

DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E FATORES ASSOCIADOS À MORTALIDADE PREMATURA POR DOENÇAS DO APARELHO CARDIOVASCULAR NOS MUNICÍPIOS DO RIO DE JANEIRO (2011-2022)

SPATIAL DISTRIBUTION AND FACTORS ASSOCIATED WITH PREMATURE MORTALITY FROM CARDIOVASCULAR DISEASES IN THE MUNICIPALITIES OF RIO DE JANEIRO (2011-2022)

Ricardo de Mattos Russo Rafael

Universidade do Estado do Rio de Janeiro
prof.ricardomattos@gmail.com

Rosangela Bello

Consórcio Intermunicipal de Saúde da Baixada Fluminense
robello@cisbaf.org.br

Marcia Cristina Ribeiro Paula

Consórcio Intermunicipal de Saúde da Baixada Fluminense
mcribeiro.paula@hotmail.com

Adriana Paulo Jalles

Consórcio Intermunicipal de Saúde da Baixada Fluminense
drikajalles@gmail.com

Sonia Regina Reis Zimbaro

Consórcio Intermunicipal de Saúde da Baixada Fluminense
cisbaf@cisbaf.org.br

Juliana Mendes da Silva

Universidade do Estado do Rio de Janeiro
juulianameendes@gmail.com

Luiza Mara Correia

Universidade do Estado do Rio de Janeiro
luimarauerj@gmail.com

RESUMO

Objetivo: analisar a distribuição espacial e os fatores associados à redução da Taxa de Mortalidade Prematura por Doença do Aparelho Cardiovascular nos municípios do Estado do Rio de Janeiro no período de 2011 a 2020. Métodos: estudo ecológico de Dados em Painel. Foram calculadas as taxas de mortalidade e analisada a distribuição espacial com base cartográfica estadual. As variáveis independentes incluíram coberturas da Estratégia Saúde da Família e saúde suplementar, taxas de internações por condições sensíveis à Atenção Primária, taxas de enfermeiros, médicos e médicos cardiologistas por 1000 habitantes, razão de leitos de internação por 1000 habitantes e taxa de despesas totais com saúde (R\$) por habitante. Para análise dos fatores associados à mortalidade foram realizadas três modelagens. Resultados: observou-se decréscimo das taxas de mortalidade após 2017, com taxas mais elevadas nas regiões Metropolitana I, Centro-Sul Fluminense e Médio Paraíba. Fatores associados à redução da mortalidade incluíram taxas de enfermeiros, despesas totais com saúde e taxas de internações por condições sensíveis à Atenção Primária. Conclusão: observa-se a necessidade de incrementar os investimentos municipais em ações de saúde e a presença de profissionais de saúde que lidem centralmente com mudanças no estilo de vida populacional, como os enfermeiros.

Palavras-chave: Mortalidade prematura. Doença do aparelho cardiovascular. Investimentos em saúde. Prevenção. Epidemiologia.

ABSTRACT

Objective: To analyze the spatial distribution and factors associated with the reduction of Premature Mortality Rate from Cardiovascular Diseases in the State of Rio de Janeiro municipalities from 2011 to 2020. **Methods:** This is an ecological study using Panel Data. Mortality rates were calculated, and their spatial distribution was analyzed using state-level cartography. Independent variables included coverage of the Family Health Strategy and supplementary healthcare, hospitalization rates for conditions sensitive to Primary Care, rates of nurses, physicians, and cardiologists per 1000 inhabitants, the ratio of hospital beds per 1000 inhabitants, and per capita total health expenditure (in R\$). Three different models were used to analyze factors associated with mortality. **Results:** A decrease in mortality rates was observed after 2017, with higher rates in the Metropolitan I, South-Central Fluminense, and Médio Paraíba regions. Factors associated with the reduction in mortality included nurse rates, total health expenditure, and rates of hospitalizations for conditions sensitive to Primary Care. **Conclusion:** There is a need to increase municipal investments in healthcare actions and the presence of healthcare professionals, such as nurses, play a central role in population lifestyle changes.

Keywords: Premature mortality. Cardiovascular disease. Health investments. Prevention. Epidemiology.

INTRODUÇÃO

Mundialmente, as Doenças Crônicas Não Transmissíveis (DCNT) representam a maior carga de doenças, sendo responsáveis por mais de 70% de todos os óbitos. A ênfase deve ser dada às mortes por Doenças do Aparelho Cardiovascular (DAC), que respondem por dois terços do total das mortes no mundo (WHO, 2022). Não por acaso, as DAC constituem importante problema de saúde pública, sobretudo as mortes por doenças isquêmicas do coração, em homens, e doenças cerebrovasculares entre as mulheres (MANSUR, 2021). No Brasil, situação similar ocorre com a Taxa de Mortalidade Prematura (TMP) por DAC, aquela ocorrida em pessoas entre 30 e 69 anos de idade. Embora tenha ocorrido uma importante redução ao longo dos últimos anos, acompanhando o comportamento da curva de mortalidade em outros países do globo, no Brasil, esse grupo de doenças ainda ocupa as primeiras causas de morte nessa faixa etária, o que destoia do comportamento observado mundialmente (BRASIL, 2021a).

Estima-se que parte importante destes óbitos prematuros poderiam ser evitados com medidas preventivas e de controle de riscos, com redução estimada em 50% da mortalidade (MANSUR, 2021). Os modelos analíticos apontam para um potencial e notável declínio da mortalidade quando impulsionada pela adoção de ações voltadas ao controle do tabagismo, melhorias na detecção precoce, tratamento e controle da hipertensão arterial sistêmica, diabetes mellitus, dislipidemias e uso oportuno de trombolíticos em síndromes coronarianas para limitar as consequências ou evitar o infarto agudo do miocárdio (MENSAH et al., 2017).

Nessa direção, o Ministério da Saúde brasileiro lançou o “Plano de ações Estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas e agravos não transmissíveis no Brasil – 2021-2030”. O documento recomenda articulações intersetoriais dos serviços públicos e privados com o objetivo de implementar programas de promoção da alimentação saudável, aumento de práticas de atividade física, bem como de redução do tabagismo e consumo de álcool. Ademais, a publicação ainda destaca um conjunto de atividades consideradas prioritárias, tais como: 1) o fortalecimento da Atenção Primária à Saúde (APS) para o rastreamento, identificação e estratificação do risco cardiovascular global, o controle da pressão arterial, da dislipidemia e de fatores estressores; 2) a qualificação de profissionais de saúde para a identificação precoce e o manejo de acidentes vasculares encefálicos e infarto agudo do miocárdio, principais causas de morte por DAC; e 3) prestação de apoio técnico e de subsídios para a implementação do plano de enfrentamento, bem como a articulação dos serviços públicos de saúde com a saúde suplementar (BRASIL, 2021a).

Por outro lado, o documento do Ministério da Saúde pouco sinaliza a necessidade de discussão de assimetrias regionais, aspecto que pode trazer dificuldade adicional ao controle das Doenças Crônicas Não Transmissíveis no país. É amplamente reconhecido pela literatura que as DAC atingem sobremaneira as populações mais vulnerabilizadas em decorrência da sistemática restrição de acesso

aos serviços de saúde e, conseqüentemente, às informações sobre prevenção e adoção de hábitos mais saudáveis (RITCHEY et al., 2020; LEWER et al., 2020). Nesse sentido, aspectos referentes à renda familiar, à empregabilidade, ao nível educacional e às condições ambientais de moradia têm sido defendidos como fatores de risco equivalentes aos fatores tradicionalmente reconhecidos, como por exemplo o agravamento de doenças prévias, tabagismo, ausência de práticas de atividade física, etc (SCHULTZ et al., 2018).

Essas assimetrias regionais, que em certa medida se relacionam às características sociodemográficas das populações, são apontadas em estudo que analisou as doenças isquêmicas do coração e as cerebrovasculares nas regiões brasileiras (MANSUR, 2016). No estudo, observou-se redução da carga de mortes nas regiões Sudeste e Sul do país, aspectos com tendência distinta nos demais territórios nacionais (MANSUR, 2016). Rosa et al (2021) acrescenta ao debate o olhar sobre as regiões do Estado do Rio de Janeiro, que mesmo estando no sudeste brasileiro, apresenta assimetrias internas do ponto de vista socioeconômico. O estudo aponta que a mortalidade prematura por DAC teve reduções importantes ao longo do período de 1996 a 2016, mas que na última década se observou comportamento de tendência desfavorável em todas as regiões do Estado, com exceção do município do Rio de Janeiro (ROSA et al, 2021).

Parece fundamental escrutinar os períodos mais recentes da série histórica, sobretudo trazendo modelos analíticos que verifiquem o comportamento de potenciais investimentos na rede de atenção à saúde em territórios com reconhecida assimetria regional, tópico que merece ampliação da produção de conhecimento sobre o tema. Deste modo, este manuscrito tem por objetivo analisar a distribuição espacial e os fatores associados à redução da TMP por DAC nos municípios do Estado do Rio de Janeiro no período de 2011 a 2020.

MÉTODOS

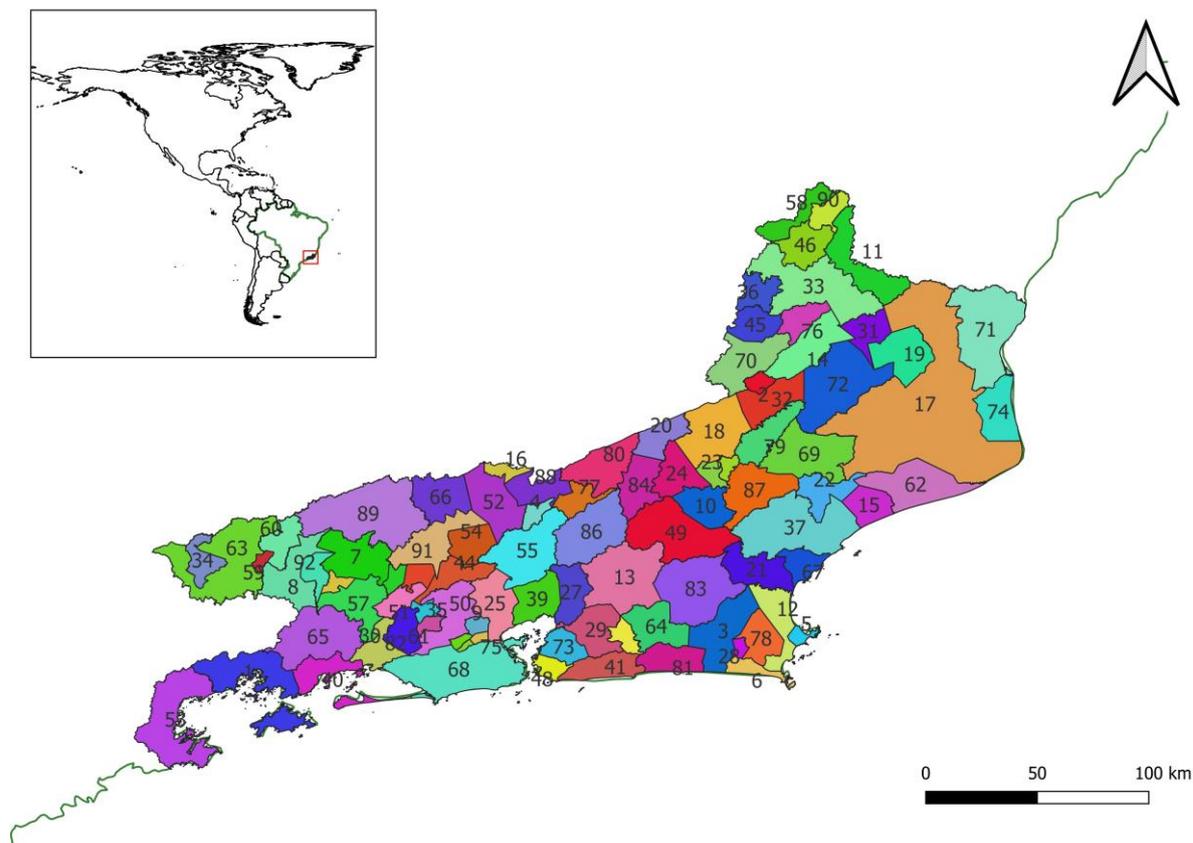
Desenho e cenário do estudo

Trata-se de estudo ecológico do tipo ecológico Dados em Painel (tipo *Time-Series Cross-Sectional*). Essa aplicação empírica mescla estruturas de dados temporais (longitudinais) e transversais por meio de agregados humanos, diferenciando-se da maior parte das abordagens tradicionais. Além disso, apresenta vantagens pela possibilidade de aumento do tamanho amostral na conjugação de observações sobre o tempo para cada unidade, amplia a variabilidade dos dados, proporciona mais graus de liberdade, tendo, por consequência, estimativas mais eficientes (MESQUITA, FERNANDES, FIGUEIRA-FILHO, 2020; LOUREIRO, COSTA, 2009; DIGGLE, HEAGERTY, ZEGER, 2002).

Como os Dados em Painel permitem considerar a heterogeneidade não-observável, compreendida por fatores que produzem efeitos sobre a variável dependente, mas que não são observáveis ou mensuráveis. As características políticas, ambientais, institucionais e, conseqüentemente, ecológicas dos municípios são contempladas nesta metodologia analítica. Nesse sentido, as omissões de aferições que distinguem os clusters (municípios) e que potencialmente se diferenciam ao longo do tempo são devidamente tratadas na análise, o que não seria possível contemplar em um modelo de regressão múltipla clássico (LOUREIRO, COSTA, 2009).

As unidades de observação do estudo foram os municípios, que receberam um código identificador único, e que foram acompanhados entre os anos 2011 e 2020. O cenário do estudo foi o Estado do Rio de Janeiro, composto por 92 municípios e 9 regiões de saúde, distribuídas conforme o Plano Diretor e que detalha exatamente a posição de cada município no mapa do Estado (SES-RJ, 2014). A Figura 1, demonstra a localização do Estado do Rio de Janeiro e seus municípios em relação ao Brasil e ao continente Americano.

Figura 1 – Mapa do Estado do Rio de Janeiro e seus 92 municípios em relação ao Brasil e ao continente Americano



Elaboração: Os autores.

Seguindo a mesma codificação adotada na Figura 1, o Quadro 1 apresenta a divisão político-administrativa do Estado do Rio de Janeiro e seus municípios.

Quadro 1 – Divisão político-administrativa das regiões e municípios do Estado do Rio de Janeiro

| Região | Municípios (Codificação da Figura 1) |
|------------------------------|---|
| Baía de Ilha Grande | Angra dos Reis (1), Mangaratiba (40) e Paraty (53). |
| Baixada Litorânea | Araruama (3), Armação dos Búzios (5), Arraial do Cabo (6), Cabo Frio (12), Casimiro de Abreu (21), Iguaba Grande (28), Rio das Ostras (67), São Pedro da Aldeia (78) e Saquarema (81). |
| Centro Sul Fluminense | Areal (4), Comendador Levy Gasparian (16), Engenheiro Paulo de Frontin (26), Mendes (42), Miguel Pereira (44), Paracambi (51), Paraíba do Sul (52), Paty do Alferes (54), Sapucaia (80), Três Rios (88) e Vassouras (91). |
| Médio Paraíba | Barra do Piraí (7), Barra Mansa (8), Itatiaia (34), Pinheiral (56), Piraí (57), Porto Real (59), Quatis (60), Resende (63), Rio Claro (65), Rio das Flores (66), Valença (89) e Volta Redonda (92). |
| Metropolitana I | Belford Roxo (9), Duque de Caxias (25), Itaguaí (30), Japeri (35), Magé (39), Mesquita (43), Nilópolis (47), Nova Iguaçu (50), |

| | |
|-------------------------|---|
| | Queimados (61), Rio de Janeiro (68), São João de Meriti (75) e Seropédica (82). |
| Metropolitana II | Itaboraí (29), Maricá (41), Niterói (48), Rio Bonito (64), São Gonçalo (73), Silva Jardim (83) e Tanguá (85). |
| Noroeste | Aperibé (2), Bom Jesus de Itabapoana (11), Cambuci (14), Cardoso Moreira (19), Italva (31), Itaocara (32), Itaperuna (33), Laje de Muriaé (36), Miracema (45), Natividade (46), Porciúncula (58), Santo Antônio de Pádua (70), São José de Ubá (76) e Varre-Sai (90). |
| Norte | Campos dos Goytacazes (17), Carapebus (15), Conceição de Macabu (22), Macaé (37), Quissamã (62), São Fidélis (72), São Francisco de Itabapoana (71) e São João da Barra (74). |
| Serrana | Bom Jardim (10), Cachoeiras de Macacu (13), Cantagalo (18), Carmo (20), Cordeiro (23), Duas Barras (24), Guapimirim (27), Macuco (28), Nova Friburgo (49), Petrópolis (55), Santa Maria Madalena (69), São José do Vale do Rio Preto (77), São Sebastião do Alto (79), Sumidouro (84), Teresópolis (86) e Trajano de Moraes (87). |

Elaboração: Os autores.

Por se tratar de análises com dados de domínio público e de amplo acesso, este manuscrito dispensa aprovação em Comitê de Ética em Pesquisa conforme os preceitos éticos de pesquisas com seres humanos.

Variáveis e fontes de dados

A variável desfecho foi a TMP por DAC. Para o cálculo da TMP foram coletados os óbitos por DAC em todos os anos da série histórica (de 2011 a 2020), desagregados por município e nas faixas etárias de 30 a 39, 40 a 49, 50 a 59, 60 a 69 anos; todas disponíveis no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) por meio da aplicação “Dados SUS” da Secretaria de Saúde do Estado do Rio de Janeiro (SES-RJ, 2022). O cálculo da TMP bruta foi realizado considerando a razão dos óbitos por município, ano e faixa etária, e a população estimada para o mesmo município, ano e faixa etária. A base do indicador foi calculada por 100 mil habitantes. A fonte de informação das populações estimadas ocorreu com base na projeção populacional de 2018, desenvolvida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, tal como recomendado pela deliberação da Comissão Intergestores Bipartite do Estado do Rio de Janeiro (SES-RJ, 2020). Essas estimações retroagiram ao ano de 2011 e avançaram até 2020, recorte temporal da investigação.

A introdução das covariáveis do modelo ocorreu a partir das bases teóricas do planejamento do Ministério da Saúde Brasileiro para a redução das Taxas de Mortalidade por DAC (BRASIL, 2021a). Com base nestas recomendações, o estudo considerou como preditores a cobertura (%) da Estratégia Saúde da Família (ESF), a cobertura (%) médica de saúde suplementar, a taxa de Internações por Condições Sensíveis à Atenção Primária (ICSAP) por 100 mil habitantes e a razão de leitos de internação por 1000 habitantes, a taxa de enfermeiros por 1000 habitantes, a taxa de médicos por 1000 habitantes, a taxa de médicos cardiologistas por 1000 habitantes, as despesas totais com saúde (em reais – R\$) por habitante.

As coberturas (%) da ESF e de Cobertura médica de saúde suplementar foram obtidas pelo e-Gestor Atenção Básica (BRASIL, 2021b), do Ministério da Saúde, e do Sistema de Informações sobre Beneficiários (SIB), gerido pela Agência Nacional de Saúde Suplementar e disponibilizado pela Secretaria de Saúde do Estado do Rio de Janeiro (SES-RJ, 2020). O número de leitos de internação disponíveis nos municípios, bem como o número de enfermeiros, médicos e médicos cardiologistas foram obtidos no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (BRASIL, 2022a), calculando-se a razão pela população estimada para o município e ano, e utilizando a base do indicador como 1000 habitantes. Por fim, as despesas totais com saúde (R\$) foram obtidas no Sistema de Informações sobre

Orçamentos Públicos em Saúde - SIOPS ((BRASIL, 2022b), tendo a razão calculada entre os valores das despesas pela população estimada também por ano e município.

Por fim, como *proxy* do desempenho da APS nos municípios, utilizou-se a Taxa de Internações por Condições Sensíveis à Atenção Primária - ICSAP (SOUZA et al., 2018). Este indicador, disponível na aplicação “Dados SUS” da Secretaria de Saúde do Estado do Rio de Janeiro (SES-RJ, 2020), é proveniente do Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH/SUS) e utiliza o valor 100 000 como base do indicador .

Análise de dados

Foram calculadas as médias e os desvios-padrão ano a ano para todas as variáveis, utilizando a TMP por DAC do Estado do Rio de Janeiro como medida comparadora. Também foram calculadas as TMP bruta e ajustadas por idade. O ajustamento por idade foi realizado pelo método direto (CONSONNI et al, 2012), utilizando faixas etárias de 10 em 10 anos para o cálculo e tendo como referência a estrutura etária da população estimada do Estado do Rio de Janeiro para cada ano.

As TMP ajustadas para cada ano, a média da TMP e as médias de todas as covariáveis foram classificadas em quatro estratos assim distribuídos: até o percentil 25% (Q1), maior que o percentil 25% e menor que o percentil 50% (Q2), maior que o percentil 50% e menor que o percentil 75% (Q3) e maior que o percentil 75% (Q4). Após a estratificação, foi realizada a distribuição espacial com a base cartográfica do Estado do Rio de Janeiro no formato shapefile (SHP), obtido no sítio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Foram utilizadas linhas de delimitação para as regiões do Estado, ajustando-se as cores com o objetivo de gerar contraste. Os mapas coropléticos foram representados em escalas de cinza, definindo cores mais claras para os estratos menores (\leq Percentil 25%) e cores mais escuras para os estratos mais elevados (\geq Percentil 75%).

Para a análise dos fatores associados (X) e seus respectivos efeitos sobre o desfecho (Y) foi necessário atender as suposições dos modelos de dados em painel, que apresentam três principais modelagens. A primeira, denominada de modelo *Pooled OLS* (POLS), reúne todas as observações (unidade-tempo) em uma mesma regressão linear. Neste caso, pressupõe-se que o conjunto de variáveis presentes no modelo já são suficientes para explicar o desfecho. Mesmo existindo diferenças entre as unidades, neste modelo, o conjunto de variáveis independentes já são suficientes para explicar a variável desfecho. O modelo POLS, portanto, é uma derivação de uma regressão linear que considera a unidade-tempo, existindo único intercepto (α) para toda população, e considerando que todos os erros não observáveis são alocados no mesmo fator de erro (ϵ). Complementariamente, tem-se β , que representa a variação observada no desfecho (Y) para cada unidade da variável independente (X). O subscrito “i” e “t” indicam que as observações são indexadas por caso e tempo. Esses pressupostos são resumidos pela Equação (1) (MESQUITA, FERNANDES, FIGUEIREDO, 2020).

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Por outro lado, quando os pressupostos teóricos sobre o objeto apresentam a possibilidade de variação oculta em cada unidade, diferindo-se entre elas e em função do tempo, o modelo POLS já não é o mais adequado. Nestes casos, o fator de erro (ϵ) indicado na Equação (1) é decomposto em uma parte fixa (μ_i), também denominado de heterogeneidade oculta, e outra variável (v_{it}), também denominada de efeito idiossincrático. O resultado dessa decomposição pode ser observado na Equação (2).

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

Mesmo inicialmente afastando a adoção do modelo POLS por existir a suposição de que existem diferenças não observadas entre as unidades (municípios), essa modelagem específica também foi realizada com o objetivo de afastar qualquer possibilidade de erro de adoção de modelos analíticos. Frente ao potencial afastamento do modelo POLS, restaram, assim, as possibilidades de análises por meio de modelo de efeitos fixos (*Fixed Effects* - FE) ou de efeitos aleatórios (*Random Effects* – RE)

(CROISSANT, MILLO, 2008). A FE remove o valor da média entre as observações das unidades e, conseqüentemente, elimina o intercepto (α) e a heterogeneidade não observável (μ_i) para as unidades que não são modificadas em função do tempo. Ademais, o modelo FE calcula o intercepto para cada unidade em formato de parâmetro, estimando os seus efeitos individuais. Deste modo, embora este modelo supere análises baseadas por POLS, é importante considerar que o FE pode perder eficiência em situações que haja variáveis independentes importantes ao modelo, mas que tenham constância em relação ao tempo (CLARK, LINZER, DREW, 2015).

Como forma de contornar a eliminação de variáveis constantes em análises anteriores, o RE supõe que os componentes de erro ($\varepsilon_{it} = \mu_i + \nu_{it}$) são aleatórios em uma distribuição de dados e não possuem correlação com as variáveis independentes. Deste modo, enquanto o modelo POLS não elimina o μ_i e que o FE descarta completamente o μ_i em variáveis constantes, o RE subtrai uma porção média dentro de cada grupo unidade-tempo (MESQUITA, FERNANDES, FIGUEIREDO, 2020).

Após a construção de modelos FE e RE o Teste de Hausman (HAUSMAN, 1978) foi aplicado, rejeitando-se a hipótese nula de ausência de efeitos e regressores ao nível de significância de 0.05 e, conseqüentemente, que os β dos efeitos aleatórios são mais consistentes, assumindo-se este modelo. Do contrário (p -valor $\geq 0,05$), o modelo FE é o mais indicado para a interpretação dos resultados. Por fim, mesmo que o modelo POLS não seja teoricamente aplicável ao conjunto de dados, aplicou-se o teste Breusch and Pagan Lagrangian (BREUSCH, PAGAN, 1979). Rejeitando-se a hipótese nula (p -valor < 0.05) do teste, o modelo RE é mais adequado que o modelo POLS.

Todas as fases de processamento e análises estatísticas foram realizadas no software *Stata SE 15*. Os mapas coropléticos foram construídos no software QGIS 2.14.

RESULTADOS

Com apenas 6 dados faltantes na série histórica de 10 anos, todos relativos à ausência de informações na variável cobertura de Saúde da Família, o Painel de Dados se demonstrou fortemente balanceado. A **Tabela 1** demonstra as TMP por DAC no Estado do Rio de Janeiro, bem como as médias anuais das TMP bruta e ajustadas por idade dos municípios ao longo da série histórica. O TMP no Estado do Rio de Janeiro variou entre 204,2 e 168,6 por 100.000 habitantes, respectivamente, nos anos de 2011 e 2020, observando-se decréscimo anual no período analisado, apesar das oscilações de elevação episódicas em 2012-2013, 2014-2015 e 2015-2016. Quanto ao comportamento das médias anuais das taxas brutas e ajustadas por idade nos municípios, nota-se que, mesmo com relativo decréscimo, o comportamento das taxas não foi linear ao longo dos anos. Pelo contrário, observa-se uma elevação no ano de 2012 com padrão errático até 2016. Em 2017, porém, as taxas retornam ao padrão de redução anual. Além disso, até 2015 as médias municípios se apresentaram superiores às taxas estaduais.

Tabela 1 – TMP por DAC (100 mil habitantes) no Estado do Rio de Janeiro e médias das TMP bruta e ajustada por idade nos municípios do Estado do Rio de Janeiro em função dos anos da série histórica. Estado do Rio de Janeiro, 2011-2020 (n=920)

| Ano | TMP RJ | Média (DP) | |
|------|--------|----------------|----------------|
| | | TMP bruta | TMP ajustada |
| 2011 | 204.20 | 206.17 (49.42) | 207.00 (47.68) |
| 2012 | 199.80 | 211.36 (55.43) | 212.13 (53.86) |
| 2013 | 201.40 | 209.59 (63.92) | 210.07 (62.00) |
| 2014 | 193.70 | 199.50 (48.85) | 200.62 (48.72) |
| 2015 | 195.10 | 193.90 (55.57) | 195.17 (55.51) |
| 2016 | 210.40 | 197.42 (48.73) | 198.12 (48.74) |
| 2017 | 191.20 | 186.73 (48.64) | 186.41 (47.74) |

| | | | |
|------|--------|----------------|----------------|
| 2018 | 185.90 | 179.38 (51.98) | 178.59 (50.63) |
| 2019 | 182.30 | 176.03 (50.22) | 174.79 (47.37) |
| 2020 | 168.60 | 168.89 (39.65) | 168.58 (39.27) |

Elaboração: Os autores.

Observou-se que 10 dos 12 municípios da Região Metropolitana I do Estado figuraram em cinco ou mais anos da série histórica com as TMP no mais elevado estrato. Com exceção do município de São João de Meriti, que aparece em estrato elevado em apenas um ano, os demais tem a seguinte frequência de observação na série histórica de 10 anos: Magé figurando em todos os anos da série; Nilópolis, Nova Iguaçu e Queimados, com 80% cada; Itaguaí, Japeri e Mesquita, todos com 70%; Belford Roxo com 60%; e Duque de Caxias e Seropédica com 50% cada. Esta sub-região, que não inclui a capital do Estado, que sequer apareceu nos estratos mais elevados, é denominada Baixada Fluminense.

Dos 11 municípios da Região Centro-Sul Fluminense, 7 figuraram em cinco ou mais anos da série histórica com TMP no mais elevado estrato. Foram eles: Engenheiro Paulo de Frontin (n=7), Paraíba do Sul (n=6), Três Rios (n=6), Vassouras (n=6), Areal (n=5), Mendes (n=5) e Paracambi (n=5). Já na Região do Médio Paraíba, 3 dos 12 municípios que a compõem, estiveram nos estratos mais elevados de TMP por 5 ou mais anos. Foram eles: Rio das Flores (n=9), Barra do Piraí (n=8) e Porto Real (n=5). Apenas um município dos 16 municípios da Região Serrana do Estado teve frequência superior a cinco anos da série histórica, o município de Macuco (n=9). Todas as regiões do Estado tiveram ao menos um município aparecendo ao menos um ano da série histórica nos estratos mais elevados de TMP.

O Quadro 2 apresenta os municípios com as maiores médias de TMP no período de 2011-2020. Esses municípios estão localizados nas regiões Metropolitana I (com 10 dos 11 municípios), Centro Sul Fluminense (com 7 de 11 municípios), Médio Paraíba (com 3 de 12 municípios) e Serrana (com 3 de 16 municípios).

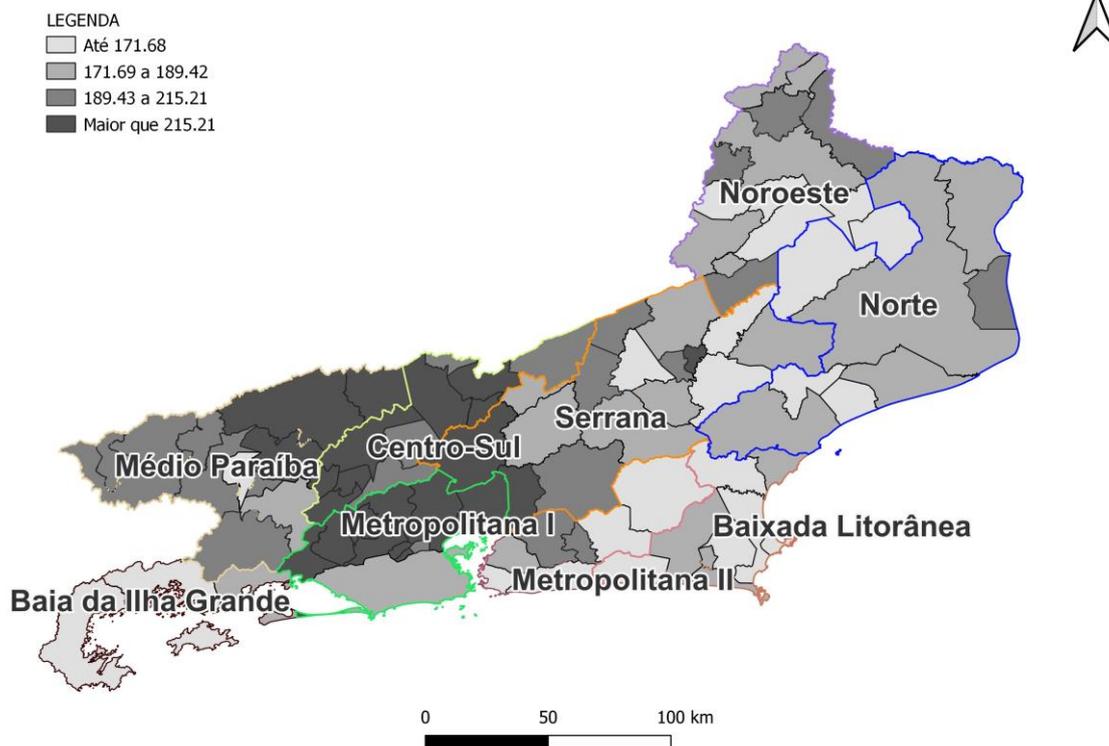
Quadro 2 – Municípios com as mais elevadas médias das TMP ajustadas no período de 2011-2020, no Estado do Rio de Janeiro (n=920)

| Região | Municípios (média da TMP ajustada/100 mil habitantes) |
|------------------------------|--|
| Centro Sul Fluminense | Paracambi (221.86), Paraíba do Sul (224.31), Areal (225.11), Mendes (235.67), Vassouras (236.94), Três Rios (237.66) e Engenheiro Paulo de Frontin (245.46) |
| Médio Paraíba | Valença (215.51), Barra do Piraí (235.59) e Rio das Flores (252.31) |
| Metropolitana I | Magé (288.23), Nilópolis (244.14), Queimados (242.28), Itaguaí (240.95), Nova Iguaçu (236.75), Mesquita (231.40), Japeri (229.83), Belford Roxo (226.92), Duque de Caxias (224.63) e Seropédica (219.69) |
| Serrana | Petrópolis (216.32), Guapimirim (216.45) e Macuco (335.77) |

Elaboração: Os autores.

A Figura 2 demonstra a espacialização das médias de TMP ajustadas nos municípios do Estado do Rio de Janeiro (2011-2020). A menor média de TMP ajustada foi observada no município de Niterói (134,75 óbitos por 100 mil habitantes), na Região Metropolitana II do Estado, enquanto a maior média de TMP ajustada foi encontrada no município de Macuco (335,77 óbitos por 100 mil habitantes), na Região Serrana.

Figura 2 – Distribuição espacial das Taxas médias de Mortalidade Prematura por DAC segundo municípios do Estado do Rio de Janeiro, 2011-2020 (n=920)



Elaboração: Os autores.

A Região Metropolitana I do Estado também concentrou os municípios com os piores resultados nos indicadores de média da cobertura (%) da ESF, taxas médias de enfermeiros, médicos, médicos cardiologistas e Leitos de internação por 1000 habitantes, bem como a menor média das despesas totais com saúde (R\$) por habitante. Destaca-se que esses municípios pertencem à sub-região da Baixada Fluminense (todos os municípios da Região com exceção do município do Rio de Janeiro).

Destaca-se que Japeri, na Região Metropolitana I, e São Francisco de Itabapoana, na Região Norte Fluminense, são municípios que se localizam nos piores estratos de 7 dos 8 indicadores analisados. Em ambos os casos, a Taxa Média de ICSAP se encontra no segundo pior estrato. Já o município de Porto Real, localizado na Região Médio Paraíba, é o único que se apresenta localizado no melhor estrato em 6 dos 8 indicadores. Abaixo dele, mas em condição melhor que os demais, está o município de Rio Claro, bem classificado em 4 indicadores.

As regiões da Baixada Litorânea e do Norte Fluminense apresentaram concentração de municípios com baixa cobertura (%) média da ESF, médias menores nas taxas de médicos e médicos cardiologistas, bem como menores despesas totais com saúde (R\$) por habitante. Adicionalmente, observou-se que a Baixada Litorânea tem 44,44% (n=3) dos municípios com piores razões de leitos por 1000 habitantes, enquanto a Região Norte Fluminense possui 37,50% (n=3) dos municípios com piores taxas de enfermeiros por 1000 habitantes.

Ao considerar toda a série histórica, independente da análise por cluster, as médias das despesas totais com saúde (R\$) por habitante nos municípios foi de R\$1523,24 (n=920; DP 4709,22), da cobertura (%) da ESF foi de 75,45% (n=914; DP 0.90) e da cobertura (%) médica de saúde suplementar 17,92% (n= 920; DP 10.78). As taxas médias de enfermeiros por 1000 habitantes, médicos por 1000 habitantes e médicos cardiologistas por 1000 habitantes foram, respectivamente, 9,91 (n=920; DP

4,38), 17,60 (n=920; DP 9,73) e 4,79 (n=920; DP 2,05). Além disso, as médias da Taxa de ICSAP por 100 mil habitantes e da Razão de Leito por 1000 habitantes foi, respectivamente, de 1221.21 (n=920; DP 896.47) e 6,60 (n=920; DP 2,40).

A Tabela 2 apresenta os três modelos de regressão múltipla dos dados em Painel. Ainda que sejam apresentados os resultados dos modelos, o Teste de Breusch e Pagan Lagrangian apresentou p-valor <0,001, demonstrando que o modelo de efeitos aleatórios é mais adequado que o modelo POLS. O Teste de Hausman também apresentou p-valor <0,001, o que rejeita a hipótese nula que o modelo de efeitos aleatórios seria mais adequado que o modelo de efeitos fixos. Deste modo, além de reconhecer que o modelo POLS é pouco adequado do ponto de vista teórico, já que se reconhece a variabilidade entre os preditores e a própria variável desfecho, observa-se que os parâmetros estatísticos demonstram a maior adequabilidade do modelo de efeitos fixos para a predição da TMP.

Observa-se que a cada unidade da taxa de Enfermeiros por 1000 habitantes a TMP reduz em -2,30 (IC95%: -3,60/-1,00; p-valor 0,001) óbitos por 100 mil habitantes. Do mesmo modo que as despesas totais com saúde (R\$) por habitante (β -0,01; IC95%: -0,011/-0,002; p-valor 0,003) reduz a TMP e a Taxa de ICSAP por 100 mil habitantes (β 0,01; IC95%: 0,0002/0,01; p-valor 0,044) a aumenta.

Tabela 2 – Regressão múltipla *Pooled* (POLS), de Efeitos Fixos (FE) e de Efeitos Randômicos (RE) do tipo *Time-Series Cross-Section* para Dados em Painel, segundo preditores do modelo e em função da TMP por DAC dos municípios do Estado do Rio de Janeiro, no período de 2011 a 2020 (n=914)

| Modelo POLS | β (IC95%) | p-valor |
|--|-----------------------------------|------------------|
| Cobertura (%) de ESF | -0.16 (-0.35/ 0.03) | 0.103 |
| Cobertura (%) médica de saúde suplementar | 0.57 (0.16/0.98) | 0.006 |
| Taxa de enfermeiros / 1000 habitantes | -2.09 (-3.06/ -1.11) | <0.001 |
| Taxa de médicos / 1000 habitantes | -0.17 (-0.65/0.31) | 0.483 |
| Taxa de médicos cardiologistas/1000 habitantes | 4.85 (2.17/ 7.53) | <0.001 |
| Despesas totais com saúde (R\$/habitante | -0.001 (-0.002/ -0.0003) | 0.006 |
| Taxa de ICSAP / 100000 habitantes | 0.01 (0.003/ 0.01) | 0.001 |
| Razão leitos de internação por 1000 habitantes | -0.02 (-1.60/ 1.55) | 0.976 |
| Modelo RE | | |
| Cobertura (%) de ESF | -0.09 (-0.33/0.14) | 0.423 |
| Cobertura (%) médica de saúde suplementar | 0.58 (-0.09/1.25) | 0.088 |
| Taxa de enfermeiros / 1000 habitantes | -2.67 (-3.74/-1.60) | <0.001 |
| Taxa de médicos / 1000 habitantes | 0.22 (-0.45/0.89) | 0.514 |
| Taxa de médicos cardiologistas/1000 habitantes | 0.90 (-1.88/3.69) | 0.524 |
| Despesas totais com saúde (R\$/habitante | -0.001 (-0.003/0.00004) | 0.056 |
| Taxa de ICSAP / 100000 habitantes | 0.01 (0.002/0.01) | 0.007 |
| Razão leitos de internação por 1000 habitantes | 1.41 (-0.71/3.53) | 0.192 |
| Modelo FE | | |
| Cobertura (%) de ESF | -0.26 (-0.55/0.03) | 0.078 |
| Cobertura (%) médica de saúde suplementar | 1.07 (-0.18/2.32) | 0.092 |
| Taxa de enfermeiros / 1000 habitantes | -2.30 (-3.60/-1.00) | 0.001 |

| | | |
|--|----------------------|--------------|
| Taxa de médicos / 1000 habitantes | 0.23 (-0.71/1.18) | 0.629 |
| Taxa de médicos cardiologistas/1000 habitantes | -0.71 (-3.74/2.32) | 0.647 |
| Despesas totais com saúde (R\$)/habitante | -0.01 (-0.01/-0.002) | 0.003 |
| Taxa de ICSAP / 100000 habitantes | 0.01 (0.0002/0.01) | 0.044 |
| Razão leitos de internação por 1000 habitantes | 2.17 (-0.43/4.78) | 0.102 |

Elaboração: Os autores.

DISCUSSÃO

A análise da série histórica dos últimos 10 anos (2011-2020) evidenciou redução das estimativas médias de TMP por DAC ajustada por idade nos municípios do Estado do Rio de Janeiro ao longo dos anos, especialmente no último quadriênio (2017-2020) investigado. Essa observação coaduna com outras pesquisas no Estado e no Brasil, denotando que os investimentos realizados nas últimas décadas têm, em certa medida, produzido efeito sobre as taxas de mortalidade (SOARES, KLEIN, SILVA, 2016; SOARES et al., 2010). Também é importante refletir que os achados deste estudo apontam para uma concentração na carga de mortalidade em municípios de três regiões do Estado, a saber: Metropolitana I, Centro Sul Fluminense e Médio Paraíba.

Esses resultados vão ao encontro de estudo recentemente publicado por Rosa et al (2021), que analisou os municípios do Estado, notando que 50% dos municípios apresentaram estabilização ou aumento na mortalidade prematura ao longo da série histórica de 1996 a 2016. Dentre as potenciais explicações estão o efeito produzido pelas condições socioeconômicas sobre a mortalidade por DAC (SOARES, KLEIN, SILVA, 2016; SOARES et al., 2010). Contudo, sendo a região Metropolitana I do Estado um dos mais importantes polos econômicos do Estado, parece necessário pensar que as elevadas cargas na região Metropolitana I também podem estar associadas às iniquidades sociais e, sobretudo, na forma de operacionalização das políticas preventivas na região. Com doze municípios a compoendo, inclusive a Capital, a região Metropolitana constitui, sem dúvidas, um grande desafio para universalizar as ações de saúde de maneira equânime, especialmente na região da Baixada Fluminense onde se acumulam as maiores taxas de mortalidade.

A literatura tem apontado para o fato que regiões mais desenvolvidas socioeconomicamente, especialmente as metrópoles, têm apresentado maiores TMP, ainda que esse dado seja bastante heterogêneo no comportamento brasileiro (BAPTISTA, QUEIROZ, RIGOTTI, 2018). Paradoxalmente, também são fartos os achados que suportam a ideia de associação inversamente proporcional entre o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) e as taxas de mortalidade por DAC (VILLELA, KLEIN, OLIVEIRA, 2019; BASTOS et al, 2017), o que traz a ideia de que o modo como são operadas as políticas públicas de saúde, sobretudo nessas regiões, podem influenciar diretamente a carga de doenças e, conseqüentemente, o padrão de mortes. Essa ideia pode ser verificada no padrão heterogêneo dos indicadores de investimento em saúde analisados nesse estudo, que, em geral, não seguem o mesmo padrão de concentração média nas regiões de maior TMP por DAC.

Dentre os investimentos escrutinados nesse manuscrito, certamente o efeito da Taxa de enfermeiros por 1000 habitantes sobre a TMP por DAC é o principal achado encontrado. Esse resultado aponta na direção que a cada enfermeiro por 1000 habitantes na região é estimada a redução de 2,30 óbitos prematuros por DAC a cada 100000 habitantes. Ainda que haja resistência na ampliação de competências desta categoria profissional em alguns países do globo, são inúmeros os estudos que apontam a melhoria de parâmetros clínicos e de estilo de vidas saudáveis por meio das práticas de Enfermagem. (ARJUNAN, TRICHUR, 2020; MOTA et al, 2019; HASANPOUR-DEHKORDI et al, 2016; CAJANDING, 2016)

Ensaio clínico randomizado que buscou determinar a influência de um programa de reabilitação cardíaca envolvendo conhecimentos sobre a doença, dietas, exercício, medicação, orientações domiciliares, cessação do tabagismo e mudanças no estilo de vida liderado por enfermeiros demonstrou melhoras significativas sobre desfechos de qualidade de vida e parâmetros fisiológicos. Por outro lado, o grupo controle, que recebeu somente as rotinas de cuidado por visitas médicas, cuidados de enfermagem e fisioterapia, apresentou declínio nos desfechos avaliados (ARJUNAN, TRICHUR, 2020).

Achados similares foram encontrados nos estudos de Hasanpour-Dehkordi et al (2016) e Cajanding (2016), reforçando as mudanças de estilo de vida populacionais orientadas por profissionais de Enfermagem.

Estudo brasileiro também sinaliza a maior efetividade na aderência de pessoas hipertensas no tratamento, sugerindo melhoras nos parâmetros clínicos da hipertensão arterial, da dislipidemia, do controle glicêmico e de peso (MOTA, MOURA-LANZA, NOGUEIRA-CORTEZ et al, 2019). Em pleno alinhamento com as expectativas apontadas pelo “Plano de ações Estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas e agravos não transmissíveis no Brasil – 2021-2030” (Brasil, 2021a), esses resultados parecem indicar para a necessidade de investimentos em profissionais de Enfermagem pelos municípios e centros de cuidado brasileiros. Tal cenário, em certa medida, já vem sendo apontado por organismos internacionais pela compreensão da urgente necessidade de ações articuladas para maximizar a atuação da força de trabalho da Enfermagem junto às equipes multiprofissionais, sobretudo em respostas às emergências sanitárias, às doenças não transmissíveis, à saúde mental e ao acesso universal à saúde (WHO, 2020; PAHO, 2019).

Nessa mesma direção, também foi observado que as despesas totais com saúde, entendida aqui como *proxy* de investimentos financeiros no sistema de saúde local, estão inversamente relacionadas à TMP por DAC, ou seja, o aumento nos investimentos reduz a mortalidade prematura. Esse achado também é sustentado pelo estudo canadense que examinou a relação entre os investimentos no sistema de saúde e a mortalidade por DAC (PSWARAYI et al, 2018). Ao analisar um conjunto de dados em painel no período de 2009 a 2020, o estudo revelou que a ampliação dos gastos com cuidados de saúde esteve associado aos melhores resultados na carga de doença e, conseqüentemente, na queda mortalidade.

Não se propõe, contudo, que esses investimentos sejam em áreas difusas, mas focalizados na redução de iniquidades em saúde, fator de risco plenamente reconhecido pela literatura (RITCHEY et al, 2020; LEWER, 2020; SCHULTZ et al, 2018), e em setores capazes de empreender cuidados comunitários, como no caso da APS. Análise produzida pelo Banco Mundial sobre a eficiência dos gastos públicos em saúde demonstram maior eficiência em setores da APS quando comparados com os níveis de média e alta complexidade (ARAUJO, PONTES, 2017), sugerindo que seja justamente este um caminho para a operacionalização e o alcance dos objetivos de redução das TMP por DAC por meio de mudanças no estilo de vida e controle de parâmetros clínicos populacionais.

Por outro lado, de modo dissonante ao tradicionalmente apresentado pela literatura (RASELLA et al., 2014), os efeitos produzidos pela cobertura da ESF (mecanismo brasileiro prioritário para o desenvolvimento da APS), não foram estatisticamente significantes sobre a redução da TMP por DAC. Independente disso, é importante pensar que a Taxa de ICSAP, compreendida como *proxy* da eficiência da APS, foi considerada um preditor para mortalidade por causas cardiovasculares. Em que pese a consagrada compreensão que a Atenção Primária produz importantes efeitos na redução da carga global das doenças não transmissíveis, também não é recente o debate que a forma de organização deste nível de atenção afeta os resultados em saúde (BASTOS et al, 2017). Esta inferência, portanto, traz a ideia de que não basta a implantação de equipes de Saúde da Família, é preciso uma organização forte e de base comunitária sob o risco de se tornar um mero e tradicional ambiente de consultas. Em outras palavras, a ampliação de ações preventivas direcionadas aos fatores de risco da população e ações de promoção de saúde são fundamentais para o controle da TMP por DAC.

Estudo realizado em Juiz de Fora demonstrou relação entre a baixa orientação dos atributos organizativos da Atenção Primária e o aumento de internações evitáveis por esse nível, reiterando que somente a cobertura de Saúde da Família não é suficiente para reduzir as ICSAP. Esse estudo aponta para maiores Razões de Prevalência (RP) de internação frente ao baixo desempenho nos atributos de acesso (RP 5,3), que garante a relação usuário-unidade, e integralidade (RP 4,7), que garante o atendimento às necessidades dos usuários-pacientes (SOUZA et al., 2018). Deste modo, parece ser fundamental um trabalho de investimento sobre a organização e a qualidade dos serviços de APS no Rio de Janeiro a fim de reduzir as TMP por DAC.

Os resultados do presente manuscrito devem ser interpretados à luz de suas limitações. Apesar de se tratar de um painel de dados balanceados, com dados ausentes escassos e limitados a uma variável, trata-se de um modelo explicativo ainda putativo e, conseqüentemente, inicial. Longe de um entendimento em definitivo sobre as variáveis que explicam completamente a variável desfecho,

compreende-se que esforços devem ser empreendidos para o robustecimento do modelo e a inclusão de novas variáveis independentes.

Por exemplo, há que se investigar melhor o aumento da TMP por DAC associado as taxas de médicos cardiologistas. Embora não tenha sido variável explicativa no modelo final (Efeitos Fixos), não se pode descartar a magnitude observada no modelo POLS. Resultados atuais apontam que investimentos maciços em especialidades médicas focais em detrimento à política de atenção à saúde abrangente e multiprofissional nos municípios estejam associados à piores desfechos de saúde para a população, como no caso do aumento de despesas para o sistema e maiores taxas de mortalidade (MACINKO, MENDONÇA, 2018; ARAÚJO, PONTES, 2017). Certamente, esta é uma relação que merece ser melhor explorada a partir dos resultados do presente manuscrito. Situação similar se aplica ao necessário aprofundamento de investigações sobre a cobertura da ESF e da Saúde Suplementar nas TMP por DAC, sobretudo pelas magnitudes dos efeitos identificados neste estudo, ainda que as variáveis não tenham apresentado significância estatística. Nota-se que, sobretudo a cobertura de saúde suplementar tem sido incentivada por meio de documentos oficiais e, caso se confirme a relação aqui observada, pode ser ela uma das responsáveis por contribuir com efeitos deletérios nas TMP por DAC, já que se pauta essencialmente por consultas médicas focalizadas. Neste sentido, parece urgente o desenvolvimento de novos estudos sobre este temário a fim de dirimir dúvidas nesta complexa cadeia causal.

CONCLUSÃO

Ao analisar a série histórica das TMP por DAC ao longo da última década (2011-2020) no Estado do Rio de Janeiro, fica evidente que houve uma diminuição geral dessa mortalidade. Este decréscimo nas taxas foi mais nítido e acentuado nos últimos quatro anos. Compreende-se que este dado é promissor ao indicar que ações e investimentos em saúde realizados no Rio de Janeiro podem estar resultando em mudanças mais significativas, aspecto que precisa ser monitorado nos próximos anos. Vale ressaltar que este decréscimo não ocorreu de maneira uniforme em todo o Estado. Nota-se que três regiões (Metropolitana I, com foco especial na Baixada Fluminense, Centro-Sul Fluminense, e Médio Paraíba) ainda concentram elevadas taxas de mortalidade. Investigações mais detalhadas destas regiões parecem urgentes, evitando-se o aprofundamento das desigualdades regionais.

Este estudo já apontou potenciais caminhos para o incremento de ações de saúde, especialmente nas regiões com maior concentração de mortes prematuras. Os investimentos financeiros no sistema de saúde, como observado, esteve associado à redução das taxas TMP por DAC. Isso sugere a necessidade de repensar os planejamentos para alocação de recursos com vistas a assegurar o acesso à saúde e a qualidade dos cuidados prestados.

Ademais a presença e a atuação dos profissionais de enfermagem demonstraram uma associação significativa com a redução das TMP por DAC. Isso sugere que investir na capacitação e no provimento desses profissionais pode desempenhar um papel fundamental na prevenção e no tratamento da doença cardíaca. Ressalta-se que os enfermeiros tem sua formação bastante voltada à promoção de saúde, que constitui uma importante prática de mudanças no estilo de vida da população. Esse aspecto, tal como aponta a literatura sobre o tema, é fundamental na redução da mortalidade por DAC.

Embora a cobertura da ESF não tenha apresentado uma associação estatisticamente significativa com a redução das TMP por DAC, a taxa de ICSAP, que avalia a eficiência e organização da APS, mostrou-se um preditor relevante. Assim, reforça-se a ideia de que é fundamental garantir uma organização dos serviços de APS, especialmente no que diz respeito à prevenção de doenças e promoção da saúde. Evidentemente, isso não exclui a necessidade de garantia dos serviços de diagnóstico e tratamento precoces pelo sistema de saúde, inclusive na própria APS. Deste modo, sugere-se o incremento de investimentos que atuem centralmente na mudança de estilos de vida da população e, conseqüentemente, empreendam esforços para a transformação de estilos de vida em nível comunitário.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, E.C.; PONTES, E. **Análise da eficiência do gasto público com saúde**. Brasília: Banco Mundial, 2017.

- ARJUNAN, P.; TRICHUR, R.V. The Impact of Nurse-Led Cardiac Rehabilitation on Quality of Life and Biophysiological Parameters in Patients With Heart Failure: A Randomized Clinical Trial. **J Nurs Res.** v. 29, n. 1, p. e130. 2020. <https://doi.org/10.1097/JNR.0000000000000407>
- BAPTISTA, E.; QUEIROZ, B.; RIGOTTI, J. Decomposition of Mortality Rates From Cardiovascular Disease in the Adult Population: A Study for Brazilian Micro-Regions Between 1996 and 2015. **Rev. Bras. Estud. Popul.** v. 35, n. 2, p. e00050. 2018. <https://doi.org/10.20947/S102-3098a0050>
- BASTOS, M.L.; MENZIES, D.; HONE, T.; DEGHANI, K.; TRAJMAN, A. The impact of the Brazilian family health strategy on selected primary care sensitive conditions: A systematic review. **PLoS One.** v.12, n.8, p. e0182336. 2017. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0182336>
- BRASIL. **Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES)**. Brasília: Ministério da Saúde, 2022a. Disponível em: <https://cnes.datasus.gov.br/>. Acesso em: 22 abr 2022.
- BRASIL. **E-Gestor Atenção Básica – Informação e Gestão da Atenção Básica**. Brasília: Ministério da Saúde, 2021b. Disponível em: <https://egestorab.saude.gov.br/paginas/acessoPublico/relatorios/relHistoricoCoberturaAB.xhtml>. Acesso em: 22 abr 2022.
- BRASIL. **Plano de Ações Estratégicas para o Enfrentamento das Doenças Crônicas e Agravos não Transmissíveis no Brasil 2021-2030**. Brasília: Ministério da Saúde, 2021a. 118 p.
- BRASIL. **Sistema de Informações sobre orçamentos públicos em saúde**. Brasília: Ministério da Saúde, 2022b. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/acesso-a-informacao/siops>. Acesso em: 22 abr 2022.
- BREUSCH T.S., PAGAN A.R. A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. **Econometrica.** v. 47, n. 5, p. 1287-1294. 1979. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- CAJANDING, R.J.M. The effectiveness of a nurse-led cognitive-behavioral therapy on the quality of life, self-esteem and mood among Filipino patients living with heart failure: A randomized controlled trial. **Applied Nursing Research.** v. 31, p. 86-93. 2016. <https://doi.org/10.1016/j.apnr.2016.01.002>
- CLARK, T.S.; LINZER, D.A.; DREW, A. Should I Use Fixed or Random Effects? **Political Science Research and Methods.** v. 3, n. 2, p. 399-408. 2015. <https://doi.org/10.1017/psrm.2014.32>
- CONSONNI, D.; COVIELLO, E.; BUZZONI, C.; MENSI, C. A command to calculate age-standardized rates with efficient interval estimation. **Stata J.** v. 12, p. 688-701. 2012. <https://doi.org/10.1177/1536867X1201200408>
- CROISSANT, Y.; MILLO, G. Panel data econometrics in R: The plm package. **Journal of statistical software.** v. 27, n. 2, p. 1-43. 2008. <https://doi.org/10.18637/jss.v027.i02>
- DIGGLE, P.J.; HEAGERTY, P.; LIANG, K.Y.; ZEGER, S.L. **Analysis of Longitudinal Data**. 2. ed. New York: Oxford University Press, 2002. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198524847.001.0001>
- HASANPOUR-DEHKORDI, A.; KHALEDI-FAR, A.; KHALEDI-FAR, B.; SALEHI-TALI, S. The effect of family training and support on the quality of life and cost of hospital readmissions in congestive heart failure patients in Iran. **Applied Nursing Research.** v. 31, p. 165-169. 2016. <https://doi.org/10.1016/j.apnr.2016.03.005>
- HAUSMAN, J.A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the econometric societ.** v. 46, n. 6, p. 1251-1271. 1978. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- LEWER, D.; JAYATUNGA, W.; ALDRIDGE, R.W.; EDGE, C.; MARMOT, M.; STOR, Y.A.; et al. Premature mortality attributable to socioeconomic inequality in England between 2003 and 2018: an observational study. **Lancet Public Health.** v. 5, n. 1, p. e33-e41. 2020 [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(19\)30219-1](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(19)30219-1)
- LOUREIRO, A. O.F.; COSTA, L. O. **Nota técnica n. 37 – Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel**. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), 2009.

- MACINKO, J.; MENDONÇA, C.S. Estratégia Saúde da Família, um forte modelo de Atenção Primária à Saúde que traz resultados. **Saúde em Debate**. v. 42, n. spe 1, p. 18-37. 2018. <https://doi.org/10.1590/0103-11042018s102>
- MANSUR, A.P.; FAVARATO, D. Mortality due to Cardiovascular Diseases in Women and Men in the Five Brazilian Regions, 1980-2012. **Arq Bras Cardiol**. v. 107, n. 2, p. 137-146. 2016. <https://doi.org/10.5935/abc.20160102>
- MANSUR, A.P. Current Cardiovascular Disease Death Rate in Rio De Janeiro State: More than Only a Dream in Rio. **Arq. Bras. Cardiol**. v. 116, n. 4, p. 772-773. 2021. <https://doi.org/10.36660/abc.20210203>
- MENSAH, G.A.; WEI, G.S.; SORLIE, P.D.; FINE, L.J.; ROSENBERG, Y.; KAUFMANN, P.G.; et al. Decline in Cardiovascular Mortality. **Circulation Research**. v. 120, n. 2, p. 366-380. 2017. <https://doi.org/10.1161/CIRCRESAHA.116.309115>
- MESQUITA, R.; FERNANDES, A.A.T.; FIGUEIREDO-FILHO, D.B. Uma introdução à regressão com dados de painel. **Revista Política Hoje**. v. 29, n. 1, p. 434-507. 2020. <https://doi.org/10.51359/1808-8708.2021.246522>
- MOTA, B.A.M.; MOURA-LANZA, F.; NOGUEIRA-CORTEZ, D. Efetividade da consulta de enfermagem na adesão ao tratamento da hipertensão arterial sistêmica. *Rev. Salud Pública*. v. 21, n. 3, p. 324-332. 2019. <https://doi.org/10.15446/rsap.V21n3.70291>
- PAN AMERICAN HEALTH ORGANIZATION (PAHO). **Strategic directions for nursing in the Region of the Americas**. Washington: PAHO, 2019.
- PSWARAYI, H.; DANKWAH. E.; KAUR, M.; OKON. I.; YAGHOUBI, M.; QARMOUT. T.; et al. Provincial health expenditure and cardiovascular disease mortality, a panel data study of Canadian provinces. **Int J Health Plann Manage**. v. 33, n.4, p. 1071-1081. 2018. <https://doi.org/10.1002/hpm.2582>
- RASELLA, D.; HARHAY, M.O.; PAMPONET, M.L.; AQUINO, R.; BARRETO, M.L. Impact of primary health care on mortality from heart and cerebrovascular diseases in Brazil: a nationwide analysis of longitudinal data. **The BMJ**. v.348, p. 1-10. 2014
- RITCHEY, M.D.; WALL, H.K.; GEORGE. M.G.; WRIGHT, J.S. US trends in premature heart disease mortality over the past 50 years: Where do we go from here? **Trends Cardiovasc Med**. v. 30, n. 6, p. 364-374. 2020. <https://doi.org/10.1016/j.tcm.2019.09.005>
- ROSA, M.L.G.; MESQUITA, C.T.; ALBUQUERQUE, L.Z.; et al. Recent Trends in Cardiovascular Mortality in Rio de Janeiro State Health Regions and Capital. **Arq Bras Cardiol**. v. 116, n. 4, p. 763-771. 2021. <https://doi.org/10.36660/abc.20190742>
- SCHULTZ, W.M.; HEVAL, M.K.; LISKO, J.C.; VARGHESE, T.; SHEN, J.; SANDESARA, P.; et al. Socioeconomic status and cardiovascular outcomes. Challenges and interventions. **Circulation**. v. 137, p. 2166-2178. 2018. <https://doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.117.029652>
- SECRETARIA DE ESTADO DE SAÚDE DO RIO DE JANEIRO (SES-RJ). **Atualização do Plano Diretor de Regionalização**. Rio de Janeiro: SES-RJ, 2014. <https://www.saude.rj.gov.br/comum/code/MostrarArquivo.php?C=MzA0OQ%2C%2C>
- SECRETARIA DE ESTADO DE SAÚDE DO RIO DE JANEIRO (SES-RJ). **Deliberação CIB-RJ n. 6250. Pactua estimativas populacionais por sexo e faixa etária, para os municípios do Estado do Rio de Janeiro**. Rio de Janeiro: SES-RJ, 2020.
- SECRETARIA DE ESTADO DE SAÚDE DO RIO DE JANEIRO (SES-RJ). **Informação SUS: dados SUS**. Rio de Janeiro. 2022. Disponível em: <https://www.saude.rj.gov.br/informacao-sus/dados-sus/2020/>. Acesso em: 22 abr 2022.
- SOARES, G.P.; BRUM. J.D.; OLIVEIRA, G.M.; OLIVEIRA, G.M.M.; KLEIN, C.H.; SILVA, N.A.S. Allcause and cardiovascular diseases mortality in three Brazilian states, 1980 to 2006. **Rev Panam Salud Publica**. v. 28, n. 4, p. 258-266. 2010. <https://doi.org/10.1590/S1020-49892010001000004>

SOARES, G.P.; KLEIN, C.H.; SILVA, N.A. Progression of mortality due to diseases of the circulatory system and human development index in Rio de Janeiro Municipalities. **Arq Bras Cardiol.** v. 107, n. 4, p. 314-322. 2016. <https://doi.org/10.5935/abc.20160141>

SOUZA, L.A.; RAFAEL, R.M.R.R.; MOURA, A.T.M.S; NETO, M. Relações entre a atenção primária e as internações por condições sensíveis em um hospital universitário. **Revista Gaúcha de Enfermagem.** v. 39, p. e2017-0067. 2018. <https://doi.org/10.1590/1983-1447.2018.2017-0067>

VILLELA, P.B.; KLEIN, C.H.; OLIVEIRA, G.M.M. Socioeconomic factors and mortality due to cerebrovascular and hypertensive disease in Brazil. **Rev Port Cardiol.** v. 38, n. 3, p. 205-212. 2019. <https://doi.org/10.1016/j.repc.2018.07.007>

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **Noncommunicable diseases: progress monitor 2022.** Geneva: WHO, 2022.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **State of the world's nursing 2020: investing in education, jobs and leadership.** WHO: Geneva, 2020.