IMPACTO DA ASSISTÊNCIA MÉDICA SOBRE A MORTALIDADE
UM ESTUDO DA VARIAÇÃO GEOGRÁFICA DA MORTALIDADE EVITÁVEL
NAS CAPITAIS BRASILEIRAS (1979-1992)

PAULO MAURICIO CAMPANHA LOURENÇO

SÃO PAULO

1997

IMPACTO DA ASSISTÊNCIA MÉDICA SOBRE A MORTALIDADE
UM ESTUDO DA VARIAÇÃO GEOGRÁFICA DA MORTALIDADE EVITÁVEL
NAS CAPITAIS BRASILEIRAS (1979-1992)

Tese apresentada na Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo pelo
Departamento de Epidemiologia para obtenção de Título de Doutor em Saúde Pública.

Autor: Paulo Mauricio Campanha Lourenço

Orientador: Jair Lício Ferreira Santos

São Paulo

1997

AGRADECIMENTOS

Sou grato a todos os professores do Departamento de Epidemiologia (FSP/USP), especialmente, aos Professores Titulares **Jair Lício Ferreira Santos** (orientador), **Ruy Larenti** (Membro da Comissão Julgadora) e **Gilberto Ribeiro Arantes**, e ao Professor Associado **Augusto Haziak Santo**, pela orientação e incentivo, e a todos os funcionários pela gentileza e apoio administrativo, nas diversas etapas de realização deste trabalho.

Agradeço as interessantes críticas e sugestões apresentadas pelos demais membros da Comissão Julgadora: Professora Doutora **Mariliza Berti de Azevedo Barros** (Departamento de Medicina Social da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP), Professora Adjunta **Maria Cecília de Souza Minayo** (Departamento de Ciências Sociais da ENSP) e Professor Titular **Laércio Joel Franco** (Departamento de Medicina Preventiva da UNIFESP).

R E S U M O

Impacto da Assistência Médica Sobre a Mortalidade. Um Estudo da Variação Geográfica da Mortalidade Evitável nas Capitais Brasileiras (1979-1992).

Introdução: A distribuição regional e temporal dos óbitos evitáveis, considerados como eventos sentinelas de saúde, têm sido utilizadas como indicador negativo da qualidade dos cuidados de saúde, do nível de saúde da população em geral e do efeito nele provocado por fatores econômicos, políticos e ambientais. Os estudos de análise de tendência temporal, em geral, demonstram que a mortalidade evitável declina mais rapidamente nas últimas décadas que a maioria das outras causas de óbito e sugerem que o declínio está associado à introdução de inovações nos serviços de saúde. Os estudos de variação geográfica demonstram que a mortalidade evitável está associada de modo consistente a fatores socioeconômicos e que a associação com o nível de recursos materiais e humanos de cuidados de saúde é fraca e inconsistente. Nesses estudos, a variação geográfica da mortalidade observada, não parece refletir diferenças de efetividade dos serviços de saúde mas flutuações “espontâneas” na incidência ou severidade dessas condições.

Objetivos: Tendo como premissa que deve ser inversa a relação entre a efetividade da assistência médica e a incidência de óbitos evitáveis por causas indicadoras de cuidados de saúde (CICS), é proposta uma lista de causas de doenças que possuem prevenção e tratamento reconhecidos e cuja ocorrência do óbito pode ser minimizada. Em seguida, é estimada a variação geográfica dos óbitos e do nível de mortalidade nos períodos de 1979-1982 e 1989-1992 e estimado o impacto da assistência médica no declínio da mortalidade por CICS nas capitais brasileiras em 1992.

Metodologia: São construídas vinte e seis bases de dados de área geográfica (25 capitais e o Distrito Federal) contendo todas as causas de óbito classificadas em quatro grupos de análise: Todas as causas (exceto as evitáveis), Todas as causas evitáveis (29 causas básicas), subdividido em (1) Causas indicadoras de políticas sociais e de saúde - CIPSS (6 causas básicas) e Causas indicadoras de cuidados

de saúde - CICS (23 causas básicas), codificadas em três dígitos de acordo com a 9ª Classificação Internacional de Doenças de 1975, agregadas anualmente para ambos os sexos em sete grupos etários de 0 a 64 anos de idade abrangendo o período de 1979-1992. As populações das capitais são estimadas a partir dos dados dos Censos Nacionais de 1980 e 1991, ajustadas aritmeticamente para 1º. de julho e calculada a taxa geométrica de crescimento intercensitária. A análise da variação regional dos óbitos, visa esclarecer se ocorre mais variação sistemática entre as áreas do que poderia ser explicado por fatores aleatórios (X^2 , $gl=k-1=25$, $p\leq 0,002$) e pela análise exploratória da distribuição de frequência da variância existente. A Razão da Mortalidade Padronizada - RMP (Standardised Mortality Ratio - SMR) é calculada pela divisão da taxa diretamente padronizada em cada área pela taxa de mortalidade da área de referência (conjunto das capitais e Distrito Federal). O nível de significância da divergência com padrão de referência (razão entre óbitos observados e esperados com a padronização) é analisado pelo teste X^2 ($gl = 1$; $p\leq 0,002$). O impacto da assistência médica sobre o declínio da mortalidade é estimado pela Razão de Mortalidade Evitável (RME). A RME indica a diferença percentual do nível de mortalidade por CICS observada em 1992 em relação ao que provavelmente ocorreria na ausência da assistência médica (X^2 ; $gl = 1$; $p\leq 0,002$). Esse cenário de previsão é simulado pela aplicação do coeficiente de regressão das taxas padronizadas de mortalidade por CIPSS (1979-1992), obtido pela análise de regressão loglinear, na taxa de mortalidade por CICS estimada para 1979 por regressão loglinear.

Resultados: A mortalidade por CICS declina exponencialmente (5,4% aa.) de 1979 a 1992 e sua distribuição torna-se mais homogênea no conjunto das capitais ao final do período. A intervenção médica, quando medida pela RME, contribui de forma significativa ($p\leq 0,002$) e abrangente (85% das capitais) para este declínio (2,5% aa. no conjunto, variando de 11,1% aa. em Fortaleza a 0,3% aa. em Vitória). A intervenção médica é igualmente efetiva no declínio da mortalidade por CICS na maioria das capitais, seja quando interpretada pela frequência de resultados significativos alcançados entre capitais de uma mesma macrorregião, exceto para Boa Vista ($X^2=5,27$ $p=0,02165$), onde desempenho é superior ao esperado para as demais capitais da região, seja quando a comparação se faz entre todas as capitais, exceto para Boa Vista ($X^2=9,84$ $p=0,00171$) e Goiânia ($X^2=4,30$ $p= 0,03815$), ou mesmo entre as macrorregiões ($X^2=3,89$ $p=0,42163$). Portanto, se há diferença geográfica de efetividade da intervenção médica, ela não pode ser explicada pela proporção de causas de óbito evitável que têm parte importante de seu declínio devido à influência da assistência médica. A intervenção médica é mais frequentemente efetiva nas capitais com nível de mortalidade por CICS (RMP) superior ao esperado. Esta comparação é tão válida para o período de 1979-1982 ($X^2=19,92$ $p=0,00001$) quanto para 1989-1992 ($X^2=20,52$

$p=0,00001$) e torna evidente a importância da intervenção médica para a maior homogeneidade da mortalidade por CICS entre as capitais ($s=23,34$ $p=0,5576$), bem como para declínio do nível de mortalidade: das sete capitais com RMP superior a esperada em 1979-1982, apenas Maceió (RMP=146 $p\leq 0,002$), João Pessoa (RMP=156 $p\leq 0,002$) e Aracaju (RMP=153 $p\leq 0,002$) encontram-se nesta situação em 1989-1992. A intervenção médica não é igualmente efetiva ($X^2=70,42$ $p=0,0000$) quando seu impacto sobre a mortalidade é interpretado pela frequência de resultados significativos alcançados pelas diversas causas de óbito evitável. O componente mais expressivo da influência da intervenção médica sobre a mortalidade por CICS é sua contribuição para tendência exponencial de declínio da mortalidade por doenças infecciosas intestinais: é a segunda maior taxa de mortalidade estimada em 1992 ($Y'=82/10^5$), a intervenção médica é efetiva em 100% das capitais e contribui com 83,8% da taxa de declínio (12,07% aa.) desta causa no conjunto das capitais.

Conclusão: As causas de óbito evitável, considerando a influência da intervenção médica na sua taxa de declínio e o nível de mortalidade existente, podem ser classificadas em quatro grupos de acordo com sua contribuição para o declínio global das CICS no conjunto das capitais: (1) Causas que mais contribuem: doenças infecciosas intestinais ($X^2=33,16$ $p=0,00000$) e septicemia ($X^2=6,58$ $p=0,01033$); (2) Causas que menos contribuem: tumor maligno de útero não especificado ($X^2=4,63$ $p=0,03144$), tumor maligno de colo de útero ($X^2=4,96$ $p=0,02591$), doença pulmonar obstrutiva crônica ($X^2=3,88$ $p=0,04899$) e nefrite e nefrose ($X^2=5,63$ $p=0,01765$); (3) Causas que contribuem o esperado: tuberculose ($X^2=2,67$ $p=0,10253$), diabetes melito ($X^2=0,5337$ $p=0,46506$), meningite ($X^2=1,49$ $p=0,22250$), hipertensão arterial ($X^2=0,0039$ $p=0,95027$), doença cerebrovascular ($X^2=0,70$ $p=0,40267$), infecções respiratórias agudas ($X^2=0,2059$ $p=0,64997$), pneumonia e gripe ($X^2=2,36$ $p=0,12473$), complicações da gravidez, parto e puerpério ($X^2=3,58$ $p=0,05864$) e sintomas, sinais e afecções mal definidas ($X^2=0,055$ $p=0,81453$); e (4) Causas que não contribuem: melanoma maligno de pele, doença de Hodgkin, doença reumática crônica do coração, asma, úlcera gástrica, duodenal e jejunal, apendicite, hérnia abdominal, colelitíase e colecistite.

Summary

The Impact of Medical Care over Mortality. A Study the Geographical Variation of Avoidable Mortality in the Brazilian Capitals (1979-1992).

Introduction: The distribution in time and space of avoidable mortality, considered as health sentinels events, has been used as a negative indicator of the quality of health care, of the health level of the population in general and of the effect it provoked for economy, politics and the environment factors. Frequently, study on temporal trend indicate that avoidable mortality has declined faster during the last decades than the other causes of death and suggest that such decline is associated with the introduction of innovations in health care. Survey on the geographical variation has show that avoidable mortality is firmly related to socio-economic factors and that the association with the level of material and human supplies is weak and inconsistent. The geographical variation observed in the survey does not seem to reflect differences in the effectiveness of health care but, instead “spontaneous” fluctuations in the incidence or severity of such conditions.

Objectives: Our premise is that is inverse the relationship between the effectiveness of health care and the incidence of death that could be avoided (Health Care Indicators - CICS). Thus, we propose a list of diseases that have recognised prevention and therapy in which the occurrence of death can be minimised. After that, the geographical variation of death and the mortality level in the two periods (1979-1982 and 1989-1992) is estimated, as well as, the impact of medical care in the decline of mortality caused by CICS in the Brazilian capitals in 1992.

Methodology: Twenty-six databases of geographical area were built with all causes of death classified into four analysis groups: all causes (except the avoidable ones), all avoidable causes (twenty-nine basic causes), subdivided into Social and Health Politics Indicators - CIPSS (six basic causes), and Health Care Indicators - CICS (twenty-three basic causes) codified in three digits according to the 9th International Classification of Diseases, put together every year for both sex in seven age groups (0 to 64 years) within the period 1979-1992. The population of the capitals is estimated based on 1980 and 1991 National Census arithmetically adjusted to July 1st and calculating the geometric rate of the

systematic variation among the areas than could be explained by random factors (X^2 , $gl=k-1=25$, $p\leq 0.002$) and by the exploratory analysis of the frequency distribution of variance. The Standardized Mortality Ratio (RMP) is calculated by the division of the directly standardized in each area by the mortality rate of the reference area (all capitals). The level of significance of divergence (the ratio between the observed death and those expected with standardisation) is analysed by the χ^2 Test ($gl=1$, $p\leq 0.002$). The impact of medical care over the reduction of mortality is estimated by the Avoidable Mortality Ratio (RME). RME indicates the percentage of difference of mortality level by CICS observed in 1992 and the one which would probably happen without medical care (χ^2 , $gl=1$, $p\leq 0.002$). This previewed setting is simulated by the use of the regression coefficient of the standardized ratios of the mortality by CIPSS, which was obtained by the loglinear regression analysis (1979-1992), on the rate of mortality by CICS estimated to 1979 by loglinear regression.

Results: CICS mortality declined exponentially (5.4% per year) from 1979 to 1992 and this distribution is more homogeneous among the capitals at the end of the period. Medical intervention, when measured by RME, contribute significantly ($p\leq 0.002$) and comprehensively (85% of the all capitals) to the result (2.5% per year, ranging from 11% in Fortaleza to 0.3% in Vitoria). Medical intervention is equally effective in the decline of mortality by CICS in most capitals, either when it is interpreted by the frequency of significant results achieved among the capitals of a same macroregion, except for Boa Vista ($X^2=5.27$ $p=0.02165$) where the performance is better than in other capitals of a same region, or when all capitals are compared, except, again, for Boa Vista ($X^2=9.84$ $p=0.00171$) and Goiânia ($X^2=4.30$ $p=0.03815$) or even among the macroregion ($X^2=3.89$ $p=0.42163$). Therefore, if there is geographical difference of the effectiveness of medical intervention, it cannot be explained by the proportion of causes of avoidable deaths which have an important part of their decline due to influence of medical care. Medical intervention is more frequently effective in the capitals with a level of mortality by CICS higher than expected. This comparison is valid not only for the period in 1979-1982 ($X^2=19.92$ $p=0.00001$), but also for the period in 1989-1992 ($X^2=20.52$ $p=0.00001$) and it makes clear the importance of medical intervention for a higher homogeneity of mortality by CICS among the capitals ($s=23.34$ $p=0.5576$) as well as for the decline of the mortality level: from the seven capitals with SMR higher than expected in 1979-1982, only Macció (RMP=146 $p\leq 0.002$), João Pessoa (RMP=156 $p\leq 0.002$) e Aracaju (RMP=153 $p\leq 0.002$) are in this situation in 1989-1992. Medical intervention is not equally effective ($X^2=70.42$ $p=0.00000$) when its impact on mortality is interpreted by the frequency of

significant results achieved by several causes of avoidable death. The most expressive component of the influence of medical intervention over mortality by CICS is its contribution to the exponential tendency of decline of mortality by infectious intestinal diseases: it is the second highest mortality rate estimated in 1992 ($Y'=82/10^5$), medical intervention is effective in all capitals and contributes with 83.8% of the decline rate (12.07% per year) of this cause among the capitals.

Conclusion: The causes of avoidable death, considering the influence of medical intervention in its decline rate and the existent mortality level, can be classified in four groups, according to its contribution to global decline of CICS among the capitals: (1) causes which contribute the most: infectious intestinal diseases ($X^2=33.16$ $p=0.00000$) e septicaemia ($X^2=6.58$ $p=0.01033$); (2) causes which contribute the least: malignant neoplasm of uterus ($X^2=4.63$ $p=0.03144$), malignant neoplasm of cervix uteri ($X^2=4.96$ $p=0.02591$), chronicle obstructive lung disease ($X^2=3.88$ $p=0.04899$) and nephrites and nephrosis ($X^2=5.63$ $p=0.01765$); (3) causes which contributes the expected: tuberculosis ($X^2=2.67$ $p=0.10253$), diabetes mellitus ($X^2=0.5337$ $p=0.46506$), meningitis ($X^2=1.49$ $p=0.22250$), hypertensive disease ($X^2=0.0039$ $p=0.95027$), cerebrovascular disease ($X^2=0.70$ $p=0.40267$), acute infectious respiratory diseases ($X^2=0.2059$ $p=0.64997$), pneumonia and influenza ($X^2=2.36$ $p=0.12473$), maternal deaths ($X^2=3.58$ $p=0.05864$), indefinite causes ($X^2=0.055$ $p=0.81453$); and (4) causes which not contribute: malignant melanoma of skin, Hodgkin's disease, chronicle rheumatic heart disease, asthma, ulcer of stomach, duodenum or illeus, appendicitis, abdominal hernia, colelitis and colecistitis.

ÍNDICE

Introdução	1 - 6
Objetivos e Metodologia	7 - 12
Resultados	13 - 81
Conclusões	82 - 90
Bibliografia	91 - 94
Anexo	95 - 96

INTRODUÇÃO

Introdução

O conceito de mortalidade evitável evoluiu como índice negativo de saúde pública e da efetividade dos serviços de saúde a exemplo de outros indicadores de saúde como a mortalidade infantil e materna. Sendo o objetivo do sistema de saúde a aplicação do conhecimento científico atualizado na resolução de problemas reais, quando há indicação que uma determinada patologia é evitável por intervenção médica ou sanitária e na realidade ocorre o oposto, parece ser necessário estabelecer a qualidade dos serviços prestados. Consequentemente, certas causas de óbito são definidas como indicadoras da mortalidade evitável supondo que medidas preventivas ou terapêuticas podem influenciar sua incidência. Deste modo, o estudo da mortalidade evitável torna-se um instrumento útil para o planejamento regional de saúde pois serve aos propósitos de descrever e monitorar o estado de saúde, de aprimorar a avaliação dos serviços, de explorar a confiabilidade de sistemas de vigilância epidemiológica que identificam problemas específicos de saúde. O comportamento inesperado das taxas de óbitos por essas causas podem indicar a existência de problemas regionais e motivar estudos mais detalhados sobre a qualidade do serviço de saúde ou sobre o curso de eventos que precedem e determinam a ocorrência de óbitos potencialmente evitáveis.

Tendo como premissa que deve ser inversa a relação entre a qualidade e/ou efetividade dos cuidados de saúde e a incidência de mortes evitáveis, Rutstein²³ propõe uma ampla lista de causas de doenças que possuem profilaxia e terapia reconhecida e cuja ocorrência do óbito pode ser minimizada. Pressupõe-se que quanto menor a ocorrência de tais doenças, incapacidades e mortes prematuras delas decorrentes no sistema de atenção à saúde, mais eficaz seria o serviço prestado. A distribuição regional e temporal dos óbitos evitáveis, considerados como eventos sentinelas de saúde, tem sido utilizada como um indicador negativo da qualidade dos cuidados de saúde, do nível de saúde da população em geral e do efeito nele provocado por fatores econômicos, políticos e ambientais, bem como para avaliar a qualidade dos serviços médicos prestados dentro e fora de hospitais.

A seleção de causas de óbitos no primeiro estudo publicado por Charlton⁴, inspirada na lista de eventos sentinelas de saúde de Rutstein, é utilizada em todos os estudos revisados por Mackenbach et al¹⁵. Em estudos mais recentes, várias causas de óbitos evitáveis foram acrescentadas, inclusive algumas causas evitáveis por prevenção primária, tais como, acidentes de trânsito, cirrose hepática e câncer de pulmão.

Quadro 1. Seleção de causas de óbito publicada por Charlton

Causa de óbito	Grupo etário
Doença hipertensiva	5-64
Tumor de colo uterino	5-64
Pneumonia e bronquite	5-49
Tuberculose (exceto silicotuberculose)	5-64
Asma	5-49
Doença reumática crônica do coração	5-44
Doença respiratória aguda	5-49
Infecção bacteriana	5-64
Doença de Hodgkin	5-34
Hérnia da cavidade abdominal	5-64
Colecistite aguda e colelitíase	5-64
Apendicite	5-64
Mortes maternas	10-44
Anemias carenciais	5-64
Mortes perinatais	-

Diversos estudos foram realizados com o objetivo de investigar se as taxas de mortalidade por condições evitáveis por intervenção médica poderiam ser interpretadas como indicadores da efetividade dos serviços de saúde. Esses estudos têm relacionado condições clínicas e cirúrgicas para as quais há um certo consenso que os óbitos em determinados grupos etários são evitáveis por intervenção médica. As condições consideradas evitáveis, selecionadas a partir da lista original de Rutstein, omitem causas infrequentes, ou por indisponibilidade de dados, ou por discordância quanto a existência de evidência significativa do aumento da efetividade do ato médico concomitante à alta taxa de sobrevivência como, por exemplo, o tratamento do câncer de tireóide.

Estudos sobre mortalidade evitável e serviços de saúde realizados por equipes de diversos países da Comunidade Européia originaram um atlas com informações sociodemográficas, periodicamente publicado desde 1988. Pesquisadores de outros países europeus, do Canadá, da Nova Zelândia e Lituânia publicaram estudos que descrevem a variação da mortalidade evitável no tempo (associada a introdução de inovações médicas) e no espaço (decorrente do nível de variáveis socioeconômicas).

Quadro 2. Causas de óbito evitável utilizadas em alguns estudos mais recentes

Úlcera gástrica e duodenal	Hiperplasia prostática
Gripe	Endocardite
Infecções de ouvido	Sífilis
Doença cardíaca congênita	Nefrite e nefrose
Tumor do testículo	Acidente de trânsito
Mortalidade infantil	Todas as doenças respiratórias
Tumor maligno de traquéia, brônquio e pulmão	Cirrose do fígado
Acidentes com veículos a motor	Enterite e outras doenças diarreicas
Diabetes mellitus	Epilepsia
Obstrução intestinal	Tumor de laringe
Todas as demais doenças infecciosas e parasitárias, incluindo otite média, mastoidite, infecções da pele, osteomielite e periostite	
Bócio, tireotoxicose, avitaminoses e deficiências nutricionais	

Análises de dois tipos têm sido publicadas: análise de tendência temporal (9 estudos), que relaciona o declínio da mortalidade evitável a inovações de intervenção médica; análise de variação geográfica (10 estudos), na qual a mortalidade evitável é relacionada a disponibilidade de recursos de saúde e a outros fatores socioeconômicos.

Os métodos estatísticos mais frequentes empregados nos estudos de análise temporal são os procedimentos de padronização de taxas para remoção da influência de diferenças na estrutura etária entre populações e os procedimentos de regressão linear para estimativa de tendências.

Nos estudos de variação geográfica, a Razão de Mortalidade Padronizada - RMP (Standardized Mortality Ratio) é a medida mais utilizada, algumas vezes ajustada por transformações logarítmicas. Na análise estatística da relação entre mortalidade evitável e variáveis de serviços de saúde, são empregadas regressões lineares múltiplas, e fatores sociodemográficos são utilizados como variáveis de controle.

Quadro 3. Características básicas dos estudos de tendência temporal

Primeiro Autor	País	Período	Causas de óbito	Método de análise
Gil ⁹	Espanha	1960-1984	13	Padronização de taxas
Charlton ⁵	Internacional*	1950-1980	13	Padronização de taxas
Gaizauskiene ⁸	Lituânia	1970-1990	14	Padronização de taxas Regressão linear
Mackenbach ¹³	Holanda	1950-1984	35	Regressão loglinear
Malcon ¹⁸	Nova Zelândia	1968-1987	15	Padronização de taxas Regressão linear Regressão não-linear Regressão loglinear
Poikolainen ²¹	Finlândia	1969-1981	22	Padronização de taxas Regressão loglinear
Xavier ²⁴	Espanha	1975-1990	21	Padronização de taxas Regressão linear Regressão não-linear
Westerling ²⁵	Suécia	1974-1985	21	Padronização de taxas Regressão linear
Westerling ²⁶	Suécia	1974-1985	22	Padronização de taxas Regressão linear Regressão não-linear

*Países comparados: Inglaterra, País de Gales, Estados Unidos, França, Japão, Itália e Suécia

Quadro 4. Características básicas dos estudos de variação geográfica

Primeiro autor	País, número de regiões	Período	Número de causas de óbito	Variável independente	
				Cuidados de saúde	Outras
Bauer ²	Inglaterra e País de Gales, 98 regiões	1974-1978	13	---	Morbidade Socioeconômicas
Carr-Hill ³	Inglaterra e País de Gales, 15 regiões	1976-1983	4	Gastos	Socioeconômicas
Charlton ⁶	Inglaterra e País de Gales, 98 regiões	1974-1978	15	---	Socioeconômicas
Humblert ¹²	Bélgica 43 regiões	1974-1978	10	Demanda	Socioeconômicas
Mackenbach ¹⁴	Holanda 28 regiões	1950-1954 1960-1964 1970-1974 1980-1984	14	Recursos humanos e materiais	Socioeconômicas
Mackenbach ¹⁶	Inglaterra e País de Gales Holanda 41 regiões	1931-1961 1961-1981 1950-1954 1960-1964 1970-1974 1980-1984	16	---	Socioeconômicas
Mackenbach ¹⁷	Holanda 39 regiões	1969-1984	7	Recursos humanos e materiais	Socioeconômicas
Pampalon ²⁰	Canadá (Quebec) 16 regiões	1969-1973 1982-1990	13	Recursos humanos e materiais	Socioeconômicas
Poikolainen ²²	Internacional 25 países	1975-1978	57	Recursos humanos e materiais	Socioeconômicas
Westerling ²⁸	Suécia 26 regiões	1987-1990	5	Hospital	Socioeconômicas

Quadro 5. Características de oferta de serviços médicos e variáveis socioeconômicas

Número de clínicos gerais por 100.000 habitantes

Número de leitos hospitalares por 1.000 habitantes

Percentagem de leitos públicos em hospitais universitários

Percentagem de leitos públicos em pequenos hospitais (<200 leitos)

Taxa bruta de imigração por 1.000 habitantes

Grau de urbanização (em relação a população residente em cidades de até 100.000 habitantes)

Fonte: Mackenbach¹⁴(modificado)

Os estudos de análise de tendência temporal, em geral, demonstram que a mortalidade evitável declina mais rapidamente nas últimas décadas que a maiorias das outras causas de óbito e sugerem que o declínio está associado à introdução de inovações nos serviços de saúde. Os estudos de variação geográfica demonstram que a mortalidade evitável está associada de modo consistente a fatores socioeconômicos e que a associação com o nível de recursos materiais e humanos de cuidados de saúde é fraca e inconsistente. Machenbach¹⁵ afirma que os níveis remanescentes de mortalidade evitável nos países industrializados resultam, pelo menos em parte, da efetividade dos serviços de saúde. Contudo, a variação geográfica da mortalidade não parece refletir diferenças de efetividade dos serviços de saúde mas flutuações “espontâneas” na incidência² ou severidade dessas condições. É possível que a variação geográfica da mortalidade evitável possa refletir diferenças de efetividade dos serviços de saúde e, especialmente, a efetividade da intervenção médica, se forem consideradas outras circunstâncias além do nível de recursos disponíveis, mais relacionadas a maneira como está organizada a oferta e o acesso aos serviços de saúde e a outras circunstâncias socioeconômicas.

OBJETIVOS
E
METODOLOGIA

Objetivos

Estimar a variação geográfica da mortalidade evitável no período de 1979 a 1992 e o impacto da assistência médica no declínio da mortalidade evitável nas capitais brasileiras em 1992.

Metodologia

1. Dados de mortalidade e dados censitários

Os dados anuais de mortalidade são do Sistema Integrado de Mortalidade para período de 1979 a 1992 relativos às capitais e Distrito Federal*. São construídas vinte e seis bases de dados de área geográfica (25 capitais e o Distrito Federal) contendo todas as causas de óbito classificadas em quatro grupos de análise: Todas as causas (exceto as evitáveis), Todas as causas evitáveis (29 causas básicas), subdividido em (1) Causas indicadoras de políticas sociais e de saúde - CIPSS (6 causas básicas) e Causas indicadoras de cuidados de saúde - CICS (23 causas básicas), codificadas em três dígitos de acordo com a 9ª Classificação Internacional de Doenças de 1975, agregadas anualmente para ambos os sexos em sete grupos etários (0-4, 5-14, 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64) abrangendo o período de 1979-1992.

As populações das capitais são estimadas a partir dos dados dos Censos Nacionais de 1980 e 1991, ajustadas aritmeticamente para 1º de julho e calculada a taxa geométrica de crescimento intercensitária.

No processo de seleção das causas evitáveis de óbito são utilizadas as listas Rutstein²³, Charlton *et al*⁴ e, principalmente, de Holland¹¹ com as modificações a seguir. As causas coqueluche (CID 033), tétano (CID 037), sarampo (CID 055), tumor maligno de corpo de útero (CID 182), osteomielite (CID 730) pela frequência muito baixa (geralmente nula) em vários anos em várias áreas geográficas, não são estudadas. As causas septicemia (CID 038), tumor maligno de esôfago (CID 150), melanoma maligno de pele (CID 162), deficiências nutricionais (CID 260-269), úlcera gástrica, jejunal e duodenal (CID 531-534), meningite

* Palmas, capital do Estado de Tocantins criado em 1986, não foi incluída no estudo.

(CID 320-322), nefrite e nefrose (CID 580-589), sintomas, sinais e afecções mal definidas (CID 780-799) e homicídios e outras formas de violência (CID E960-E969), são incluídas no estudo.

Quadro 6. Causas de óbito evitável selecionadas e grupos etários

CID	Causas de óbito evitável selecionadas	Grupo etário (anos)
Causas Indicadoras de Políticas Sociais e de Saúde (CIPSS)		0-64
150	Tumor maligno do esôfago	5-64
162	Tumor maligno da traquéia, brônquio e pulmão	5-64
260-269	Deficiências nutricionais	0-4
571	Doença crônica do fígado e cirrose	15-64
E810-E819	Acidente de trânsito com veículo a motor	0-64
E960-E969	Homicídio e outras violências	0-64
Causas Indicadoras de Cuidados de Saúde (CICS)		0-64
001-009	Doenças infecciosas intestinais	0-4
010-018	Tuberculose	5-64
038	Septicemia	0-4
172	Melanoma maligno da pele	0-64
179	Tumor maligno do útero não especificado	15-64
180	Tumor maligno do colo do útero	15-64
201	Doença de Hodgkin	5-64
250	Diabetes mellitus	15-64
320-322	Meningite bacteriana	0-4
393-398	Doença reumática crônica do coração	5-44
401-405	Hipertensão arterial	35-64
430-436	Doença cerebrovascular	35-64
460-466	Infecções respiratórias agudas	0-4
480-487	Pneumonia e gripe	0-64
491-492	Doença pulmonar obstrutiva crônica	35-64
493	Asma	5-44
531-534	Úlcera gástrica, duodenal, jejunal	15-64
540-543	Apendicite	5-64
550-553	Hérnia da cavidade abdominal	0-64
574-575	Colelitíase e colecistite	5-64
580-589	Nefrite e nefrose	0-64
630-639	Complicação da gravidez, parto e puerpério	15-64
780-799	Sintomas, sinais e afecções mal definidas	0-64

A mortalidade perinatal não é estudada por não estar disponível os dados de nascidos-vivos para diversas capitais. Além do cólera (CID 001), como na seleção de Holland, são incluídas todas as causas de doenças infecciosas intestinais (CID 001-009). O tumor maligno de útero não especificado (CID 179) e de colo de útero (CID 180), além de serem mantidos, são analisados separadamente. As doenças respiratórias são agregadas em quatro grupos de causas: infecções respiratórias agudas de vias aéreas superiores (CID 460-469), pneumonia e gripe (CID 480-487), doenças pulmonares obstrutivas crônicas (CID 491-492) e asma (CID 493). As doenças cardiovasculares são estudadas em dois grupos: Hipertensão arterial (CID401-405) e doença cerebrovascular (CID 430-436).

Desenho de Estudo

É um estudo de avaliação do impacto da intervenção médica sobre a tendência temporal das taxas de mortalidade por região geográfica (capital) utilizando dados agregados de óbitos por causas evitáveis selecionadas. A análise ecológica possibilita fazer inferências sobre o impacto das intervenções médicas sobre as taxas de mortalidade, como propõe Morgensten¹⁹ para a avaliação da efetividade de uma intervenção a nível da população.

Uma estimativa do efeito da intervenção médica sobre o declínio da mortalidade evitável regional é proposta a partir do cálculo da Razão de Mortalidade Evitável (RME). Tendo como objetivo comparar taxas observadas e esperadas, semelhante a Razão de Mortalidade Padronizada (Standardised Mortality Ratio - SMR), a RME é a razão entre a taxa padronizada de mortalidade evitável por CICS, estimada para 1992 pelo modelo de regressão loglinear (taxa observada), e a taxa esperada para 1992, quando aplicado o coeficiente de regressão (*b*) implícito na curva de tendência exponencial ajustada da taxa padronizada de mortalidade por CIPSS à taxa de mortalidade por CICS estimada para 1979.

Esta hipótese de trabalho tem como pressupostos que: (1) todos os óbitos devidos a causas consideradas evitáveis por cuidados de saúde (CICS) poderiam ter sido evitados por intervenção médica adequada; (2) o declínio da mortalidade por CIPSS reflete a influência dos fatores de prevenção primária de caráter socioeconômico, independentes da ação médica; (3) na ausência da intervenção médica, o declínio da mortalidade evitável por CICS deve ser igual ao declínio da mortalidade evitável por CIPSS; (4) as taxas de declínio (coeficientes de regressão, *b*) mantêm-se constantes durante o período de estudo

(4) as taxas de declínio (coeficientes de regressão, b) mantêm-se constantes durante o período de estudo (1979-1992); (5) a variação temporal e regional da aplicação de técnicas de classificação das causas nas declarações de óbitos, não influenciam a mensuração do nível da mortalidade.

A análise de regressão linear dos logaritmos naturais das taxas padronizadas, executada pelo programa estatístico Statgraphics 5.1, é utilizada para descrever a tendência exponencial da mortalidade evitável por CICS e CIPSS porque reduzem o efeito aleatório, importante nos eventos raros, e evitam as estimativas negativas. O teste t de Student (bicaudal) foi utilizado para determinar a significância estatística da tendência, com nível estabelecido para $p \leq 0,002$ para evitar a ocorrência de resultados falsos positivos (nível de significância é igual a 0,05 dividido por 26, o número de regiões geográficas).

O método de padronização de taxas utilizado foi o direto:

$$p' = \sum N_i p_i / \sum N_i$$

p' : taxa de mortalidade padronizada

N_i : população de referência por grupo etário

p_i : taxa de mortalidade por grupo etário

A população de referência (N_i) corresponde a soma das populações médias estimadas das capitais para o período de 1979-1992.

A Razão da Mortalidade Padronizada - RMP (Standardised Mortality Ratio - SMR) é calculada pela divisão da taxa diretamente padronizada em cada área pela taxa de mortalidade da área de referência (conjunto das capitais e Distrito Federal). O nível de significância da divergência com padrão de referência (razão entre óbitos observados e esperados com a padronização) é analisado pelo teste χ^2 (grau de liberdade $gl = 1$). A análise é considerada adequada se o número esperado de óbitos for ao menos cinco em 80% das regiões. O método de correção de Yate foi empregado¹.

$$\chi^2 = (O - E)^2 / E$$

A análise da variação regional do número de óbitos visa esclarecer se ocorre mais variação entre as áreas do que poderia ser explicado por fatores aleatórios e qual o tamanho da variação sistemática (não-aleatória) existente. A estimativa da variância pode ser considerada como uma medida da variabilidade entre um grupo de pequenas áreas e pode comparar as diversas ocorrências de óbitos para demonstrar se há mais variabilidade em um local do que em outro. É necessário estabelecer quanta variação pode ser esperada sob a hipótese nula de que todas as áreas têm frequência de óbitos similares e que a variação observada é devida ao acaso⁷.

No estudo da homogeneidade da distribuição dos óbitos entre as vinte e seis áreas geográficas, a variância observada é decomposta em seus componentes sistemático e aleatório. Visando diminuir as flutuações na frequência de óbitos são empregados os valores médios dos períodos de 1979 a 1982 e de 1989 a 1992. A variância observada é calculada dividindo o valor do χ^2 pelo número total de óbitos pela condição específica (total de óbitos esperados) que por definição é proporcional à população da área geográfica^{27, 29}:

$$\sum_{i=1}^k \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2 / e_{ij}}{n_j}$$

Quando a hipótese nula é verdadeira, isto é, quando não há variação sistemática significativa, toda variação observada é resultado da variação aleatória. Assumindo a hipótese nula, a expressão matemática da distribuição χ^2 é o grau de liberdade (k-1) da distribuição. Assim, o componente aleatório da variância é definido como:

$$gl / n = (k-1) / n$$

O componente sistemático, que não sofre a influência da variabilidade interna de cada região geográfica e que quando possui valor elevado indica grandes diferenças entre as regiões, é obtido pela diferença entre a variância observada e a variância aleatória, sendo calculado por

$$\sum_{i=1}^k \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2 / e_{ij}}{n_j} - \frac{(k-1)}{n_j}$$

onde o_{ij} representa o número observado de óbitos e e_{ij} o número esperado de óbitos em cada região de acordo com a população de referência (conjunto das capitais e Distrito Federal); n_j corresponde ao total observado de óbitos pela condição em estudo.

A hipótese nula, isto é, que não há variação sistemática significativa na frequência de óbitos entre as regiões, foi testada pelo teste do χ^2 com 25 graus de liberdade ($k-1$), com a correção de Yate (o que possibilitou aplicar o teste mesmo com número esperado inferior a 5)⁷. Se a hipótese nula não pode ser rejeitada, então não há excesso de variabilidade entre as regiões ou os dados disponíveis não são adequados para evidenciar uma variação significativa existente. A presença de variação regional significativa na mortalidade pode ser considerada como um sinal de alerta e ponto de partida para o planejamento e avaliação de programas preventivos e terapêuticos. A variância é também de interesse, mesmo quando não significativa, quando a variabilidade dos óbitos está concentrada em áreas específicas¹⁰, o que é demonstrado pela análise da distribuição de frequência da variância dos óbitos por CICS nas capitais.

RESULTADOS

Resultados

1. Análise da Distribuição dos Óbitos no Conjunto das Capitais

Não há variação sistemática significativa na distribuição dos óbitos para a quase totalidade das causas estudadas no conjunto das capitais (Tabela 2). Quando consideradas em conjunto, esta conclusão é válida tanto para as causas de óbito evitável ($\sigma^2_{79/82}=33,90$ $p=0,1100$; $\sigma^2_{89/92}=22,71$ $p=0,5945$) quanto para as demais causas ($\sigma^2_{79/82}=33,13$ $p=0,2200$; $\sigma^2_{89/92}=19,89$ $p=0,7524$). Entre as causas de óbito evitável selecionadas, as CIPSS ($\sigma^2_{79/82}=30,06$ $p=0,22200$, $\sigma^2_{89/92}=21,54$ $p=0,6624$) apresentam menor variação que as CICS ($\sigma^2_{79/82}=34,76$ $p=0,0927$, $\sigma^2_{89/92}=23,34$ $p=0,5576$), porém ambas sem significância estatística. No período de 1989-1992 a distribuição dos óbitos torna-se ainda mais homogênea em todos os grandes grupos, com declínio da variância sistemática de todas as causas evitáveis (-33%), das CIPSS (-28%) e CICS (-33%) e das demais causas de óbitos (-34%),.

No grupo das CIPSS, os óbitos por tumor maligno de esôfago têm a distribuição mais homogênea ($\sigma^2_{79/82}=22,67$ $p=0,5395$; $\sigma^2_{89/92}=16,49$ $p=0,8994$) e os óbitos por acidente de trânsito com veículos a motor a distribuição mais heterogênea no período de 1979-1982 ($\sigma^2_{79/82}=36,25$ $p=0,0678$; $\sigma^2_{89/92}=24,96$ $p=0,4648$) no conjunto das capitais. As deficiências nutricionais têm a distribuição mais desigual dos óbitos ($\sigma^2_{79/82}=28,97$ $p=0,2651$; $\sigma^2_{89/92}=26,44$ $p=0,3846$) no período de 1989-1992 e é a causa de óbito com o menor declínio na variância sistemática (-9%) nesse grupo.

As CICS que apresentam distribuição desigual com significância estatística são o melanoma maligno de pele ($\sigma^2_{79/82}=107,06$ $p=0,0000$; $\sigma^2_{89/92}=63,94$ $p=0,0000$), o tumor maligno de útero não especificado ($\sigma^2_{79/82}=114,43$ $p=0,0000$; $\sigma^2_{89/92}=66,33$ $p=0,0000$), o tumor maligno de colo de útero ($\sigma^2_{79/82}=62,67$ $p=0,0000$), as complicações da gravidez, parto e puerpério ($\sigma^2_{79/82}=53,91$ $p=0,0007$) e os sintomas, sinais e afecções mal definidas ($\sigma^2_{79/82}=53,77$ $p=0,0007$). No período de 1979-1982, as doenças infecciosas intestinais ($\sigma^2=37,78$ $p=0,0486$), a tuberculose ($\sigma^2=40,49$ $p=0,0260$) e a hérnia abdominal ($\sigma^2=39,35$ $p=0,0339$) também têm elevada variância sistemática. A doença reumática crônica do coração e as infecções respiratórias agudas apresentam variância sistemática crescente (31% e 9%, respectivamente) no período estudado. Todas as demais CICS têm distribuição mais homogênea no final em relação ao período inicial, tendo a variância sistemática reduzido de -1% (septicemia) a -55% (tuberculose e complicações da gravidez, parto e puerpério).

Tabela 1. Variância sistemática das causas específicas de óbitos no conjunto das capitais e Distrito Federal.

Cid9	Causa	1979-1982		1989-1992		Diferença entre os Períodos (%)
		variância	p	variância	p	
	Todas as causas (exceto as evitáveis)	30.13	0.2196	19.89	0.7524	-34
	Todas as causas evitáveis	33.90	0.1100	22.71	0.5945	-33
	Causas indicadoras de políticas sociais e de saúde	30.06	0.2220	21.54	0.6624	-28
150	Tumor maligno do esôfago	22.67	0.5395	16.49	0.8994	-27
162	Tumor maligno da traquéia, brônquio e pulmão	26.21	0.3963	19.33	0.7809	-26
260-269	Deficiências nutricionais	28.97	0.2651	26.44	0.3846	-9
571	Doença crônica do fígado e cirrose	32.42	0.1461	19.14	0.7904	-41
E810-E819	Acidente de trânsito com veículo a motor	36.25	0.0678	24.96	0.4648	-31
E960-E969	Homicídio e outras violências	28.42	0.2887	20.09	0.7419	-29
	Causas indicadoras de cuidados de saúde	34.76	0.0927	23.34	0.5576	-33
001-009	Doenças infecciosas intestinais	37.78	0.0486	29.82	0.2310	-21
010-018	Tuberculose	40.49	0.0260	18.11	0.8376	-55
038	Septicemia	25.29	0.4463	24.94	0.4659	-1
172	Melanoma maligno da pele	107.06	0.0000	63.94	0.0000	-40
179	Tumor maligno do útero não especificado	144.43	0.0000	66.33	0.0000	-54
180	Tumor maligno do colo do útero	62.67	0.0000	36.79	0.0604	-41
201	Doença de Hodgkin	26.24	0.3949	20.57	0.7164	-22
250	Diabetes mellitus	25.09	0.4573	20.43	0.7240	-19
320-322	Meningite	22.19	0.6246	21.79	0.6481	-2
393-398	Doença reumática crônica do coração	23.62	0.5413	30.95	0.1906	31
401-405	Hipertensão arterial	32.79	0.1363	18.83	0.8054	-43
430-436	Doença cerebrovascular	31.19	0.1828	20.08	0.7427	-36
460-466	Infecções respiratórias agudas	15.67	0.9244	17.03	0.8809	9
480-487	Pneumonia e gripe	22.57	0.6025	17.94	0.8450	-21
490-492	Doença pulmonar obstrutiva crônica	36.50	0.0644	19.27	0.7840	-47
493	Asma	32.43	0.0703	16.17	0.8478	-50
531-534	Úlcera gástrica, duodenal, jejunal	35.47	0.0801	19.48	0.7734	-45
540-543	Apendicite	35.74	0.0756	19.54	0.7705	-45
550-553	Hérnia da cavidade abdominal	39.35	0.0339	21.22	0.6804	-46
574-575	Colelitíase e colecistite	29.79	0.2323	21.96	0.6379	-26
580-589	Nefrite e nefrose	37.91	0.0472	25.21	0.4508	-34
630-639	Complicação da gravidez, parto e puerpério	53.91	0.0007	24.42	0.4953	-55
780-799	Sintomas, sinais e afecções mal definidas	53.77	0.0007	27.00	0.3559	-50

2. Análise da Distribuição dos Óbitos nas Capitais

Não há variância sistemática significativa nos grupos de causas de óbito estudados, ou seja, não foi possível refutar a hipótese que a distribuição dos óbitos observados não difere do esperado sob a distribuição de Poisson no conjunto das capitais. Conseqüentemente, conclui-se que há uma considerável homogeneidade na distribuição dos óbitos entre as capitais e que as diferenças existentes tendem a diminuir no período estudado. Contudo, resta demonstrar quão homogêneas são as distribuições de frequência da variância observada e quanto contribuem para a variância sistemática do conjunto das capitais.

A distribuição de frequência da variância observada dos óbitos nas capitais indica a diminuição dos valores de todas as medidas de posição, dispersão e simetria empregadas para a comparação dos períodos estudados, da maioria dos grupos de causas de óbito considerados (Anexo 1). A exceção fica por conta dos óbitos por CIPSS, com discreto aumento de assimetria positiva. Estes resultados reforçam as conclusões iniciais da análise da variância sistemática do conjunto das capitais de crescente homogeneidade de distribuição dos óbitos pelas capitais. Os histogramas de caixa ("box"), apresentados a partir da página seguinte (Quadro 7), tornam evidente o desempenho desfavorável da mortalidade em Fortaleza e São Luiz em todos os grupos de causas de óbito em 1979-1982 e a evolução favorável obtida no período de 1989-1992. Mostram também que os valores da variância dos óbitos por CIPSS são extremos em Porto Velho e Boa Vista e por CICS em Manaus, em relação aos das demais capitais no período de 1989-1992.

Geralmente, a variância elevada em um grupo de causas de óbito na capital é acompanhada por valores elevados em outros grupos de causa de óbito na mesma capital, quando é considerado o valor do quartil superior da distribuição de frequência das variâncias observadas das capitais (Quadro 8). Os exemplos mais destacados são Fortaleza, São Luiz, Maceió, Porto Velho, Boa Vista, Aracaju, Manaus e João Pessoa.

Quadro 7. Histogramas da distribuição de frequência dos óbitos nas capitais

Analise de variancia da mortalidade
Doencas infecciosas intestinais

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Doencas infecciosas intestinais

Analise de variancia da mortalidade
Tuberculose

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Tuberculose

* Recife

Analise de variancia da mortalidade
Septicemia

* Fortaleza

Analise de variancia da mortalidade
Septicemia

* Maceio * Rio Branco

Analise de variancia da mortalidade
Melanoma maligno de pele

Analise de variancia da mortalidade
Melanoma maligno de pele

* Joao Pessoa

Análise de variância da mortalidade
Tumor maligno de útero não especificado

* Manaus

Análise de variância da mortalidade
Tumor maligno de útero não especificado

Análise de variância da mortalidade
Tumor maligno de colo de útero

* Salvador * São Luiz

Análise de variância da mortalidade
Tumor maligno de colo de útero

* Macapá * São Luiz * Salvador

Análise de variância da mortalidade
Doença de Hodgkin

Análise de variância da mortalidade
Doença de Hodgkin

* Natal

Análise de variância da mortalidade
Diabetes melito

* São Luiz

Análise de variância da mortalidade
Diabetes melito

Analise de variancia da mortalidade
Meningite

* Fortaleza

Analise de variancia da mortalidade
Meningite

* Vitoria

Analise de variancia da mortalidade
Doenca reumatica cronica do coracao

* Curitiba

Analise de variancia da mortalidade
Doenca reumatica cronica do coracao

* Curitiba

Analise de variancia da mortalidade
Hipertensao arterial

Analise de variancia da mortalidade
Hipertensao arterial

Analise de variancia da mortalidade
Doenca cerebrovascular

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Doenca cerebrovascular

Analise de variancia da mortalidade
Infeccoes respiratorias agudas

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Infeccoes respiratorias agudas

* Rio Branco

Analise de variancia da mortalidade
Pneumonia e gripe

* Belo Horizonte

Analise de variancia da mortalidade
Pneumonia e gripe

* Curitiba

Analise de variancia da mortalidade
Doenca pulmonar obstrutiva cronica

* Joao Pessoa

Analise de variancia da mortalidade
Doenca pulmonar obstrutiva cronica

Analise de variancia da mortalidade
Asma

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Asma

* Cuiaba

Analise de variancia da mortalidade
Úlcera gástrica, duodenal e jejunal

Variancia (1979-1982)

* Porto Velho * Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Úlcera gástrica, duodenal e jejunal

Variancia (1989-1992)

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Apendicite

Variancia (1979-1982)

* Sao Luiz * Belem

Analise de variancia da mortalidade
Apendicite

Variancia (1989-1992)

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Hernia abdominal

Variancia (1979-1982)

* Belem * Macapa

Analise de variancia da mortalidade
Hernia abdominal

Variancia (1989-1992)

Analise de variancia da mortalidade
Colecistite e colelitíase

Variancia (1979-1982)

Analise de variancia da mortalidade
Colecistite e colelitíase

Variancia (1989-1992)

Analise de variancia da mortalidade
Nefrite e nefrose

0 3 6 9 12 15 18

Variancia (1979-1982)

* Belem * Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Nefrite e nefrose

0 3 6 9 12 15 18

Variancia (1989-1992)

*Joao Pessoa *Belem *Cuiaba *Aracaju

Analise de variancia da mortalidade
Complicação da gravidez, parto, puerperio

0 3 6 9 12 15 18

Variancia (1979-1982)

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Complicação da gravidez, parto, puerperio

0 3 6 9 12 15 18

Variancia (1989-1992)

* Sao Luiz

Analise de variancia da mortalidade
Causas mal definidas

0 3 6 9 12 15 18

Variancia (1979-1982)

*Cuiaba *Joao Pessoa *Fortaleza

Analise de variancia da mortalidade
Causas mal definidas

0 3 6 9 12 15 18

Variancia (1989-1992)

*Manaus

Quadro 8. Capitais com variância observada a partir do quartil superior da distribuição de frequência

Capitais	1979-1982				1989-1992			
	TC ¹	TE ²	CIPSS ³	CICS ⁴	TC	TE	CIPSS	CICS
Rio Branco								
Macció		x	x	x		x	x	x
Macapá								
Manaus						x	x	x
Salvador					x			
Fortaleza	x	x	x	x				
Brasília								
Vitória						x		
Goiânia								
São Luís	x	x	x	x				x
Belo Horizonte	x		x		x			
Campo Grande					x			
Cuiabá	x			x				x
Belém		x		x				
João Pessoa		x		x		x		x
Curitiba	x		x					
Recife							x	x
Terezina						x		
Rio de Janeiro								
Natal								
Porto Velho	x	x	x		x	x	x	
Boa Vista	x		x		x	x	x	
Porto Alegre								
Florianópolis								
Aracaju		x		x	x	x	x	x
São Paulo								

¹TC: Todas as causas (exceto as evitáveis); quartil superior₁₉₇₉₋₁₉₈₂=1,3292 quartil superior₁₉₈₉₋₁₉₉₂=0,8425

²TE: Todas as causas evitáveis; quartil superior₁₉₇₉₋₁₉₈₂=1,3835 quartil superior₁₉₈₉₋₁₉₉₂=1,0752

³CIPSS: Causas indicadoras de políticas sociais e de saúde; quartil superior₁₉₇₉₋₁₉₈₂=1,4291 quartil superior₁₉₈₉₋₁₉₉₂=0,8979

⁴CICS: Causas indicadoras de cuidados de saúde; quartil superior₁₉₇₉₋₁₉₈₂=1,4752 quartil superior₁₉₈₉₋₁₉₉₂=1,0446

3. Análise da Tendência de Declínio da Mortalidade no Conjunto das Capitais

A mortalidade por causas evitáveis e pelas demais causas de óbito declina no período estudado (Tabela 2). A análise de tendência pelo modelo de regressão loglinear resulta em coeficientes negativos para o conjunto das causas evitáveis selecionadas ($b=-0,038$ $p=0,0000$), bem como para as demais causas de óbito ($b=-0,024$ $p=0,0000$). Quando comparadas, a velocidade de declínio da taxa de mortalidade por CICS (5,4% aa.) é 2,2 vezes a velocidade de declínio da taxa de mortalidade pelas demais causas (2,4% aa.). A taxa de mortalidade por CIPSS decresce 0,04% aa. e não apresenta tendência de declínio exponencial ($B=-0,004$ $p=0,3251$).

A taxa de mortalidade por 100 mil pessoas para o grupo etário de 0 a 64 anos ajustada por idade estimada por regressão loglinear declina para todas as causas evitáveis ($Y'_{1979}=306,51$ $Y'_{1992}=186,20$), para CIPSS ($Y'_{1979}=77,58$ $Y'_{1992}=73,67$), para CICS ($Y'_{1979}=230,86$ $Y'_{1992}=114,03$) e para as demais causas ($Y'_{1979}=279,85$ $Y'_{1992}=204,51$).

A mortalidade por CIPSS não apresenta tendência exponencial de declínio significativa ($b=-0,004$ $p=0,3251$) devido a evolução diferenciada das diversas causas de óbito do grupo. A mortalidade por deficiências nutricionais experimenta a segunda maior taxa de declínio dentre todas as causas de óbito (13% aa.), enquanto que há crescimento exponencial dos óbitos por homicídio e outras violências ($b=0,04$ $p=0,0001$).

Há declínio exponencial da taxa de mortalidade por CICS para quase a totalidade das causas de óbito, exceto para diabetes melito ($b=-0,003$ $p=0,2698$), hérnia da cavidade abdominal ($b=-0,028$ $p=0,0361$), colecistite e colelitíase ($b=-0,017$ $p=-0,1100$), e causas mal definidas ($b=-0,011$ $p=-0,3823$). As exceções são: o melanoma maligno de pele ($b=0,001$ $p=0,9033$), com taxa de mortalidade estacionária, e apendicite ($b=0,09$ $p=0,0056$) que apresenta tendência exponencial de crescimento não significativa ($p>0,0020$). A tendência de declínio exponencial é significativa para as demais causas de óbitos (CICS) e as doenças infecciosas intestinais ($b=-0,14$ $p=0,0000$) e infecções respiratórias agudas ($b=-0,13$ $p=0,0003$) apresentam as maiores taxas de declínio registradas no conjunto das capitais (-14% e -13%aa., respectivamente).

Tabela 2. Análise de regressão loglinear da mortalidade no conjunto das capitais, 1979-1992

Cid9	Causa de óbito	Coefficiente de regressão	Y' 1979	Y' 1992
	Todas as causas (exceto as evitáveis)	-0,024***	279,85	204,51
	Todas as causas evitáveis	-0,038***	306,51	186,20
	- Causas indicadoras de políticas sociais e de saúde	-0,004	77,58	73,67
150	Tumor maligno do esôfago	-0,025***	2,69	1,94
162	Tumor maligno da traquéia, brônquio e pulmão	-0,011***	7,40	6,41
260-269	Deficiências nutricionais	-0,125***	117,50	23,00
571	Doença crônica do fígado e cirrose	-0,015**	18,69	15,45
E810-819	Acidente de trânsito (veículo a motor)	-0,010	26,03	22,76
E960-969	Homicídio e outras violências	0,040***	17,84	30,22
	- Causas indicadoras de cuidados de saúde	-0,054***	230,86	114,03
001-009	Doenças infecciosas intestinais	-0,144***	536,84	82,49
010-018	Tuberculose	-0,052***	9,68	4,90
038	Septicemia	-0,066***	48,86	20,74
172	Melanoma maligno da pele	0,001	0,44	0,44
179	Tumor maligno do útero não especificado	-0,027***	2,29	1,61
180	Tumor maligno do colo do útero	-0,022***	4,79	3,61
201	Doença de Hodgkin	-0,030***	0,70	0,47
250	Diabetes melito	-0,003	12,56	12,02
320-322	Meningite	-0,079***	36,27	12,98
393-398	Doença reumática crônica do coração	-0,052***	1,67	0,84
401-405	Hipertensão arterial	-0,031***	34,42	23,13
430-436	Doença cerebrovascular	-0,022***	119,77	89,66
460-466	Infeções respiratórias agudas	-0,131***	20,78	3,80
480-487	Pneumonia e gripe	-0,067***	43,97	18,47
491-492	Doença pulmonar obstrutiva crônica	-0,073***	8,55	3,31
493	Asma	-0,034***	0,70	0,45
531-534	Úlcera gástrica, duodenal, jejunal	-0,042***	2,68	1,56
540-543	Apendicite	0,095**	0,39	1,35
550-553	Hérnia da cavidade abdominal	-0,028*	0,36	0,25
574-575	Colelitíase e colecistite	-0,017	0,61	0,49
580-589	Nefrite e nefrose	-0,035***	5,82	3,68
630-639	Complicação da gravidez, parto e puerpério	-0,080***	4,05	1,44
780-799	Sintomas, sinais e afecções mal definidas	-0,011	25,20	21,87

*p ≤ 0,05

**p ≤ 0,01

***p ≤ 0,002

em branco: p > 0,05

4. Análise da Tendência de Declínio da Mortalidade nas Capitais

4.1. Declínio da mortalidade por todas as causas (exceto as causas evitáveis)

A Razão de Mortalidade Padronizada (RMP) indica que há diminuição no nível de mortalidade por todas as causas (exceto as evitáveis) durante o período de estudo, pois as sete capitais que apresentam nível de mortalidade superior ao esperado ($p \leq 0,002$) no período de 1979-1982 evoluem para o nível esperado em 1989-1992: Porto Velho (RMP=94 $p=0,4175$), Cuiabá (RMP=95 $p=0,4475$) e São Luiz (RMP=96 $p=0,5817$), e Fortaleza (RMP=71 $p=0,0000$) evolui para um nível inferior ao esperado (Tabela 3).

A maior homogeneidade da distribuição dos óbitos entre as capitais acompanha o declínio da taxa de mortalidade a partir do final da década de 1970, durante a década de 1980 e início da década de 1990. Este fato é demonstrado na análise de regressão loglinear da taxa de mortalidade por todas as causas (excluídas as causas evitáveis): vinte capitais apresentam tendência exponencial de declínio. Contudo, seis capitais parecem contrastar desta tendência geral observada (declínio de 2,4% aa.), por não apresentarem declínio exponencial: apresentam coeficiente de regressão negativo estatisticamente não-significativo ($p > 0,002$): Rio Branco ($b=-0,009$ $p=0,4027$), Macapá ($b=-0,006$ $p=0,6503$), Vitória ($b=-0,029$ $p=0,0135$), Rio de Janeiro ($b=-0,005$ $p=0,3211$), Boa Vista ($b=-0,027$ $p=0,0567$) e Aracaju ($b=-0,021$ $p=0,1349$). Nestas capitais durante o período estudado, a taxa de mortalidade por todas as causas (excluídas as causas evitáveis) permanece estacionária.

4.2. Declínio da mortalidade por causas evitáveis

No período de 1979-1982, nove capitais têm taxa de mortalidade por causas evitáveis superior à esperada, com destaque para Fortaleza (RMP=292 $p=0,0000$) e São Luiz (RMP=274 $p=0,0000$). No período seguinte, sete capitais encontram-se nesta situação, dentre as quais estão Vitória (RMP_{79/82}=85 $p=0,010$; RMP_{89/92}=122 $p=0,003$) e Recife (RMP_{79/82}=109 $p=0,155$; RMP_{89/92}=129 $p=0,0000$) com evolução desfavorável (Tabela 4).

As causas evitáveis declinam 3,8% aa. no conjunto das capitais entre 1979 e 1992. Apesar da análise de regressão da taxa de mortalidade por causas evitáveis produzir coeficientes negativos para todas as capitais, a tendência de declínio é insignificante ($p > 0,002$) em nove delas: Rio Branco, Manaus, Brasília,

Vitória, Campo Grande, Rio de Janeiro, Porto Velho, Boa Vista e Porto Alegre. Nestas capitais, a taxa de mortalidade por causas evitáveis permanece estacionária durante todo o período estudado (Tabela 4).

Tabela 3. Coeficiente de regressão loglinear e taxa de mortalidade* por todas as causas (exceto as evitáveis) padronizada por idade e razão de mortalidade padronizada para as capitais brasileiras

Capital	b	p	1979/1982			1989/1992		
			Taxa	RMP	p	Taxa	RMP	p
Rio Branco	-0,0192	0,0427	168,1	63	0,0000	140,9	67	0,0000
Maceió	-0,0234	0,0004	251,4	94	0,3205	197,1	94	0,3791
Macapá	-0,0060	0,6503	226,4	84	0,0118	191,3	91	0,1998
Manaus	-0,0356	0,0000	252,3	94	0,3487	176,0	84	0,0194
Salvador	-0,0208	0,0008	288,6	108	0,2242	232,8	111	0,1303
Fortaleza	-0,0812	0,0000	335,4	125	0,0000	149,2	71	0,0000
Brasília	-0,0300	0,0000	235,0	88	0,0460	175,8	84	0,0186
Vitória	-0,0292	0,0135	251,3	94	0,3160	190,4	91	0,1793
Goiânia	-0,0429	0,0001	275,3	103	0,6852	174,7	83	0,0152
São Luís	-0,0937	0,0000	505,2	188	0,0000	201,9	96	0,5817
Belo Horizonte	-0,0361	0,0000	334,6	125	0,0001	231,4	110	0,1573
Campo Grande	-0,0292	0,0000	274,6	102	0,7194	202,2	96	0,5943
Cuiabá	-0,0422	0,0003	321,2	120	0,0013	198,9	95	0,4475
Belém	-0,0475	0,0000	278,7	104	0,5421	171,7	82	0,0085
João Pessoa	-0,0241	0,0001	205,2	77	0,0001	160,3	76	0,0006
Curitiba	-0,0403	0,0000	314,5	117	0,0051	210,4	100	0,9743
Recife	-0,0166	0,0007	265,3	98	0,7175	224,7	105	0,4727
Terezina	-0,0403	0,0001	235,6	88	0,0503	164,1	78	0,0016
Rio de Janeiro	-0,0050	0,3211	226,9	85	0,0127	236,7	112	0,0755
Natal	-0,0335	0,0003	193,3	72	0,0000	139,0	66	0,0000
Porto Velho	-0,0517	0,0010	322,9	120	0,0009	198,1	94	0,4175
Boa Vista	-0,0270	0,0567	324,6	121	0,0006	242,1	115	0,0316
Porto Alegre	-0,0245	0,0000	258,8	96	0,5855	199,4	95	0,4699
Florianópolis	-0,0422	0,0000	248,2	93	0,2348	164,0	78	0,0016
Aracaju	-0,0210	0,1349	297,8	111	0,0754	237,3	113	0,0687
São Paulo	-0,0210	0,0000	274,9	102	0,7056	222,7	106	0,4176

* 100.000 hab.

Tabela 4. Coeficiente de regressão loglinear e taxa de mortalidade* por todas as causas evitáveis padronizada por idade e razão de mortalidade padronizada para as capitais brasileiras

Capital	b	p	1979/1982			1989/1992		
			Taxa	RMP	p	Taxa	RMP	p
Rio Branco	-0,0123	0,0467	223,9	78	0,0002	184,2	93	0,3578
Maceió	-0,0486	0,0000	468,4	163	0,0000	284,4	144	0,0000
Macapá	-0,0422	0,0008	256,6	89	0,0668	162,4	82	0,0136
Manaus	-0,0109	0,1132	345,4	120	0,0008	322,6	163	0,0000
Salvador	-0,0463	0,0000	282,1	98	0,7403	178,7	90	0,1907
Fortaleza	-0,1449	0,0000	841,4	292	0,0000	199,9	101	0,8988
Brasília	-0,0067	0,1480	173,8	60	0,0000	163,7	83	0,0174
Vitória	-0,0041	0,5311	243,8	85	0,0097	240,3	122	0,0027
Goiânia	-0,0385	0,0001	277,8	96	0,5609	184,0	93	0,3519
São Luís	-0,1235	0,0000	789,6	274	0,0000	229,5	116	0,0256
Belo Horizonte	-0,0573	0,0000	351,5	122	0,0002	196,3	99	0,9534
Campo Grande	-0,0225	0,0024	229,7	80	0,0006	188,8	96	0,5555
Cuiabá	-0,0612	0,0000	337,5	117	0,0041	182,0	92	0,2819
Belém	-0,0655	0,0000	365,1	127	0,0000	192,8	98	0,7618
João Pessoa	-0,0623	0,0000	478,7	166	0,0000	257,2	130	0,0000
Curitiba	-0,0428	0,0000	272,4	95	0,3691	178,6	90	0,1893
Recife	-0,0228	0,0001	308,0	109	0,1547	251,5	129	0,0000
Terezina	-0,0571	0,0002	258,2	90	0,0823	158,1	80	0,0055
Rio de Janeiro	-0,0142	0,0289	220,1	76	0,0001	193,7	98	0,8063
Natal	-0,0783	0,0000	326,4	113	0,0265	150,8	76	0,0010
Porto Velho	-0,0272	0,0264	339,4	118	0,0028	278,3	141	0,0000
Boa Vista	-0,0349	0,0056	332,3	115	0,0102	236,5	120	0,0064
Porto Alegre	-0,0117	0,1006	178,9	62	0,0000	162,4	82	0,0134
Florianópolis	-0,0358	0,0001	176,4	61	0,0000	123,7	63	0,0000
Aracaju	-0,0307	0,0019	370,0	128	0,0000	274,0	139	0,0000
São Paulo	-0,0360	0,0000	268,1	93	0,2495	187,7	95	0,5023

* 100.000 hab.

4.3. Declínio da mortalidade por CIPSS

Como já apresentado (Tabela 2), a taxa de mortalidade por CIPSS no conjunto das capitais mantém-se estacionária durante o período estudado ($b=-0,004$ $p=0,3251$). Contudo, Fortaleza ($b=-0,077$ $p=0,0000$), São Luiz ($b=-0,081$ $p=0,0000$), Belo Horizonte ($b=-0,047$ $p=0,0000$), Belém ($b=-0,030$ $p=0,0002$) e Curitiba ($b=-0,020$ $p=0,0006$) apresentam tendência exponencial de declínio, e Brasília ($b=0,0038$ $p=0,0001$) e Recife ($b=0,035$ $p=0,0000$) têm tendência exponencial de crescimento da taxa de mortalidade por CIPSS.

Quando é analisada a evolução da RMP para CIPSS (Tabela 5), a tendência de estagnação ocorre em vinte capitais que mantêm o *status* inicial durante o período estudado: quatorze capitais com taxa de mortalidade igual à esperada, quatro capitais com taxa superior à esperada (Maceió, Recife, Porto Velho e Boa Vista) e duas capitais com taxa de mortalidade inferior à esperada (Salvador e Terezina). Entretanto, seis capitais contrariam essa tendência, seja porque evoluem de um nível de mortalidade inferior ao esperado para o nível esperado (Rio Branco) ou para nível superior ao esperado (Vitória), seja porque evoluem de um nível superior ao esperado para o nível esperado (Fortaleza, São Luiz e Belo Horizonte), ou do nível esperado para um nível inferior ao esperado (Cuiabá). A mortalidade por CIPSS é significativamente superior a esperada em sete capitais no período de 1979-1982 e em cinco capitais no período de 1989-1992, quando passa a incluir Vitória (RMP=136 $p=0,002$).

Tabela 5. Coeficiente de regressão loglinear e taxa de mortalidade* por Causas Indicadoras de Políticas Sociais e de Saúde padronizada por idade e razão de mortalidade padronizada para as capitais brasileiras

Capital	b	p	1979/1982			1989/1992		
			Taxa	RMP	p	Taxa	RMP	p
Rio Branco	0,025	0,0203	46,7	61	0,0010	60,5	82	0,1262
Maceió	-0,012	0,1124	116,7	154	0,0000	103,7	140	0,0007
Macapá	0,018	0,1821	62,3	82	0,1298	71,4	96	0,7915
Manaus	-0,008	0,1542	88,1	116	0,1806	81,0	109	0,4574
Salvador	-0,015	0,4057	43,4	57	0,0000	38,3	52	0,0000
Fortaleza	-0,077	0,0000	123,8	163	0,0002	58,5	79	0,0797
Brasília	0,038	0,0001	55,4	73	0,0212	78,2	105	0,6786
Vitória	0,008	0,4133	87,2	115	0,2171	100,7	136	0,0025
Goiânia	0,016	0,0820	63,9	84	0,1852	74,9	101	0,9748
São Luís	-0,081	0,0000	169,1	223	0,0000	70,7	95	0,7321
Belo Horizonte	-0,047	0,0000	104,3	137	0,0014	64,3	87	0,2786
Campo Grande	0,019	0,0048	61,8	81	0,1168	76,4	103	0,8376
Cuiabá	0,033	0,1258	56,2	74	0,0273	37,5	51	0,0000
Belém	-0,030	0,0002	82,8	109	0,4673	63,1	85	0,2199
João Pessoa	-0,012	0,1525	72,8	96	0,7568	64,6	87	0,2928
Curitiba	-0,020	0,0006	94,5	124	0,0384	77,3	104	0,7538
Recife	0,035	0,0000	73,4	132	0,0200	96,0	158	0,0000
Terezina	-0,014	0,2214	49,7	65	0,0031	45,0	61	0,0009
Rio de Janeiro	-0,019	0,1146	69,9	92	0,5221	70,0	94	0,6724
Natal	-0,030	0,0335	79,1	104	0,7573	57,2	77	0,0559
Porto Velho	0,027	0,1075	94,8	125	0,0349	134,8	182	0,0000
Boa Vista	0,028	0,2403	89,4	118	0,1387	117,4	158	0,0000
Porto Alegre	0,014	0,1579	60,5	80	0,0871	69,6	94	0,6429
Florianópolis	0,000	0,9423	56,5	74	0,0296	58,2	78	0,0723
Aracaju	-0,044	0,0500	79,8	105	0,7025	76,1	103	0,8660
São Paulo	0,009	0,1433	76,8	101	0,9725	86,1	116	0,1813

* 100.000 hab.

5. Impacto da Intervenção Médica sobre a Mortalidade por CICS no Conjunto das Capitais

O impacto da assistência médica sobre o declínio da mortalidade é estimado pela Razão de Mortalidade Evitável (RME). A RME indica a diferença percentual do nível de mortalidade por CICS observada em 1992 em relação ao que provavelmente ocorreria na ausência da assistência médica. Esse cenário de previsão é simulado pela aplicação do coeficiente de regressão obtido pela análise de regressão loglinear das taxas padronizadas de mortalidade por CIPSS (1979-1992) na taxa de mortalidade por CICS estimada para 1979 por regressão loglinear.

A taxa de mortalidade por CICS no conjunto das capitais declina 5,4% aa., evoluindo de 230,86/100.000 para 114,03/100.000, quando ajustadas por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com 47,9% deste declínio. Como este efeito (-2,5% aa.) produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na sua ausência ($RME=52,01$ $p \leq 0,002$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por CICS no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

O impacto da intervenção médica no declínio da mortalidade varia de acordo com as causas de óbito evitável. Por exemplo, ele corresponde a 8,6% do declínio da taxa de mortalidade por causas mal definidas (8,6% de -0,011 corresponde a -0,1% aa.). Como este efeito não produz uma diferença significativa ($RME=91,40$ $p=0,6740$) entre a taxa estimada para 1992 ($Y'=21,87$) e a esperada na ausência da intervenção médica ($Y''=23,93$), pode-se afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por causas mal definidas no conjunto das capitais em 1992.

Entretanto, a intervenção médica mostra-se muito mais efetiva em relação a outras causas de óbito evitável, contribuindo de forma expressiva para o declínio da mortalidade por doenças infecciosas intestinais ($RME=16,18$ $p=0,0000$), por septicemia ($RME=44,69$ $p=0,0002$), meningite ($RME=37,69$ $p=0,0003$), infecções respiratórias agudas ($RME=19,26$ $p=0,0003$) e pneumonia e gripe ($RME=44,24$ $p=0,0003$).

Portanto, dentre as 17 causas (ou grupos de causas) de óbito por CICS com tendência exponencial de declínio no conjunto das capitais, é detectada a contribuição significativa ($p \leq 0,002$) da intervenção médica para esse declínio em cinco causas de óbito. Isto porque não é possível rejeitar a hipótese nula de

inexistência de diferença percentual entre a taxa estimada na presença da assistência médica e a taxa esperada na sua ausência para o ano de 1992, a partir dos dados disponíveis, considerando o nível de significância de $p \leq 0,002$.

Tabela 6. Análise de regressão, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e Razão de Mortalidade Evitável (RME) no conjunto das capitais, 1979-1992

Cid9	Causa de óbito	Y' 1992	Y" 1992	PTD	RME
CICS	Causas indicadoras de cuidados de saúde	114,03	219,23	47,9	52,01***
001-009	Doenças infecciosas intestinais	82,49	509,80	83,8	16,18***
010-018	Tuberculose	4,90	9,19	46,7	53,30
038	Septicemia	20,74	46,40	55,3	44,69***
172	Melanoma maligno da pele	0,44	0,42	---	---
179	Tumor maligno do útero não especificado	1,61	2,17	25,6	74,39
180	Tumor maligno do colo do útero	3,61	4,55	20,7	79,34
201	Doença de Hodgkin	0,47	0,66	29,1	70,91
250	Diabetes melito	12,02	11,93	---	100,74
320-322	Meningite	12,98	34,44	62,3	37,69***
393-398	Doença reumática crônica do coração	0,84	1,58	46,6	53,38
401-405	Hipertensão arterial	23,13	32,68	29,2	70,77
430-436	Doença cerebrovascular	89,66	113,73	21,2	78,84*
460-466	Infecções respiratórias agudas	3,80	19,73	80,7	19,26***
480-487	Pneumonia e gripe	18,47	41,76	55,8	44,24***
491-492	Doença pulmonar obstrutiva crônica	3,31	8,12	59,3	40,71
493	Asma	0,45	0,67	32,3	67,71
531-534	Úlcera gástrica, duodenal, jejunal	1,56	2,55	38,6	61,39
540-543	Apendicite	1,35	0,37	---	---
550-553	Hérnia da cavidade abdominal	0,25	0,34	27,1	72,85
574-575	Colelitíase e colecistite	0,49	0,58	16,1	83,94
580-589	Nefrite e nefrose	3,68	5,50	33,5	66,50
630-639	Complicação da gravidez, parto e puerpério	1,44	3,85	62,6	37,36
780-799	Sintomas, sinais e afecções mal definidas	21,87	23,93	8,6	91,40

Y' - taxa estimada por regressão loglinear; Y" - taxa esperada na ausência de intervenção médica;

* $p \leq 0,05$ ** $p \leq 0,01$ *** $p \leq 0,002$ em branco: $p > 0,05$

Para as demais causas de óbito evitável (CICS), a participação expressiva (PTD) da intervenção médica na taxa de declínio não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p \leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade estimada para 1992 e a esperada na ausência da

intervenção médica. A menor influência da intervenção médica ocorre sobre a taxa de declínio da mortalidade por causas mal definidas (PTD=8,6). Essa influência, em relação ao melanoma maligno de pele e à apendicite, não é mensurável pelo modelo de análise proposto porque não há declínio da taxa de mortalidade por estas causas no período estudado.

6. Impacto da Intervenção Médica sobre a Mortalidade por CICS nas Capitais

A taxa de mortalidade por CICS no conjunto das capitais declina 5,4% aa., evoluindo de 230,86/100.000 para 114,03/100.000, quando ajustadas por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com 47,9 deste declínio. Como este efeito (-2,6% aa.) produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na sua ausência ($RME=52,01$ $p\leq 0,002$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por CICS no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Qual a contribuição da intervenção médica para o declínio da mortalidade por CICS nas capitais?

Doze capitais têm nível de mortalidade igual ao esperado ($p>0,002$) durante todo o período estudado (Tabela 6). As demais, encontram-se em situações distintas: três capitais mantêm nível de mortalidade superior ao esperado ($RMP>100$ $p\leq 0,002$) e duas capitais mantêm nível de mortalidade inferior ao esperado ($RMP<100$ $p\leq 0,002$), durante todo o período estudado; quatro capitais evoluem favoravelmente: do nível superior ao inferior (Fortaleza) ou ao nível esperado (São Luiz, Cuiabá, e Belém); Vitória, Rio de Janeiro e Porto Alegre evoluem do nível inferior para o nível esperado e Manaus evolui do nível esperado para o nível superior ao esperado de mortalidade por CICS. Portanto há um aumento expressivo da mortalidade por CICS em Manaus e um discreto aumento em Vitória, Rio de Janeiro e Porto Alegre quando são comparados os níveis de mortalidade padronizada no início e final do período estudado.

Inicialmente, a RMP é superior a esperada em oito capitais. Em Maceió ($RMP_{79/82}=166$ $p=0,0000$; $RMP_{89/92}=146$ $p=0,0000$), São Luiz ($RMP_{79/82}=292$ $p=0,0000$; $RMP_{89/92}=129$ $p=0,002$) e João Pessoa ($RMP_{79/82}=191$ $p=0,0000$; $RMP_{89/92}=156$ $p=0,0000$) ocorre discreta diminuição do nível da mortalidade, apesar de permanecer superior ao esperado até ao final do período estudado. Em Manaus ($RMP_{79/82}=121$ $p=0,002$; $RMP_{89/92}=196$ $p=0,0000$) e Aracaju ($RMP_{79/82}=134$ $p=0,0000$; $RMP_{89/92}=156$ $p=0,0000$) há aumento do nível de mortalidade. Em Fortaleza ($RMP_{79/82}=338$ $p=0,0000$; $RMP_{89/92}=114$ $p=0,118$), Cuiabá ($RMP_{79/82}=133$ $p=0,0000$; $RMP_{89/92}=117$ $p=0,065$) e Belém ($RMP_{79/82}=133$ $p=0,0000$; $RMP_{89/92}=105$ $p=0,602$) há expressiva redução no nível da mortalidade por CICS.

Tabela 6. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear (b), percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por Causas Indicadoras de Cuidados de Saúde (CICS) nas capitais brasileiras

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	83*	100	-0,033***	53,3	46,7***
Maceió	166***	146***	-0,064***	49,0	51,0***
Macapá	92	74**	-0,070***	68,7	31,3***
Manaus	121**	196***	-0,012	4,8	95,2
Salvador	112	114	-0,053***	39,2	60,8***
Fortaleza	338***	114	-0,164***	67,7	32,3***
Brasília	56***	69***	-0,035***	61,8	38,2***
Vitória	74***	113	-0,012	23,3	76,7***
Goiânia	101	88	-0,064***	64,7	35,3***
São Luiz	292***	129**	-0,138***	56,0	44,0***
Belo Horizonte	116*	107	-0,062***	16,9	83,1
Campo Grande	79**	91	-0,042***	55,0	45,0***
Cuiabá	133***	117	-0,065***	34,5	65,5***
Belém	133***	105	-0,079***	46,8	53,2***
João Pessoa	191***	156***	-0,075***	55,7	44,3***
Curitiba	84*	82	-0,051***	39,0	61,4***
Recife	103	117	-0,044***	63,9	36,1***
Terezina	98	92	-0,052***	39,0	61,0***
Rio de Janeiro	71***	100	-0,014***	—	105,7
Natal	116*	76**	-0,098***	58,5	41,5***
Porto Velho	119**	115	-0,062***	68,8	31,2***
Boa Vista	113	98	-0,068***	71,6	28,4***
Porto Alegre	54***	73**	-0,026**	40,3	59,7***
Florianópolis	54***	51***	-0,058***	53,2	46,8***
Aracaju	134***	153***	-0,033***	—	115,7
São Paulo	88	80*	-0,063***	60,8	39,2***

p≤0,05

** p≤0,01

*** p≤0,002

em branco: p>0,05

A análise de regressão torna evidente que vinte e quatro capitais acompanham a tendência exponencial de declínio da mortalidade por CICS observada no conjunto das capitais. Fortaleza (b=-0,164 p=0,0000) e São Luiz (b=-0,138 p=0,0000) apresentam os maiores coeficientes de regressão. Manaus

($b=-0,012$ $p>0,05$) e Vitória ($b=-0,012$ $p>0,05$), apesar do coeficiente de regressão negativo, não apresentam tendência exponencial de declínio.

A maioria das capitais apresentam RME estatisticamente significativa ($p\leq 0,002$). Isto significa que a contribuição da intervenção médica para o declínio da taxa de mortalidade por CICS produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada para 1992 na ausência da intervenção médica. Portanto é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por CICS em 1992 nessas capitais. Essa contribuição varia de 71,6% (Boa Vista) a 23,3% (Vitória) da taxa de declínio.

Em Manaus, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Aracaju, a contribuição da intervenção médica não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada para 1992 na ausência da intervenção médica ($RME>0,05$). Portanto, baseado nos dados disponíveis e no modelo de análise proposto, é possível afirmar que a contribuição da intervenção médica não é significativa para o declínio da taxa de mortalidade por CICS em 1992 nessas capitais.

6.1. Impacto da intervenção médica na mortalidade por doenças infecciosas intestinais

A taxa de mortalidade por doenças infecciosas intestinais (CID9 001-009) declina 14,4% aa., evoluindo de 537,84/100.000 (a maior taxa de óbito de 1979) para 82,49/100.000 (a segunda maior taxa de óbito entre as CICS em 1992) no conjunto das capitais, quando ajustadas por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com 84% deste declínio. Este efeito (-12% aa.) produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada para 1992 na ausência da intervenção médica. Portanto, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por doenças infecciosas intestinais ($RME=16,18$ $p\leq 0,02$) no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Entre as capitais, poucas possuem nível de mortalidade igual ao esperado (Tabela 7). A maioria das capitais encontra-se em extremos opostos: das treze capitais que têm nível de mortalidade superior ao

esperado ($RMP > 100$ $p \leq 0,002$) em 1979-1982, doze capitais mantêm-se nesta situação em 1989-1992 - todas localizadas nas regiões norte e nordeste -; das onze capitais com nível de mortalidade inferior ao esperado ($RMP < 100$ $p \leq 0,002$) em 1979-1982, nove capitais assim permanecem em 1989-1992.

Tabela 7. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME_{1992}) das doenças infecciosas intestinais (CID9 001-009) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	88*	96	-0,121***	85,0	15,0***
Maceió	356***	356***	-0,137***	80,1	19,9***
Macapá	65***	85	-0,108**	80,9	19,1***
Manaus	212***	261***	-0,132***	80,0	20,0***
Salvador	131***	171***	-0,117***	73,5	26,5***
Fortaleza	410***	134***	-0,253***	89,9	10,1***
Brasília	33***	46***	-0,116***	86,6	13,4***
Vitória	62***	58***	-0,143***	86,0	14,0***
Goiânia	31***	30***	-0,127***	84,6	15,4***
São Luiz	501***	197***	-0,234***	87,4	12,6***
Belo Horizonte	87*	94	-0,131***	66,3	33,7***
Campo Grande	75***	44***	-0,193***	93,6	6,4***
Cuiabá	43***	35***	-0,179***	85,1	14,9***
Belém	188***	208***	-0,136***	74,7	25,3***
João Pessoa	266***	160***	-0,207***	92,1	7,9***
Curitiba	70***	86	-0,124***	74,3	25,7***
Recife	116***	205***	-0,093***	80,9	19,1***
Terezina	134***	142***	-0,133***	78,7	21,3***
Rio de Janeiro	32***	33***	-0,143***	80,2	19,8***
Natal	198***	92	-0,230***	92,6	7,4***
Porto Velho	154***	238***	-0,119***	14,9	85,1***
Boa Vista	130***	134***	-0,148***	10,1	89,9***
Porto Alegre	16***	23***	-0,103***	78,2	21,8***
Florianópolis	17***	24***	-0,130*	81,7	18,3***
Aracaju	192***	335***	-0,069*	27,8	72,2***
São Paulo	70***	46***	-0,186***	92,1	7,9***

$p \leq 0,05$ ** $p \leq 0,01$ *** $p \leq 0,002$ em branco: $p > 0,05$

O expressivo declínio da mortalidade não modifica o quadro geral desenhado pela análise da RMP, exceto para Natal que evolui do nível superior para o esperado de mortalidade, e para Macapá e Curitiba que evoluem desfavoravelmente de um nível inferior para o nível esperado de mortalidade.

A análise de regressão evidencia o expressivo declínio da mortalidade em vinte e três capitais. Apenas em Macapá, Florianópolis e Aracaju o declínio da mortalidade não foi exponencial ($p > 0,002$).

Todas as capitais apresentam RME estatisticamente significativa ($p \leq 0,002$), pois o efeito da intervenção médica na taxa de declínio da mortalidade produz uma diferença significativa ($p > 0,002$) entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção médica. Portanto é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por doenças infecciosas intestinais em 1992 em todas as capitais estudadas. Essa contribuição é bastante uniforme entre as capitais e superior a 60% da taxa de declínio, exceto em Aracaju com apenas 27,8%.

6.2. Impacto da intervenção médica na mortalidade por tuberculose

A taxa padronizada de mortalidade por tuberculose (CID9 010-018) no conjunto das capitais declina a 5,2% aa., evoluindo de 9,68/100.000 para 4,9/100.000 no período de 1979 a 1992, quando ajustadas por regressão loglinear. A intervenção médica contribui com 46,7% deste declínio em 1992 (Tabela 2). Como este efeito (-2,4% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção médica ($RME=53,3$ $p > 0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por tuberculose no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, Salvador, São Luiz, Belém e Porto Velho têm nível de mortalidade superior ao esperado. Em 1989-1992, apesar dos valores elevados encontrados em Recife ($RMP=193$), Salvador ($RMP=161$), Rio de Janeiro ($RMP=144$) e São Luiz ($RMP=142$), nenhuma capital apresenta nível de mortalidade significativamente superior ao esperado (Tabela 8).

Tabela 8. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por tuberculose (CID9 010-018) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	65	68	-0,058	65,9	34,1*
Maceió	101	88	-0,072***	53,7	46,3
Macapá	109	76	-0,104*	79,9	20,1*
Manaus	180*	105	-0,111***	73,6	26,4***
Salvador	219***	161	-0,089***	61,9	38,1*
Fortaleza	201**	92	-0,129***	49,0	51,0
Brasília	41	31	-0,076*	77,6	22,4
Vitória	81	71	-0,062*	59,6	40,4
Goiânia	40	22	-0,111*	81,0	19,0
São Luiz	565***	142	-0,191***	88,0	22,0***
Belo Horizonte	88	47	-0,112***	47,0	43,0
Campo Grande	49	51	-0,049*	58,6	41,4
Cuiabá	152	70	-0,124***	69,3	30,5*
Belém	212***	123	-0,104***	61,7	38,3*
João Pessoa	90	75	-0,073*	54,9	45,1
Curitiba	60	37	-0,102***	65,5	34,5
Recife	197**	193*	-0,057***	69,5	30,5***
Terezina	116	87	-0,091***	63,1	36,9*
Rio de Janeiro	95	144	-0,009	---	113,3
Natal	94	59	-0,107***	63,1	36,9
Porto Velho	235***	127	-0,126***	86,3	13,7***
Boa Vista	83	103	-0,085	77,2	22,8*
Porto Alegre	95	94	-0,047*	54,4	45,6
Florianópolis	18*	28	-0,005	6,6	93,4
Aracaju	105	55	-0,114***	59,9	40,1
São Paulo	60	95	-0,006	17,9	82,1

*p≤0,05 **p≤0,01 ***p≤0,002 em branco: p>0,05

A análise de regressão loglinear demonstra que todas as capitais apresentam coeficiente de regressão negativo, mas em cinco capitais ele não alcança significância estatística: em Rio Branco (b=-0,58), Rio de Janeiro (b=-0,009), Boa Vista (b=-0,085), Florianópolis (b=-0,005) e São Paulo (b=-0,006) a taxa de

mortalidade por tuberculose mantém-se estacionária de 1979 a 1992. Nestas capitais, houve discreto aumento da RMP, especialmente no Rio de Janeiro ($RMP_{89/92}=144$ $p>0,05$).

Em sete capitais, o coeficiente de regressão negativo alcança algum nível de significância ($p<0,05$), tornando plausível a suposição de discreto declínio exponencial da mortalidade por tuberculose. Contudo, apenas quatorze capitais apresentam tendência exponencial de declínio ao nível de significância de $p\leq 0,002$. A velocidade do declínio varia de -19,1% aa. em São Luiz a -5,7% aa. em Recife.

A intervenção médica contribui com 88% da taxa de declínio da mortalidade por tuberculose em São Luiz, 86,3% em Porto Velho, 73,6% em Manaus e 69,5% em Recife. Como esse efeito produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção médica ($p\leq 0,002$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por tuberculose nestas capitais em 1992.

Em Rio Branco, Macapá, Salvador, Cuiabá, Belém, Terezina e Boa Vista, apesar da importante contribuição na taxa de declínio da mortalidade, a diferença entre a taxa de mortalidade estimada e a esperada na ausência da intervenção médica é significativa apenas ao nível de $p<0,05$ o que não permite concluir que esta contribuição tenha sido expressiva para o declínio da mortalidade por tuberculose nestas capitais.

Nas demais capitais, a participação expressiva da intervenção médica na taxa de declínio não gera um efeito capaz de produzir diferenças significativas (ao nível de significância de $p\leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da tuberculose estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica. Florianópolis apresenta a menor influência da intervenção médica ($PTD=6,6$) sobre a taxa de declínio da mortalidade por tuberculose e para o Rio de Janeiro essa influência não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

6.3. Impacto da intervenção médica na mortalidade por septicemia

A taxa padronizada de mortalidade por septicemia (CID9 038) no conjunto das capitais declina 6,6% aa., evoluindo de 48,86/100.000 para 20,74/100.000 no período de 1979 a 1992, quando ajustadas por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 55% deste declínio em 1992. Este efeito (-3,6% aa.) produz uma diferença significativa (RME= 44,69 $p \leq 0,02$) entre a taxa estimada na ausência da intervenção médica. Portanto é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por septicemia no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, das sete capitais que apresentam nível de mortalidade significativamente inferior ao esperado (Rio Branco, Maceió, Manaus, Brasília, Vitória, João Pessoa e Aracaju), duas (Rio Branco e Maceió) evoluem para o extremo oposto, quatro (Macapá, Manaus, João Pessoa e Aracaju) evoluem para o nível de mortalidade esperado, e apenas duas capitais (Brasília e Vitória) permanecem com o nível de mortalidade inferior ao esperado para o período 1989-1992 (Tabela 9).

Dentre as cinco capitais que apresentam nível de mortalidade superior ao esperado para o período de 1979-1982 (Salvador, Fortaleza, Belo Horizonte, Natal e Boa Vista), duas (Salvador e Fortaleza) mantêm o mesmo *status* no período seguinte e as demais evoluem para o nível de mortalidade esperado para o período de 1989-1992.

Contudo, a análise de regressão demonstra que a taxa de mortalidade não segue uma tendência uniforme nas diversas capitais: sete capitais apresentam coeficiente de regressão positivo que varia de 0,180 ($p < 0,002$) em Rio Branco a 0,004 ($p = 0,9167$) em Manaus. As demais capitais apresentam coeficiente de regressão negativo, entre elas, nove capitais com tendência exponencial de declínio (Tabela 9).

Dentre as dezenove capitais com coeficiente de regressão negativo, treze apresentam RME estatisticamente significativa ($p \leq 0,002$). Para essas capitais, é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por septicemia. Entretanto, esse efeito sobre a taxa de mortalidade varia amplamente entre as capitais: a intervenção médica contribui com 96,6% da taxa de declínio da mortalidade por septicemia em Belo Horizonte e com 49,8% em Goiânia.

Tabela 9. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por septicemia (CID9 038) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	40 ^{***}	342 ^{***}	0,180 ^{***}	---	745,7 ^{***}
Maceió	41 ^{***}	250 ^{***}	0,124 ^{**}	---	587,1 ^{***}
Macapá	60 [*]	113	0,007	---	85,7
Manaus	51 ^{***}	113	0,004	---	116,6
Salvador	161 ^{***}	209 ^{***}	-0,019	5,7	94,3
Fortaleza	318 ^{***}	179 ^{***}	-0,134 ^{***}	52,3	47,7 ^{***}
Brasília	13 ^{***}	29 ^{***}	0,008	---	67,2
Vitória	44 ^{***}	15 ^{***}	-0,111 [*]	78,8	21,2 ^{***}
Goiânia	110	153 [*]	-0,037	49,8	50,2 ^{***}
São Luiz	133 [*]	104	-0,089 [*]	17,4	82,6
Belo Horizonte	238 ^{***}	72	-0,307 ^{***}	96,6	3,4 ^{***}
Campo Grande	111	72	-0,123 ^{***}	84,2	15,8 ^{***}
Cuiabá	128	81	-0,128 ^{***}	71,0	29,0 ^{***}
Belém	62 [*]	96	-0,042	14,6	85,4
João Pessoa	32 ^{***}	149 [*]	0,135	---	678,8 ^{***}
Curitiba	71	31 [*]	-0,141 ^{***}	79,2	20,8 ^{***}
Recife	101	76	-0,106 ^{***}	83,9	16,1 ^{***}
Terezina	70	102	-0,014	0,0	100,0
Rio de Janeiro	59 [*]	96	-0,017	---	101,6
Natal	150 ^{***}	62	-0,196 ^{***}	88,5	11,5 ^{***}
Porto Velho	51 ^{**}	99	-0,023	47,9	52,1 ^{**}
Boa Vista	200 ^{***}	99	-0,165 ^{**}	91,9	8,1 ^{***}
Porto Alegre	63 [*]	61	-0,074 ^{**}	68,0	32,0 ^{***}
Florianópolis	74	30 [*]	-0,161 ^{***}	87,7	12,3 ^{***}
Aracaju	29 ^{***}	112	0,065	---	411,4 ^{***}
São Paulo	108	77	-0,099 ^{***}	75,7	24,3 ^{***}

*p≤0,05

**p≤0,01

***p≤0,002

em branco; p>0,05

Para as demais capitais, a influência da intervenção médica sobre a taxa de declínio parece afetar pouco a taxa de mortalidade, pois não produz uma diferença significativa ($p>0,002$) entre a taxa de mortalidade por septicemia estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica.

6.4. Impacto da intervenção médica na mortalidade por tumor maligno de pele

A taxa padronizada de mortalidade por tumor maligno de pele no conjunto das capitais mantém-se estacionária no período de 1979 a 1992 (Tabela 2). Consequentemente, não é possível aferir a contribuição da intervenção médica na definição do nível de mortalidade por tumor maligno de pele em 1992 no conjunto das capitais (Tabela 6).

Tabela 10. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por melanoma maligno de pele (CID9 172) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	22	184	0,027	49,5	50,5
Maceió	54	241	0,023	12,6	87,4
Macapá	37	542	0,063	—	177,6
Manaus	38	125	0,023	18,0	82,0
Salvador	82	194	-0,037	25,0	75,0
Fortaleza	123	277	-0,022	—	202,3
Brasília	180	456	0,036	62,2	37,8
Vitória	71	291	-0,001	11,3	88,7
Goiânia	82	204	-0,047	56,3	43,7
São Luiz	170	105	-0,133*	53,3	46,7
Belo Horizonte	113	421	-0,010	—	211,1
Campo Grande	164	263	-0,050	59,0	41,0
Cuiabá	239	637*	-0,054	23,6	76,4
Belém	75	340	-0,046	—	268,9
João Pessoa	132	698**	0,067	—	277,6
Curitiba	225	302	-0,101**	65,4	34,6
Recife	45	237	-0,037	—	102,8
Terezina	26	182	-0,046	—	219,5
Rio de Janeiro	175	283	-0,071***	49,5	50,5
Natal	152	461	-0,028	—	103,1
Porto Velho	108	47	-0,122	85,7	14,3
Boa Vista	27	43	-0,087	77,7	22,3
Porto Alegre	228	279	-0,091*	74,4	25,6
Florianópolis	167	304	-0,100	73,1	26,9
Aracaju	57	409	0,053	—	351,1
São Paulo	119	237	-0,050***	53,9	46,1

*p<0,05

**p<0,01

***p<0,002

em branco: p>0,05

Nenhuma capital apresenta nível de mortalidade inferior ou superior ao esperado ao nível de significância exigido. Apenas Rio de Janeiro ($b=-0,071$) e São Paulo ($b=-0,050$) apresentam tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade por tumor maligno de pele (Tabela 10).

Nenhuma capital apresenta RME com significância estatística (Tabela 10). Consequentemente, não é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva na definição do nível da mortalidade, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa estimada para 1992 não difere significativamente daquela esperada na ausência da intervenção médica.

6.5. Impacto da intervenção médica na mortalidade por tumor maligno de útero não especificado

A taxa padronizada de mortalidade por tumor maligno de útero não especificado (CID9 179) declina 2,7% aa. no período de 1979 a 1992, evoluindo de 2,22/100.000 para 1,61/100.000 quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A RME de 74,39 indica que a intervenção médica contribui com cerca de 26% deste declínio. Como este efeito (-0,7% aa.) não produz uma diferença significativa entre as taxas estimadas ($p>0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por tumor maligno de útero não especificado no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, três capitais apresentam nível de mortalidade significativamente superior ao esperado (Tabela 11): Manaus, São Luiz e Porto Velho. No período de 1989-1992, todas as capitais apresentam nível de mortalidade que não difere do esperado ($p>0,002$).

A análise de regressão loglinear das taxas de mortalidade revela sete capitais com coeficiente de regressão positivo sem significância estatística e as demais capitais com coeficiente de regressão negativo sem significância estatística, exceto para São Paulo ($b=0,033$ $p=0,0000$), a única capital com tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade por tumor maligno do útero não especificado (Tabela 11).

Tabela 11. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por tumor maligno de útero não especificado (CID9 179) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	27	112	-0,030	51,3	48,7
Maceió	300**	167	-0,084*	60,6	39,4
Macapá	309**	89	-0,084	73,8	26,2
Manaus	395***	220	-0,081*	61,0	39,0
Salvador	61	69	0,001	---	122,9
Fortaleza	154	203	-0,006	---	250,5
Brasília	35	92	0,080**	---	172,5
Vitória	41	134	0,039	---	150,3
Goiânia	68	63	-0,045	54,9	45,1
São Luiz	338***	249	-0,064**	---	115,1
Belo Horizonte	115	92	-0,042*	---	106,7
Campo Grande	57	38	-0,057	62,9	37,1
Cuiabá	13	94	0,002	---	156,8
Belém	145	207	0,008	---	162,9
João Pessoa	187	165	-0,040*	30,2	69,8
Curitiba	93	73	-0,049	30,9	68,1
Recife	180	121	-0,058*	70,1	29,9
Terezina	65	142	0,042	---	208,2
Rio de Janeiro	84	97	-0,015*	---	104,9
Natal	76	67	-0,073	43,2	56,8
Porto Velho	333***	167	-0,098*	80,4	19,6*
Boa Vista	105	56	-0,176*	93,0	7,0***
Porto Alegre	85	64	-0,064**	63,1	36,6
Florianópolis	101	27	-0,086	67,4	32,6
Aracaju	56	60	0,029	---	258,3
São Paulo	81	77	-0,033***	48,7	57,3

*p≤0,05

**p≤0,01

***p≤0,002

em branco: p>0,05

Apenas Boa Vista apresenta RME estatisticamente significativa (RME=7,0 p≤0,002) indicando a que contribuição da intervenção médica de 93% na taxa de declínio da mortalidade produz uma diferença

significativa entre a taxa de mortalidade estimada e a esperada na ausência da intervenção médica. Portanto podemos afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por tumor maligno de útero não especificado nesta capital. Nas demais capitais, não é possível afirmar que a contribuição da intervenção médica seja expressiva para o declínio da mortalidade, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa de mortalidade por tumor maligno de útero não especificado estimada para 1992 não difere significativamente daquela estimada na ausência de intervenção médica.

6.6. Impacto da intervenção médica na mortalidade por tumor maligno de colo de útero

A taxa padronizada de mortalidade por tumor maligno de colo de útero (CID9 180) no conjunto das capitais declina 2,2% aa. no período de 1979 a 1992, evoluindo de 4,79/100.000 para 3,61/100.000 quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A RME de 79,34 indica que a intervenção médica contribui com cerca de 21% deste declínio. Como este efeito (-0,4% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa de mortalidade estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica ($p > 0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por tumor maligno de colo de útero no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Apenas quatro capitais apresentam taxa padronizada de mortalidade significativamente superior a esperada para o período de 1979-1982: Salvador (RMP=1150), São Luiz (RMP=592), Belém (RMP=289) e Fortaleza (RMP=247); Aracaju (RMP=228) e Maceió (RMP=215) apresentam elevado nível de mortalidade, mas que não diferem do esperado para o período ao nível de significância exigido. No período de 1989-1992, Salvador (RMP=875) e São Luiz (RMP=340) mantêm o nível de mortalidade superior ao esperado, e Macapá, cujo nível de mortalidade não diferia do esperado para o período anterior (RMP=195 $p \leq 0,05$), evolui para um nível superior ao esperado (RMP=291 $p \leq 0,002$). A evolução em Belém é favorável, pois o nível de mortalidade apresentado passa a não diferir do esperado para o período (RMP=223 $p \leq 0,05$) (Tabela 12).

Tabela 12. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por tumor maligno do colo do útero (CID9 180) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	52	82	0,044	---	127,9
Maceió	215*	198	-0,046*	35,5	64,5
Macapá	195*	291***	0,009	11,4	88,6
Manaus	136	196	0,015	---	134,6
Salvador	1150***	875***	-0,047**	34,3	65,7*
Fortaleza	247***	110	-0,100***	26,3	73,7
Brasília	123	119	-0,028	57,6	42,4
Vitória	94	134	0,019	---	114,8
Goiânia	206*	126	-0,075***	69,5	30,5*
São Luiz	592***	340***	-0,070***	28,2	71,8
Belo Horizonte	86	69	-0,038**	---	112,4
Campo Grande	155	133	-0,044*	55,9	44,1
Cuiabá	160	106	-0,093*	54,2	45,8
Belém	289***	223*	-0,045***	18,1	81,9
João Pessoa	161	95	-0,069*	52,6	47,4
Curitiba	116	128	-0,016	---	105,6
Recife	147	154	-0,024	53,1	46,9
Terezina	193	164	-0,042	30,5	69,5
Rio de Janeiro	52	66	0,000	---	127,6
Natal	193	175	-0,033**	4,1	95,9
Porto Velho	118	101	-0,066	70,3	29,7*
Boa Vista	95	94	-0,120*	85,4	14,6***
Porto Alegre	69	97	-0,005	21,5	78,5
Florianópolis	57	121	0,049**	---	188,4
Aracaju	228*	190	-0,032	---	117,3
São Paulo	66	64	-0,025***	35,9	64,1

*p≤0,05 **p≤0,01 ***p≤0,002 em branco: p>0,05

A análise de regressão loglinear revela cinco capitais com tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade por tumor maligno de colo de útero: Fortaleza (b=-0,1), Goiânia (b=-0,075), São Luiz (b=-0,070), Belém (b=-0,045) e São Paulo (b=-0,025). Contudo esta tendência não é uniforme entre as

demais capitais: 15 capitais apresentam coeficiente de regressão negativo e seis capitais apresentam coeficiente de regressão positivo, todos sem significância estatística ao nível exigido de $p \leq 0,002$ (Tabela 12).

Em Boa Vista, a intervenção médica contribui com cerca de 85% da taxa de declínio da mortalidade por tumor maligno de colo de útero. Como este efeito produz uma diferença significativa entre a taxa de mortalidade estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica ($RME=14,6$ $p \leq 0,002$) é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por este tumor nesta capital (Tabela 12).

Nas demais capitais, não é possível afirmar que a contribuição da intervenção médica é significativa na definição do nível de mortalidade, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa de mortalidade por tumor maligno de colo de útero estimada para 1992 não difere significativamente daquela estimada na ausência de intervenção médica.

6.7. Impacto da intervenção médica na mortalidade por doença de Hodgkin

A taxa padronizada de mortalidade da Doença de Hodgkin (CID9 201) no conjunto das capitais declina 3% aa. no período de 1979 a 1992, evoluindo de 0,70/100.000 para 0,47/100.000 quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 29% deste declínio em 1992. Como este efeito (-1,9% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa de mortalidade estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica ($RME=70,91$ $p > 0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por doença de Hodgkin no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Não há registro de óbito por Doença de Hodgkin em Macapá no período de 1979-1989 e em Boa Vista durante todo o período de estudo. Nenhuma capital apresenta nível de mortalidade inferior ou superior ao esperado ao nível de significância exigido. Apenas Rio de Janeiro ($b=-0,070$) apresenta tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade (Tabela 13).

Tabela 13. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por Doença de Hodgkin (CID9 201) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	37	55	-0,047	70,9	39,1
Maceió	65	67	-0,050	38,5	61,5
Macapá	---	162	0,028	---	113,2
Manaus	44	143	0,006	---	119,4
Salvador	73	96	0,006	---	131,5
Fortaleza	70	100	-0,022	---	205,0
Brasília	105	94	-0,040	63,9	36,1
Vitória	75	75	-0,010	21,0	79,0
Goiânia	127	109	-0,050	57,7	42,3
São Luiz	96	37	-0,074	---	101,6
Belo Horizonte	128	114	-0,029	---	127,7
Campo Grande	121	138	0,004	17,5	82,5
Cuiabá	123	88	-0,104	60,1	39,9
Belém	96	173	0,037	---	238,8
João Pessoa	38	26	-0,057	44,7	55,3
Curitiba	155	119	-0,055*	37,0	63,0
Recife	88	77	-0,024	53,2	46,8
Terezina	28	54	-0,037	25,5	74,5
Rio de Janeiro	109	78	-0,070***	48,6	51,4
Natal	106	211	0,011	---	171,0
Porto Velho	136	72	-0,108*	82,7	17,3
Boa Vista	---	---	---	---	---
Porto Alegre	96	185	0,014	89,8	10,2
Florianópolis	185	76	-0,098*	72,2	27,8
Aracaju	60	86	-0,039	---	107,1
São Paulo	98	100	-0,028*	38,1	61,9

*p≤0,05

**p≤0,01

***p≤0,002

em branco: p>0,05

Em nenhuma capital é detectado RME com significância estatística. Portanto é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa de mortalidade por Doença de Hodgkin estimada para 1992 não difere significativamente daquela estimada na ausência de intervenção médica (Tabela 13).

6.8. Impacto da intervenção médica na mortalidade por diabetes melito

A taxa padronizada de mortalidade por diabetes melito no conjunto mantém-se estacionária ($b=-0,003$ $p>0,05$) durante o período de estudo, evoluindo de 12,56/100.000 para 12,02/100.000 quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). Consequentemente, não é possível detectar o efeito da contribuição da intervenção médica na definição do nível de mortalidade por diabetes melito em 1992 no conjunto das capitais com os dados disponíveis de acordo com o modelo de análise proposto (Tabela 6).

Apenas São Luiz (RMP=190), no período de 1979-1989, apresenta nível de mortalidade superior ao esperado (Tabela 14).

Duas capitais apresentam tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade por diabetes melito: Fortaleza ($b=-0,054$) e São Paulo ($b=-0,024$); e apenas Natal apresenta tendência exponencial de crescimento da taxa de mortalidade por diabetes melito. Para dezoito capitais, o coeficiente de regressão é positivo e em quatro capitais o coeficiente de regressão é negativo, mas, em ambos os casos, sem significância estatística ao nível de $p\leq 0,002$ (Tabela 14).

Não é possível demonstrar a importância da intervenção médica porque não há declínio da taxa de mortalidade por diabetes melito na maioria das capitais. Dentre as seis capitais com coeficiente de regressão negativo, apenas em Macapá o efeito da contribuição de 82% da taxa de declínio da mortalidade se traduz em uma diferença significativa entre a taxa de mortalidade estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (RME=18 $p\leq 0,002$). Para Macapá, podemos concluir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por diabetes melito em 1992. Para as outras quatro capitais, a contribuição da intervenção médica para a taxa de declínio parece afetar pouco a taxa de mortalidade, pois não produz uma diferença significativa ($p>0,002$) entre a taxa de mortalidade por estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 14).

Tabela 14 . Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por diabetes melito (CID9 250) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	51	55	0,095	---	249,4*
Maceió	165*	172*	0,003	---	121,5
Macapá	68	36	-0,113	82,0	18,0***
Manaus	45	79	0,048*	---	207,7*
Salvador	116	174*	0,044**	---	214,3***
Fortaleza	99	61	-0,054***	---	133,5
Brasília	68	79	0,004	36,0	64,0
Vitória	53	92	0,076*	---	241,1***
Goiânia	68	65	0,006	12,9	87,1
São Luiz	190***	119	-0,049**	---	139,4
Belo Horizonte	119	124	0,004	---	194,5**
Campo Grande	50	77	0,041*	---	133,4
Cuiabá	47	94	0,035	---	240,6**
Belém	66	86	0,024	---	200,8*
João Pessoa	87	116	0,022	---	156,2
Curitiba	88	96	0,015	---	156,4
Recife	115	130	0,002	34,5	65,5
Terezina	49	70	0,046*	---	218,4*
Rio de Janeiro	122	119	-0,006	---	117,8
Natal	41	102	0,098***	---	530,5***
Porto Velho	54	89	0,059	---	150,6
Boa Vista	19**	75	0,061	---	153,1
Porto Alegre	44	72	0,043**	---	146,4
Florianópolis	65	55	-0,024	27,4	72,6
Aracaju	143	145	0,006	---	191,3**
São Paulo	101	83	-0,024***	35,2	64,8

* p≤0,05

** p≤0,01

*** p≤0,002

em branco: p>0,05

6.9. Impacto da intervenção médica na mortalidade por meningite

A taxa padronizada de mortalidade por meningite (CID9 320-322) declina 7,9% aa. no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, evoluindo de 36,27/100.000 para 12,98/100.000 quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 15). A RME de 37,69 indica que a intervenção médica contribui com cerca de 62% deste declínio. Como este efeito (-4,9% aa.) produz uma diferença significativa entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na ausência de intervenção ($p \leq 0,002$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por meningite no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, seis capitais apresentam nível de mortalidade significativamente inferior ao esperado: Rio Branco (RMP=15), Manaus (RME=20), Terezina (RME=20), Belém (RME=30), Porto Velho (RME=31) e Macapá (RME=36). No período de 1989-1992, apenas Boa Vista (RME=10) apresenta nível de mortalidade inferior ao esperado, com significância estatística (Tabela 15).

No período de 1979-1982, três capitais apresentam nível de mortalidade significativamente superior ao esperado: Fortaleza (RMP=255), Belo Horizonte (RMP=178) e Salvador (RME=160). No período de 1989-1992, Salvador (RMP=206) mantém o nível de mortalidade superior ao esperado, e Vitória evolui do nível esperado para um nível significativamente superior (RMP=226) ao esperado para o período (Tabela 15).

A análise de regressão revela seis capitais com coeficiente de regressão positivo (nenhum com significância estatística) e vinte capitais com coeficiente de regressão negativo e dentre elas seis capitais com tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade: Belo Horizonte ($b=-0,108$), Rio de Janeiro ($b=-0,086$), Brasília ($b=-0,084$), Curitiba ($b=-0,75$), São Paulo ($b=-0,74$) e Porto Alegre ($b=-0,61$) (Tabela 15).

Dentre as vinte capitais com coeficiente de regressão negativo, quinze apresentam RME estatisticamente significativa ($p \leq 0,002$). Para estas capitais, é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por meningite. Entretanto, a contribuição da

intervenção médica (PTD) e, especialmente, o efeito (RME) provocado sobre a taxa de mortalidade variam amplamente entre elas: em Rio Branco, a intervenção médica é responsável por 85,3% da taxa de declínio tornando a taxa estimada cerca de 1/7 (RME=14,7) da esperada e, em Campo Grande, a taxa estimada é cerca da metade (RME=48) da esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 15).

Tabela 15. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por meningite (CID9 320-322) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	15 ^{***}	25 ^{**}	-0,123 [*]	85,3	14,7 ^{***}
Maceió	54 [*]	92	0,025	---	115,2
Macapá	36 ^{***}	47	-0,017	37,8	62,2
Manaus	20 ^{***}	57	0,056	---	199,4 [*]
Salvador	160 ^{***}	206 ^{***}	-0,060 [*]	44,4	55,6 ^{**}
Fortaleza	255 ^{***}	76	-0,181 ^{**}	74,3	25,7 ^{***}
Brasília	98	89	-0,084 ^{***}	79,7	20,3 ^{***}
Vitória	129	226 ^{***}	0,000	10,1	89,9
Goiânia	97	87	-0,076	69,8	30,2 ^{***}
São Luiz	90	68	-0,093	20,9	79,1
Belo Horizonte	178 ^{***}	133	-0,108 ^{***}	54,4	45,6 ^{***}
Campo Grande	79	112	-0,037	52,0	48,0 ^{***}
Cuiabá	56 [*]	69	-0,039	7,5	92,5
Belém	30 ^{***}	68	0,025	---	205,5 [*]
João Pessoa	67	157 [*]	0,014	---	139,6
Curitiba	119	131	-0,075 ^{***}	51,5	48,5 ^{**}
Recife	128	132	-0,075 ^{**}	76,1	23,9 ^{***}
Terezina	20 ^{***}	40 [*]	-0,034	22,4	77,6
Rio de Janeiro	102	96	-0,086 ^{***}	58,3	41,7 ^{**}
Natal	140 [*]	138	-0,107 [*]	63,2	36,8 ^{***}
Porto Velho	31 ^{***}	113	0,062	---	156,6 [*]
Boa Vista	53 ^{**}	10 ^{***}	-0,086	77,4	22,6 ^{***}
Porto Alegre	59 [*]	69	-0,061 ^{***}	62,0	38,0 ^{**}
Florianópolis	70	51	-0,051	48,5	51,5 [*]
Aracaju	56 [*]	108	-0,011	---	152,8
São Paulo	89	90	-0,074 ^{***}	66,2	33,8 ^{***}

* p≤0,05

** p≤0,01

*** p≤0,002

em branco: p>0,05

Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Porto Alegre (PTD=62%), Rio de Janeiro (PTD=58,3) e Salvador (PTD=44,4%), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p \leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 15).

Nas capitais com coeficiente de regressão positivo, a influência da assistência médica sobre a mortalidade não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

6.10. Impacto da intervenção médica na mortalidade por doença reumática crônica do coração

A taxa padronizada de mortalidade por doença reumática crônica do coração (CID9 393-398) declina 5,2% aa. no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, evoluindo de 1,67/100.000 para 0,84/100.000 quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A RME de 53,38 indica que a intervenção médica contribui com cerca de 47% deste declínio. Como este efeito (-2,4% aa.) não produz uma diferença significativa entre as taxa estimada para 1992 e a esperada na ausência de intervenção ($p > 0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por doença crônica do coração no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Durante o período estudado, todas as capitais apresentam nível de mortalidade sem diferença estatisticamente significativa em relação ao esperado no período. Inexiste registro de óbito por esta causa em Boa Vista para a maior parte do período estudado (Tabela 16).

A análise de regressão revela quatro capitais com coeficiente de regressão positivo (nenhum com significância estatística) e vinte e uma capitais com coeficiente de regressão negativo e dentre elas quatro capitais com tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade: Porto Alegre ($b = -0,097$), Curitiba ($b = -0,090$), Belo Horizonte ($b = -0,074$) e Rio de Janeiro ($b = -0,071$) (Tabela 16).

Nenhuma das capitais apresenta RME estatisticamente significativa. Portanto, é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa de mortalidade por doença reumática crônica do coração

estimada para 1992 não difere significativamente daquela esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 16).

Tabela 16. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por doença reumática crônica do coração (CID9 393-398) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	11	110	-0,010	36,8	63,2
Maceió	10	83	0,020	---	152,9
Macapá	5	61	-0,052	60,0	40,0
Manaus	10	47	0,020	---	144,5
Salvador	46	110	-0,040	28,3	71,7
Fortaleza	47	71	-0,099**	25,1	74,9
Brasília	45	148	-0,026	56,6	43,4
Vitória	24	101	0,020	---	116,6
Goiânia	43	91	-0,088*	74,4	25,6
São Luiz	25	32	-0,109	35,6	64,4
Belo Horizonte	74	145	-0,074***	29,5	70,5
Campo Grande	14	107	0,003	19,3	80,7
Cuiabá	45	81	-0,094*	55,1	44,9
Belém	40	74	-0,084**	50,3	49,7
João Pessoa	42	39	-0,121*	75,9	24,1
Curitiba	99	151	-0,090***	60,0	40,0
Recife	63	131	-0,076*	76,2	23,8
Terezina	7	57	-0,024	12,6	87,4
Rio de Janeiro	42	90	-0,071***	49,5	50,5
Natal	23	59	-0,039	10,6	89,4
Porto Velho	31	40	-0,074	73,1	26,9
Boa Vista	---	26	---	---	---
Porto Alegre	38	69	-0,097***	76,3	23,7
Florianópolis	46	44	-0,086*	67,4	32,6
Aracaju	32	42	-0,099*	51,3	48,7
São Paulo	40	112	-0,032*	41,6	58,4

*p≤0,05

**p≤0,01

***p≤0,002

em branco: p>0,05

6.11. Impacto da intervenção médica na mortalidade por hipertensão arterial

A taxa padronizada de mortalidade por hipertensão arterial (CID9 401-405) declina 3,1% aa. no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, evoluindo de 34,42/100.000 para 23,13/100.000 quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A RME de 70,77 indica que a intervenção médica contribui com cerca de 29% deste declínio. Como este efeito (-0,9% aa.) não produz uma diferença significativa entre as taxas estimadas ($p > 0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por hipertensão arterial no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, seis capitais apresentam nível de mortalidade significativamente superior ao esperado: Natal (RMP=229), Cuiabá (RME=213), Maceió (RME=208), Belo Horizonte (RME=196), Salvador (RME=185) e São Luiz (RME=159). No período de 1989-1992, todas as capitais apresentam nível de mortalidade que não diferem do esperado, exceto Fortaleza (RMP=31 $p \leq 0,002$) e Rio Branco (RMP=25 $p \leq 0,002$) que evoluem do nível esperado para um nível inferior de mortalidade. Neste período, Boa Vista (RMP=157 $p \leq 0,01$), Recife (RMP=156 $p \leq 0,002$) e Belo Horizonte (RMP=152 $p \leq 0,05$) têm evolução insatisfatória do nível de mortalidade (Tabela 17).

No período estudado, todas as capitais apresentam coeficiente de regressão negativo, exceto Terezina ($b=0,05$ $p > 0,05$), João Pessoa ($b=0,028$ $p > 0,05$), Florianópolis ($b=0,019$ $p > 0,05$) e Boa Vista ($b=0,014$ $p > 0,05$). Dentre as demais, cinco capitais apresentam tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade por hipertensão arterial ($p \leq 0,002$): Natal ($b=-0,145$), Goiânia ($b=-0,113$), Belém ($b=-0,108$), Curitiba ($b=-0,082$) e Belo Horizonte ($b=-0,061$) (Tabela 17).

Dentre as vinte e uma capitais com coeficiente de regressão negativo, a RME foi estatisticamente significativa em oito delas. Para essas capitais, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por hipertensão arterial. Entretanto, a contribuição da intervenção médica (PTD) e, especialmente, o efeito (RME) provocado sobre a taxa de mortalidade variam amplamente entre elas: em Rio Branco, a intervenção médica é responsável por 91% da taxa de declínio tornando a taxa estimada cerca de 1/10 (RME=9) da esperada, e em Maceió, a taxa estimada é cerca da metade (RME=53,7) da esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 17).

Tabela 17. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por hipertensão arterial (CID9 401-405) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	99	25 ^{***}	-0,160 [*]	91,0	9,0 ^{***}
Maceió	208 ^{***}	100	-0,060	46,3	53,7 ^{***}
Macapá	110	124	-0,005	26,9	73,1
Manaus	96	49 [*]	-0,087	64,0	36,0 ^{**}
Salvador	185 ^{***}	139	-0,026 [*]	13,6	86,4
Fortaleza	85	31 ^{***}	-0,153 ^{**}	63,0	37,0 [*]
Brasília	150 [*]	124	-0,034 [*]	61,0	39,0 ^{***}
Vitória	90	99	-0,009	19,3	80,7
Goiânia	114	57 [*]	-0,113 ^{***}	81,4	18,6 ^{***}
São Luiz	159 ^{***}	79	-0,075 [*]	0,5	99,5
Belo Horizonte	196 ^{***}	152 [*]	-0,061 ^{***}	16,2	83,8
Campo Grande	75	84	-0,007	29,1	70,9
Cuiabá	213 ^{***}	130	-0,078	44,4	55,6 ^{**}
Belém	129	56 [*]	-0,108 ^{***}	63,9	36,1 ^{***}
João Pessoa	46 ^{**}	47 [*]	0,028	---	167,2 [*]
Curitiba	90	62	-0,082 ^{***}	55,4	44,6 [*]
Recife	130	156 ^{**}	-0,027	54,8	45,2 ^{***}
Terezina	68	103	0,050	---	229,6 ^{***}
Rio de Janeiro	152 [*]	129	-0,048 ^{**}	31,5	68,5 [*]
Natal	229 ^{***}	79	-0,145 ^{***}	77,5	22,5 ^{***}
Porto Velho	71	58	-0,015	42,2	57,8 [*]
Boa Vista	158 ^{**}	157 ^{**}	0,014	17,3	82,7
Porto Alegre	85	48 [*]	-0,073 [*]	67,7	32,3 ^{***}
Florianópolis	49 ^{**}	51 [*]	0,019	---	127,1
Aracaju	68	55 [*]	-0,084	40,4	59,6
São Paulo	96	94	-0,040 ^{**}	47,1	52,9 ^{**}

*p≤0,05

**p≤0,01

***p≤0,002

em branco: p>0,05

Para as demais capitais com coeficiente de regressão negativo, mesmo a influência expressiva da intervenção médica sobre a taxa de declínio, como ocorre em Manaus (PTD=64%), São Paulo (PTD=47,1%) e Cuiabá (PTD=44,4%) não é suficiente para produzir uma diferença significativa

($p > 0,002$) entre a taxa de mortalidade por estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 17).

Nas capitais em que o coeficiente de regressão é positivo, a influência da intervenção médica não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

6.12. Impacto da intervenção médica na mortalidade por doença cerebrovascular

A taxa padronizada de mortalidade por (CID9 430-436) declina a 2,2% aa., evoluindo de 119,77/100.000 para 89,66/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 21,2% deste declínio em 1992. Como este efeito (-0,05% aa.) não produz uma diferença significativa entre as taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção ($RME=78,84$ $p > 0,01$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por doença cerebrovascular no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1879-1982, três capitais têm nível de mortalidade inferior ao esperado ($p \leq 0,002$): Rio Branco ($RMP=24$), Brasília ($RMP=62$) e Natal ($RMP=65$); e quatro capitais têm nível de mortalidade superior ao esperado ($p \leq 0,002$): São Luiz ($RMP=326$), Maceió ($RMP=173$), Fortaleza ($RMP=165$) e Curitiba ($RMP=154$). No período 1898-1992, cinco capitais têm nível de mortalidade inferior ao esperado ($p \leq 0,002$): Rio Branco ($RMP=33$), Macapá ($RMP=40$), Boa Vista ($RMP=42$), Florianópolis ($RMP=58$) e Natal ($RMP=59$); e duas capitais têm nível de mortalidade superior ao esperado ($p \leq 0,002$): São Luiz ($RMP=147$) e Maceió ($RMP=143$) (Tabela 18).

Na análise de regressão, das cinco capitais com coeficiente de regressão positivo, Brasília ($b=0,03$ $p < 0,05$) apresenta tendência exponencial de crescimento da taxa de mortalidade por doença cerebrovascular, se for considerado o nível de significância de $p < 0,05$. Entre as demais, vinte e uma capitais têm coeficiente de regressão negativo e, destas, oito apresentam tendência exponencial de declínio da taxa

de mortalidade ($p \leq 0,002$). A maior taxa de declínio foi alcançada em São Luiz ($b = -0,089$ $p \leq 0,002$) e a menor em Porto Alegre ($b = -0,021$ $p \leq 0,002$) (Tabela 18).

Tabela 18. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME_{1992}) por doença cerebrovascular (CID9 430-436) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	24 ^{***}	33 ^{***}	0,038	---	118,0
Maceió	173 ^{***}	143 ^{***}	-0,026 ^{***}	15,8	84,2
Macapá	70 ^{**}	40 ^{***}	-0,058 [*]	63,3	36,7 ^{***}
Manaus	90	84	-0,013	6,0	94,0
Salvador	116	106	-0,016	1,9	98,1
Fortaleza	165 ^{***}	86	-0,068 ^{***}	---	111,7
Brasília	62 ^{***}	88	0,030 [*]	10,7	89,3
Vitória	134 ^{***}	123 [*]	-0,016	27,1	72,9 ^{***}
Goiânia	119	101	-0,025 ^{**}	41,8	58,2 ^{***}
São Luiz	326 ^{***}	147 ^{***}	-0,089 ^{***}	16,6	83,4 [*]
Belo Horizonte	126 ^{**}	114	-0,020 ^{**}	---	143,2 ^{***}
Campo Grande	102	112	0,005	16,7	83,3
Cuiabá	97	72 ^{**}	-0,008	---	138,2 ^{**}
Belém	116	100	-0,023 ^{***}	---	109,1
João Pessoa	90	113	0,005	---	124,1 [*]
Curitiba	154 ^{***}	108	-0,042 ^{***}	25,0	75,0 ^{**}
Recife	105	114	-0,002	37,6	62,4 ^{***}
Terezina	93	97	0,010	---	136,4 ^{***}
Rio de Janeiro	121 [*]	118	-0,009	---	113,1
Natal	65 ^{***}	59 ^{***}	-0,010	---	129,8 [*]
Porto Velho	119	82	-0,042 [*]	59,5	40,5 ^{***}
Boa Vista	76 [*]	42 ^{***}	-0,055 [*]	66,4	33,6 ^{***}
Porto Alegre	95	83	-0,021 ^{***}	36,6	63,4 ^{***}
Florianópolis	110	58 ^{***}	-0,065 ^{***}	57,2	42,8 ^{***}
Aracaju	130 ^{**}	116	-0,017	---	141,1 ^{***}
São Paulo	114	88	-0,033 ^{***}	42,2	57,8 ^{***}

* $p \leq 0,05$

** $p \leq 0,01$

*** $p \leq 0,002$

em branco: $p > 0,05$

Dentre as capitais com coeficiente de regressão negativo, em nove capitais a contribuição da intervenção médica na taxa de declínio da mortalidade gerou diferença significativa ($p \leq 0,002$) entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na sua ausência. Consequentemente, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por doenças cerebrovasculares em 1992 nessas capitais. Entretanto, a contribuição da intervenção médica (PTD) e, especialmente, o efeito (RME) provocado sobre a taxa de mortalidade variam amplamente entre elas: em Boa Vista, a intervenção médica é responsável por 66,4% da taxa de declínio da mortalidade e torna a taxa estimada cerca de 1/3 (RME=33,6) da esperada, e em Vitória, a taxa estimada é cerca de 3/4 (RME=72,9) da esperada na ausência da intervenção médica. Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Curitiba (PTD=25%), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p \leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 18). Nas capitais com coeficiente de regressão positivo, a influência da assistência médica sobre a mortalidade não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

6.13. Impacto da intervenção médica na mortalidade por infecções respiratórias agudas

A taxa de mortalidade por (CID9 460-466) declina 13,1% aa., evoluindo de 20,78/100.000 para 3,8/100.000 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com 80,3% deste declínio. Como este efeito (-10,5% aa.) produz uma diferença significativa entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção (RME=19,26 $p \leq 0,02$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por infecções respiratórias agudas no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1879-1982, dez capitais têm nível de mortalidade inferior ao esperado ($p \leq 0,002$) e duas capitais têm nível de mortalidade superior ao esperado ($p \leq 0,002$). No período 1898-1992, nenhuma capital apresenta nível de mortalidade superior ao esperado ($p \leq 0,002$) (Tabela 19).

Na análise de regressão, observa-se cinco capitais com coeficiente de regressão positivo mas sem significância estatística ($b > 0$ $p > 0,05$). Entre as demais, vinte e uma capitais têm coeficiente de regressão

negativo e, destas, sete apresentam tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade ($p \leq 0,002$). A maior taxa de declínio foi alcançada em São Luiz ($b = -0,274$ $p \leq 0,002$) e a menor em Belo Horizonte ($b = -0,082$ $p \leq 0,002$) (Tabela 19).

Tabela 19. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME_{1992}) por doenças respiratórias agudas (CID9 460-466) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	45*	234**	0,029	---	105,8
Maceió	160*	59	-0,234***	94,4	5,6***
Macapá	24***	58	-0,085*	74,0	26,0**
Manaus	17***	100	0,022	---	147,2
Salvador	116	83	-0,162***	85,2	14,8***
Fortaleza	50*	19	-0,200***	80,0	20,0
Brasília	7**	23	0,010	31,1	68,9
Vitória	32	85	-0,007	17,4	82,6
Goiânia	63	49	-0,125**	84,0	16,0***
São Luiz	240***	68	-0,274***	92,5	7,5***
Belo Horizonte	54	92	-0,082***	36,2	63,8
Campo Grande	24***	35	-0,098*	78,3	21,7*
Cuiabá	15***	34	-0,079	45,2	54,8
Belém	115	73	-0,171***	84,1	15,9***
João Pessoa	7***	19	-0,108*	71,5	28,5
Curitiba	75	162	-0,067*	45,9	54,1
Recife	89	123	-0,095**	81,4	18,6***
Terezina	11***	14	-0,027	15,9	84,1
Rio de Janeiro	47*	121	-0,039	22,8	77,2
Natal	14***	15	-0,073*	42,5	57,5
Porto Velho	25***	118	0,033	---	108,4
Boa Vista	129	28	-0,134	87,8	12,2***
Porto Alegre	22***	128	0,030	---	123,6
Florianópolis	15***	107	0,125	---	500,8***
Aracaju	76	23	-0,117	61,2	38,8
São Paulo	218***	153	-0,164***	89,5	10,5***

* $p \leq 0,05$

** $p \leq 0,01$

*** $p \leq 0,002$

em branco: $p > 0,05$

Dentre as capitais com coeficiente de regressão negativo, em oito capitais a contribuição da intervenção médica na taxa de declínio da mortalidade gerou diferença significativa ($p \leq 0,002$) entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na sua ausência. Consequentemente, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por infecções respiratórias agudas em 1992 nessas capitais. Entretanto, a contribuição da intervenção médica (PTD) e, especialmente, o efeito (RME) provocado sobre a taxa de mortalidade variam amplamente entre elas: em Maceió, a intervenção médica é responsável por 94,4% da taxa de declínio da mortalidade e torna a taxa estimada cerca de 1/18 (RME=5,6) da esperada, e em Recife, a taxa estimada é cerca de 1/5 (RME=18,6) da esperada na ausência da intervenção médica. Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Campo Grande (PTD=78,3%), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p \leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 19). Nas capitais com coeficiente de regressão positivo, a influência da assistência médica sobre a mortalidade não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

6.14. Impacto da intervenção médica na mortalidade por pneumonia e gripe

A taxa de mortalidade por pneumonia e gripe (CID9 480-487) no conjunto das capitais declina 6,7% aa., evoluindo de 43,97/100.000 para 18,47/100.000 no período de 1979 e 1992, quando ajustadas por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com 55,8 % deste declínio. Como este efeito (-3,7% aa.) produz uma diferença significativa entre as taxas estimadas (RME=44,24 $p \leq 0,02$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por pneumonia e gripe no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Durante o período de 1979-1982, todas as capitais têm nível de mortalidade inferior ao esperado ($p \leq 0,002$). No período de 1989-1992, todas as capitais têm nível de mortalidade que não diferem significativamente do esperado (Tabela 20).

Tabela 20. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por pneumonia e gripe (CID9 480-487) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	ME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	13 ^{***}	39 [*]	-0,077 ^{**}	73,6	26,4 ^{***}
Maceió	25 ^{***}	117	-0,033 ^{**}	23,9	76,1
Macapá	16 ^{***}	83	-0,012	33,4	66,6
Manaus	18 ^{***}	79	-0,041 ^{***}	34,7	65,3
Salvador	35 ^{***}	79	-0,099 ^{***}	66,7	33,3 ^{***}
Fortaleza	47 ^{***}	61	-0,161 ^{***}	66,7	33,3 ^{***}
Brasília	20 ^{***}	61	-0,081 ^{***}	78,8	21,2 ^{***}
Vitória	22 ^{***}	52 [*]	-0,103 ^{***}	76,3	23,7 ^{***}
Goiânia	18 ^{***}	46 [*]	-0,073 ^{***}	68,8	31,2 ^{***}
São Luiz	55 ^{***}	62	-0,169 ^{***}	70,8	29,2 ^{***}
Belo Horizonte	42 ^{***}	129	-0,069 ^{***}	24,8	75,2
Campo Grande	20 ^{***}	97	-0,024	42,9	57,1 [*]
Cuiabá	18 ^{***}	40 [*]	-0,115 ^{***}	65,6	34,4 ^{**}
Belém	38 ^{***}	87	-0,104 ^{***}	61,8	38,2 ^{***}
João Pessoa	8 ^{***}	97	0,068 ^{**}	—	284,1 ^{***}
Curitiba	26 ^{***}	95	-0,055 ^{***}	36,9	63,1
Recife	36 ^{***}	123	-0,063 ^{***}	71,8	28,2 ^{***}
Terezina	23 ^{***}	77	-0,053 ^{***}	39,5	60,5 [*]
Rio de Janeiro	20 ^{***}	77	-0,051 ^{***}	34,4	65,6
Natal	43 ^{***}	77	-0,129 ^{***}	72,4	27,6 ^{***}
Porto Velho	18 ^{***}	73	-0,057 [*]	66,4	33,6 ^{***}
Boa Vista	29 ^{***}	74	-0,090 ^{***}	78,4	21,6 ^{***}
Porto Alegre	21 ^{***}	118	-0,018	33,5	66,5
Florianópolis	18 ^{***}	72	-0,039	39,9	60,1
Aracaju	29 ^{***}	91	-0,043	---	101,2
São Paulo	46 ^{***}	137	-0,073 ^{***}	65,6	34,4 ^{***}

* p≤0,05

** p≤0,01

*** p≤0,002

em branco: p>0,05

Na análise de regressão, João Pessoa apresenta coeficiente de regressão positivo (b=0,068 p<0,01). Dentre as demais capitais com coeficiente de regressão negativo, dezessete apresentam tendência

exponencial de declínio da taxa de mortalidade ($p \leq 0,002$). A maior taxa de declínio é alcançada em São Luiz ($b = -0,169$ $p \leq 0,002$) e a menor em Manaus ($b = -0,041$ $p \leq 0,002$) (Tabela 20).

Dentre as capitais com coeficiente de regressão negativo, em treze capitais a contribuição da intervenção médica na taxa de declínio da mortalidade gerou diferença significativa ($p \leq 0,002$) entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na sua ausência. Consequentemente, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por pneumonia e gripe em 1992 nessas capitais. Entretanto, a contribuição da intervenção médica (PTD) e, especialmente, o efeito (RME) provocado sobre a taxa de mortalidade variam amplamente entre elas: em Rio Branco, a intervenção médica é responsável por 73,6% da taxa de declínio da mortalidade e torna a taxa estimada cerca de 1/4 (RME=26,4) da esperada, e em Belém, a taxa estimada é cerca de 1/3 (RME=38,2) da esperada na ausência da intervenção médica. Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Cuiabá (PTD=65,6%), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p \leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 20).

6.15. Impacto da intervenção na mortalidade por doença pulmonar obstrutiva crônica

A taxa padronizada de mortalidade por doença pulmonar obstrutiva crônica (CID9 491-492) declina a 7,3% aa., evoluindo de 8,55/100.000 para 3,31/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 59,3% deste declínio em 1992. Como este efeito (-4,3% aa.) não produz uma diferença significativa entre as taxas estimadas (RME=40,71 $p > 0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por doença pulmonar obstrutiva crônica no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1879-1982, duas capitais têm nível de mortalidade superior ao esperado ($p \leq 0,002$): João Pessoa (RMP=305) e Curitiba (RMP=258) e Goiânia apresenta nível de mortalidade elevado (RMP=217 $p < 0,01$), mas cuja diferença com o esperado não tem significância estatística ao nível exigido ($p \leq 0,002$). No período 1989-1992, nenhuma capital apresenta nível de mortalidade superior ao esperado ($p \leq 0,002$), apesar de Curitiba manter um nível elevado de mortalidade (RMP=234 $p < 0,05$) (Tabela 21).

Tabela 21. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por doença pulmonar obstrutiva crônica (CID9 491-492) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	77	103	-0,041	57,4	42,6
Maceió	97	57	-0,102**	69,0	31,0
Macapá	61	52	-0,053	60,9	39,1
Manaus	87	81	-0,099*	69,3	30,7*
Salvador	51	66	-0,052	37,9	62,1
Fortaleza	77	66	-0,112***	36,5	63,5
Brasília	37	57	-0,028	58,0	42,0
Vitória	39	85	-0,086*	70,5	29,5
Goiânia	217**	151	-0,087***	74,1	25,9***
São Luiz	162	70	-0,161***	67,5	32,5
Belo Horizonte	140	92	-0,111***	56,3	43,7
Campo Grande	124	119	-0,046	57,1	42,9
Cuiabá	77	57	-0,081	46,3	53,7
Belém	142	119	-0,097***	58,2	41,8
João Pessoa	305***	143	-0,154**	84,3	15,7***
Curitiba	258***	234*	-0,084***	56,7	43,3*
Recife	83	79	-0,084**	78,5	21,5*
Terezina	74	55	-0,080	57,3	42,7
Rio de Janeiro	94	87	-0,084***	57,5	42,5
Natal	39	27	-0,129***	72,3	27,7
Porto Velho	172	54	-0,160***	91,3	8,7***
Boa Vista	122	76	-0,031	54,0	46,0*
Porto Alegre	79	162	-0,007	23,6	76,4
Florianópolis	174	110	-0,071	60,8	39,2
Aracaju	89	28	-0,130*	67,5	32,5
São Paulo	92	111	-0,051***	54,2	45,8

*p≤0,05 **p≤0,01 ***p≤0,002 em branco: p>0,05

Na análise de regressão, todas as capitais apresentam coeficiente de regressão negativo e, destas, dez apresentam tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade (p≤0,002). As maiores taxas de

declínio são de São Luiz ($b=-0,161$ $p\leq 0,002$) e Porto Velho ($b=-0,160$ $p\leq 0,002$) e a menor em São Paulo ($b=-0,051$ $p\leq 0,002$) (Tabela 21).

Em três capitais a contribuição da intervenção médica na taxa de declínio da mortalidade gera diferença significativa ($p\leq 0,002$) entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na sua ausência: Porto Velho (RME=8,7), João Pessoa (RME=15,7) e Goiânia (RME=25,9). Consequentemente, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por doença pulmonar obstrutiva crônica em 1992 nestas capitais. Entretanto, a contribuição da intervenção médica (PTD) e, especialmente, o efeito (RME) provocado sobre a taxa de mortalidade variam amplamente entre elas: em Goiânia, a intervenção médica é responsável por 74,1% da taxa de declínio da mortalidade e torna a taxa estimada cerca de 1/4 (RME=25,9) da esperada, e em Porto Velho, a taxa estimada é cerca de 1/10 (RME=8,7) da esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 21).

Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Recife (PTD=78,5%), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p\leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 21).

6.16. Impacto da intervenção médica na mortalidade por asma

A taxa padronizada de mortalidade por asma (CID9 493) declina a 3,4% aa., evoluindo de 0,70/100.000 para 0,45/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 32,3% deste declínio em 1992. Como este efeito (-1,1% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção (RME=67,71 $p>0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por asma no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Tabela 22. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por asma (CID9 493) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	---	---	---	---	---
Maceió	103	34	-0,055	62,7	37,3
Macapá	---	---	---	---	---
Manaus	70	29	-0,050	42,2	57,8
Salvador	149	124	-0,051	37,2	62,8
Fortaleza	126	137	-0,011	---	233,7
Brasília	41	95	0,065	---	141,6
Vitória	190	109	-0,077*	66,7	33,3
Goiânia	38	30	-0,058	61,8	38,2
São Luiz	333	174	-0,090	17,7	82,3
Belo Horizonte	107	71	-0,091*	42,9	57,1
Campo Grande	20	100	-0,037	51,7	48,3
Cuiabá	177	20	-0,135*	73,3	26,7
Belém	208	94	-0,159***	81,4	18,6
João Pessoa	98	48	-0,072	54,1	45,9
Curitiba	46	109	0,018	---	163,0
Recife	61	87	-0,005	40,0	60,0
Terezina	150	71	-0,097*	65,9	34,1
Rio de Janeiro	109	95	-0,044**	28,2	71,8
Natal	77	52	0,002	---	150,9
Porto Velho	129	69	-0,070*	71,8	28,2
Boa Vista	---	45	---	---	---
Porto Alegre	---	140	0,016	---	103,2
Florianópolis	149	195	-0,048	47,0	53,0
Aracaju	---	41	-0,086	41,8	58,2
São Paulo	94	124	-0,010	22,2	77,8

*p≤0,05

**p≤0,01

***p≤0,002

em branco: p>0,05

Em várias capitais, não há registro de óbito por asma em diversos anos do período de estudo. Apesar dos níveis elevados de mortalidade encontrados em São Luiz (RMP=333), Belém (RMP=208), Vitória (RMP=190) e Cuiabá (RMP=177) no período 1979-1982, em Florianópolis (RMP=195) e São Luiz

(RMP=174) no período de 1989-1992, nenhuma capital apresenta nível de mortalidade com diferença significativa do esperado ($p \leq 0,002$) (Tabela 22).

Dentre as vinte e três capitais analisadas, dezenove possuem coeficiente de regressão negativo mas apenas para Belém (RME=18,6 $p \leq 0,002$) pode ser afirmado que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por asma. Nesta capital, a intervenção médica é responsável por 81,4% da taxa de declínio da mortalidade tornando a taxa estimada em cerca de 1/5 da esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 22).

Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Cuiabá (PTD=73,3%), Porto Velho (PTD=71,8) e Vitória (PTD=66,7%), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p \leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 22). Nas capitais com coeficiente de regressão positivo, a influência da assistência médica sobre a mortalidade não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

6.17. Impacto da intervenção médica na mortalidade por úlcera gástrica, duodenal e jejunal

A taxa padronizada de mortalidade por úlcera gástrica, duodenal e jejunal (CID9 531-534) declina a 4,2% aa., evoluindo de 2,68/100.000 para 1,56/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 38,6% deste declínio em 1992. Como este efeito (-1,33% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção (RME=61,39 $p > 0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por úlcera gástrica, duodenal e jejunal no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1879-1982, duas capitais têm nível de mortalidade diferente do esperado ($p \leq 0,002$): Florianópolis (RMP=68) com nível de mortalidade inferior ao esperado e São Luiz (RMP=337) com nível de mortalidade superior ao esperado; Porto Velho também apresenta nível de mortalidade elevado

(RMP=251 $p<0,05$), mas cuja diferença com o esperado não em significância estatística ao nível exigido ($p\leq 0,002$). No período 1898-1992, nenhuma capital apresenta nível de mortalidade diferente do esperado ($p\leq 0,002$), apesar de São Luiz manter um nível elevado de mortalidade (RMP=204 $p>0,05$) (Tabela 23).

Tabela 23. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por úlcera gástrica, duodenal e jejunal (CID9 531-534) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	168	101	-0,036	54,9	45,1
Maceió	46	79	-0,025	15,6	84,4
Macapá	164	74	-0,149**	88,7	11,3**
Manaus	185	66	-0,152***	84,5	15,5
Salvador	75	132	0,016	---	149,3
Fortaleza	139	120	-0,069**	---	110,5
Brasília	110	88	-0,073***	76,5	23,5
Vitória	76	117	0,007	0,2	99,8
Goiânia	131	84	-0,100***	78,1	21,9
São Luiz	337***	204	-0,091***	18,6	81,4
Belo Horizonte	97	92	-0,048*	0,8	99,2
Campo Grande	106	129	-0,037	51,6	48,4
Cuiabá	86	66	-0,063	31,9	68,1
Belém	189	100	-0,090***	57,3	45,7
João Pessoa	73	44	-0,105*	70,0	30,0
Curitiba	87	115	-0,013	---	109,2
Recife	57	87	-0,004	39,3	60,7
Terezina	108	67	-0,091*	63,1	36,9
Rio de Janeiro	107	91	-0,063***	43,6	56,4
Natal	82	39	-0,098**	58,7	41,3
Porto Velho	251*	83	-0,140**	88,7	11,3**
Boa Vista	49	41	-0,115*	84,4	15,6*
Porto Alegre	63	93	0,011	4,0	96,0
Florianópolis	68***	98	-0,029	32,2	67,8
Aracaju	77	61	-0,081	38,3	61,7
São Paulo	94	07	-0,029***	39,5	60,5

* $p\leq 0,05$

** $p\leq 0,01$

*** $p\leq 0,002$

em branco: $p>0,05$

A análise de regressão revela que vinte e três capitais têm coeficiente negativo, mas que apenas sete apresentam tendência exponencial de declínio ($p \leq 0,002$). A maior taxa de declínio é encontrada em Manaus ($b = -0,152$ $p \leq 0,002$) e a menor em São Paulo ($b = -0,029$ $p \leq 0,002$) (Tabela 23).

Nenhuma capital apresenta RME com significância estatística ao nível exigido de $p \leq 0,002$. Consequentemente, é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por úlcera gástrica, duodenal e jejunal nas capitais em 1992, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa estimada para 1992 não difere significativamente daquela esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 23).

6.18. Impacto da intervenção médica na mortalidade por apendicite

A taxa padronizada de mortalidade por apendicite cresce 9,5% aa., apesar de não apresentar uma tendência exponencial de crescimento ao nível de significância exigido ($b = 0,095$ $p < 0,01$), evoluindo de 0,39/100.000 para 1,35/100.000 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). Consequentemente, não é possível aferir a contribuição da intervenção médica na definição do nível de mortalidade em 1992 no conjunto das capitais pelo modelo de análise proposto (Tabela 6).

No período de 1979-1982, apenas Cuiabá (RMP=80 $p \leq 0,002$) apresenta nível de mortalidade inferior ao esperado e Porto Velho nível de mortalidade superior ao esperado (RMP=217 $p \leq 0,002$), apesar de Belém (RMP=387), São Luiz (RMP=325), Macapá (RMP=212), Fortaleza (RMP=192) e Manaus (RMP=168) apresentarem níveis elevados de mortalidade. No período de 1989-1992, apenas Boa Vista (RMP=41 $p \leq 0,002$) apresenta nível de mortalidade inferior ao esperado. São Luiz (RMP=204 $p > 0,05$) mantém nível elevado de mortalidade neste período, mas sem significância estatística (Tabela 24).

A análise de regressão revela que nenhuma capital apresenta tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade por apendicite (Curitiba apresenta tendência exponencial de crescimento, $b = 0,148$

$p \leq 0,002$). Sete capitais apresentam coeficiente de regressão negativo sem significância estatística (Tabela 24).

Tabela 24 . Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME_{1992}) por apendicite (CID9 540-543) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	54	101	0,111	---	304,3
Maceió	52	79	0,080	---	330,3
Macapá	212	74	-0,050	59,2	40,8
Manaus	168	66	0,001	---	112,2
Salvador	79	132	0,147**	---	824,3***
Fortaleza	192	119	0,055	---	556,2*
Brasília	51	88	0,118**	---	280,4
Vitória	60	126	0,050	---	173,8
Goiânia	138	84	0,066	---	190,2
São Luiz	325	204	0,036	---	421,7*
Belo Horizonte	88	91	0,112**	---	798,1**
Campo Grande	76	128	0,123**	---	386,1
Cuiabá	80***	66	0,028	---	221,5
Belém	387	99	-0,033	3,7	96,3
João Pessoa	24	44	-0,004	---	111,0
Curitiba	72	117	0,148***	---	881,6***
Recife	84	88	0,110	---	266,6
Terezina	---	67	0,057	---	252,5
Rio de Janeiro	86	91	0,099*	---	463,1
Natal	128	39	-0,017	---	118,9
Porto Velho	217***	82	-0,011	38,8	61,2
Boa Vista	82	41***	-0,081	75,8	24,2
Porto Alegre	79	93	0,135*	---	483,7
Florianópolis	---	98	0,022	---	132,4
Aracaju	117	61	-0,011	---	153,3
São Paulo	90	107	0,115**	---	394,7

* $p \leq 0,05$

** $p \leq 0,01$

*** $p \leq 0,002$

em branco: $p > 0,05$

Nenhuma capital apresenta RME com significância estatística. Consequentemente, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva na definição do nível da mortalidade por apendicite nas capitais, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa estimada para 1992 não difere significativamente daquela esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 24).

6.19. Impacto da intervenção médica na mortalidade por hérnia da cavidade abdominal

A taxa padronizada de mortalidade por hérnia abdominal (CID9 550-553) declina a 2,8% aa., evoluindo de 0,36/100.000 para 0,25/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 27,1% deste declínio em 1992. Como este efeito (-0,8% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção (RME=72,85, $p>0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por hérnia abdominal no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

Durante todo o período estudado, nenhuma capital apresentou nível de mortalidade diferente do esperado, com significância estatística (Tabela 25).

Contudo, deve ser destacado que Boa Vista (RMP=453), Macapá (RMP=329), Belém (RMP=282), Porto Velho (RMP=203), Maceió (RMP=186) e Campo Grande (RMP=156) apresentam nível de mortalidade elevado no período de 1979-1982, e São Luiz (RMP=209), Aracaju (RMP=201), Belém (RMP=199), Campo Grande (RMP=196), Terezina (RMP=173), Rio Branco (RMP=168) e Recife (RMP=155) apresentam nível de mortalidade elevado no período de 1989-1992 (Tabela 25).

A análise de regressão revela que vinte e uma capitais têm coeficiente de regressão negativo e cinco capitais têm coeficiente de regressão positivo. Contudo, nenhuma capital apresenta tendência exponencial de declínio ou crescimento da mortalidade por hérnia abdominal ao nível de significância estatística exigido

($p \leq 0,002$). As maiores taxas de declínio são de Macapá ($b = -0,129$ $p > 0,05$) e Manaus ($b = -0,128$ $p \leq 0,01$). As maiores taxas de crescimento são de João Pessoa ($b = 0,072$ $p > 0,05$) e Aracaju ($b = 0,060$ $p > 0,05$).

Tabela 25. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por hérnia abdominal (CID9 550-553) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	59	168	0,038	---	117,8
Maceió	186	79	-0,104	69,7	30,3
Macapá	329	---	-0,129	85,3	14,7
Manaus	204	48	-0,128**	79,0	21,0
Salvador	91	52	-0,067*	49,3	50,7
Fortaleza	132	72	-0,110**	35,2	64,8
Brasília	82	106	0,014	27,5	72,5
Vitória	80	128	-0,002	12,5	87,5
Goiânia	149	40	-0,102*	78,5	21,5
São Luiz	111	209	-0,051	---	135,5
Belo Horizonte	126	70	-0,079	33,7	66,3
Campo Grande	156	196	-0,060*	64,1	35,9
Cuiabá	32	45	-0,035	2,1	97,9
Belém	282	199	-0,075*	44,1	55,9
João Pessoa	---	54	0,072	---	299,4
Curitiba	67	98	0,002	---	132,4
Recife	100	155	-0,010	43,8	56,2
Terezina	115	173	-0,081	57,9	42,1
Rio de Janeiro	58	87	-0,010	---	111,6
Natal	109	39	-0,043	15,9	84,1
Porto Velho	203	30	-0,099	80,7	19,3
Boa Vista	453	96	-0,112	83,8	16,2*
Porto Alegre	87	79	-0,058	60,7	39,3
Florianópolis	60	46	-0,067*	58,5	41,5
Aracaju	57	201	0,060	---	384,2
São Paulo	108	120	-0,014	25,9	74,1

* $p \leq 0,05$

** $p \leq 0,01$

*** $p \leq 0,002$

em branco: $p > 0,05$

Nenhuma capital apresenta RME com significância estatística ($p \leq 0,002$). Consequentemente, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva na definição do nível da mortalidade por hérnia abdominal nas capitais, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa estimada para 1992 não difere significativamente daquela esperada na ausência da intervenção médica.

6.20. Impacto da intervenção médica na mortalidade por colelitíase e colecistite

A taxa padronizada de mortalidade por colelitíase e colecistite (CID9 574-575) declina a 1,7% aa., evoluindo de 0,61/100.000 para 0,49/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 16,1% deste declínio em 1992. Como este efeito (-0,27% aa.) não produz uma diferença significativa entre as taxas estimadas (RME=83,94 $p > 0,05$), é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da mortalidade por colelitíase e colecistite no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, nenhuma capital apresentou nível de mortalidade com diferença significativa ($p \leq 0,002$) do esperado. No período de 1989-1992, Boa Vista apresenta nível de mortalidade superior ao esperado (RMP=170 $p \leq 0,002$). Contudo, deve ser destacado que Terezina (RMP=194), Belém (RMP=164), Curitiba (RMP=158) e São Luiz (RMP=157) apresentam nível de mortalidade elevado neste período (Tabela 26).

A análise de regressão revela que dezoito capitais têm coeficiente de regressão negativo e oito capitais têm coeficiente de regressão positivo. Contudo, apenas Fortaleza ($b = -0,138$ $p \leq 0,002$) apresenta tendência exponencial de declínio da taxa de mortalidade por colelitíase e colecistite. As demais capitais não apresentam tendência exponencial de declínio ou crescimento da mortalidade ao nível de significância estatística exigido ($p \leq 0,002$). As maiores taxas de declínio, além de Fortaleza, são de Cuiabá ($b = -0,165$ $p \leq 0,05$), Belo Horizonte ($b = -0,128$ $p \leq 0,01$) e Porto Velho ($b = -0,103$ $p > 0,05$). As maiores taxas de crescimento são de Salvador ($b = 0,044$ $p > 0,05$) e Vitória ($b = 0,032$ $p \leq 0,05$) (Tabela 26).

Tabela 26. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por colelitíase e colecistite (CID9 574-575) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	15	22	-0,072**	71,6	28,4
Maceió	13	146	-0,014	1,6	98,4
Macapá	23	---	0,011	9,3	90,7
Manaus	50	146	-0,026	20,8	79,2
Salvador	16	99	0,044	---	215,6
Fortaleza	54	55	-0,138***	54,6	45,4
Brasília	21	95	0,008	32,7	67,3
Vitória	19	72	-0,032*	40,3	59,7
Goiânia	26	115	0,009	8,2	91,2
São Luiz	69	157	-0,079	4,8	95,2
Belo Horizonte	---	67	-0,105**	52,8	47,2
Campo Grande	8	110	0,030	---	115,3
Cuiabá	80	42	-0,164*	82,0	18,1
Belém	46	164	-0,030	0,6	99,4
João Pessoa	24	90	0,011	---	134,9
Curitiba	58	158	-0,036	19,0	81,0
Recife	30	114	-0,016	48,5	51,5
Terezina	47	194	-0,050	37,1	62,9
Rio de Janeiro	41	63	-0,087**	58,8	41,2
Natal	30	81	-0,071	41,5	58,5
Porto Velho	79	86	-0,103	81,5	18,5
Boa Vista	---	170***	0,001	29,8	70,2
Porto Alegre	30	66	-0,026	40,5	59,5
Florianópolis	13	74	-0,048	46,8	53,2
Aracaju	26	162	0,001	---	180,4
São Paulo	40	120	-0,030	40,3	59,7

*p≤0,05

**p≤0,01

***p≤0,002

em branco: p>0,05

Nenhuma capital apresenta RME com significância estatística (p≤0,002). Consequentemente, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva na definição do nível da

mortalidade por colelitíase e colecistite nas capitais, seja porque não há declínio no período, seja porque a taxa estimada para 1992 não difere significativamente daquela esperada na ausência da intervenção médica.

6.21. Impacto da intervenção médica na mortalidade por nefrite e nefrose

A taxa padronizada de mortalidade por nefrite e nefrose (CID9 580-589) declina a 3,5% aa., evoluindo de 5,82/100.000 para 3,68/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 33,5% deste declínio em 1992. Como este efeito (-1,2% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção ($RME=66,5$ $p>0,05$), é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por nefrite e nefrose no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, Belém ($RMP=228$ $p\leq 0,002$) e São Luiz ($RMP=248$ $p\leq 0,002$) apresentam nível de mortalidade superior ao esperado. Neste período, Macapá ($RMP=175$), Manaus ($RMP=171$) e Boa Vista ($RMP=164$) apresentam nível elevado de mortalidade. No período de 1989-1992, nenhuma capital apresenta nível de mortalidade diferente do esperado, apesar de Aracaju ($RMP=240$ $p\leq 0,05$) e Cuiabá ($RMP=127$ $p\leq 0,002$) apresentarem níveis elevados (Tabela 27).

A análise de regressão revela que vinte e duas capitais têm coeficiente de regressão negativo e quatro capitais têm coeficiente de regressão positivo. Dentre as vinte e duas capitais com coeficiente de regressão negativo, apenas em Boa Vista ($RME=16,4$ $p\leq 0,002$) a contribuição da intervenção médica de 83,6% da taxa de declínio da mortalidade por nefrite e nefrose produz uma diferença significativa entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na ausência de intervenção médica (Tabela 27).

Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Macapá ($PTD=79,4\%$), Florianópolis ($PTD=71\%$) e Manaus ($PTD=67,8\%$), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p\leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 27). Nas

capitais com coeficiente de regressão positivo, a influência da assistência médica sobre a taxa de declínio da mortalidade não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

Tabela 27. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por nefrite e nefrose (CID9 580-589) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	29**	111	-0,011	37,3	62,7
Maceió	103	102	-0,019	8,3	91,7
Macapá	175	87	-0,103**	79,4	20,6**
Manaus	171	86	-0,095***	67,8	32,2*
Salvador	138	151	-0,029**	16,4	83,6
Fortaleza	129	100	-0,064***	---	118,3
Brasília	86	76	-0,042**	65,0	35,0
Vitória	63	102	0,014	---	108,1
Goiânia	94	113	-0,020	37,6	62,4
São Luiz	248***	95	-0,140***	57,3	42,7
Belo Horizonte	158	128	-0,056***	10,6	89,4
Campo Grande	116	115	-0,018	38,0	62,0
Cuiabá	127	213*	-0,007	---	139,7
Belém	228**	211	-0,042**	14,2	85,8
João Pessoa	107	181	0,019	---	150,4
Curitiba	79	79	-0,041**	24,1	75,9
Recife	142	111	-0,054**	68,2	31,8*
Terezina	103	130	-0,030	18,7	81,3
Rio de Janeiro	67	67	-0,032***	15,7	84,3
Natal	100	79	-0,060	32,6	67,4
Porto Velho	71	102	0,000	29,7	70,3
Boa Vista	164	106	-0,111*	83,6	16,4***
Porto Alegre	101	76	-0,059***	61,1	38,9
Florianópolis	104	66	-0,095*	71,0	29,0
Aracaju	124	240*	0,031	---	264,7**
São Paulo	94	81	-0,052***	54,6	45,4

*p≤0,05 **p≤0,01 ***p≤0,002 em branco: p>0,05

A taxa padronizada de mortalidade por complicações da gravidez, parto e puerpério (CID9 630-639) declina a 8% aa., evoluindo de 4,05/100.000 para 1,44/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 62,6% deste declínio em 1992. Como este efeito (-5% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção ($RME=37,36$ $p>0,05$), é possível inferir que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por complicações da gravidez, parto e puerpério no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, João Pessoa ($RMP=69$ $p\leq 0,002$) apresenta nível de mortalidade inferior ao esperado e São Luiz ($RMP=851$ $p\leq 0,002$), Porto Velho ($RMP=400$ $p\leq 0,002$), Boa Vista ($RMP=286$ $p\leq 0,002$) e Recife ($RMP=117$ $p\leq 0,002$) apresentam nível de mortalidade superior ao esperado. No período de 1989-1992, apenas João Pessoa ($RMP=71$ $p\leq 0,002$) apresenta nível de mortalidade inferior ao esperado e nenhuma capital apresenta nível de mortalidade superior ao esperado, apesar de São Luiz ($RMP=300$ $p>0,05$), Manaus ($RMP=204$ $p>0,05$), Aracaju ($RMP=169$ $p>0,05$), Cuiabá ($RMP=168$ $p>0,05$) e Belém ($RMP=153$ $p>0,05$) apresentarem nível elevado de mortalidade (Tabela 28).

Dentre as vinte e cinco capitais com coeficiente de regressão negativo, treze apresentam tendência exponencial de declínio ($p\leq 0,002$). Entre elas, estão Porto Velho ($RME=6,7$ $p\leq 0,002$), Boa Vista ($RME=11,7$ $p\leq 0,002$) e Macapá ($RME=13,5$ $p\leq 0,002$), cuja contribuição da intervenção médica no declínio da taxa de mortalidade produz uma diferença significativa entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na ausência de intervenção médica. Nestas capitais, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por complicações da gravidez, parto e puerpério no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 28).

Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Terezina ($PTD=90,2$), Rio Branco ($PTD=86,6\%$), Goiânia ($PTD=85,6\%$), Belém ($PTD=83,3$), Porto Alegre ($PTD=80,8\%$), São Luiz ($PTD=75,6$) e Manaus ($PTD=67,1$), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p\leq 0,002$) entre a taxa de mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica. Para Florianópolis

($b=0,075$ $p>0,05$), capital com coeficiente de regressão positivo, a influência da assistência médica sobre a mortalidade não é mensurável pelo modelo de análise proposto (Tabela 28).

Tabela 28. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME_{1992}) por complicação da gravidez, parto e puerpério (CID9 630-639) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	135	83	-0,130**	86,6	13,4*
Maceió	92	103	-0,072**	53,9	46,1
Macapá	271**	115	-0,135**	86,5	13,5***
Manaus	236*	204	-0,094***	67,1	32,9*
Salvador	62	77	-0,059***	43,9	56,1
Fortaleza	181	76	-0,166***	68,7	31,3
Brasília	70	86	-0,062**	72,8	27,2
Vitória	124	82	-0,077	66,7	33,3
Goiânia	108	74	-0,132***	85,6	14,4*
São Luiz	851***	300	-0,183***	75,6	24,4**
Belo Horizonte	122	80	-0,125***	63,4	36,6
Campo Grande	102	116	-0,064**	65,8	34,2
Cuiabá	151	168	-0,085***	49,3	50,7
Belém	374	153	-0,168***	83,3	16,7**
João Pessoa	69***	71***	-0,094*	65,7	34,3
Curitiba	75	121	-0,034	17,4	82,6
Recife	117***	126	-0,051**	67,3	32,7
Terezina	212	94	-0,193***	90,2	9,8**
Rio de Janeiro	60	88	-0,045**	29,3	70,7
Natal	71	124	-0,030	---	100,1
Porto Velho	400***	145	-0,181***	93,3	6,7***
Boa Vista	286***	79	-0,137*	88,3	11,7***
Porto Alegre	78	61	-0,113***	80,8	19,2
Florianópolis	15	28	0,075	---	261,9
Aracaju	206	169	-0,107***	56,2	43,8
São Paulo	64	88	-0,050***	53,7	46,3

* $p \leq 0,05$

** $p \leq 0,01$

*** $p \leq 0,002$

em branco: $p > 0,05$

6.23. Impacto da intervenção médica na mortalidade por sintomas, sinais, e afecções mal definidas

A taxa padronizada de mortalidade por sintomas, sinais e afecções mal definidas (CID9 780-799) declina a 1,1% aa., evoluindo de 25,20/100.000 para 21,87/100.000 no período de 1979 a 1992 no conjunto das capitais, quando ajustada por regressão loglinear (Tabela 2). A intervenção médica contribui com cerca de 8,6% deste declínio em 1992. Como este efeito (-0,09% aa.) não produz uma diferença significativa entre a taxa estimada e a esperada na ausência da intervenção (RME=91,40 $p>0,05$), é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma pouco expressiva para o declínio da taxa de mortalidade por sintomas, sinais e afecções mal definidas no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 6).

No período de 1979-1982, Porto Alegre (RMP=15), Curitiba (RMP=23), Salvador e Brasília (RMP=30) e São Paulo (RMP=34) apresentam nível de mortalidade inferior ao esperado ($p\leq 0,002$) e Fortaleza (RMP=1.224), João Pessoa (RMP=733), Cuiabá (RMP=487), Goiânia (RMP=309), Aracaju (RMP=226), Macapá (RMP=205) e Boa Vista (RMP=187) apresentam nível de mortalidade superior ao esperado ($p\leq 0,002$). No período de 1989-1992, Curitiba (RMP=21) e São Paulo (RMP=20) apresentam nível de mortalidade inferior ao esperado ($p\leq 0,002$) e Manaus (RMP=527), João Pessoa (RMP=306), Cuiabá (RMP=250), Aracaju (RMP=225), Fortaleza (RMP=202) e Vitória (RMP=187) apresentam nível de mortalidade superior ao esperado ($p\leq 0,002$) (Tabela 29).

Dentre as dezenove capitais com coeficiente de regressão negativo, sete apresentam tendência exponencial de declínio ($p\leq 0,002$). Entre elas, estão Macapá (RME=12,3), Fortaleza (RME=23,8), Goiânia (RME=29,5), Terezina (RME=32,2), Boa Vista (RME=48,6) e Cuiabá (RME=66,9), cuja contribuição da intervenção médica no declínio da taxa de mortalidade produz uma diferença significativa ($p\leq 0,002$) entre a taxa estimada para 1992 e a esperada na ausência de intervenção médica. Nestas capitais, é possível afirmar que a intervenção médica contribui de forma expressiva para o declínio da mortalidade por complicações da gravidez, parto e puerpério no conjunto das capitais em 1992 (Tabela 29).

Nas demais capitais, a participação da intervenção médica na taxa de declínio, mesmo quando expressiva como em Campo Grande (PTD=90), Brasília (PTD=60%) e Recife (PTD=42,1%), não gera um efeito capaz de produzir diferença significativa (ao nível de significância de $p\leq 0,002$) entre a taxa de

mortalidade da estimada para 1992 e a esperada na ausência da intervenção médica (Tabela 29). Para as demais capitais com coeficiente de regressão positivo, a influência da assistência médica sobre a mortalidade não é mensurável pelo modelo de análise proposto.

Tabela 29. Razão de mortalidade padronizada (RMP), coeficiente de regressão loglinear, percentual da taxa de declínio da mortalidade devido à intervenção médica (PTD) e razão de mortalidade evitável (RME₁₉₉₂) por causas mal definidas (CID9 780-799) nas capitais brasileiras.

Capital	RMP		Coeficiente de Regressão (b)	PTD (%)	RME
	1979-1982	1989-1992			
Rio Branco	91	219	-0.020	44,2	55.8
Maceió	91	87	-0.007	---	106.9***
Macapá	205***	42**	-0.143***	87,7	12.3***
Manaus	139	527***	0.118***	---	514.4***
Salvador	30***	42**	0.034*	---	188.3*
Fortaleza	1224***	202***	-0.187***	76,2	23.8***
Brasília	30***	23***	-0.032	60,0	40.0*
Vitória	42**	187***	0.145***	---	591.0***
Goiânia	309***	140	-0.077***	70,5	29.5***
São Luiz	80	95	-0.008	---	238.5***
Belo Horizonte	97	64	-0.049**	1,8	98.2
Campo Grande	88	66	-0.158	90,0	10.0
Cuiabá	487***	250***	-0.064***	33,1	66.9**
Belém	44**	36**	-0.031	1,5	98.5
João Pessoa	733***	306***	-0.089***	63,3	36.7***
Curitiba	23***	21***	-0.011	---	112.8
Recife	60	60	-0.007	42,1	57.9*
Terezina	116	43**	-0.101***	67,8	32.2***
Rio de Janeiro	52*	100	0.056**	---	262.2***
Natal	39**	45**	0.014	---	177.4
Porto Velho	100	148*	0.091	---	230.0***
Boa Vista	187***	139	-0.027	51,4	48.6***
Porto Alegre	15***	36**	0.015	---	101.6
Florianópolis	51	32	-0.055*	51,4	48.6
Aracaju	226***	225***	0.011	---	203.0***
São Paulo	34***	20***	-0.052***	54,8	45.2

* p≤0,05

** p≤0,01

*** p≤0,002

em branco: p>0,05

CONCLUSÕES

Conclusões

A mortalidade por CICS declina exponencialmente (5,4% aa.) de 1979 a 1992 e sua distribuição torna-se mais homogênea no conjunto das capitais ao final do período. A intervenção médica, quando medida pela Razão de Mortalidade Evitável, contribui de forma significativa ($p \leq 0,002$) e abrangente (85% das capitais) para este declínio (2,5% aa. no conjunto, variando de 11,1% aa. em Fortaleza a 0,3% aa. em Vitória).

A intervenção médica é igualmente efetiva no declínio da mortalidade por CICS na maioria das capitais, seja quando interpretada pela frequência de resultados significativos alcançados entre capitais de uma mesma macrorregião (Tabela 30), exceto para Boa Vista ($X^2=5,27$ $p=0,02165$), onde o desempenho é superior ao das demais capitais da região, seja quando a comparação se faz entre todas as capitais (Tabela 31), exceto para Boa Vista ($X^2=9,84$ $p=0,00171$) e Goiânia ($X^2=4,30$ $p=0,03815$), ou mesmo entre as macrorregiões ($X^2=3,89$ $p=0,42163$) (Tabela 32). Portanto, se há diferença geográfica de efetividade da intervenção médica, ela não pode ser explicada pela proporção de causas de óbito evitável que têm parte importante de seu declínio devido à influência da intervenção médica.

A intervenção médica é mais frequentemente efetiva nas capitais com nível de mortalidade por CICS (RMP) superior ao esperado. Esta comparação é tão válida para o período de 1979-1982 ($X^2=19,92$ $p=0,00001$) quanto para 1989-1992 ($X^2=20,52$ $p=0,00001$) (Tabelas 32 e 33) e torna evidente a importância da intervenção médica para a maior homogeneidade da mortalidade por CICS entre as capitais ($s=23,34$ $p=0,5576$), bem como para declínio do nível de mortalidade: das sete capitais com RMP superior a esperada em 1979-1982, apenas Maceió (RMP=146 $p \leq 0,002$), João Pessoa (RMP=156 $p \leq 0,002$) e Aracaju (RMP=153 $p \leq 0,002$) encontram-se nesta situação em 1989-1992. Estes achados permitem supor que o declínio observado pode estar associado à introdução tardia de inovações na organização da oferta ou do acesso aos serviços de saúde.

Tabela 30. Presença de RME significativa nas capitais por macrorregiões

Capitais por Macrorregião	Observado				Esperado			X ²	p
	Sim	Não	Total	(%)	Sim	Não	Total		
Norte									
Rio Branco	4	10	14	29	4.30	9.70	14,00	0.0205	0.88606
Macapá	5	13	18	28	5.52	12.48	18,00	0.0498	0.82334
Manaus	2	16	18	11	5.52	12.48	18,00	2.2488	0.13372
Belém	4	14	18	22	5.52	12.48	18,00	0.4208	0.51653
Porto Velho	6	11	17	35	5.22	11.78	17,00	0.1173	0.73203
Boa Vista	10	6	16	62	4.91	11.09	16,00	5.2738	0.02165
Total	31	70	101	31	31.00	70.00	101.00	8.1310	0.14916
Nordeste									
Maceió	3	13	16	19	3.66	12.34	16,00	0.1191	0.73006
Salvador	3	12	15	20	3.43	11.57	15,00	0.0542	0.81586
Fortaleza	5	16	21	24	4.80	16.20	21,00	0.0080	0.92872
São Luiz	4	17	21	19	4.80	16.20	21,00	0.1345	0.71378
João Pessoa	3	9	12	25	2.75	9.25	12,00	0.0237	0.87773
Recife	8	12	20	40	4.58	15.42	20,00	2.5637	0.10934
Terezina	2	15	17	12	3.89	13.11	17,00	0.9175	0.33814
Natal	5	13	18	28	4.12	13.88	18,00	0.1891	0.66369
Aracaju	2	11	13	15	2.97	10.03	13,00	0.3189	0.57226
Total	35	118	153	23	35.00	118.00	153.00	4.3287	0.82632
Sudeste									
Belo Horizonte	3	17	20	15	3.73	16.27	20,00	0.1440	0.70429
Vitória	4	10	14	29	2.61	11.39	14,00	0.7358	0.39102
Rio de Janeiro	1	19	20	5	3.73	16.27	20,00	2.0012	0.15718
São Paulo	6	15	21	29	3.92	17.08	21,00	1.1037	0.29346
Total	14	61	75	19	14.00	61.00	75.00	3.9847	0.26312
Sul									
Curitiba	2	16	18	11	3.24	14.76	18,00	0.4746	0.49089
Florianópolis	3	14	17	18	3.06	13.94	17,00	0.0012	0.97264
Porto Alegre	4	11	15	27	2.70	12.30	15,00	0.6259	0.42885
Total	9	41	50	18	9.00	41.00	50.00	1.1017	0.57647
Centro-Oeste									
Campo Grande	3	13	16	19	4.36	11.64	16,00	0.4261	0.51389
Cuiabá	2	17	19	10	5.18	13.82	19,00	1.9537	0.16218
Goiânia	9	10	19	47	5.18	13.82	19,00	2.8134	0.09348
Brasília	4	8	12	33	3.27	8.73	12,00	0.1616	0.68767
Total	18	48	66	27	18.00	48.00	66.00	5.3549	0.14758
Total (geral)	107	338	445	24	107.00	338.00	445.00	22.9009	0.58335

Tabela 31. Presença de RME significativa nas capitais

Capital	Observado				Esperado			X ²	p
	Sim	Não	Total	(%)	Sim	Não	Total		
Rio Branco	4	10	14	29	3	11	14	0.1193	0.72980
Maceió	3	13	16	19	4	12	16	0.1866	0.66580
Macapá	5	13	18	28	4	14	18	0.1043	0.74672
Manaus	2	16	18	11	4	14	18	1.2523	0.26312
Salvador	3	12	15	20	4	11	15	0.1021	0.74936
Fortaleza	5	16	21	24	5	16	21	0.0005	0.98245
Brasília	4	8	12	33	3	9	12	0.4306	0.51171
Vitória	4	10	14	29	3	11	14	0.1193	0.72980
Goiânia	9	10	19	47	5	14	19	4.2985	0.03815
São Luiz	4	17	21	19	5	16	21	0.2181	0.64049
Belo Horizonte	3	17	20	15	5	15	20	0.6805	0.40942
Campo Grande	3	13	16	19	4	12	16	0.1866	0.66580
Cuiabá	2	17	19	10	5	14	19	1.4441	0.22948
Belém	4	14	18	22	4	14	18	0.0249	0.87469
João Pessoa	3	9	12	25	3	9	12	0.0046	0.94621
Curitiba	2	16	18	11	4	14	18	1.2523	0.26312
Recife	8	12	20	40	5	15	20	2.1174	0.14563
Terezina	2	15	17	12	4	13	17	1.0662	0.30181
Rio de Janeiro	1	19	20	5	5	15	20	3.0169	0.08240
Natal	5	13	18	28	4	14	18	0.1043	0.74672
Porto Velho	6	11	17	35	4	13	17	0.8947	0.34421
Boa Vista	10	6	16	62	4	12	16	9.8402	0.00171
Porto Alegre	4	11	15	27	4	11	15	0.0429	0.83595
Florianópolis	3	14	17	18	4	13	17	0.2894	0.59061
Aracaju	2	11	13	15	3	10	13	0.4055	0.52426
São Paulo	6	15	21	29	5	16	21	0.1789	0.67228
Total	107	338	445	24	107	338	445	28.3807	0.29063

Tabela 32. Presença de RME significativa nas macrorregiões

Macrorregião	Observado				Esperado			X ²	p
	Sim	Não	Total	(%)	Sim	Não	Total		
Norte*	31	70	101	31	24,29	76,72	101,00	1,8536	0,72980
Nordeste	35	118	153	23	36,79	116,21	153,00	0,0871	0,76790
Sudeste	14	61	75	19	18,03	56,97	75,00	0,9008	0,34257
Sul	9	41	50	18	12,02	37,98	50,00	0,7588	0,38370
Centro-Oeste	18	48	66	27	15,87	50,13	66,00	0,2859	0,59286
Total	107	338	445	24	107,00	338,00	445,00	3,8862	0,42163

* Palmas (Tocantins) não foi incluída no estudo porque foi criada pela Constituição de 1986

A intervenção médica não é igualmente efetiva ($X^2=70,42$ $p=0,00000$) quando seu impacto sobre a mortalidade é interpretado pela frequência de resultados significativos alcançados nas diversas causas de óbito evitável (Tabela 34). O componente mais expressivo da influência da intervenção médica sobre a mortalidade por CICS é sua contribuição para tendência exponencial de declínio da mortalidade por doenças infecciosas intestinais: é a segunda maior taxa de mortalidade estimada em 1992 ($Y'=82/100.000$), a intervenção médica é efetiva em 100% das capitais e contribui com 83,8% da taxa de declínio (12,07% aa.) desta causa no conjunto das capitais.

As causas de óbito evitável podem ser classificadas em quatro grupos de acordo com frequência de resultados significativos alcançados nas capitais com declínio da mortalidade por CICS: quanto maior a proporção de capitais com RME significativa, maior a contribuição para o declínio da mortalidade por CICS no conjunto das capitais. Os resultados da Tabela 35 sugerem três grupos de causas cujo declínio é

influenciado de modo significativo pela intervenção médica. Em um quarto grupo ficam as causas de óbito evitável que não sofrem influência significativa da intervenção médica.

Tabela 33. Presença de RME significativa de acordo com a RMP significativa das CICS (1979-1982)

RMP	RME		Total	P (%)
	Sim	Não		
≤100	72	292	364	20
>100	35	46	81	43
	107	338	445	32

$X^2=19,92$ $p=0,00001$

Tabela 34. Presença de RME significativa de acordo com a RMP significativa das CICS (1989-1992)

RMP	RME		Total	P (%)
	Sim	Não		
≤100	92	333	364	20
>100	15	5	20	43
	107	338	445	24

$X^2=20,52$ $p=0,00001$

Tabela 35. Presença de RME significativa em relação as CICS

Causas de óbito (CICS)	Observado				Esperado			X ²	p
	Sim	Não	Total	(%)	Sim	Não	Total		
Doenças infecciosas intestinais	26	0	26	100	8,86	17,14	26,00	33,1589	0,00000
Septicemia	13	6	19	68	6,47	12,53	19,00	6,5768	0,01033
Tuberculose	4	22	26	15	8,86	17,14	26,00	2,6658	0,10253
Diabetes mellitus	1	5	6	17	2,04	3,96	6,00	0,5337	0,46506
Meningite	10	10	20	50	6,82	13,18	20,00	1,4882	0,22250
Hipertensão arterial	8	16	24	33	8,18	15,82	24,00	0,0039	0,95027
Doença cerebrovascular	9	11	20	45	6,82	13,18	20,00	0,7003	0,40267
Infecções respiratórias agudas	8	12	20	40	6,82	13,18	20,00	0,2059	0,64997
Pneumonia e gripe	13	12	25	52	8,52	16,48	25,00	2,3569	0,12473
Mortes maternas	3	22	25	12	8,52	16,48	25,00	3,5756	0,05864
Causas mal definidas	6	10	16	37	5,45	10,55	16,00	0,0550	0,81453
Tumor maligno do útero (ne)	1	18	19	5	6,47	12,53	19,00	4,6290	0,03144
Tumor maligno do colo do útero	1	19	20	5	6,82	13,18	20,00	4,9620	0,02591
Doença pulmonar obstrutiva cr.	3	23	26	12	8,86	17,14	26,00	3,8757	0,04899
Nefrite e nefrose	1	21	22	5	7,50	14,50	22,00	5,6302	0,01765
Total	107	207	314	34	107,00	207,00	314,00	70,4179	0,00000

Os grupos de causas de óbito evitável por intervenção médica, são os seguintes (Quadro 9):

1. Causas de óbito evitável que mais contribuem para o declínio da mortalidade por CICS: doenças infecciosas intestinais ($X^2=33,16$ $p=0,00000$) e septicemia ($X^2=6,58$ $p=0,01033$);
2. Causas que menos contribuem para o declínio da mortalidade por CICS: tumor maligno de útero não especificado ($X^2=4,63$ $p=0,03144$), tumor maligno de colo de útero ($X^2=4,96$ $p=0,02591$), doença pulmonar obstrutiva crônica ($X^2=3,88$ $p=0,04899$) e nefrite e nefrose ($X^2=5,63$ $p=0,01765$);

Quadro 9. Classificação das CICS baseada na efetividade da intervenção médica

CID9 Causas Indicadoras de Cuidados de Saúde - CICS

Causas que mais contribuem para o declínio da mortalidade por CICS

001-009	Doenças infecciosas intestinais
038	Septicemia

Causas que contribuem o esperado para o declínio da mortalidade por CICS

010-018	Tuberculose
250	Diabetes melito
320-322	Meningite bacteriana
401-405	Hipertensão arterial
430-436	Doença cerebrovascular
460-466	Infecções respiratórias agudas
480-487	Pneumonia e gripe
630-639	Complicações da gravidez, parto e puerpério
780-789	Sinais, sintomas e afecções mal definidas

Causas que menos contribuem para o declínio da mortalidade por CICS

491-492	Doença pulmonar obstrutiva crônica
580-589	Nefrite e nefrose
179	Tumor maligno do útero não especificado
180	Tumor maligno do colo do útero

Causas que não contribuem para o declínio da mortalidade por CICS

172	Melanoma maligno de pele
201	Doença de Hodgkin
393-398	Doença reumática crônica do coração
493	Asma
531-534	Úlcera gástrica, duodenal e jejunal
540-543	Apendicite
550-553	Hérnia abdominal
574-575	Colelitíase e colecistite

3. Causas que contribuem o esperado para o declínio da mortalidade por CICS: tuberculose ($X^2=2,67$ $p=0,10253$), diabetes melito ($X^2=0,5337$ $p=0,46506$), meningite ($X^2=1,49$ $p=0,22250$), hipertensão arterial ($X^2=0,0039$ $p=0,95027$), doença cerebrovascular ($X^2=0,70$ $p=0,40267$), infecções respiratórias agudas ($X^2=0,2059$ $p=0,64997$), pneumonia e gripe ($X^2=2,36$ $p=0,12473$), complicações da gravidez, parto e puerpério ($X^2=3,58$ $p=0,05864$) e sintomas, sinais e afecções mal definidas ($X^2=0,055$ $p=0,81453$).

A velocidade de declínio da taxa de mortalidade por CICS (5,4% aa.; $p \leq 0,002$) é 2,2 vezes aquela das demais causas de óbito (2,4% aa., $p \leq 0,002$) no período de 1979 a 1992. Três suposições podem ser formuladas para explicar esta tendência: (i) o padrão pode refletir a diminuição da incidência dessas doenças e, conseqüentemente dos óbitos delas decorrentes, (ii) pode estar associado a melhorias nas condições gerais de vida, ou (iii) pode ser devido a uma significativa contribuição da intervenção médica.

O estudo supõe e produz evidências sobre a possível contribuição da intervenção médica para o declínio da mortalidade evitável. O processo que tornou essa suposição uma hipótese de trabalho, capaz de orientar a produção de dados empíricos e sua refutação, implicou numa série de simplificações do modelo de análise, inicialmente explicitadas nos pressupostos assumidos, nos ajustes estatísticos empregados para o cálculo das tendências e sua significância e, finalmente, nas conclusões baseadas na interpretação dos resultados obtidos. Algumas considerações finais são necessárias para um melhor julgamento da relevância dos achados epidemiológicos.

Inicialmente, deve-se destacar que não há certeza de que todos os óbitos por CICS poderiam ter sido evitados por intervenção médica adequada. Conseqüentemente, subestima-se o efeito observado, quando é ignorado o grau de severidade alcançado pela doença no momento da intervenção médica.

Parece implausível supor que a variação temporal da aplicação das técnicas de classificação das causas nas declarações de óbito não influenciam a mensuração do nível da mortalidade específica. Pode ser citado como exemplo do que ocorre, o declínio da taxa de mortalidade por septicemia, que a rigor não deve ser considerada como causa básica de óbito, como decorrente do aprimoramento no preenchimento da declaração de óbito.

O declínio da mortalidade por CIPSS pode ser um parâmetro insatisfatório de mensuração da influência dos fatores de prevenção primária de caráter socioeconômico, independentes da ação médica. As causas de óbito que compõem o grupo não são totalmente independentes da intervenção médica, apesar da preponderância das medidas de ordem social para sua prevenção eficaz. Nesta circunstância como na anterior, ocorre subestimação do impacto da intervenção médica no declínio da taxa de mortalidade evitável.

O declínio da mortalidade por CIPSS pode não ser representativo do que ocorreria na ausência de intervenção médica. Ao aplicar o inexpressivo coeficiente de regressão da mortalidade por CIPSS observado para a maioria das capitais, bem como para seu conjunto, para estimar a taxa de mortalidade por CICS em 1992 e retratar o nível da mortalidade evitável na ausência de intervenção médica, é possível que a RME superestime o seu impacto sobre o declínio da mortalidade.

Finalmente, é inegável que grande parte do efeito observado é devido ao expressivo declínio da mortalidade por doenças infecciosas intestinais, um componente importante da mortalidade infantil, no qual a intervenção médica muitas vezes é coadjuvante de medidas de prevenção primária, como o saneamento básico. Portanto, os resultados apresentados devem ser acolhidos com reserva, e novos estudos com outros parâmetros de análise devem ser aguardados para um julgamento mais convicto sobre a importância da intervenção médica no declínio da mortalidade evitável.

BIBLIOGRAFIA

BIBLIOGRAFIA

1. ARMITAGE P.; BERRY G. *Statistical methods in medical research*. London, Blackwell Scientific Publications, 1987.
2. BAUER R.; CHARLTON J. Area variation in mortality from diseases amenable to medical intervention: the contribution of differences in morbidity. *Int J Epidemiol*, **15**: 408-412, 1986.
3. CARR-HILL R.; HARDMAN G.; RUSSEL I. Variations in avoidable mortality and variations in health care resources. *Lancet*, april 1987. p. 789-792.
4. CHARLTON J.; HARTLEY R.; SILVER R.; ROLAND W. Geographical variation in mortality from conditions amenable to medical intervention in England and Wales. *Lancet* march 26, 1983.
5. CHARLTON J.; VELEZ R. Some international comparison of mortality amenable to medical intervention. *Br Med J*, **292**: 295-301, 1986.
6. CHARLTON J.; HARTLEY R.; SILVER R.; HOLLAND W. Geographical variation in mortality from conditions amenable to medical intervention in England and Wales. *Lancet*, march 26, 1983.
7. DIEHR P.; CAIN K.; CONNEL F.; VOLINN E. What is too much variation? The null hypothesis in small area analysis. *Health Serv Res*, **24**: 741-771, 1990.
8. GAIZAUSKIENĖ A.; GUREVICIUS R. Avoidable mortality in Lithuania. *J Epidemiol and Community Health*, **49**: 281-284, 1995.

9. GIL L.; RATHWELL T. The effect of health services on mortality: amenable and non-amenable causes in Spain. *Int J Epidemiol*, **18**: 652-657, 1989.
10. HOLE D.; LAMONT D. Problems in the interpretation of small area analysis of epidemiological data: the case of cancer incidence in the West of Scotland. *J Epidemiol and Community Health*, **46**: 305-310, 1992.
11. HOLLAND W. Commission of the European Communities. *European Community atlas of "avoidable death"*. Health Services Research, Series no.6, Vol 1. Oxford: Oxford Medical Publications, 1991.
12. HUMBLET P.; LAGASSE R.; MOENS G. *et al.* La mortalite evitable en Belgique. *Soc Sci Med*, **25**: 485-493, 1987.
13. MACKENBACH J.; LOOMAN C.; KUNST A.; HABBEMA J. Post-1959 mortality trends and medical care: gains in life expectancy due to decline in mortality from conditions amenable to medical intervention in the Netherlands. *Soc Sci Med*, **9**: 889-894, 1988.
14. MACKENBACH J.; LOOMAN C.; KUNST A.; HABBEMA J. Regional differences in mortality from conditions amenable to medical intervention in the Netherlands: a comparison of four time periods. *J Epidemiol and Community Health*, **42**: 325-332, 1988.
15. MACKENBACH J.; BOUVIER-COLLE; JOUGLA E. "Avoidable" mortality and health services: a review of aggregate data studies. *J Epidemiol and Community Health*, **44**: 106-111, 1990.
16. MACKENBACH J.; LOOMAN C.; STRONKS K.; KUNST A. The contributions of medical care to inequalities in health: differences between socio-economic groups in decline

of mortality from conditions amenable to medical intervention. *Soc Sci Med*, **3**: 369-376, 1989.

17. MACKENBACH J.; LOOMAN C.; KUNST A.; HABBEMA J. Regional differences in decline of mortality from selected conditions: the Netherlands, 1969-1984. *Int J Epidemiol*, **17**: 821-829, 1995.

18. MALCOLM M.; SALMOND C. Trends in amenable mortality in New Zeland 1968-1987. *Int J Epidemiol*, **22**: 468-474, 1993.

19. MORGENSTERN H. Uses of ecologic analysis in epidemiologic research. *A J P H*, **72**: 1336-1344, 1982.

20. PAMPALON R. Avoidable mortality in Québec and its regions. *Soc Sci Med*, **37**: 823-831, 1993.

21. POIKOLAINEN K.; ESKOLA J. The effect of health services on mortality: decline in death rates from amenable and non-amenable causes in Finland, 1969-81. *Lancet* january 1986. p. 199-202.

22. POIKOLAINEN K.; ESKOLA J. Health services resources and their relation to mortality from causes amenable to health care interventions: a cross-national study. *Int J Epidemiol* **17**: 86-89, 1988.

23. RUTSTEIN D.; BERENSBURG W.; THOMAS C. *et al.* Measuring the quality of medical care. A clinical method. *New Engl J Med* march 1976.

24. XAVIER A.; BAYO A.; ALFONSO J.; CORTINA P.; CORELLA D.. The effectiveness of health system in Valencia, Spain, 1975-1990. *J Epidemiol and Community Health*; **50**: 320-325, 1996.
25. WESTERLING R.; SMEDBY B. The European community 'avoidable death indicators ' in Sweden 1974-1985. *Int J Epidemiol*, **21**: 502-510, 1992.
26. WESTERLING R. Trends in "avoidable" mortality in Sweden 1974-1985. *J Epidemiol and Community Health*, **46**: 489-493, 1992.
27. WESTERLING R. Systematic small-area variation in mortality for malignant neoplasms in Sweden. *Int J Epidemiol*, **24**: 1086-1093, 1995.
28. WESTERLING R. Can regional variation in 'avoidable' mortality be explained by deaths outside hospital? A study from Sweden, 1987-90. *J Epidemiol and Community Health*, **50**: 326-333, 1996.
29. WESTERLING R. Components of small area variation in death rates: a method applied to data from Sweden. *J Epidemiol and Community Health*, **49**: 214-221, 1995.

ANEXO 1

ANÁLISE EXPLORATÓRIA DA DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIA DA VARIÂNCIA

Tabela 1. Análise descritiva da distribuição de frequência da variância dos óbitos por causas evitáveis (CICS) nas capitais (1979-1982 e 1989-1992)

Medida descritiva	Causas indicadoras de cuidados de saúde - CICS																					
	A1	A2	B1	B2	C1	C2	D1	D2	E1	E2	F1	F2	G1	G2	H1	H2	I1	I2	J1	J2	L1	L2
Média	1,45	1,15	1,56	0,70	0,97	0,96	4,13	2,47	5,56	2,56	2,41	1,42	1,02	0,80	0,96	0,79	0,85	0,84	0,91	1,19	1,26	0,72
Mediana	1,04	0,86	1,15	0,66	0,69	0,88	3,60	2,26	3,60	2,09	1,72	1,06	0,97	0,75	0,83	0,71	0,73	0,73	0,89	1,22	1,08	0,69
Moda	0,85	0,80	1,12	0,62	0,64	0,75	2,96	2,08	3,22	1,96	1,50	0,98	0,00	0,66	0,81	0,68	0,60	0,65	0,84	1,12	1,03	0,69
Valor mínimo	0,16	0,21	0,22	0,19	0,12	0,14	0,84	0,38	0,56	0,65	0,44	0,26	0,00	0,00	0,25	0,32	0,16	0,09	0,00	0,00	0,50	0,22
Valor máximo	5,34	3,25	7,08	1,58	3,28	3,19	9,33	6,06	16,54	5,88	14,60	7,73	2,29	1,82	2,41	1,51	2,63	2,12	2,65	3,49	2,48	1,41
Intervalo	5,18	3,05	6,86	1,39	3,16	3,05	8,49	5,68	15,97	5,33	14,16	7,47	2,29	1,82	2,17	1,19	2,46	2,03	2,65	3,49	1,98	1,19
Quartil inferior	0,45	0,39	0,79	0,44	0,47	0,56	2,09	1,57	2,39	1,44	1,01	0,82	0,71	0,49	0,62	0,59	0,55	0,51	0,38	0,47	0,81	0,45
Quartil superior	2,02	1,79	2,20	0,89	1,36	1,06	6,37	3,30	7,21	3,90	2,49	1,51	1,46	0,97	1,22	0,98	1,21	1,12	1,19	1,56	1,74	1,04
Intervalo interquartil	1,56	1,40	1,41	0,46	0,88	0,50	4,28	1,72	4,82	2,46	1,48	0,69	0,75	0,49	0,60	0,40	0,65	0,61	0,80	1,09	0,93	0,58
Assimetria	1,55	0,97	2,87	0,71	1,66	1,76	0,52	0,91	1,21	0,74	3,53	3,74	1,14	0,60	1,25	0,80	1,35	0,97	0,88	0,87	0,73	0,45

Legenda:

A1 e A2 - Doenças infecciosas intestinais, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

B1 e B2 - Tuberculose, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

C1 e C2 - Septicemia, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

D1 e D2 - Melanoma maligno da pele, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

E1 e E2 - Tumor maligno do útero não especificado, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

F1 e F2 - Tumor maligno do colo do útero, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

G1 e G2 - Doença de Hodgkin, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

H1 e H2 - Diabetes melito, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

I1 e I2 - Meningites, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

J1 e J2 - Doença reumática crônica do coração, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

L1 e L2 - Hipertensão arterial, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

Tabela 2. Análise descritiva da distribuição de frequência da variância dos óbitos por causas evitáveis (CICS) nas capitais (1979-1982 e 1989-1992)

Medida descritiva	Causas indicadoras de cuidados de saúde - CICS																							
	M1	M2	N1	N2	O1	O2	P1	P2	Q1	Q2	R1	R2	S1	S2	T1	T2	U1	U2	V1	V2	X1	X2	Z1	Z2
Média	1,20	0,77	0,60	0,66	0,87	0,69	1,41	0,74	1,25	0,63	1,37	0,75	1,38	0,75	1,52	0,83	1,15	0,85	1,46	0,97	2,07	0,94	2,07	1,04
Mediana	1,10	0,79	0,39	0,63	0,77	0,68	1,12	0,64	1,16	0,57	1,04	0,72	0,98	0,73	1,21	0,63	0,92	0,78	1,30	0,90	1,35	0,76	1,02	0,58
Moda	1,06	0,73	0,34	0,54	0,69	0,66	1,00	0,55	0,00	0,00	1,01	0,72	0,93	0,71	1,02	0,00	0,88	0,77	1,26	0,88	1,27	1,69	0,92	0,51
Valor mínimo	0,26	0,30	0,06	0,00	0,26	0,35	0,45	0,24	0,00	0,00	0,58	0,34	0,00	0,34	0,00	0,00	0,00	0,00	0,56	0,33	0,18	0,24	0,17	0,89
Valor máximo	3,56	1,29	2,56	2,18	1,89	1,05	3,90	1,95	4,14	1,67	4,25	1,78	4,60	1,78	5,46	1,86	2,79	1,69	3,07	2,11	10,38	2,54	13,62	4,49
Intervalo	3,30	0,99	2,49	2,18	1,62	0,70	3,45	1,71	4,14	1,67	3,67	1,44	4,60	1,44	5,46	1,86	2,79	1,69	2,51	1,77	10,20	2,30	13,46	4,41
Quartil inferior	0,86	0,63	0,17	0,21	0,60	0,51	0,78	0,48	0,55	0,35	0,89	0,57	0,73	0,56	0,76	0,41	0,67	0,53	1,11	0,68	0,86	0,61	0,44	0,33
Quartil superior	1,31	0,94	0,79	0,89	1,08	0,82	1,76	0,98	1,85	0,87	1,61	0,90	1,65	0,89	1,84	1,31	1,65	1,27	1,66	1,01	2,55	1,24	2,38	1,64
Intervalo interquartil	0,44	0,31	0,63	0,67	0,47	0,31	0,99	0,50	1,30	0,52	0,72	0,33	0,92	0,33	1,09	0,90	0,98	0,74	0,55	0,33	1,70	0,64	1,94	1,31
Assimetria	2,50	-0,06	1,79	1,18	0,96	0,24	1,35	1,39	1,05	0,73	2,05	1,53	1,67	1,47	1,82	0,58	0,86	0,13	1,05	1,21	2,78	1,43	2,83	1,85

Legenda:

M1 e M2 - Doença cerebrovascular, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

N1 e N2 - Infecções respiratórias agudas, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

O1 e O2 - Pneumonia e gripe, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

P1 e P2 - Doença pulmonar obstrutiva crônica, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

Q1 e Q2 - Asma, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

R1 e R2 - Úlcera gástrica, duodenal e jejunal, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

S1 e S2 - Apendicite, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

T1 e T2 - Hérnia da cavidade abdominal, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

U1 e U2 - Colelitase e colecistite, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

V1 e V2 - Nefrite e nefrose

X1 e X2 - Complicação da gravidez, parto e puerpério, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente

Z1 e Z2 - Sintomas, sinais e afecções mal definidas, 1979-1982 e 1989-1992, respectivamente