte são realizadas as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Devido à relevância do tema, a mortalidade infantil é objeto de estudo recorrente em trabalhos tanto no âmbito internacional, como nacional e até mesmo local, o que torna a literatura sobre o assunto extremamente extensa. Desta forma, optou-se por apresentar a seguir apenas uma pequena parcela desta vasta literatura, selecionando alguns estudos mais relevantes.

O primeiro estudo explorado é o de Muldoon et al. (2011), que estudaram a mortalidade infantil em um determinado grupo de países. Segundo os autores, a robustez e funcionalidade dos sistemas de saúde nacionais podem explicar as diferenças nas taxas de mortalidade entre os países. Com base nisso, os estudiosos procuraram, por meio de modelos de regressão linear de efeitos mistos e de agrupamento geográfico de países, analisar a associação entre variáveis que representassem a premissa de saúde proposta pela Organização Mundial da Saúde (OMS) e indicadores de saúde pública (taxa de mortalidade infantil, taxa de mortalidade na infância e taxa de mortalidade materna) para 136 países membros da Organização das Nações Unidas (ONU). Os resultados indicaram que governos com menos corrupção (no quesito liderança e governança), maior densidade de médicos (relacionado à recursos humanos em saúde), acesso a água e saneamento sustentável (prestação de serviços de saúde) e mais gastos diretos com saúde (financiamentos para saúde) estão associados à diminuição da mortalidade infantil, bem como à redução da mortalidade na infância. Já para a mortalidade materna, saneamento e menores níveis de corrupção também contribuíram para taxas de mortalidade mais baixas, assim como maiores gastos totais em saúde *per capita*, já uma taxa de fertilidade alta esteve associada à riscos significativos para as mães. Assim, Muldoon et al. (2011) concluíram que a robustez e funcionalidade de um sistema de saúde são fatores que influenciam os indicadores de saúde de uma população, entretanto é necessário compreender o funcionamento dos sistemas de saúde em nível local para efetivamente melhorar sua eficiência.

Outros dois trabalhos internacionais aqui apresentados dizem respeito a estudos sobre a mortalidade infantil em uma nação desenvolvida e outro em um país subdesenvolvido. O primeiro trata-se de um estudo sobre a Polônia, país que durante a segunda metade do século XX passou por um intenso processo de industrialização, resultando em aumentos nos níveis de poluição ambiental, o que pode influenciar o feto durante a gestação ou o recém-nascido no período da amamentação. Levando em consideração esses fatores, Genowska et al. (2015) obtiveram dados sobre mortalidade infantil e características ambientais e socioeconômicas das 66 sub-regiões da Polônia para os anos 2005 a 2011 e por meio do modelo de equações de estimativa generaliza-

das buscaram avaliar a relação entre ambiente ocupacional, poluição industrial, status socioeconômico e mortalidade infantil no país. Os resultados indicaram uma variação significativa da mortalidade infantil entre as sub-regiões, o que pode ser explicado pelo efeito combinado das características populacionais, indicado por fatores como ambiente de trabalho inapropriado (*poor working environment*) e poluição industrial (*industrial pollution*). Desse modo, Genowska et al. (2015) concluíram que melhores condições de trabalho e reduções na poluição industrial são medidas que podem contribuir para diminuir a mortalidade infantil na Polônia.

O segundo estudo é um artigo de Lee et al. (2016) que analisa a mortalidade infantil no Vietnã. Tendo em vista que desde 2005, ainda que houvesse uma redução no número de óbitos infantis, o Vietnã apresentava taxas de mortalidade infantil e na infância superiores à média dos países do Leste Asiático e Pacífico e que a maioria dos estudos posteriores sobre o país eram, em grande medida, baseados em regiões específicas (limitando-se a generalizações dos resultados), Lee et al. (2016) buscaram investigar as tendências das taxas de mortalidade infantil e na infância entre 1986 e 2011, bem como identificar os fatores demográficos e socioeconômicos determinantes para os óbitos da primeira infância. Os resultados apontam para alguns achados interessantes: em primeiro lugar a mortalidade de crianças do sexo masculino é maior em relação ao sexo feminino (consistente com a literatura, que afirma que os meninos são mais vulneráveis durante o período neonatal); em segundo, a mortalidade infantil e na infância foi menor nas áreas rurais (que pode ser explicado pela recente redução da pobreza nestas regiões); terceiro, em grupos de minorias étnicas a mortalidade na primeira infância é maior (geralmente estes grupos têm acesso limitado a serviços sociais); por fim, mães que habitam regiões montanhosas têm maiores chances de experimentar mortes infantis (devido ao clima subtropical - quente e úmido - e aos furacões e inundações). Desse modo, os autores concluem que no Vietnã a mortalidade infantil e na infância não é apenas um problema de pobreza e que as ações para reduzir estas taxas devem priorizar os grupos mais vulneráveis, bem como atuar no sentido de mudar a cultura e o comportamento da população.

Passando para os trabalhos referentes ao Brasil, Costa et al. (2003) realizam um estudo sobre a mortalidade infantil para as décadas de 1980 e 1990, período em que, apesar da existência de uma grave crise econômica que reduziu o PIB e os salários, a mortalidade infantil apresentava tendência de queda, configurando um paradoxo, uma vez que a mortalidade infantil é amplamente entendida como um problema de subdesenvolvimento. Porém devido à escassez de dados disponíveis para o período, os autores trabalharam com dados secundários e estimativas obtidas por técnicas indiretas para obter os indicadores. Apesar das limitações do estudo, para as quais inclusive os autores chamam a atenção, a conclusão é que as flutuações da curva de mortalidade infantil são provenientes do impacto do agravamento das crises

econômicas ocorridas no período, mesmo que tal impacto tenha sido atenuado pela adoção de políticas públicas compensatórias, além disto os autores ainda destacam que “os indicadores demográficos, socioeconômicos e de atenção à saúde mostraram-se fortemente correlacionados com a mortalidade infantil.” (COSTA et al., 2003, p.704), embora os principais fatores explicativos para a tendência de redução da mortalidade infantil nos anos 1980 sejam as quedas das taxas de fecundidade e natalidade (que apresentaram variação temporal) e, para os anos 1990, a atenção à saúde e avanços sociais foram os fatores que mais contribuíram para a manutenção da redução da mortalidade infantil.

Em estudo realizado por Teixeira, Gomes e Souza (2011), com o propósito de investigar a relação entre saneamento e saúde nos estados brasileiros, os autores buscaram avaliar a hipótese de que os investimentos nos serviços de saneamento realizados entre 2001 e 2006 foram capazes de melhorar os indicadores de saúde. Para tanto os autores levaram em consideração três indicadores epidemiológicos, sejam eles “taxa de mortalidade infantil, mortalidade proporcional por doença diarreica aguda em crianças menores de cinco anos de idade e mortalidade proporcional por doenças infecciosas e parasitárias para todas as idades” (TEIXEIRA; GOMES; SOUZA, 2011, p.198), e realizaram a correlação entre estes e indicadores demográficos, socioeconômicos, de morbidade e fatores de risco, de recursos e indicadores de cobertura por serviços de saúde e de saneamento. Os resultados indicaram uma correlação negativa entre a mortalidade infantil e o PIB *per capita*, entre a mortalidade e o gasto público com saúde como proporção do PIB e entre a mortalidade e a cobertura por sistemas de esgotamento sanitário. Entretanto, segundo os autores, apesar da correlação existente entre os indicadores estudados, não houve expressiva melhoria nos indicadores de saúde no período entre 2001 e 2006, ficando evidente que indicadores epidemiológicos e de desenvolvimento desempenham papéis fundamentais na decisão de investimentos em saneamento básico.

Já o trabalho de Paixão e Ferreira (2012) além de trazer uma breve, porém objetiva revisão dos principais estudos nacionais produzida até então sobre mortalidade infantil (âmbito nacional e regional) e seus determinantes (principalmente renda, saúde e saneamento), ainda busca, por meio da análise de dados em painel para cada unidade da federativa, investigar as principais causas da mortalidade infantil no Brasil entre 1997 e 2005. Após avaliar os modelos com efeito aleatório e fixo, este foi escolhido como o melhor modelo econométrico para explicar as variações na taxa de mortalidade infantil, segundo este método “a diminuição da taxa de fecundidade tem sido determinante para a redução da TMI, uma vez que uma quantidade menor de filhos propicia melhor assistência e maior perspectiva para a criança.” (PAIXÃO; FERREIRA, 2012, p.15). Entretanto, um aspecto que chama a atenção neste estudo é que em todas as estimações a renda apresentou sinal oposto ao que seria esperado, o que,

segundo Sousa e Maia (2004) apud Paixão e Ferreira (2012, p.14), pode ser explicado pela concentração de renda. Assim, os autores concluem que para proporcionar maior qualidade de vida à população são necessários investimentos e ações no sentido de ampliar o acesso aos bens coletivos (como educação e saúde) principalmente à população mais carente.

Conforme já mencionado, existem diferenças nas taxas de mortalidade e seus determinantes seja entre as regiões brasileiras, os estados, os municípios ou até mesmo entre os segmentos sociais. Diante desse contexto são apresentados a seguir os estudos de Rintzel et al. (2018) (que avaliou a mortalidade infantil na região Sul), de Andrade et al. (2006) e Marcello et al. (2019) (que analisaram a taxa de mortalidade de crianças menores de 1 ano para o estado do Paraná) e de Pizzo et al. (2014) e Doldan, Costa e Nunes (2011) (que realizaram estudos sobre a mortalidade infantil nos municípios de Londrina e Foz do Iguaçu, respectivamente).

No estudo de Rintzel et al. (2018) os autores avaliaram a mortalidade infantil para os três estados que compõem a região Sul, os quais apresentavam as menores taxas do país (SIM, 2015; IBGE, 2014, apud Rintzel et al. (2018, p.18)), e procuraram identificar as principais variáveis que impactaram no processo de redução da mortalidade infantil nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul para os anos 2000 a 2010. A metodologia utilizada pelos autores foi analisar os dados agregados para os municípios de cada estado em separado através de dados em painel. De forma geral os resultados estão de acordo com a literatura (mortalidade infantil apresentou relação negativa com despesa total por habitante com saúde e renda *per capita* e relação positiva com índice de Gini, porcentagem de mulheres de 10 a 17 anos que tiveram filhos, porcentagem de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados, taxa de fecundidade e taxa de analfabetismo). Entretanto,

[...] cada estado apresenta uma Variável distinta como a Variável que possui maior impacto na redução da mortalidade infantil, sendo que no Paraná se destaca-se a renda *per capita*, no Rio Grande do Sul a taxa de analfabetismo de 15 anos ou mais e em Santa Catarina a despesa total por habitante com saúde por ano segundo município (RINTZEL et al., 2018, p.30)

significando que apesar de haver um elo entre renda, educação e saúde que resulta no processo de redução da mortalidade infantil, é preciso que políticas públicas que visem melhorar a qualidade de vida da população e diminuir a mortalidade infantil respeitem as diferentes características regionais.

Com relação ao Paraná, Andrade et al. (2006) realizaram uma análise para verificar como a taxa de mortalidade e seus componentes (mortalidade neonatal e

pós-neonatal) se relacionam com as condições de vida da população e infra-estrutura dos municípios do estado entre 1997 e 2001. Para tanto, os pesquisadores agruparam os municípios em *clusters* e os ordenaram do melhor para o pior conforme condições de vida. Com isso, os autores puderam calcular as taxas de mortalidade, e seus componentes, para cada *cluster*. Comparando os resultados, chegou-se a conclusão de que o componente pós-neonatal pode ser considerado “um indicador mais específico das condições de vida, em geral, pelo padrão das causas de morte que prevalecem nesse período” (ANDRADE et al., 2006, p.184). Já para o componente neonatal, por apresentar valores semelhantes em municípios de diferentes escores, os autores apresentam duas suposições: a primeira é que as diferenças entre os municípios podem não ter sido captadas devido aos dados utilizados conterem sub-registro de óbitos infantis; já a segunda considera que os valores sejam de fato semelhante, porém devido a circunstâncias distintas: nos municípios de melhores condições existe maior acesso a técnicas de reprodução assistida, o que pode elevar o número de óbitos neonatais (devido a gestações múltiplas), já em municípios de piores condições existem maiores dificuldades de acesso a programas de atenção à gestação e ao parto. Assim, os autores concluem que um melhor conhecimento da realidade pode orientar melhores ações de redução da mortalidade infantil evitável, porém ressaltam a importância de políticas sociais e econômicas mais eficientes na redução da desigualdade.

Ainda sobre o estado do Paraná Marcello et al. (2019) desenvolveram um estudo quantitativo por meio da análise espacial dos dados para verificar a associação entre a taxa de mortalidade infantil e três variáveis socioeconômicas, sejam elas índice de Gini, Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) e taxa de pobreza, distribuídas no território paranaense em 2010. Através da análise exploratória de dados espaciais (AEDE) os autores detectaram a formação de *clusters* espaciais, de modo que “Os resultados apontam que os municípios correlacionados espacialmente estão localizados praticamente nas mesmas mesorregiões do Paraná” (MARCELLO et al., 2019, p.18872). Isso significa que os municípios com uma taxa de mortalidade infantil elevada são adjacentes a municípios onde a taxa de pobreza ou a concentração de renda são altas e o IDH é baixo, da mesma forma que a recíproca é verdadeira. Assim, a região Centro-Sul do estado foi a que apresentou os piores resultados, o que segundo os autores pode ser consequência das características da mesorregião, como a presença de áreas indígenas e assentamentos rurais (concentrando parte significativa da população abaixo da linha da pobreza) e de latifúndios (aprofundando a concentração de renda), tornando o PIB *per capita* da região o mais baixo do estado. Por fim, Marcello et al. (2019) destacaram novamente a relevância dos estudos sobre a distribuição espacial da mortalidade infantil e indicadores socioeconômicos argumentando que um maior entendimento destes determinantes é fundamental para a adoção de políticas públicas que aumentem o bem-estar da população.

Com relação aos trabalhos municipais, destaca-se um estudo não muito comum para o tema, embora não menos relevante. Trata-se de Pizzo et al. (2014), no qual os pesquisadores, com a finalidade de realizar uma análise qualitativa, entrevistaram profissionais e gestores do setor de saúde da cidade de Londrina para identificar a percepção destes profissionais sobre os fatores que contribuíram para a redução da taxa de mortalidade infantil no município nas últimas décadas e investigar os desafios para a manutenção deste indicador. Nos discursos destacaram-se três determinantes para a redução da mortalidade infantil no município, sejam eles: a melhoria nas condições de vida e políticas públicas, as medidas implementadas por políticas/ações sociais (destaque para a implementação do Sistema Único de Saúde - SUS - na década de 1990, que universalizou o acesso à saúde) e; a ação extrassetoriais da Pastoral da Criança. Já os principais desafios apontados pelos entrevistados para reduzir a mortalidade infantil em Londrina estavam relacionados à qualificação da atenção pré-natal, à gravidez na adolescência e à atenção ao recém nascido prematuro.

Por fim, outro estudo para um município paranaense é o trabalho de Doldan, Costa e Nunes (2011), no qual os autores procuraram verificar as principais causas de mortalidade infantil na cidade de Foz de Iguaçu no ano de 2007, bem como analisar os fatores relacionados a estes óbitos. Os estudiosos ressaltam que, por conta da construção da usina hidroelétrica Itaipu Binacional, o município passou por um crescimento acelerado, entretanto com o fim das obras a população sofreu um empobrecimento, refletindo na taxa de mortalidade infantil da cidade. Assim, para analisar a mortalidade infantil no ano de 2007 os autores realizaram um estudo de caso utilizando dados secundários do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informação de Nascidos Vivos (SINASC), ou seja para cada criança menor de 1 ano que morreu em 2007, duas outras crianças do mesmo sexo, nascidas no mesmo hospital e que estivessem vivas foram definidas como controle. A partir de uma análise multivariada com regressão logística os resultados indicaram que os principais fatores de risco aos recém-nascidos são a insuficiência de consultas pré-natal, o baixo peso ao nascer, gestação com menos de 37 semanas (prematividade), escore Apgar¹ menor que 7 aos 5 minutos e anomalias congênitas, de modo que, com exceção deste último fator, todas as demais variáveis estão relacionadas à programas de saúde de assistência à gestação e ao parto, de forma que a qualidade na oferta destes serviços pode contribuir para a melhoria das condições de vida da população geral.

Logo, de uma maneira geral, a literatura concorda que o coeficiente de mortalidade reflete as condições de vida de uma população e que o acesso a bens de

¹ Segundo Ermel e Grave (2011) o escore Apgar é um método de avaliação das condições de saúde do recém-nascido nos primeiros minutos de vida e pode identificar aqueles casos que precisam de assistência. O teste baseia-se em cinco critérios de avaliação: frequência cardíaca, respiração, tônus muscular, prontidão reflexa e cor da pele e atribui notas de 0 a 2 para cada um destes critérios individuais, totalizando no máximo 10 pontos.

consumo coletivo (educação, saúde, saneamento), o crescimento da renda *per capita* e a diminuição da desigualdade são fatores determinantes para a melhoria da qualidade de vida. Diante disso, analisar tais fatores determinantes para o declínio da taxa de mortalidade infantil é de suma importância, uma vez que através deles é possível identificar os segmentos sociais e localidades que necessitam de maior atenção e, portanto, implementar políticas governamentais (como ações e investimentos) mais eficientes.

3 CONCEITUAÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E DOS DETERMINANTES SELECIONADOS PARA ANÁLISE

Para esclarecer a relação entre a taxa de mortalidade infantil e seus determinantes, nesta seção são apresentados os principais conceitos referentes a cada indicador.

3.1 TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL

Segundo a Rede Integrada de Informações para a Saúde (RIPSA, 2008, p.108), a taxa de mortalidade infantil consiste no “Número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, na população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado.”, ou seja “corresponde ao risco que um nascido vivo tem de vir a falecer antes de completar 1 ano de idade.” (CARVALHO; SAWYER; RODRIGUES, 1998, p.12).

Essa taxa é um indicador importante, pois “Reflete, de maneira geral, as condições de desenvolvimento socioeconômico e infra-estrutura ambiental, bem como o acesso e a qualidade dos recursos disponíveis para atenção à saúde materna e da população infantil.” (RIPSA, 2008, p.108).

Com relação à classificação da taxa de mortalidade infantil, costuma-se identificar como altas as taxas superiores a 50 por 1.000, médias as taxas entre 20 e 49 por 1.000 e baixas as inferiores a 20 por 1.000. Assim, nas próximas subseções serão apresentados o cálculo do coeficiente de mortalidade e os componentes da mortalidade infantil.

3.1.1 Cálculo da taxa de mortalidade infantil

A taxa de mortalidade infantil direta consiste na mortalidade infantil (óbitos de crianças abaixo de 1 ano de idade) observada durante um ano, referida ao número de nascidos vivos do mesmo período e é medida em termos de mortes por 1.000 nascidos vivos. Ou seja, ela estima o risco de uma criança nascida viva vir a falecer antes de completar 1 ano de idade, portanto é um conceito intimamente ligado a ideia de probabilidade.

Assim, como as crianças que nasceram no ano i só completarão 1 ano no ano $i + 1$, o cálculo da mortalidade infantil deveria compreender o número de óbitos de menores de 1 ano entre os nascidos vivos durante um ano-calendário, devendo

considerar dois anos consecutivos (i e $i + 1$), conforme a equação 3.1:

$$\text{TMI}^{(ni)} = \frac{{}_1O_i^{ni} + {}_1O_{i+1}^{ni}}{N_i} \times 1000 \quad (3.1)$$

Onde:

TMI = taxa de mortalidade infantil;

${}_1O^{ni}$ = número de óbitos de crianças abaixo de 1 ano, nascidas no ano i ;

i e $i + 1$ = ano de ocorrência dos eventos;

N = número de crianças nascidas vivas.

Entretanto, isso faria com que fosse necessário esperar dois anos para que a taxa de mortalidade infantil pudesse ser calculada, além disto devido à dificuldade de separar em um ano-calendário os óbitos de crianças nascidas nos anos i e $i + 1$, costuma-se considerar como numerador o número de óbitos infantis somente no ano-calendário em questão, assim o coeficiente de mortalidade é usualmente calculado pela equação 3.2:

$$\text{TMI}_i = \frac{{}_1O_i}{N_i} \times 1000 \quad (3.2)$$

Ainda assim, Carvalho, Sawyer e Rodrigues (1998, p.14) chamam atenção para o fato de que “Apesar do numerador da taxa de mortalidade infantil corresponder aos óbitos de crianças com idade abaixo de 1 ano, a distribuição dos óbitos dentro deste intervalo se dá de maneira desigual”. Os autores referem-se ao período em que os óbitos ocorrem, podendo ser no período neonatal (precoce ou tardio) ou pós-neonatal, conforme explicações a seguir.

3.1.2 Componentes da mortalidade infantil

Conforme RIPS (2008, p.108) a taxa de mortalidade infantil “Expressa um conjunto de causas de morte cuja composição é diferenciada entre os subgrupos de idade”, ou seja a depender da idade da criança quando o óbito ocorre a mortalidade pode ser classificada como neonatal (precoce ou tardio) ou pós-neonatal, conforme explicado a seguir.

O período neonatal é composto dos dias 0 ao 27, assim neonatal precoce refere-se à 0 a 6 dias e tardio, à 7 a 27 dias. Então, a taxa de mortalidade neonatal

precoce (TMNP) corresponde à probabilidade de um nascido vivo vir a falecer na primeira semana de vida.

Desse modo, por se referir à primeira semana a taxa de mortalidade neonatal precoce “Reflete, de maneira geral, as condições socioeconômicas e de saúde da mãe, bem como a inadequada assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido.” (RIPSA, 2008, p.110). Ou seja, é um conceito que se relaciona em maior medida com a saúde materna e assistência pré-natal do que com a infraestrutura do ambiente e na maior parte dos casos os óbitos nessa idade decorrem de afecções originadas no período perinatal, malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas (MIGOTO et al., 2018), de modo que “as causas de mortalidade neonatal são mais difíceis de controlar, mesmo com o emprego de tecnologia médica avançada.” (CARVALHO; COSTA, 1998, p.36).

Com relação à taxa de mortalidade neonatal tardia (TMNT), ela estima o risco de um nascido vivo morrer entre 7 e 27 dias de vida. Assim, da mesma forma que a taxa de mortalidade neonatal precoce e pelas mesmas razões, a taxa de mortalidade neonatal tardia também se relaciona em maior medida com a assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido do que com a infraestrutura do ambiente sendo portanto também de difícil controle.

Por sua vez, se o período neonatal corresponde aos 27 primeiros dias de vida da criança, o pós-neonatal compreende o período entre 28 e 364 dias de vida. Logo, a taxa de mortalidade pós-neonatal (TMPN) corresponde à probabilidade de um nascido vivo vir a falecer entre 28 e 364 dias após o nascimento.

Assim, a taxa de mortalidade pós-neonatal, ao contrário da taxa de mortalidade neonatal, reflete a infraestrutura do ambiente ao qual a criança é exposta, de modo que, de maneira geral, as condições de vida (desenvolvimento socioeconômico e infraestrutura) são fatores condicionantes para a desnutrição e infecções a ela associadas, porém ainda assim a desnutrição não é o único fator principal para a mortalidade nesse grupo etário, sendo a atenção à saúde materno-infantil insuficiente/inapropriada também um fator determinante (RIPSA, 2008).

Desse modo, por tratar-se de um período mais longo e com maior número de fatores evitáveis, geralmente quando a taxa de mortalidade infantil é alta, a mortalidade pós-neonatal é o componente mais elevado.

3.2 RENDA

Ao abordar a relação entre economia e mortalidade infantil, Tejada et al. (2019, p.4401-4402), citando Maruthappu et al. (2017), afirmam que:

Estudos sugerem que os efeitos de crises econômicas na saúde de crianças se dão via dois mecanismos [...]: através do orçamento familiar, que influencia os cuidados as crianças, e através de recursos financeiros do governo, que influenciam os gastos públicos em saúde.

Essa relação se dá, ainda segundo Tejada et al. (2019), porque diante de condições econômicas não favoráveis, a incerteza com relação à renda pode fazer com que as famílias reduzam o consumo de alimentos ou substituam-os por produtos de qualidade inferior. Ou seja, níveis baixos de renda podem levar à desnutrição (tanto de adultos quanto de crianças), bem como à privação de alguns bens básicos.

Como uma proxy do nível de renda, o presente estudo utiliza o indicador PIB (produto interno bruto) *per capita*.

O PIB é a soma (em valores monetários) de todos os bens e serviços finais produzidos em um determinado espaço geográfico (país, estado ou cidade) durante um dado período (geralmente um ano). Assim, o PIB *per capita* corresponde ao valor do PIB dividido pelo número de total de habitantes daquele espaço, conforme a equação 3.3:

$$\text{PIB}_{(pc)} = \frac{\text{PIB}}{N} \quad (3.3)$$

Onde:

$\text{PIB}_{(pc)}$ = produto interno bruto *per capita*;

PIB = produto interno bruto;

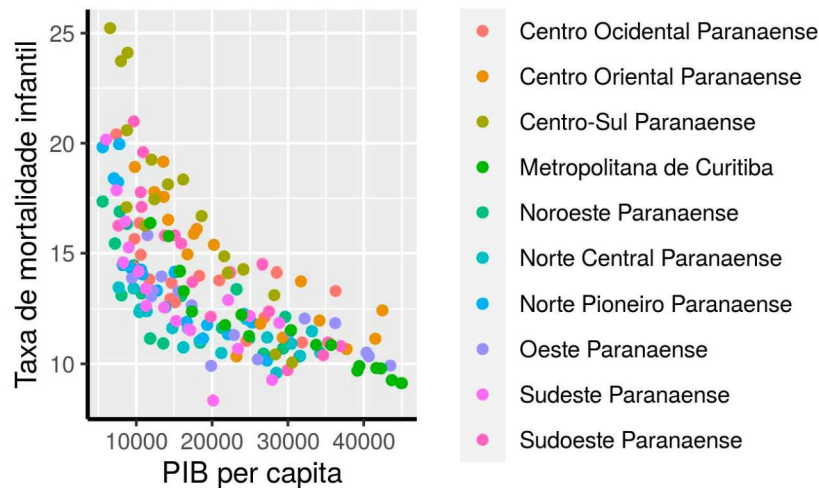
N = número de habitantes.

Apesar de já ter sido utilizado como um indicador para análise da qualidade de vida, hoje tem-se preferido utilizar outros índices (como o índice de Gini ou o índice de desenvolvimento humano - IDH), pois algumas regiões podem ter um PIB elevado por conta de sua grande extensão e população, entretanto o PIB *per capita* pode ser baixo justamente pelo fato da renda ser distribuída entre muitas pessoas.

Entretanto, estudos anteriores (TEIXEIRA; GOMES; SOUZA, 2011; RINTZEL et al., 2018; MARCELLO et al., 2019) têm demonstrado que aumentos no PIB *per capita* estão associados à diminuição da mortalidade infantil. Além disso, Mariano e Marta (2018, p.14) constataram “que o crescimento do PIB per capita pode ajudar a aumentar a eficiência do sistema de saúde no controle da mortalidade infantil.”. Assim, levando em consideração os resultados encontrados em estudos anteriores, bem como o gráfico da figura 1 (que plota a taxa de mortalidade infantil contra o PIB *per capita*

nas regiões geográficas do Paraná), espera-se que a relação entre a renda e a taxa de mortalidade infantil seja negativa (quando uma aumenta, a outra diminui).

FIGURA 1 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E PIB *PER CAPITA* (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS)



FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

3.3 COBERTURA DE CONSULTAS PRÉ-NATAL

O pré-natal consiste no acompanhamento da gestante durante o período da gravidez até o momento do parto, após ele passa a ser chamado acompanhamento puerperal (pós-parto). Através do monitoramento que é realizado no pré-natal (desde o crescimento do feto, até o estado geral da mulher, os sinais vitais e aspectos psicológicos) é possível diagnosticar e prevenir patologias tanto maternas (principalmente doenças silenciosas que já estavam presentes no organismo materno, como a hipertensão arterial, diabetes, anemias e sífilis) como fetais (por exemplo más formações). Além disso, o pré-natal também tem um caráter instrutivo, na medida em que prepara a gestante para a maternidade fornecendo-lhe orientações sobre dieta, exercícios, sono, higiene, sexualidade e demais hábitos, bem como informações educativas sobre o parto e os cuidados com a criança (puericultura).

Assim o principal objetivo da atenção pré-natal e puerperal é, conforme Ministérios da Saúde (BRASIL, 2005, p.10), “acolher a mulher desde o início da gravidez, assegurando, no fim da gestação, o nascimento de uma criança saudável e a garantia do bem-estar materno e neonatal.”.

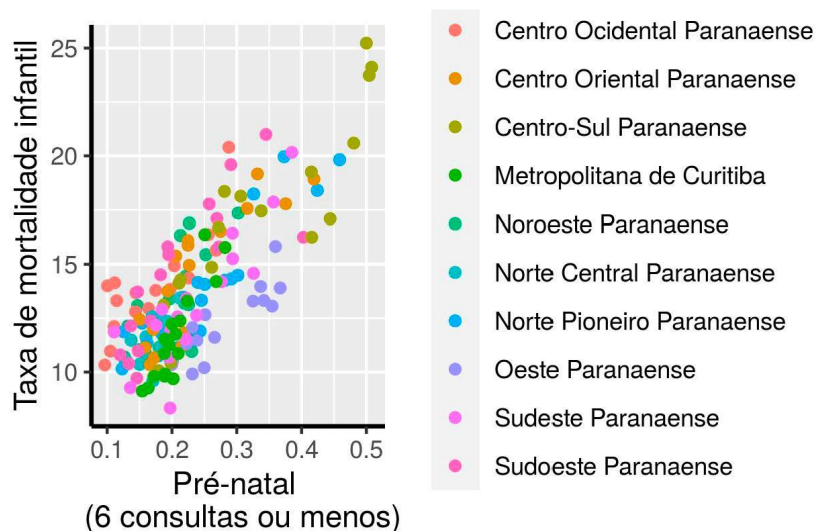
Segundo o Ministério da Saúde (BRASIL, 2000), o número recomendado de consultas de acompanhamento pré-natal é de no mínimo de seis, sendo, preferencialmente, uma no primeiro trimestre, duas no segundo e três no terceiro trimestre da gestação. Deste modo, uma

[...] assistência do pré-natal bem estruturada pode promover a redução dos partos prematuros e de cesárias desnecessárias, de crianças com baixo peso ao nascer, de complicações de hipertensão arterial na gestação, bem como da transmissão vertical de patologias como o HIV, sífilis e as hepatites. (ESTADO DE GOIÁS, 2019)

o que por sua vez pode reduzir as taxas de mortalidade infantil e materna.

Assim, ao utilizar a porcentagem de nascidos vivos com número de consultas pré-natal igual ou inferior ao recomendado (seis ou menos) pretende-se analisar a influência que a falta de atenção ao pré-natal tem sobre a mortalidade infantil, ou seja espera-se que quanto maior o número de gestantes que realizam o mínimo recomendado ou menos consultas pré-natal, maior seja a taxa de mortalidade infantil, conforme representado no gráfico da figura 2. Em outras palavras, a hipótese é que a relação entre estas variáveis seja positiva (quando uma aumenta, a outra também).

FIGURA 2 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E CONSULTAS PRÉ-NATAL IGUAL OU INFERIOR AO RECOMENDADO (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS)



FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

Entre os estudos que também utilizaram o pré-natal como fator determinante para a mortalidade infantil pode-se citar Pizzo et al. (2014) (apesar de ser um estudo qualitativo) e Doldan, Costa e Nunes (2011).

3.4 EDUCAÇÃO MATERNA

Conforme estudo pioneiro de Caldwell (1979), a escolaridade materna, além de ser um importante fator para a redução do nível de fecundidade, afeta também a mortalidade infantil devido a três fatores, sejam eles: i) rompimento com crenças tradicionais (mães escolarizadas tendem a abandonar crenças populares, substituindo-as

por explicações lógicas/factíveis); ii) interação com recursos modernos (mães mais escolarizadas tendem a compreender a importância dos recursos medicinais e sanitários adequados) e; iii) papel da mulher dentro da família (quanto maior a escolarização materna, maior a probabilidade de haver uma relação igualitária/balanceada entre os membros familiares).

Assim, segundo Gueorguieva et al. (2001), mães adolescentes tendem a interromper a carreira escolar, de modo que os poucos anos de estudo podem incorrer em comportamentos deletérios à saúde da criança e da própria mãe, como baixa frequência de consultas pré-natal, alimentação inadequada e baixo nível de renda (MARKOVITZ et al., 2005), aumentando a probabilidade de mortalidade infantil.

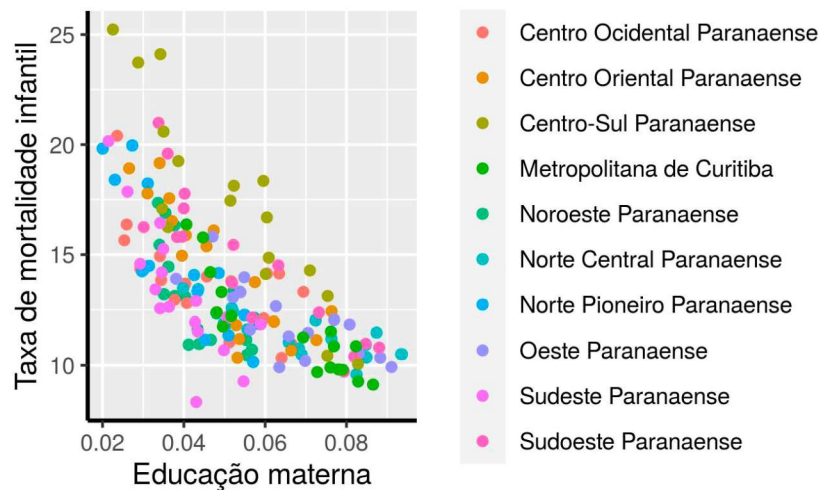
Além disso, a baixa instrução materna também diminui a frequência de utilização de métodos contraceptivos, de modo a propiciar gravidezes sucessivas e com curto intervalo intergenésico, resultando em riscos para a criança como a prematuridade ou o baixo peso ao nascer, devido ao esgotamento nutricional (CONDE-AGUDELO; ROSAS-BERMÚDEZ; KAFURY-GOETA, 2006; RODRIGUES; BARROS, 2008).

Por outro lado, os níveis de educação elevados aumentam o estoque de conhecimento materno em relação à saúde (prevenção de doenças, cuidados com a criança, adequação do sistema domiciliar de saneamento básico) e aos métodos contraceptivos, resultando em um número menor de filhos e com maior chance de sobrevivência.

Entretanto, têm aumentado os casos de mulheres que atrasam a gravidez para alcançar um nível educacional mais elevado, de modo que este alto nível de educação materna também pode incorrer em resultados obstétricos adversos, uma vez que a idade avançada e a preferência por partos cesários aumentam as chances de prematuridade e baixo peso ao nascer (SILVA et al., 2010).

Assim, o presente trabalho utiliza a porcentagem de mulheres entre 15 e 64 anos matriculadas no ensino superior (presencial ou a distância) como proxy para educação materna, pois uma vez matriculada no ensino superior, significa que a mulher já passou por um processo de escolarização, concluindo os ensinos fundamental e médio. A expectativa é que a relação entre matrículas femininas no ensino superior e taxa de mortalidade infantil seja inversa, hipótese reforçada pelo gráfico da figura 3, que apresenta uma relação negativa entre educação e taxa de mortalidade infantil.

FIGURA 3 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E EDUCAÇÃO MATERNA (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS)



FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

3.5 SANEAMENTO BÁSICO: COBERTURA DE REDES DE ABASTECIMENTO DE ÁGUA E ESGOTAMENTO SANITÁRIO

Segundo a Constituição Brasileira o saneamento básico, assegurado pela Lei nº 11.445 de 05 de janeiro de 2007 (redação dada pela Lei nº 14.026, de 2020) (BRASIL, 2007), é um

[...] conjunto de serviços públicos, infraestruturas e instalações operacionais de: a) abastecimento de água potável [...]; b) esgotamento sanitário [...]; c) limpeza urbana e manejo de resíduos sólidos [...]; d) drenagem e manejo das águas pluviais urbanas [...]

e de acesso universalizado.

Dentre os conceitos que definem um país como desenvolvido está compreendido o saneamento básico, pois a qualidade de vida da população (saúde, educação, mortalidade) e também o desenvolvimento econômico (renda do trabalhador, valorização de imóveis, preservação dos recursos hídricos, entre outros) do país estão intimamente ligados à existência e eficácia de um sistema de saneamento.

Com relação à saúde, a ausência de água tratada tem impacto na saúde pública por aumentar a incidência de doenças gastrointestinais, já a carência de sistemas de esgoto, além de contribuir com as infecções gastrointestinais, ainda é responsável pela proliferação de doenças transmitidas por animais e insetos. Assim, a falta de saneamento é responsável pela transmissão de enfermidades oro-fecais

(caracterizadas pela presença de diarreia) e de doenças veiculadas por meio de inseto-vetor (como Dengue e Zika), conforme escrevem Ferreira et al. (2016).

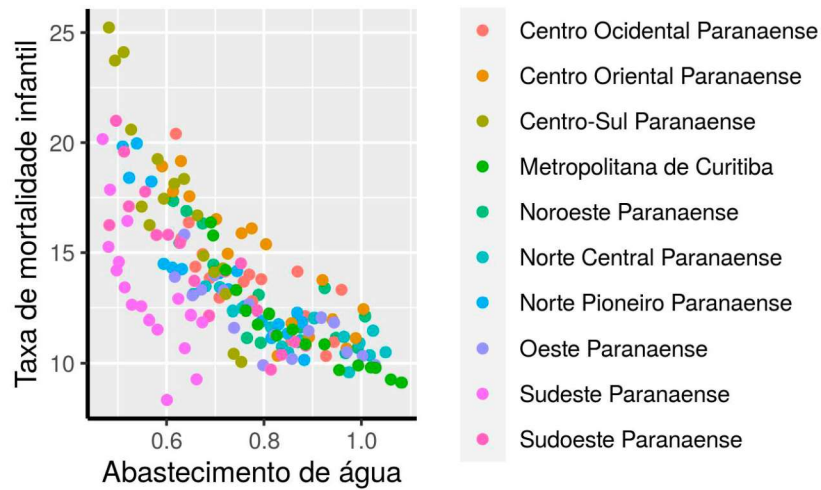
Uma vez que a falta de saneamento aumenta a incidência de doenças e infecções, as despesas, tanto públicas, quanto privadas, também aumentam. Mas além de incorrer em despesas com tratamentos, a falta de água e esgoto tratados ainda têm impactos negativos na educação e no mercado de trabalho, pois a precarização da saúde interfere na produtividade dos trabalhadores e no desempenho dos estudantes, o que acarreta prejuízos à renda das famílias no longo prazo.

Assim sendo, a relação entre saneamento e saúde é um tema de grande importância e tem sido recorrente na literatura. Heller (1997) realizou uma extensa revisão da literatura sobre essa relação e constatou que “Os estudos realizados já permitem afirmar, com segurança, que intervenções em abastecimento de água e em esgotamento sanitário provocam impactos positivos em indicadores diversos de saúde.” (HELLER, 1997, p.72).

Com relação ao número de casos de mortalidade infantil, Teixeira e Guilhermino (2006, p.282) observaram que “podem ser reduzidas, entre outros fatores, por meio da ampliação da cobertura populacional por redes de abastecimento de água e por sistemas de esgotamento sanitário.”.

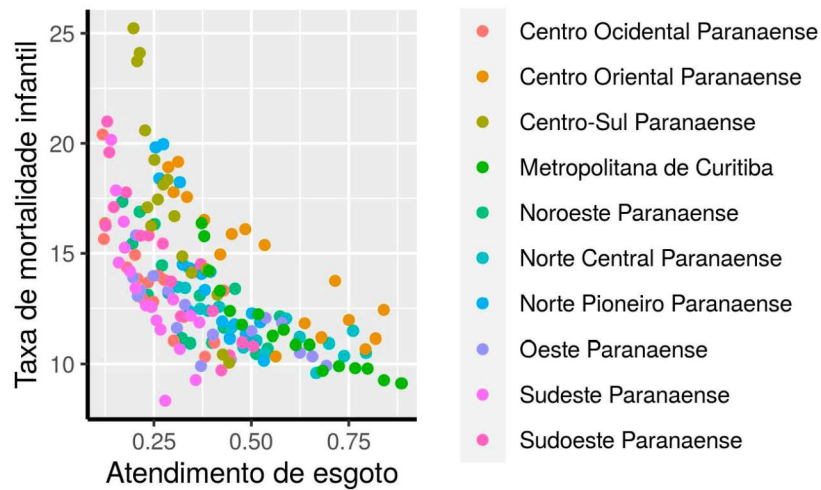
No presente trabalho a investigação restringe-se aos indicadores de saneamento básico relativos à porcentagem de domicílios atendidos por sistemas de abastecimento de água e de esgotamento sanitário. Assim, considerando os resultados encontrados na literatura e os gráficos das figuras 4 e 5 (que plotam a taxa de mortalidade infantil contra o abastecimento de água e o atendimento de esgoto, respectivamente, nas regiões geográficas do Paraná), espera-se que a relação entre saneamento básico e taxa de mortalidade infantil seja negativa.

FIGURA 4 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E ABASTECIMENTO DE ÁGUA (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS)



FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

FIGURA 5 – RELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E ATENDIMENTO DE ESGOTO (SEGUNDO REGIÕES GEOGRÁFICAS)



FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

4 METODOLOGIA

O presente trabalho visa verificar a relação entre a taxa de mortalidade infantil e alguns determinantes desta taxa no Paraná por meio de dados mensuráveis e uma análise multivariada, deste modo trata-se de um estudo predominantemente quantitativo. Para tanto, foram coletados dados sobre indicadores de desenvolvimento socioeconômico junto ao Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES). Para a análise desses dados a ferramenta estatística utilizada foi o modelo de regressão com dados em painel, a exemplo do que tem sido empregado em alguns estudos sobre o tema (PAIXÃO; FERREIRA, 2012; RINTZEL et al., 2018; SOUSA; LEITE FILHO, 2008; FERNANDES, 2019). A mensuração dos resultados foi realizada através do software estatístico R. Nas subseções a seguir são apresentados mais detalhes sobre a base de dados, o modelo estatístico e a especificação do modelo, respectivamente.

4.1 BASE DE DADOS

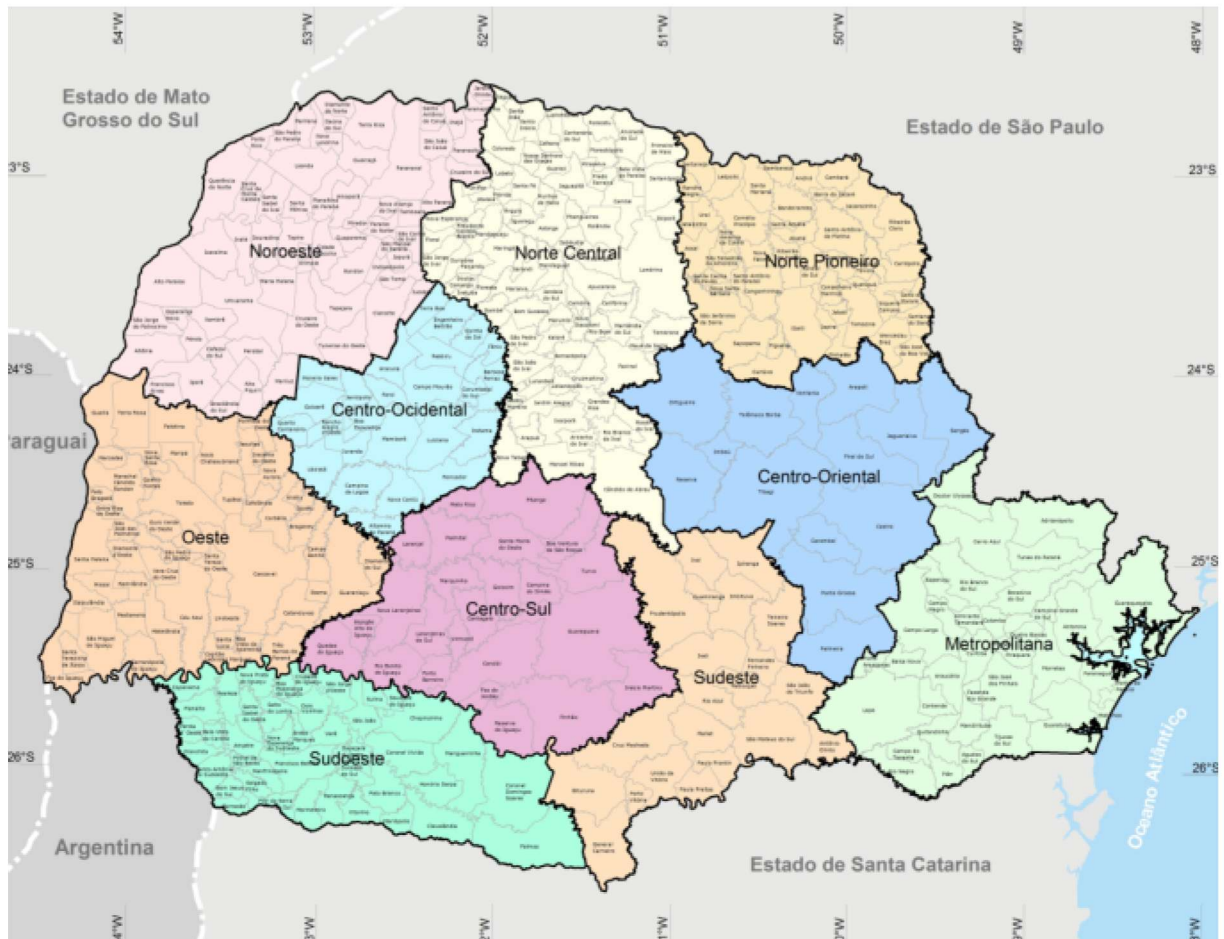
Conforme adiantado anteriormente, a coleta dos dados foi realizada junto ao IPARDES (2021), tratando-se portanto de uma base de dados secundária. Optou-se por essa base de dados pelo fato de que nela foi encontrada a maior série completa de dados (17 anos) para todos os indicadores a serem analisados.

O espaço temporal deste estudo abrange o período entre 2002 e 2018, pois dentro deste recorte haviam dados disponíveis para todas as variáveis e localidades. Já o recorte geográfico foi o estado do Paraná, com informações agregadas por regiões geográficas conforme a Lei Estadual nº 15.825/08 (PARANÁ, 2008).

Atualmente, são dez as regiões geográficas do Paraná, conforme representado na figura 6. Elas coincidem com os limites das mesorregiões do IBGE, com exceção da representação cartográfica dos contornos das Regiões Sudoeste e Centro-Sul paranaense: conforme a Lei Estadual os municípios de Clevelândia, Coronel Domingos Soares, Honório Serpa, Mangueirinha e Palmas, deixam de pertencer à da Região Centro-Sul e são incluídos na Região Sudoeste do Estado do Paraná.

A divisão de acordo as regiões geográficas do Paraná (Lei Estadual nº 15.825/08) é utilizada para efeitos estatísticos de órgãos públicos do estado.

FIGURA 6 – REGIÕES GEOGRÁFICAS DO PARANÁ



FONTE: Lei Estadual nº 15.825/08. Base Cartográfica: ITCG (2010).

Por fim, tratando das variáveis utilizadas na análise, com exceção da taxa de mortalidade infantil (que é a variável dependente), todas referem-se a indicadores de desenvolvimento socioeconômico de natureza diversa, sejam eles renda (PIB *per capita*), atenção e acesso à saúde (cobertura pré-natal), educação materna (matrículas de mulheres no ensino superior) e infraestrutura (acesso à saneamento básico). Assim, na tabela 1 são apresentados os indicadores coletados (variáveis) conforme descrição do IPARDES (2021), bem como o sinal esperado para cada um deles dentro do modelo de regressão (relação entre a taxa de mortalidade infantil e cada uma das variáveis).

TABELA 1 – RESUMO DOS INDICADORES

| Sigla | Variável | Descrição | Sinal esperado |
|-------|--|--|----------------|
| TMI | Taxa de mortalidade infantil | Número de óbitos de menores de 1 ano de idade, por 1.000 nascidos vivos, na população residente, no ano considerado | - |
| PIB | PIB <i>per capita</i> | Produto Interno Bruto (PIB) dividido pelo número de absoluto de habitantes, no ano considerado | Negativo |
| PRE | Cobertura pré-natal igual ou inferior ao recomendado | Número de nascidos vivos, segundo o número de consultas pré-natal realizadas (de 0 a 6), dividido pelo número total de nascidos vivos | Positivo |
| EDU | Educação materna | Número de alunos, do sexo feminino, matriculados e efetivamente frequentando a educação superior, em cursos de graduação presenciais ou a distância, dividido pela população residente do sexo feminino de 15 a 64 anos (segundo Censo 2010) | Negativo |
| AGU | Abastecimento de água | Unidades residenciais com abastecimento de água, dividido pelo número total de domicílios (segundo Censo 2010) | Negativo |
| ESG | Atendimento de esgoto | Unidades residenciais atendidas por rede de esgoto, dividido pelo número total de domicílios (segundo Censo 2010) | Negativo |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

4.2 MODELO DE REGRESSÃO COM DADOS EM PAINEL

Dados em painel designam um conjunto de observações no qual as mesmas unidades (indivíduos) são acompanhadas ao longo de um determinado período de tempo. Deste modo, um modelo de regressão em painel combina características de cortes transversais com séries temporais, representando portanto duas dimensões: uma espacial e outra temporal.

Dentre as vantagens em se utilizar o método de dados em painel, Baltagi apud Gujarati e Porter (2011, p.588) enumera algumas delas, tais como: maior número de dados e portanto mais eficiência, maior adequação para observar a dinâmica da mudança, melhor especificação dos efeitos que não são observáveis em cortes transversais ou séries temporais isoladamente, possibilidade de estudar modelos de comportamento mais complexos, entre outros.

Entretanto, apesar das vantagens, as regressões com dados em painel, por serem uma combinação entre cortes transversais e séries temporais, estão sujeitos

a problemas comuns a estes modelos: quando a variância do termo de erro não é constante entre as observações do corte transversal, tem-se o problema da heterocedasticidade, já quando o termo de erro está relacionado a um período anterior, apresenta-se o problema da autocorrelação, comum às séries temporais.

4.2.1 Modelo geral

Um modelo geral de regressão em painel, considerando um conjunto de dados com $i = 1, 2, \dots, N$ indivíduos em $t = 1, 2, \dots, T$ períodos de tempo (base de dados $N \times T$) e K variáveis, pode ser expresso conforme a equação 4.1:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

Onde:

Y_{it} = variável dependente;

α_i = efeitos específicos (fatores não-observados, constantes no tempo);

β = vetor $K \times 1$ de parâmetros a serem estimados;

X_{it} = vetor $1 \times K$ contendo as variáveis explicativas;

ε_{it} = erro aleatório.

A partir deste modelo geral (equação 4.1) é possível escolher a técnica de especificação mais adequada. A seguir são apresentadas três delas: *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios.

4.2.2 Modelo de regressão MQO para dados empilhados: *Pooled*

Se o modelo geral seguir todas as hipóteses clássicas de regressão, é possível estimá-lo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), assim todos os coeficientes são constantes ao longo do tempo e entre indivíduos. Em outras palavras, neste tipo de estimação a natureza do corte transversal e de séries temporais dos dados são totalmente ignoradas, devido a todas as observações serem simplesmente empilhadas, fato este que nomeia a estimação: dados empilhados (*pooled*).

Esse tipo de regressão é mais simples e procura prever as mudanças na variável dependente (critério) como resposta à alterações no conjunto de variáveis independentes (preditoras). Ou seja, deriva uma relação linear existente entre uma variável dependente e suas correspondentes variáveis independentes. Pode ser expressa

conforme a equação 4.2:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_i X_i + u_i \quad (4.2)$$

Onde:

Y_i = variável dependente;

X_i = variável independente;

β_0 = componente aleatório da variação;

β_i = coeficiente de regressão linear;

i = número de variáveis;

u_i = termo de erro.

4.2.3 Modelo de efeitos fixos (MEF)

Este método de especificação visa eliminar o efeito não-observado α_i (efeito fixo). A transformação utilizada para obter essa especificação é chamada *within* (usa a variação do tempo dentro de cada unidade observacional i) e para explicar como ela é feita, é preciso relembrar o modelo geral:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

A partir da equação 4.3, para cada i calcula-se a média ao longo do tempo, assim:

$$\bar{Y}_i = \alpha_i + \beta \bar{X}_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (4.4)$$

Ao subtrair-se 4.4 de 4.3, o efeito não-observado α_i , por ser constante, é eliminado conforme a equação 4.5:

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (4.5)$$

A equação 4.5 também pode ser escrita como:

$$\check{Y}_{it} = \beta \check{X}_{it} + \check{\varepsilon}_{it} \quad (4.6)$$

Ou seja, a partir do que foi apresentado é possível perceber que no modelo de efeitos fixos todo α_i é tratado como uma variável aleatória não-observável e correlacionada com algum X_{it} ao longo do tempo, ou seja $Cov(X_{it}, \alpha_{it}) \neq 0$, por isso qualquer

variável explicativa constante no tempo, para todo i , é removida do modelo através da transformação *within*.

4.2.4 Modelo de efeitos aleatórios (MEA)

Diferentemente do que acontece no modelo de efeitos fixos, na especificação de efeitos aleatórios α_i é puramente aleatório, o que implica a ausência de correlação entre os efeitos não-observados e os regressores (X_{it}). Para explicar a equação do modelo de efeitos aleatórios será seguida a demonstração de Gujarati e Porter (2011), começando com a equação 4.7, na qual cada indivíduo tem seu próprio intercepto:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (4.7)$$

Onde:

u_{it} = termo idiossincrático (elemento de erro combinado da série temporal e corte transversal).

Se β_{1i} for considerada uma variável aleatória com valor médio β_1 , então o intercepto para cada indivíduo será dado por

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i \quad (4.8)$$

onde ε_i é um termo de erro com média zero e variância σ_ε^2 . Em outras palavras, o valor médio dos indivíduos é o intercepto β_1 e as diferenças individuais de cada indivíduo são representadas pelo termo de erro ε_i .

Assim, podemos substituir 4.8 em 4.7, de modo a obter:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_i + u_{it} \quad (4.9)$$

ou:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + w_{it} \quad (4.10)$$

Onde:

$$w_{it} = \varepsilon_i + u_{it} \quad (4.11)$$

Assim, no modelo de efeitos aleatórios tem-se o erro composto, formado por ε_i (elemento de corte transversal dos indivíduos) e u_{it} (elemento combinado da série

temporal com o corte transversal). Portanto na especificação de efeitos aleatórios os erros individuais não têm correlação entre si nem entre as unidades de corte transversal e das séries temporais. Da mesma forma, w_{it} também não está correlacionado com as variáveis explanatórias, uma vez que w_{it} contém ε_i .

4.2.5 Testes para a especificação correta do modelo

Para verificar qual método de estimação é o mais apropriado para a amostra aplicam-se testes de especificação. Nas subseções que se seguem são explicados três deles.

4.2.5.1 Teste F de Chow

O teste F, desenvolvido por Chow (1987) verifica se há igualdade nos interceptos e nas inclinações para todos os indivíduos. Em outras palavras, este teste compara o modelo *pooled* ao modelo de efeitos fixos, uma vez que analisa se o efeito dos indivíduos é significativo (hipótese alternativa, H_A) ou não (hipótese nula, H_0), assim:

H_0 : efeitos dos indivíduos não são significantes (*Pooled* é mais adequado)

H_A : efeitos dos indivíduos são significantes (MEF é mais adequado)

4.2.5.2 Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan

Breusch e Pagan (1980) utilizaram o Multiplicador Lagrangeano para comparar as estimativas entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos aleatórios, de modo que a hipótese nula refere-se à variância constante ($\delta_\alpha^2 = 0$), enquanto que a hipótese alternativa define que a variância não é constante ($\delta_\alpha^2 \neq 0$). Assim sendo:

H_0 : inexistência de efeitos individuais (*Pooled* é mais adequado)

H_A : existência de efeitos individuais (MEA é mais adequado)

4.2.5.3 Teste Hausman

O teste de Hausman (1978) é utilizado para avaliar a consistência de um estimador comparado a um outro estimador alternativo, no caso compara-se os resultados dos estimadores dos modelos de efeitos fixos (β_{EF}) e de efeitos aleatórios (β_{EA}): se a especificação de efeitos aleatórios for correta, o valor de ambos os estimadores deve ser semelhante ($\beta_{EF} = \beta_{EA}$). Deste modo, a hipótese nula define que os estimadores dos modelos de efeitos fixos e aleatórios não diferem de modo significativo, então:

H_0 : a diferença entre os coeficientes não é sistemática (MEA é mais adequado)

H_A : a diferença entre os coeficientes é sistemática (MEF é mais adequado)

Analogamente o teste de Hausman pode ser interpretado como “um teste para verificar se existe correlação entre α_i e x_{itj} , assumindo que os erros idiossincráticos e as variáveis explicativas são não-correlacionados ao longo de todos os períodos de tempo.” (WOOLDRIDGE, 2006, p.445). Assim:

H_0 : α_i não tem relação com as variáveis explicativas (MEA é mais adequado)

H_A : α_i é relacionado com as variáveis explicativas (MEF é mais adequado)

4.2.6 Testes para validação do modelo

Para validação do modelo de regressão, além de analisar os coeficiente de determinação (R^2 e R^2 ajustado) e as estatísticas t e F , é necessário analisar alguns pressupostos (ou premissas) do modelo, sejam eles a normalidade dos resíduos, a homocedasticidade, independência dos resíduos e ausência de multicolinearidade. Assim, com o propósito de avaliar as premissas do modelo foram utilizados gráficos e também testes estatísticos. Nas subseções seguintes são explicados cada um dos pressupostos, bem como os recursos utilizados para testá-los.

4.2.6.1 Normalidade dos resíduos

Conforme Hair Jr. et al. (2009, p.82), a suposição de normalidade “se refere à forma da distribuição de dados para uma variável métrica individual e sua correspondência com a distribuição normal, o padrão de referência para métodos estatísticos.”

Ao assumir que a variável dependente é influenciada pelo termo de erro (u_i), que nada mais é do que a soma de um grande número de fatores (variáveis) não incluídos explicitamente no modelo de regressão, espera-se “que a influência dessas variáveis omitidas ou negligenciadas seja pequena e, na melhor das hipóteses, aleatória.” (GUJARATI; PORTER, 2011, p.119). Assim, levando em consideração o teorema do limite central (TCL)¹, sabe-se que a conforme o número de fatores aleatórios independentes e com distribuição idêntica aumenta indefinidamente, a soma dessas variáveis tende à distribuição normal.

Logo, uma premissa do modelo de regressão é a normalidade dos resíduos, ou seja o termo de erro segue uma distribuição normal (média igual a zero e variância

¹ O teorema do limite central (TCL) afirma que quando o tamanho da amostra aumenta, a distribuição amostral da sua média aproxima-se cada vez mais de uma distribuição normal, ou de forma algébrica se considerarmos uma amostra aleatória simples X_1, X_2, \dots, X_n de tamanho n dada a partir de uma população com média μ e variância σ^2 , à medida que o tamanho da amostra aumenta indefinidamente (i.e., $n \rightarrow \infty$), a média amostral $\bar{X} = \sum X_i/n$ aproxima-se de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 :

$$\bar{X}_{n \rightarrow \infty} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

constante), conforme a equação 4.12:

$$u_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.12)$$

Verificar a normalidade dos resíduos é importante para a realização dos teste de significância t e F (que baseiam-se na hipótese de normalidade do termo de erro, principalmente em pequenas amostras), bem como para estabelecer os intervalos de confiança (GUJARATI; PORTER, 2011). Assim, para testar tal premissa, as ferramentas a serem utilizadas serão a análise gráfica do histograma dos resíduos e o teste Shapiro-Wilk, o qual foi desenvolvido originalmente para amostras pequenas (entre 3 e 50) (SHAPIRO; WILK, 1965) e é baseado na estatística W , que conceitualmente envolve a ordenação dos valores da amostra por tamanho para ajustar a distribuição acumulada (em relação às médias, variações e covariâncias) em escala probabilística.

Em caso de rejeição da hipótese de normalidade, uma alternativa seria a ampliação da amostra ou inclusão de variáveis importantes que possam ter sido originalmente omitidas. Outra medida corretiva bastante usual refere-se às transformações das escalas de medição das variáveis, sejam elas transformações simples (como a inversa, a exponencial, a logarítmica, entre outras) ou mais sofisticadas (como a Box-Cox).

4.2.6.2 Homocedasticidade

Nas palavras de Wooldridge (2006, p.91) a hipótese de homocedasticidade “significa que a variância do termo de erro, u_i , condicionada às variáveis explicativas, é a *mesma* para todas as combinações de resultados das variáveis explicativas”. Isso quer dizer que a variância do termo de erro ($\text{Var}(u_i)$) é constante independentemente do valor de X , ou algebricamente conforme a equação 4.13:

$$\text{Var}(u_i|X_i) = \sigma^2 \quad (4.13)$$

Quando a variância do termo de erro não é constante, há presença de heterocedasticidade e conseqüentemente os estimadores de MQO, apesar de continuarem não viesados, já não são mais aqueles de menor variância (deixando de ser eficiente), invalidando o Teorema de Gauss-Markov².

² Dadas as premissas do modelo clássico de regressão linear, os estimadores obtidos pelo método de mínimos quadrados ordinários são os melhores estimadores lineares não tendenciosos (MELNT, ou, em inglês, BLUE - *Best Linear Unbiased Estimator*).

Conforme Gujarati e Porter (2011), algumas causas da heterocedasticidade são: a presença de dados discrepantes (*outliers*), especificação incorreta do modelo de regressão (omissão de variáveis importantes), assimetria na distribuição dos regressores incluídos no modelo, entre outros.

Assim, para verificar a hipótese de homocedasticidade, será utilizado o teste estatístico Breusch-Pagan-Godfrey, que consiste em descrever a variância do erro (σ_i^2) como uma função linear de variáveis não estocásticas Z , conforme as equações 4.14 e 4.15:

$$\sigma_i^2 = f(\alpha_1 + \alpha_2 Z_{2i} + \dots + \alpha_m Z_{mi}) \quad (4.14)$$

$$\sigma_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 Z_{2i} + \dots + \alpha_m Z_{mi} \quad (4.15)$$

Caso $\alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_m = 0$, então $\sigma_i^2 = \alpha_1$, que é uma constante. Dessa forma, para saber se σ_i^2 é homocedástico, pode-se testar a hipótese de que $\alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_m = 0$ (GUJARATI; PORTER, 2011).

No caso de heterocedasticidade, as ações corretivas variam desde transformações de dados (semelhantes às empregadas para normalizar) (HAIR JR. et al., 2009) para amostras pequenas, quanto “obter os erros padrão ajustados para heterocedasticidade de White com base nos estimadores de MQO e conduzir inferência estatística com base nesses erros padrão.” (GUJARATI; PORTER, 2011, p.404) para amostras grandes, ou seja, utilizar erros padrão robustos.

Erros padrão robustos em relação à heterocedasticidade

Uma vez que, na presença de heterocedasticidade, os erros padrão usuais não são confiáveis e os estimadores obtidos através da MQO são imperfeitos, os economistas desenvolveram métodos para ajustar os erros padrão a fim de tornar as estatísticas válidas mesmo na presença de heterocedasticidade (WOOLDRIDGE, 2006).

Apesar de uma derivação mais detalhada sobre o assunto estar além do escopo deste trabalho, uma breve delimitação do procedimento de White (1980) é descrita nos parágrafos seguintes.

Assumindo inicialmente um modelo com uma única variável independente

(subscrita por i):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i \quad (4.16)$$

tal que $\text{var}(u_i) = \sigma_i^2$, a variância de $\hat{\beta}_2$ é dada por:

$$\text{var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sum X_i^2 \sigma_i^2}{(\sum X_i^2)^2} \quad (4.17)$$

Porém, White (1980) sugere que o resíduo de cada i (\hat{u}_i) represente o MQO da regressão inicial, de modo a substituir σ_i^2 por u_i^2 na equação 4.17, assim:

$$\text{var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sum X_i^2 u_i^2}{(\sum X_i^2)^2} \quad (4.18)$$

Desta forma a equação 4.18 torna-se um estimador válido de $\text{var}(\hat{\beta}_2)$, pois a medida que a amostra aumenta indefinidamente de tamanho, ela converge em probabilidade para a equação 4.17.

O mesmo procedimento pode ser generalizado, então para um modelo de regressão múltipla com k variáveis do tipo:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (4.19)$$

onde um estimador válido da variância de qualquer coeficiente de regressão parcial ($\text{Var}(\hat{\beta}_j)$) é dado conforme a equação 4.20.

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sum \hat{w}_{ji}^2 \hat{u}_i^2}{(\sum \hat{w}_{ji}^2)^2} \quad (4.20)$$

Sendo:

\hat{u}_i = resíduos da regressão original (MQO);

\hat{w}_{ji} = resíduos da regressão de X_j em todas as outras variáveis independentes.

Assim sendo, a raiz quadrada de $\text{Var}(\hat{\beta}_j)$ é chamado de erro padrão robusto em relação à heterocedasticidade, pois segundo Wooldridge (2006, p.244) “eles são válidos - pelo menos em amostras grandes - tenham ou não os erros variância constante, e não precisamos saber qual é o caso.”.

4.2.6.3 Independência dos erros

A premissa de independência dos erros no modelo clássico significa, nas palavras de Gujarati e Porter (2011, p.416), “que o termo de erro relacionado a qualquer uma das observações não é influenciado pelo termo de erro de qualquer outra observação”. Ou seja, se os termos de erro (u_i) do modelo de regressão não forem aleatórios ou se estiverem correlacionados isso implicará em autocorrelação, seja ela do tipo temporal (correlação defasada entre períodos de tempo de uma mesma série) ou serial (correlação defasada entre séries). Tintner (1965) apud Gujarati e Porter (2011, p.416) deixa bem clara essa diferenciação ao tratar autocorrelação como “uma correlação defasada entre determinada série com ela mesma, com uma defasagem de algumas unidades de tempo” e correlação serial como uma “correlação defasada entre duas séries diferentes”.

Da mesma forma que a heterocedasticidade, a presença de correlação (temporal ou serial) faz com que os estimadores de mínimos quadrados ordinários ainda continuem não viesados, porém deixam de ser eficientes (não apresentam mais variância mínima), o que pode influenciar os intervalos de confiança, bem como a validade dos testes de hipótese (F , t e χ^2).

Ainda segundo Gujarati e Porter (2011), as causas da correlação (temporal ou serial) são várias, dentre elas destacam-se: a inércia ou lentidão (principalmente para séries temporais econômicas), o viés de especificação (devido à omissão de variáveis relevantes ou à utilização de uma forma funcional incorreta) e o fenômeno conhecido como teia de aranha (ocorre principalmente na agricultura, uma vez que a decisão de produzir e o processo de formação do preço não são simultâneos, ou seja há uma defasagem de período da oferta com relação ao preço).

Embora existam muitos testes para detectar a presença de correlação, cada teste tem uma situação específica para ser aplicado, de modo que se o método de estimação mais adequado para a amostra do presente estudo for o de *Pooled* (no qual é considerada apenas uma determinada série), será utilizado o teste de Durbin-Watson (para autocorrelação), já no caso de a melhor estimação for a de efeitos fixos ou aleatórios (onde existe mais de uma série), será aplicado o teste CD de Pesaran (para correlação serial).

O primeiro teste baseia-se na estatística d de Durbin-Watson e verifica a existência de autocorrelação apenas com autorregressores de ordem 1 (AR1). Para a estatística d têm-se tabelado valores para limites inferiores (d_L) e superiores (d_S), de modo que não existe um valor crítico que determine a aceitação ou rejeição da hipótese (diferentemente dos testes F , t e χ^2).

Já o teste CD de Pesaran (2004) é um teste de diagnóstico *Cross-section De-*

pendence (CD test), que baseia-se na média entre todos os coeficientes de correlação dos resíduos da regressão de mínimos quadrados ordinários. A hipótese nula é a de que o modelo não possui dependência entre os membros do painel.

Quanto às medidas corretivas para correlação, após diagnosticar o problema é preciso identificar a natureza dele para aplicar a correção mais assertiva, por exemplo: se a correlação se der devido à má especificação funcional, deve-se incluir mais variáveis relevantes ao modelo ou reestruturar sua forma funcional.

4.2.6.4 Ausência de multicolinearidade

Colinearidade é o termo utilizado para designar a existência de uma relação entre duas variáveis independentes, assim o termo multicolinearidade indica a relação entre mais de duas variáveis independentes (HAIR JR. et al., 2009). Existe ainda mais uma expressão relacionada ao termo: multicolinearidade perfeita ou completa, que corresponde à situação em que o coeficiente de correlação é exatamente igual a 1 em módulo.

Segundo Gujarati e Porter (2011) as consequências da multicolinearidade são distintas para os casos em que ela é perfeita e para quando ela é alta, porém não perfeita: no primeiro caso os coeficientes da regressão, bem como seus erros padrão tornam-se indeterminados. Já para multicolinearidade não perfeita, embora a estimação dos coeficientes seja possível, os erros padrão tendem a ser grandes. De qualquer forma, a existência de correlação entre as variáveis independentes diminui o poder preditivo da estimação.

Uma forma de detectar a multicolinearidade é observar o valor do coeficiente de determinação (R^2) e a significância estatística dos coeficientes da regressão: se o R^2 for alto, mas os coeficientes não forem significantes, há um forte indício de multicolinearidade. Além disso, existem outras maneiras de verificar a presença de correlação entre as preditoras, no presente estudo será utilizada a análise dos fatores de inflação da variância (FIV, ou, em inglês, VIF - *Variance Inflation Factors*), que mede o quanto a variância dos coeficientes estão inflados quando as variáveis estão correlacionadas. Segundo Gujarati e Porter (2011, p.348), “Como regra prática, se o FIV_j de uma variável for maior que 10 (o que acontecerá se R_j^2 for maior que 0,90), essa variável será tida como altamente colinear.”.

Embora alguns autores entendam que a multicolinearidade é, em geral, um fenômeno decorrente das técnicas estatísticas (BLANCHARD, 1967), alguns procedimentos podem suavizar os efeitos da multicolinearidade, dentre eles a remoção de variáveis menos relevantes para a regressão, a ampliação do tamanho da amostra, ou ainda, conforme sugerem Gujarati e Porter (2011), a transformação das variáveis através de uma equação de primeira diferença (pois não há razão para que a diferença

sucessiva de variáveis individuais correlacionadas também esteja correlacionada).

4.3 CONSTRUÇÃO DO MODELO

A última etapa referente à metodologia diz respeito à construção do modelo. Para tanto, o primeiro passo foi construir um modelo econométrico, que servirá de base para o restante da análise, e realizar uma regressão linear múltipla, conforme equação 4.21:

$$TMI = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{PIB}_{it}) + \beta_2 \text{PRE}_{it} + \beta_3 \text{EDU}_{it} + \beta_4 \text{AGU}_{it} + \beta_5 \text{ESG}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.21)$$

Onde:

TMI = taxa de mortalidade infantil;

PIB = PIB *per capita*;

PRE = cobertura de consultas pré-natal igual ou inferior a 6;

EDU = educação materna;

AGU = abastecimento de água;

ESG = atendimento de esgoto.

A seguir, para selecionar as variáveis incluídas no modelo de regressão definitivo, utilizou-se o método de seleção *backward* (ou eliminação retroativa), que consiste em, inicialmente, incluir todas as variáveis independentes no modelo e em seguida eliminar aquelas que não são estatisticamente significativas para a previsão (HAIR JR. et al., 2009).

Tendo selecionado as variáveis, a etapa seguinte foi construir uma regressão em painel utilizando as três especificações descritas na subseção 4.2 (*Pooled*, modelo de efeitos fixos e modelo de efeitos aleatórios) e verificar, através dos teste de especificação, qual delas é a mais adequada para a amostra.

Após selecionado o modelo mais adequado, foram realizados os testes para validação deste e as devidas correções para que as premissas (normalidade, homocedasticidade, independência dos resíduos e ausência de multicolinearidade) fossem respeitadas.

Quanto aos erros padrão robustos, para obtê-los foi primeiramente estimada a matriz variância-covariância robusta consistentes com heterocedasticidade (v_{covHC}), baseada nos erros padrão tipo HC0 (erros padrão consistentes com heterocedasticidade), equivalente à formulação original de White (1980). Após, bastou calcular a raiz quadrada

da diagonal da matriz de variância covariância robusta, obtendo-se os erros padrão robustos.

Por fim, vale ressaltar que para a realização da regressão múltipla e dos testes estatísticos foi utilizado o software estatístico R, versão 4.0.3 (o código completo pode ser consultado nos apêndices). Destaca-se ainda que para todos os testes realizados o nível de significância utilizado foi de 5%.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Conforme descrito na subseção 4.3, a primeira etapa foi a construção do modelo econométrico inicial baseado em uma regressão linear múltipla. Os resultados são apresentados na tabela 2.

TABELA 2 – RESULTADOS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA

| | Variável dependente: |
|-------------------------|-----------------------------|
| | .TMI |
| PIB | 0.00002 (0.00004) |
| PRE | 19.869*** (2.281) |
| EDU | -43.626*** (16.623) |
| AGU | -2.469 (2.351) |
| ESG | -1.786 (1.873) |
| Constante | 13.443*** (1.601) |
| Observações | 170 |
| R ² | 0.710 |
| R ² Ajustado | 0.701 |
| Erro Padrão Residual | 1.723 (df = 164) |
| Estatística F | 80.136*** (df = 5; 164) |
| Nota: | *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01 |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

Assim, os resultados obtidos a partir desta primeira regressão linear múltipla demonstram que o sinal esperado (relativo à relação entre a taxa de mortalidade infantil e cada uma das variáveis preditoras apresentadas na tabela 1) somente não se concretiza para o PIB *per capita*, o que pode ser decorrência da concentração de renda (conforme Sousa e Maia (2004) apud Paixão e Ferreira (2012, p.14)), ou meramente um problema estatístico conhecido como falácia ecológica (ou viés de agregação),

que é ato de inferir comportamento ou experiência a indivíduos a partir de relações agregadas.

Ademais, observa-se que, inicialmente, as variáveis relativas ao PIB *per capita*, água e esgoto não são estatisticamente significativas para o modelo, a um nível de significância de 5%.

Para verificar se essas variáveis devem ser excluídas ou mantidas no modelo, foi aplicado o método de seleção de variáveis *backward*, de modo que os indicadores relativos à cobertura pré-natal e educação mantiveram-se significativos e também a variável água tornou-se significativa.

Assim, com as variáveis selecionadas, foi possível realizar a regressão em painel e suas especificações. Os resultados estão dispostos na tabela 3.

TABELA 3 – COMPARAÇÃO ENTRE OS RESULTADOS DOS MODELOS (POOLED, EFEITOS FIXOS E EFEITOS ALEATÓRIOS)

| | Variável dependente: | | |
|-------------------------|--------------------------|--------------------------|----------------------|
| | | TMI | |
| | <i>Pooled</i> | MEF | MEA |
| PRE | 19.103*** (2.135) | 21.841*** (2.641) | 21.276*** (2.490) |
| EDU | -40.694*** (12.738) | -13.273 (22.295) | -21.000 (19.603) |
| AGU | -3.701** (1.626) | -5.674** (2.619) | -5.013** (2.346) |
| Constante | 14.099*** (1.290) | | 13.553*** (1.600) |
| Observações | 170 | 170 | 170 |
| R ² | 0.708 | 0.747 | 0.742 |
| R ² Ajustado | 0.703 | 0.727 | 0.738 |
| Estatística F | 134.065*** (df = 3; 166) | 154.268*** (df = 3; 157) | 478.401*** |

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

Para escolher o modelo mais adequado foram realizados os testes de especificação propostos na subseção 4.2.5. Os resultados (tabela 4) indicam que o melhor modelo a ser utilizado para tratar a amostra é o de efeitos aleatórios.

TABELA 4 – TESTES ESTATÍSTICOS PARA ESPECIFICAÇÃO CORRETA DO MODELO

| Modelos | Teste estatístico | p-valor | Modelo escolhido |
|----------------------|--------------------|-----------|------------------|
| <i>Pooled vs</i> MEF | F de Chow | 5.149e-12 | MEF |
| <i>Pooled vs</i> MEA | Breusch e Pagan LM | <2.2e-16 | MEA |
| MEF <i>vs</i> MEA | Hausmann | 0.8939 | MEA |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

Para facilitar a análise a tabela 5 recupera somente os resultados do modelo de efeitos aleatórios.

TABELA 5 – MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS

| | Variável dependente: |
|-------------------------|-----------------------------|
| | TMI |
| PRE | 21.276*** (2.490) |
| EDU | -21.000 (19.603) |
| AGU | -5.013** (2.346) |
| Constante | 13.553*** (1.600) |
| Observações | 170 |
| R ² | 0.742 |
| R ² Ajustado | 0.738 |
| Estatística F | 478.401*** |
| Nota: | *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01 |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

Apesar das variáveis cobertura pré-natal e água manterem-se significativas, o indicador de educação não demonstra sê-lo a um nível de significância de 5%. Com relação aos coeficientes de determinação (R^2 e R^2 ajustado), os resultados são satisfatórios (0,742 e 0,738, respectivamente) e até mesmo superiores aos valores do modelo inicial (0,710 e 0,701).

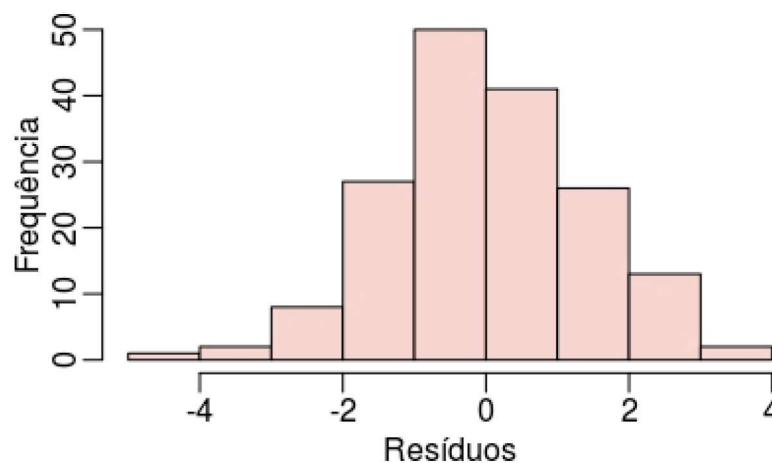
Quanto à validação do modelo escolhido foram utilizados os testes estatísticos descritos na tabela 6, além da verificação dos valores FIV (tabela 7) e do histograma dos resíduos (figura 7) para verificar se o modelo atende aos pressupostos.

TABELA 6 – TESTES ESTATÍSTICOS PARA VALIDAÇÃO DA ANÁLISE DO MODELO

| Pressuposto avaliado | Teste estatístico | p-valor |
|----------------------------|-----------------------|---------|
| Normalidade dos resíduos | Shapiro-Wilk | 0.615 |
| Homocedasticidade | Breusch-Pagan-Godfrey | 0.00044 |
| Independência dos resíduos | CD de Pesaran | 0.3031 |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

FIGURA 7 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS



FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

TABELA 7 – FIV - FATORES DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA

| | PRE | EDU | AGU |
|--------|-------|-------|-------|
| FIV | 2.877 | 7.405 | 7.089 |
| FIV>10 | FALSO | FALSO | FALSO |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

A análise do histograma (figura 7) revela que os resíduos da regressão apresentam uma distribuição próxima à normal, indicando que há normalidade dos resíduos. A normalidade é confirmada pelo teste de Shapiro-Wilk, que apresenta um p-valor superior a 0,05.

Como está sendo utilizada a especificação de efeitos aleatórios, o teste para correlação utilizado foi o CD de Pesaran (correlação serial). O resultado (acima de nível de significância estabelecido) faz com que seja aceita a hipótese nula de independência dos resíduos, ou seja, não há correlação serial.

Com relação à multicolinearidade não há também indicativos de que exista dependências entre as variáveis explicativas, uma vez que os valores FIV (tabela 7) são todos inferiores a 10 e o nível de R^2 não é excessivamente alto.

Por fim, encontra-se um problema de heterocedasticidades, uma vez que o p-valor do teste de Breusch-Pagan-Godfrey é inferior a 0,05, não sendo possível rejeitar a hipótese alternativa de heterocedasticidade. Para solucionar esse problema optou-se por utilizar os erros padrão robustos, ou erros padrão corrigidos para a heterocedasticidade de White (conforme sugerido por Gujarati e Porter (2011)).

TABELA 8 – COMPARAÇÃO ENTRE EFEITOS ALEATÓRIOS E ERROS PADRÃO ROBUSTOS

| | Variável dependente: | |
|----------------|-----------------------------|----------------------|
| | TMI | |
| | MEA | EPR |
| PRE | 21.276*** (2.490) | 21.276*** (2.956) |
| EDU | -21.000 (19.603) | -21.000* (11.726) |
| AGU | -5.013** (2.346) | -5.013** (2.034) |
| Constante | 13.553*** (1.600) | 13.553*** (2.126) |
| Observações | 170 | 170 |
| R^2 | 0.742 | 0.742 |
| R^2 Ajustado | 0.738 | 0.738 |
| Estatística F | 478.401*** | 478.401*** |
| Nota: | *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01 | |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

Assim sendo, a tabela 8 compara os resultados do modelo de efeitos aleatórios com o modelo corrigido pelos erros padrão robustos: a maior diferença é notada na variável relativa à educação, na qual o erro padrão sofre drástica redução (de 19,603 para 11,726). Para os demais indicadores a variação dos erros padrão é pouca, seja

para cima ou para baixo. Ademais, como a correção de White envolve apenas a variância (e portanto os erros padrão), os coeficientes (tanto das variáveis, quanto de determinação) não são alterados, porém nota-se que a variável relativa à educação, que antes não era estatisticamente significativa a 5%, passa a sê-la.

Quanto à análise das variáveis, o indicador mais relevante para a queda da taxa de mortalidade infantil é a cobertura de consultas pré-natal, sendo que um aumento de 1% no número de mães realizam um número de consultas igual ou inferior ao recomendado significaria um aumento de 21,27% na taxa de mortalidade infantil, ou por contraposição quanto maior o número de mães que realizam mais consultas do que o recomendado, menor é a taxa de mortalidade infantil, o que está de acordo com as evidências presentes na literatura (PIZZO et al., 2014; DOLDAN; COSTA; NUNES, 2011), que também comprovam relação negativa entre atenção ao pré-natal e mortalidade infantil. Além disto, tal resultado corrobora a hipótese de que os óbitos na faixa etária neonatal precoce (menos de 7 dias de vida) são o principal componente da mortalidade infantil no Estado do Paraná, uma vez que, ao estarem associados à saúde materna e assistência pré-natal, a ampliação da cobertura pré-natal pode vir a diminuir tais óbitos.

O segundo indicador mais relevante para diminuição da taxa de mortalidade infantil é a educação, ou seja, um aumento de 1% na porcentagem de mulheres matriculadas no ensino superior (com fundamental e médio completos) significaria diminuição de 21% na taxa de mortalidade infantil. Novamente os resultados são congruentes com estudos anteriores (RINTZEL et al., 2018), que demonstram haver um elo entre educação e redução da mortalidade infantil.

Por fim, o saneamento básico aparece representado somente pelo abastecimento de água. Novamente, os óbitos na faixa neonatal precoce são o principal componente de mortalidade infantil no Paraná, ou seja têm pouca relação com os fatores de infraestrutura, o que explica o fato de um aumento de 1% na porcentagem de domicílios atendidos por sistema de abastecimento de água representar uma queda máxima de 5,01% na taxa de mortalidade infantil e também o fato do atendimento de esgoto sequer ser significativo para a análise. Mesmo assim, os resultados apontam na mesma direção que a literatura, ou seja de que há uma relação entre mortalidade infantil e saneamento (RINTZEL et al., 2018; ANDRADE et al., 2006; TEIXEIRA; GOMES; SOUZA, 2011).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por ser um indicador não apenas epidemiológico, mas também de desenvolvimento socioeconômico, a mortalidade infantil tem sido tema recorrente na literatura. A grande maioria dos estudos apontam na direção de que o acesso a bens de consumo coletivos, o crescimento da renda, a diminuição da desigualdade e o declínio da fecundidade são fatores determinantes para a diminuição da taxa de mortalidade de crianças menores de 1 ano de idade.

Pensando nisso, o presente trabalho procurou avaliar o cenário socioeconômico paranaense, bem como verificar se as relações entre o indicador e seus determinantes ainda se mantêm (com base no que a literatura do estado sobre o tema descreve), atualizando o status desta relação. Para tanto, foi elaborado um modelo de regressão com dados em painel para estabelecer uma relação entre a taxa de mortalidade infantil no Paraná e alguns de seus principais determinantes, quais sejam PIB *per capita*, cobertura de consultas pré-natal, educação materna e saneamento básico (abastecimento de água e atendimento de esgoto).

Após a comparação entre as regressões com diferentes especificações, os resultados indicaram que o método de estimação mais apropriado para a amostra é o modelo de efeitos aleatórios com erros padrão corrigidos para a heterocedasticidade de White. Com relação às variáveis, a cobertura de consultas pré-natal, educação e saneamento básico (mais especificamente abastecimento de água) são os principais fatores determinantes para a redução da taxa de mortalidade infantil no estado.

Sendo assim, este estudo corrobora a hipótese amplamente difundida na literatura de que é fundamental detectar e entender não somente os dados epidemiológicos, mas sobretudo seus determinantes, para que seja possível identificar casos de desigualdade e tendências que necessitam de avaliações mais aprofundadas, bem como subsidiar e orientar políticas públicas de desenvolvimento socioeconômico que visem melhorar as condições de vida da população.

Ademais, espera-se que este trabalho possa inspirar pesquisadores de outras partes do país a realizarem pesquisas semelhantes em suas próprias regiões ou estados, gerando, desta forma, um mapa mais específico e que corresponda mais diretamente à grande diversidade do nosso país e que facilite nas decisões e implementação de ações públicas mais assertivas voltadas à melhoria nas condições de vida da população e conseqüente diminuição da mortalidade infantil.

Por fim, vale lembrar que apesar das conclusões deste trabalho apontarem na mesma direção que grande parte literatura sobre mortalidade infantil, este é um

estudo preliminar e que claramente não esgota as possibilidades sobre a investigação do tema, sendo possível ainda realizar novas abordagens a partir da inclusão de outras variáveis e até mesmo por meio de métodos estatísticos mais elaborados.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, S. M. d. et al. Condições de vida e mortalidade infantil no Estado do Paraná, Brasil, 1997/2001. **Cadernos de Saúde Pública**, 22(1), p. 181–189, 2006.
- BLANCHARD, O. J. Comment. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 5, p. 449–451, 1967.
- BRASIL. Lei no 11.445, de 05 de janeiro de 2007. Estabelece diretrizes nacionais para o saneamento básico; altera as Leis nos 6.766, de 19 de dezembro de 1979, 8.036, de 11 de maio de 1990, 8.666, de 21 de junho de 1993, 8.987, de 13 de fevereiro de 1995; revoga a Lei no 6.528, de 11 de maio de 1978; e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, ago. 2007. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/l11445.htm. Acesso em: 23 jun. 2020.
- BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. Portaria nº 570, de 1º de junho de 2000. **Gabinete do Ministro**, 2000. Disponível em: http://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2000/prt0570_01_06_2000_rep.html.
- BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. Área Técnica de Saúde da Mulher. Pré-natal e Puerpério: atenção qualificada e humanizada - manual técnico/Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. **Ministério da Saúde**, 2005.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 239–254, 1980.
- CALDWELL, J. C. Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data. **Population Studies**, 33(3), p. 395–413, 1979.
- CARVALHO, B. G. d.; COSTA, M. d. C. N. Mortalidade infantil e seus componentes em Salvador-BA, 1980-1991. **Informe Epidemiológico do Sus**, 7(4), p. 35–41, 1998.
- CARVALHO, J. A. M. d.; SAWYER, D. O.; RODRIGUES, R. d. N. Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia. **Associação Brasileira de Estudos Populacionais**, (2), 1998.
- CHOW, P. C. Y. Causality between Export Growth and Industrial Development: Empirical Evidence from NICs. **Journal of Development Economics**, v. 36, p. 405–415, 1987.
- CONDE-AGUDELO, A.; ROSAS-BERMÚDEZ, A.; KAFURY-GOETA, A. Birth Spacing and Risk of Adverse Perinatal Outcomes. **JAMA : the journal of the American Medical Association**, 295(15), p. 1809–1823, 2006.

- COSTA, M. d. C. N. et al. Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. **Revista de Saúde Pública**, 37(6), p. 699–706, 2003.
- DOLDAN, R. V.; COSTA, J. S. D. d.; NUNES, M. F. Fatores associados à mortalidade infantil no Município de Foz do Iguaçu, Paraná, Brasil: estudo de caso-controle. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, 20(4), p. 491–498, 2011.
- ERMEL, A. C.; GRAVE, M. T. Q. O índice de Apgar em bebês recém-nascidos em um hospital de pequeno porte de um município do vale do Paranhana. **Revista Destaques Acadêmicos**, 3(3), p. 7–12, 2011.
- ESTADO DE GOIÁS. **Secretaria de Saúde do Estado**. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: <https://www.saude.go.gov.br/biblioteca/7637-pr%5C%C3%5C%A9-natal>.
- ESTADO DO PARANÁ. **Secretaria de Saúde do Estado**. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: https://www.saude.pr.gov.br/sites/default/arquivos_restritos/files/documento/2020-05/svs_mortalidade_materno_infantil_03_04_2019.pdf.
- FERNANDES, M. M. C. E. **Aplicação de dados em painel para tratar informações de mortalidade infantil**. 2019. F. 63. Mestrado em Ciências Exatas e da Saúde – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa.
- FERREIRA, P. d. S. F. et al. Avaliação preliminar dos efeitos da ineficiência dos serviços de saneamento na saúde pública brasileira. **Revista Internacional de Ciências**, 6(2), p. 214–229, 2016.
- GENOWSKA, A. et al. Environmental and socio-economic determinants of infant mortality in Poland: An ecological study. **Environmental Health**, v. 14, jul. 2015.
- GUEORGUIEVA, R. et al. Effect of teenage pregnancy on educational disabilities in kindergarten. **American journal of epidemiology**, 154(3), p. 212–220, 2001.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. [S.l.]: AMGH, 2011.
- HAIR JR., J. F. et al. **Análise Multivariada de Dados**. 6. ed. [S.l.]: Bookman, 2009.
- HAUSMAN, J.; PALMER, C. Heteroskedasticity-robust inference in finite samples. **Economics Letters**, v. 116, n. 2, p. 232–235, 2012.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, p. 1251–1271, 1978.
- HELLER, L. **Saneamento e Saúde**. [S.l.]: Organização Pan-americana da Saúde, Organização Mundial da Saúde, representação do Brasil, 1997.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Tábua completa de mortalidade para o Brasil - 2018: Breve análise da evolução da mortalidade no Brasil**. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/3097/tcmb_2018.pdf. Acesso em: 25 jun. 2020.

- IPARDES. INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Base de Dados do Estado - BDEweb**. [S.l.: s.n.], 2021. Disponível em: <http://www.ipardes.gov.br/imp/index.php>.
- ITCG. INSTITUTO DE TERRAS, CARTOGRAFIA E GEOCIÊNCIAS. [S.l.: s.n.], 2010. Disponível em: <http://www.itcg.pr.gov.br>.
- LEE, H.-Y. et al. Trends and determinants of infant and under-five childhood mortality in Vietnam, 1986-2011. **Global Health Action**, v. 9, fev. 2016.
- MARCELLO, T. et al. Análise espacial da taxa de mortalidade infantil no Paraná. **Brazilian Journal of Development**, 5(10), p. 18862–18876, 2019.
- MARIANO, J. L.; MARTA, F. Eficiência na redução da mortalidade infantil: uma análise para os municípios da região Nordeste. In: XXIII Encontro regional de economia [Internet]. Fortaleza: ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação, 2018. P. 1–17. Disponível em: https://www.anpec.org.br/nordeste/2018/submissao/arquivos_identificados/114-caabdbcf508a102340cb8d4d9f0db3ab.pdf.
- MARKOVITZ, B. et al. Socioeconomic factors and adolescent pregnancy outcomes: Distinctions between neonatal and post-neonatal deaths? **BMC public health**, 5(79), 2005.
- MIGOTO, M. T. et al. Mortalidade neonatal precoce e fatores de risco: estudo caso-controle no Paraná. **Revista Brasileira de Enfermagem**, 71(5), p. 2527–2534, 2018.
- MULDOON, K. et al. Health System Determinants of Infant, Child and Maternal Mortality: A Cross-Sectional Study of UN Member Countries. **Globalization and health**, v. 7, p. 42, out. 2011.
- ODM BRASIL. **Os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio**. [S.l.: s.n.]. Disponível em: <http://www.odmbrasil.gov.br/os-objetivos-de-desenvolvimento-do-milenio>. Acesso em: 17 set. 2020.
- ONU BR. NAÇÕES UNIDAS NO BRASIL. **A Agenda 2030**. [S.l.: s.n.], s.d. Disponível em: <https://nacoesunidas.org/tema/odm/>. Acesso em: 3 jun. 2020.
- PAIXÃO, A. N.; FERREIRA, T. Determinantes da mortalidade infantil no Brasil. **Informe Gepec**, 16(2), p. 6–20, 2012.
- PARANÁ. Lei Estadual no 15.825, de 28 de abril de 2008. Inclui os Municípios de Palmas, Clevelândia, Honório Serpa, Coronel Domingos Soares e Mangueirinha na Região Sudoeste do Estado do Paraná, para todos os efeitos estatísticos de órgãos públicos do Estado do Paraná. **Diário Oficial no 7723**, Brasília, DF, 28 abr. 2008. Disponível em:

<https://www.legislacao.pr.gov.br/legislacao/pesquisarAto.do?action=exibir&codAto=8230>. Acesso em: 11 mar. 2021.

PESARAN, M. H. **General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels**. [S.l.], jun. 2004. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/cam/camdae/0435.html>.

PIZZO, L. G. P. et al. Mortalidade infantil na percepção de gestores e profissionais de saúde: determinantes do seu declínio e desafios atuais em município do sul do Brasil. **Saúde e Sociedade**, 23(3), p. 908–918, 2014.

R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Austria, 2020. Disponível em: <https://www.R-project.org/>.

RINTZEL, L. T. et al. Redução da mortalidade infantil na Região Sul do Brasil nos anos de 2000-2010. **Perspectiva Econômica**, 14(1), p. 17–32, 2018.

RIPSA. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações**. 2. ed. [S.l.]: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/livroidb/2ed/indicadores.pdf>.

RODRIGUES, T.; BARROS, H. Short interpregnancy interval and risk of spontaneous preterm delivery. **European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology**, 136(2), p. 184–188, 2008.

SARTORIS, A. **Estatística e introdução à econometria**. 1. ed. [S.l.]: Saraiva, 2003.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, 52(3/4), p. 591–611, 1965.

SIDRA. SISTEMA IBGE DE RECUPERAÇÃO AUTOMÁTICA. **Indicadores de desenvolvimento sustentável - Tabela 3834 - Taxa de mortalidade infantil**. [S.l.: s.n.], 2019. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/3834>. Acesso em: 21 nov. 2020.

SILVA, A. A. M. d. et al. The epidemiologic paradox of low birth weight in Brazil. **Revista de Saúde Pública**, 44(5), p. 767–775, 2010.

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

TEIXEIRA, J. C.; GOMES, M. H. R.; SOUZA, J. A. d. Análise da associação entre saneamento e saúde nos estados Brasileiros: estudo comparativo entre 2001 e 2006. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, 16(2), p. 197–204, 2011.

TEIXEIRA, J. C.; GUILHERMINO, R. L. Análise da associação entre saneamento e saúde nos estados brasileiros, empregando dados secundários do banco de dados indicadores e dados básicos para a saúde 2003- IDB 2003. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, 11(3), p. 277–282, 2006.

TEJADA, C. A. O. et al. Crises econômicas, mortalidade de crianças e o papel protetor do gasto público em saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, 24(12), p. 4395–4404, 2019.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817–838, 1980.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 1. ed. [S.l.]: Pioneira Thomson Learning, 2006.

APÊNDICE 1 - BASE DE DADOS

TABELA 9 – BASE DE DADOS COMPLETA

| Localidade | Ano | Taxa de Mortalidade Infantil | PIB per Capita | Cobertura | | | Atendimento de Esgoto |
|---------------------|------|------------------------------|----------------|----------------------------------|------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | | | Pré-natal (6 consultas ou menos) | Educação Materna | Abastecimento de Água | |
| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
| Noroeste Paranaense | 2002 | 17,35 | 5.562 | 0,3022 | 0,0336 | 0,6136 | 0,1690 |
| Noroeste Paranaense | 2003 | 15,44 | 7.187 | 0,2522 | 0,0340 | 0,6266 | 0,1946 |
| Noroeste Paranaense | 2004 | 16,89 | 7.810 | 0,2268 | 0,0355 | 0,6407 | 0,2135 |
| Noroeste Paranaense | 2005 | 13,12 | 8.050 | 0,2255 | 0,0378 | 0,6550 | 0,2341 |
| Noroeste Paranaense | 2006 | 16,33 | 8.753 | 0,2131 | 0,0377 | 0,6740 | 0,2517 |
| Noroeste Paranaense | 2007 | 14,45 | 9.670 | 0,2215 | 0,0362 | 0,6962 | 0,2707 |
| Noroeste Paranaense | 2008 | 13,20 | 10.676 | 0,2190 | 0,0351 | 0,7159 | 0,2873 |
| Noroeste Paranaense | 2009 | 11,15 | 11.833 | 0,2125 | 0,0466 | 0,7651 | 0,3212 |
| Noroeste Paranaense | 2010 | 10,93 | 13.555 | 0,1865 | 0,0412 | 0,7932 | 0,3429 |
| Noroeste Paranaense | 2011 | 13,08 | 15.895 | 0,1469 | 0,0404 | 0,7891 | 0,3679 |
| Noroeste Paranaense | 2012 | 10,96 | 18.421 | 0,2304 | 0,0438 | 0,8686 | 0,3994 |
| Noroeste Paranaense | 2013 | 11,63 | 21.305 | 0,2292 | 0,0434 | 0,8742 | 0,4291 |
| Noroeste Paranaense | 2014 | 13,39 | 23.220 | 0,1962 | 0,0523 | 0,9246 | 0,4580 |
| Noroeste Paranaense | 2015 | 11,15 | 24.878 | 0,1801 | 0,0553 | 0,9477 | 0,4862 |

Continua

| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
|-----------------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Noroeste Paranaense | 2016 | 10,46 | 26.786 | 0,1559 | 0,0555 | 0,9676 | 0,5125 |
| Noroeste Paranaense | 2017 | 10,70 | 29.365 | 0,1264 | 0,0567 | 0,9925 | 0,5418 |
| Noroeste Paranaense | 2018 | 12,13 | 29.643 | 0,1320 | 0,0573 | 1,0076 | 0,5735 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2002 | 20,40 | 7.357 | 0,2877 | 0,0236 | 0,6191 | 0,1185 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2003 | 15,65 | 9.762 | 0,2680 | 0,0254 | 0,6305 | 0,1217 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2004 | 16,37 | 10.424 | 0,2559 | 0,0259 | 0,6456 | 0,1246 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2005 | 14,36 | 9.790 | 0,2262 | 0,0293 | 0,6592 | 0,1810 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2006 | 14,93 | 10.591 | 0,2036 | 0,0341 | 0,6741 | 0,2015 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2007 | 13,84 | 11.726 | 0,1971 | 0,0344 | 0,6886 | 0,2081 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2008 | 12,95 | 14.494 | 0,1639 | 0,0377 | 0,7084 | 0,2212 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2009 | 13,68 | 14.648 | 0,1444 | 0,0404 | 0,7584 | 0,2350 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2010 | 12,80 | 15.116 | 0,1437 | 0,0407 | 0,7762 | 0,2484 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2011 | 14,00 | 18.314 | 0,1005 | 0,0457 | 0,7697 | 0,2613 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2012 | 13,79 | 20.945 | 0,1749 | 0,0516 | 0,7945 | 0,2767 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2013 | 11,04 | 24.537 | 0,1480 | 0,0512 | 0,8562 | 0,3010 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2014 | 12,11 | 26.918 | 0,1106 | 0,0597 | 0,8848 | 0,3270 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2015 | 14,14 | 28.517 | 0,1116 | 0,0634 | 0,8688 | 0,3526 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2016 | 10,33 | 31.485 | 0,0963 | 0,0640 | 0,9274 | 0,3611 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2017 | 10,97 | 31.871 | 0,1050 | 0,0664 | 0,9438 | 0,4050 |
| Centro Ocidental Paranaense | 2018 | 13,31 | 36.290 | 0,1147 | 0,0694 | 0,9592 | 0,4288 |
| Norte Central Paranaense | 2002 | 13,47 | 7.682 | 0,2179 | 0,0398 | 0,6799 | 0,3118 |
| Norte Central Paranaense | 2003 | 13,43 | 9.644 | 0,2120 | 0,0435 | 0,7095 | 0,3298 |

Continua

Continuação

| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
|---------------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Norte Central Paranaense | 2004 | 12,36 | 10.424 | 0,1928 | 0,0480 | 0,7361 | 0,3419 |
| Norte Central Paranaense | 2005 | 12,48 | 10.554 | 0,1842 | 0,0519 | 0,7554 | 0,3693 |
| Norte Central Paranaense | 2006 | 12,39 | 11.367 | 0,1782 | 0,0521 | 0,7635 | 0,3894 |
| Norte Central Paranaense | 2007 | 12,57 | 13.814 | 0,1693 | 0,0518 | 0,7607 | 0,4170 |
| Norte Central Paranaense | 2008 | 11,63 | 14.755 | 0,1600 | 0,0557 | 0,8146 | 0,4469 |
| Norte Central Paranaense | 2009 | 10,75 | 16.200 | 0,1785 | 0,0683 | 0,8370 | 0,4797 |
| Norte Central Paranaense | 2010 | 11,04 | 18.369 | 0,1518 | 0,0658 | 0,8744 | 0,5131 |
| Norte Central Paranaense | 2011 | 10,49 | 21.219 | 0,1280 | 0,0689 | 0,8496 | 0,5357 |
| Norte Central Paranaense | 2012 | 12,04 | 24.517 | 0,1955 | 0,0724 | 0,9031 | 0,5889 |
| Norte Central Paranaense | 2013 | 11,20 | 27.267 | 0,1845 | 0,0763 | 0,9642 | 0,6238 |
| Norte Central Paranaense | 2014 | 9,59 | 28.477 | 0,1705 | 0,0825 | 0,9745 | 0,6686 |
| Norte Central Paranaense | 2015 | 10,92 | 30.437 | 0,1586 | 0,0847 | 0,9962 | 0,6993 |
| Norte Central Paranaense | 2016 | 10,36 | 31.586 | 0,1501 | 0,0849 | 1,0171 | 0,7379 |
| Norte Central Paranaense | 2017 | 11,48 | 33.173 | 0,1368 | 0,0874 | 1,0240 | 0,7610 |
| Norte Central Paranaense | 2018 | 10,50 | 34.277 | 0,1300 | 0,0935 | 1,0497 | 0,7943 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2002 | 19,82 | 5.563 | 0,4587 | 0,0200 | 0,5100 | 0,2545 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2003 | 18,40 | 7.051 | 0,4243 | 0,0230 | 0,5233 | 0,2668 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2004 | 19,96 | 7.752 | 0,3731 | 0,0273 | 0,5390 | 0,2738 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2005 | 18,23 | 7.593 | 0,3261 | 0,0311 | 0,5686 | 0,3166 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2006 | 14,49 | 8.219 | 0,3017 | 0,0314 | 0,5941 | 0,3243 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2007 | 14,32 | 9.383 | 0,2915 | 0,0301 | 0,6114 | 0,3416 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2008 | 14,25 | 10.620 | 0,2810 | 0,0297 | 0,6314 | 0,3527 |

Continua

| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
|----------------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Norte Pioneiro Paranaense | 2009 | 14,07 | 10.801 | 0,2505 | 0,0425 | 0,7083 | 0,3722 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2010 | 13,33 | 12.724 | 0,2454 | 0,0434 | 0,7272 | 0,3806 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2011 | 14,16 | 15.066 | 0,2399 | 0,0486 | 0,7447 | 0,3948 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2012 | 11,90 | 16.649 | 0,2434 | 0,0493 | 0,7953 | 0,4253 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2013 | 11,15 | 18.786 | 0,2112 | 0,0452 | 0,8154 | 0,4448 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2014 | 11,77 | 19.358 | 0,1845 | 0,0501 | 0,8300 | 0,4569 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2015 | 11,35 | 22.088 | 0,1615 | 0,0510 | 0,8483 | 0,4361 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2016 | 12,27 | 24.166 | 0,1539 | 0,0549 | 0,8683 | 0,5014 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2017 | 11,87 | 25.292 | 0,1257 | 0,0585 | 0,8783 | 0,5229 |
| Norte Pioneiro Paranaense | 2018 | 10,15 | 27.231 | 0,1231 | 0,0570 | 0,8826 | 0,5322 |
| Centro Oriental Paranaense | 2002 | 18,92 | 9.806 | 0,4191 | 0,0265 | 0,5909 | 0,2369 |
| Centro Oriental Paranaense | 2003 | 17,78 | 12.379 | 0,3754 | 0,0311 | 0,6133 | 0,3005 |
| Centro Oriental Paranaense | 2004 | 19,16 | 13.564 | 0,3319 | 0,0340 | 0,6295 | 0,3121 |
| Centro Oriental Paranaense | 2005 | 17,56 | 13.622 | 0,3161 | 0,0364 | 0,6468 | 0,3346 |
| Centro Oriental Paranaense | 2006 | 16,52 | 14.207 | 0,2749 | 0,0371 | 0,7020 | 0,3791 |
| Centro Oriental Paranaense | 2007 | 14,95 | 16.754 | 0,2266 | 0,0395 | 0,7256 | 0,4203 |
| Centro Oriental Paranaense | 2008 | 15,88 | 17.582 | 0,2247 | 0,0405 | 0,7540 | 0,4496 |
| Centro Oriental Paranaense | 2009 | 16,10 | 17.971 | 0,2244 | 0,0473 | 0,7749 | 0,4644 |
| Centro Oriental Paranaense | 2010 | 15,38 | 20.232 | 0,2059 | 0,0456 | 0,8042 | 0,5341 |
| Centro Oriental Paranaense | 2011 | 10,34 | 23.215 | 0,1661 | 0,0532 | 0,8260 | 0,5624 |
| Centro Oriental Paranaense | 2012 | 11,82 | 26.359 | 0,2178 | 0,0529 | 0,8565 | 0,6366 |
| Centro Oriental Paranaense | 2013 | 11,19 | 29.320 | 0,2151 | 0,0537 | 0,8926 | 0,6798 |

Continua

| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
|----------------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Centro Oriental Paranaense | 2014 | 13,76 | 31.714 | 0,1936 | 0,0575 | 0,9202 | 0,7148 |
| Centro Oriental Paranaense | 2015 | 11,97 | 34.169 | 0,1712 | 0,0622 | 0,9408 | 0,7502 |
| Centro Oriental Paranaense | 2016 | 10,67 | 37.748 | 0,1726 | 0,0664 | 0,9694 | 0,7929 |
| Centro Oriental Paranaense | 2017 | 11,14 | 41.526 | 0,1587 | 0,0726 | 0,9884 | 0,8188 |
| Centro Oriental Paranaense | 2018 | 12,43 | 42.462 | 0,1508 | 0,0763 | 1,0043 | 0,8897 |
| Oeste Paranaense | 2002 | 13,90 | 9.422 | 0,3670 | 0,0361 | 0,6169 | 0,1968 |
| Oeste Paranaense | 2003 | 15,82 | 11.471 | 0,3597 | 0,0471 | 0,6365 | 0,2039 |
| Oeste Paranaense | 2004 | 13,06 | 11.967 | 0,3545 | 0,0521 | 0,6532 | 0,2065 |
| Oeste Paranaense | 2005 | 13,32 | 12.246 | 0,8419 | 0,0536 | 0,6716 | 0,2158 |
| Oeste Paranaense | 2006 | 13,97 | 13.325 | 0,3669 | 0,0549 | 0,6962 | 0,2486 |
| Oeste Paranaense | 2007 | 13,29 | 15.568 | 0,3251 | 0,0539 | 0,7168 | 0,2867 |
| Oeste Paranaense | 2008 | 11,61 | 16.784 | 0,2657 | 0,0562 | 0,7365 | 0,3069 |
| Oeste Paranaense | 2009 | 12,66 | 17.305 | 0,2511 | 0,0626 | 0,7689 | 0,3299 |
| Oeste Paranaense | 2010 | 9,91 | 19.875 | 0,2315 | 0,0635 | 0,7984 | 0,3703 |
| Oeste Paranaense | 2011 | 11,31 | 22.896 | 0,2226 | 0,0658 | 0,8214 | 0,4014 |
| Oeste Paranaense | 2012 | 10,20 | 26.024 | 0,2498 | 0,0698 | 0,8575 | 0,4472 |
| Oeste Paranaense | 2013 | 11,47 | 30.323 | 0,2385 | 0,0705 | 0,8914 | 0,5000 |
| Oeste Paranaense | 2014 | 12,06 | 32.200 | 0,2319 | 0,0770 | 0,9174 | 0,5867 |
| Oeste Paranaense | 2015 | 11,85 | 36.236 | 0,1998 | 0,0806 | 0,9438 | 0,5766 |
| Oeste Paranaense | 2016 | 10,51 | 40.359 | 0,2009 | 0,0831 | 0,9701 | 0,6246 |
| Oeste Paranaense | 2017 | 10,34 | 40.677 | 0,1994 | 0,0888 | 1,0026 | 0,6567 |
| Oeste Paranaense | 2018 | 9,92 | 43.512 | 0,1850 | 0,0911 | 1,0280 | 0,6928 |

Continua

| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
|-----------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Sudoeste Paranaense | 2002 | 16,25 | 7.637 | 0,4028 | 0,0301 | 0,4325 | 0,1264 |
| Sudoeste Paranaense | 2003 | 20,99 | 9.669 | 0,3451 | 0,0338 | 0,4961 | 0,1302 |
| Sudoeste Paranaense | 2004 | 19,59 | 10.895 | 0,2909 | 0,0360 | 0,5128 | 0,1354 |
| Sudoeste Paranaense | 2005 | 17,10 | 10.694 | 0,2693 | 0,0400 | 0,5225 | 0,1468 |
| Sudoeste Paranaense | 2006 | 17,77 | 10.579 | 0,2575 | 0,0402 | 0,5561 | 0,1798 |
| Sudoeste Paranaense | 2007 | 15,60 | 13.755 | 0,2725 | 0,0363 | 0,5792 | 0,2152 |
| Sudoeste Paranaense | 2008 | 15,81 | 15.071 | 0,1936 | 0,0396 | 0,6033 | 0,2367 |
| Sudoeste Paranaense | 2009 | 15,44 | 15.920 | 0,1949 | 0,0522 | 0,6277 | 0,2728 |
| Sudoeste Paranaense | 2010 | 13,72 | 17.417 | 0,1472 | 0,0519 | 0,6570 | 0,2944 |
| Sudoeste Paranaense | 2011 | 12,14 | 19.817 | 0,1363 | 0,0568 | 0,6873 | 0,3190 |
| Sudoeste Paranaense | 2012 | 14,14 | 22.383 | 0,2110 | 0,0604 | 0,7198 | 0,3471 |
| Sudoeste Paranaense | 2013 | 14,51 | 26.632 | 0,1826 | 0,0632 | 0,7528 | 0,3705 |
| Sudoeste Paranaense | 2014 | 12,88 | 27.499 | 0,1674 | 0,0732 | 0,7357 | 0,4009 |
| Sudoeste Paranaense | 2015 | 9,71 | 29.955 | 0,1457 | 0,0794 | 0,8142 | 0,4232 |
| Sudoeste Paranaense | 2016 | 10,89 | 34.652 | 0,1331 | 0,0319 | 0,8362 | 0,4440 |
| Sudoeste Paranaense | 2017 | 10,97 | 35.299 | 0,1432 | 0,0347 | 0,8639 | 0,4769 |
| Sudoeste Paranaense | 2018 | 10,60 | 36.985 | 0,1200 | 0,0861 | 0,8858 | 0,5052 |
| Centro-Sul Paranaense | 2002 | 25,23 | 6.542 | 0,5000 | 0,0226 | 0,4316 | 0,1976 |
| Centro-Sul Paranaense | 2003 | 23,73 | 7.977 | 0,5044 | 0,0286 | 0,4941 | 0,2069 |
| Centro-Sul Paranaense | 2004 | 24,11 | 8.852 | 0,5082 | 0,0342 | 0,5117 | 0,2137 |
| Centro-Sul Paranaense | 2005 | 20,59 | 8.766 | 0,4805 | 0,0350 | 0,5272 | 0,2278 |
| Centro-Sul Paranaense | 2006 | 17,09 | 8.702 | 0,4441 | 0,0347 | 0,5488 | 0,2336 |

Continua

| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
|-----------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Centro-Sul Paranaense | 2007 | 18,25 | 11.168 | 0,4157 | 0,0861 | 0,5651 | 0,2482 |
| Centro-Sul Paranaense | 2008 | 19,25 | 12.010 | 0,4151 | 0,0386 | 0,5816 | 0,2513 |
| Centro-Sul Paranaense | 2009 | 17,45 | 12.390 | 0,8377 | 0,0515 | 0,5945 | 0,2802 |
| Centro-Sul Paranaense | 2010 | 18,18 | 14.172 | 0,8061 | 0,0523 | 0,6159 | 0,2789 |
| Centro-Sul Paranaense | 2011 | 18,35 | 16.179 | 0,2809 | 0,0596 | 0,8359 | 0,2850 |
| Centro-Sul Paranaense | 2012 | 18,69 | 18.614 | 0,2716 | 0,0604 | 0,6633 | 0,3025 |
| Centro-Sul Paranaense | 2013 | 14,88 | 21.593 | 0,2613 | 0,0609 | 0,6758 | 0,3226 |
| Centro-Sul Paranaense | 2014 | 14,12 | 22.056 | 0,2109 | 0,0602 | 0,6977 | 0,8465 |
| Centro-Sul Paranaense | 2015 | 14,28 | 24.122 | 0,2186 | 0,0710 | 0,7158 | 0,3844 |
| Centro-Sul Paranaense | 2016 | 13,12 | 28.195 | 0,1876 | 0,0754 | 0,7216 | 0,4131 |
| Centro-Sul Paranaense | 2017 | 10,48 | 28.347 | 0,1983 | 0,0758 | 0,7378 | 0,4267 |
| Centro-Sul Paranaense | 2018 | 10,08 | 80.565 | 0,1795 | 0,0828 | 0,7535 | 0,4430 |
| Sudeste Paranaense | 2002 | 20,18 | 6.014 | 0,9850 | 0,0215 | 0,4638 | 0,1403 |
| Sudeste Paranaense | 2003 | 17,88 | 7.393 | 0,9567 | 0,0261 | 0,4839 | 0,1526 |
| Sudeste Paranaense | 2004 | 14,68 | 8.286 | 0,9259 | 0,0293 | 0,5021 | 0,1598 |
| Sudeste Paranaense | 2005 | 18,44 | 8.559 | 0,2933 | 0,0342 | 0,5195 | 0,1727 |
| Sudeste Paranaense | 2006 | 15,28 | 8.997 | 0,2937 | 0,0349 | 0,4806 | 0,1753 |
| Sudeste Paranaense | 2007 | 14,19 | 10.326 | 0,2764 | 0,0346 | 0,4974 | 0,1885 |
| Sudeste Paranaense | 2008 | 18,42 | 11.241 | 0,2221 | 0,0380 | 0,5140 | 0,2026 |
| Sudeste Paranaense | 2009 | 12,68 | 11.292 | 0,2860 | 0,0863 | 0,5287 | 0,2295 |
| Sudeste Paranaense | 2010 | 12,68 | 18.665 | 0,2065 | 0,0342 | 0,5431 | 0,2442 |
| Sudeste Paranaense | 2011 | 11,95 | 15.240 | 0,1977 | 0,0427 | 0,5642 | 0,2565 |

Centinua

| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG |
|---------------------------|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Sudeste Paranaense | 2012 | 11,58 | 17.127 | 0,2216 | 0,0484 | 0,5314 | 0,2669 |
| Sudeste Paranaense | 2018 | 8,33 | 20.139 | 0,1972 | 0,0480 | 0,6007 | 0,2790 |
| Sudeste Paranaense | 2014 | 12,90 | 22.118 | 0,1847 | 0,0480 | 0,6240 | 0,2993 |
| Sudeste Paranaense | 2015 | 10,58 | 23.401 | 0,1955 | 0,0498 | 0,6373 | 0,3165 |
| Sudeste Paranaense | 2016 | 12,17 | 24.951 | 0,1757 | 0,0506 | 0,6499 | 0,3446 |
| Sudeste Paranaense | 2017 | 9,27 | 27.915 | 0,1358 | 0,0547 | 0,6615 | 0,3572 |
| Sudeste Paranaense | 2018 | 11,96 | 28.868 | 0,1108 | 0,0589 | 0,6733 | 0,3667 |
| Metropolitana de Curitiba | 2002 | 16,37 | 11.855 | 0,2508 | 0,0406 | 0,6909 | 0,3726 |
| Metropolitana de Curitiba | 2008 | 15,78 | 14.260 | 0,2819 | 0,0447 | 0,6956 | 0,3790 |
| Metropolitana de Curitiba | 2004 | 14,20 | 15.754 | 0,2682 | 0,0465 | 0,7213 | 0,3919 |
| Metropolitana de Curitiba | 2005 | 13,30 | 13.255 | 0,2287 | 0,0493 | 0,7430 | 0,4196 |
| Metropolitana de Curitiba | 2006 | 12,38 | 17.339 | 0,2125 | 0,0481 | 0,7827 | 0,4450 |
| Metropolitana de Curitiba | 2007 | 11,76 | 21.705 | 0,2057 | 0,0496 | 0,7372 | 0,4756 |
| Metropolitana de Curitiba | 2008 | 12,28 | 23.877 | 0,2000 | 0,0516 | 0,8103 | 0,5179 |
| Metropolitana de Curitiba | 2009 | 11,26 | 24.870 | 0,1955 | 0,0693 | 0,8260 | 0,5546 |
| Metropolitana de Curitiba | 2010 | 11,58 | 30.400 | 0,1890 | 0,0762 | 0,8536 | 0,5831 |
| Metropolitana de Curitiba | 2011 | 10,96 | 33.727 | 0,1888 | 0,0823 | 0,8353 | 0,6137 |
| Metropolitana de Curitiba | 2012 | 10,86 | 35.885 | 0,2096 | 0,0769 | 0,9242 | 0,6491 |
| Metropolitana de Curitiba | 2016 | 9,69 | 39.169 | 0,2019 | 0,0726 | 0,9545 | 0,6830 |
| Metropolitana de Curitiba | 2014 | 9,90 | 39.421 | 0,1894 | 0,0761 | 0,9935 | 0,7249 |
| Metropolitana de Curitiba | 2015 | 9,81 | 41.858 | 0,1886 | 0,0781 | 1,0196 | 0,7663 |
| Metropolitana de Curitiba | 2016 | 9,79 | 42.266 | 0,1721 | 0,0791 | 1,0292 | 0,7983 |

Centinua

| | | Continuação | | | | | | |
|---------------------------|------|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| LOC | ANO | TMI | PIB | PRE | EDU | AGU | ESG | |
| Metropolitana de Curitiba | 2017 | 9,26 | 43.703 | 0,1632 | 0,0829 | 1,0605 | 0,8402 | |
| Metropolitana de Curitiba | 2018 | 9,12 | 44.943 | 0,1542 | 0,0865 | 1,0817 | 0,8845 | |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados do IPARDES (2021)

APÊNDICE 2 - CÓDIGO R

```
## Instalar pacotes
install.packages("readxl")
install.packages("lmtest")
install.packages("faraway")
install.packages("sandwich")
install.packages("performance")
install.packages("forecast")
install.packages("dyn")
install.packages("nortest")
install.packages("plm")
install.packages("stargazer")
install.packages("car")
install.packages("xtable")
install.packages("tidyverse")
install.packages("ggplot2")

## Carregar pacotes
library(readxl)
library(lmtest)
library(faraway)
library(sandwich)
library(performance)
library(forecast)
library(dyn)
library(nortest)
library(plm)
library(stargazer)
library(car)
library(xtable)
library(tidyverse)
library(ggplot2)

## Carregar arquivos
LocalFiles <- "/ESCOLHER_DIRETORIO/"
File <- paste0(LocalFiles, "ESCOLHER_ARQUIVO.xlsx")
```

```

## Carregar dados
p <- as.data.frame(read_xlsx(File, col_names = TRUE, sheet =
                        'ESCOLHER_PLANILHA'))

summary(p)

## Gerar dados em painel
pdf <- pdata.frame(p)
summary(pdf)

## Regressao linear multipla
eq1 <- TMI ~ log(PIB) + PRE + EDU + AGU + ESG
ols1 <- lm(eq1, data = p)
summary(ols1)
stargazer(ols1, type = "text")
# Verificacao pelo metodo Backward
step(ols1, direction = "backward")
eq2 <- TMI ~ PRE + EDU + AGU
ols2 <- lm(eq2, data = p)
summary(ols2)
stargazer(ols2, type = "text")

## Regressao com dados empilhados (pooled)
pooled <- plm(eq2, data = pdf, model = "pooling")
summary(pooled)
stargazer(pooled, type = "text")

## Regressao de dados em painel com efeitos fixos
fixed <- plm(eq2, data = pdf, model = "within")
summary(fixed)
stargazer(fixed, type = "text")

## Regressao de dados em painel com efeitos aleatorios
random <- plm(eq2, data = pdf, model = "random")
summary(random)
stargazer(random, type = "text")

## Comparacao entre os modelos
stargazer(pooled, fixed, random, align = TRUE, column.labels =
          c("Pooled", "EF", "EA"), type = "text")

```

```
## Avaliacao da Regressao de dados em painel
# Teste entre pooled e efeitos fixos
pFtest(fixed, pooled)
# Teste entre pooled e efeitos aleatorios
plmtest(pooled, type = "bp")
# Teste entre efeitos fixos e aleatorios
phtest(fixed, random)

## Diagnostico do modelo
summary(random)
stargazer(random, type = "text")
# Normalidade dos residuos
residuos <- random$residuals
hist(residuos, col = "mistyrose2", ylab = "Frequencia",
      xlab = "Res duos", main = "")
shapiro.test(residuos)
# Dependencia transversal (cross-sectional)
pcdtest(random, test = "cd")
# Correlacao serial
pbgtest(random)
# Homocedasticidade dos residuos
bptest(random)
# Autocorrelacao
pdwtest(random)
# Multicolinearidade das variaveis independentes
vif <- vif(random)
vif
vif > 10

## Calculo dos erros padrao robustos
matriz <- vcovHC(random, type = "HCO")
robust_se <- sqrt(diag(matriz))
robust_se

## Comparacao: erros padrao usuais vs. erros padrao robustos
stargazer(random, random, type = "text", se = list(NULL,
          robust_se))
```