

Artigo
Original

1

Efeitos de Idade, Geração e Período na Mortalidade por Doenças Isquêmicas do Coração e por Causas Mal Definidas nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul nos Anos de 1980, 1990 e 2000 - Brasil

Age, Cohort and Period Effects in the Mortality by Ischemic Heart Diseases and Ill-Defined Causes of Death in the States of Rio de Janeiro, São Paulo, and Rio Grande do Sul In 1980, 1990, and 2000 - Brazil

Gláucia Maria Moraes de Oliveira, Carlos Henrique Klein, Nelson Albuquerque de Souza e Silva

*Universidade Federal do Rio de Janeiro, Escola Nacional de Saúde Pública,
Secretaria de Estado de Saúde do Rio de Janeiro*

Palavras-chave: Efeito idade-geração-período, Mortalidade, Doença isquêmica do coração

Key words: Age-cohort-period effects, Mortality, Ischemic heart disease

Resumo

Objetivo: Analisar a mortalidade por doença isquêmica do coração (DIC) e por causas mal definidas (CMD), nos Estados do Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP) e Rio Grande do Sul (RS) de acordo com o modelo idade-geração-período, nos anos de 1980, 1990 e 2000.

Métodos: As mortalidades por DIC e CMD de 8 gerações, 1901-10, 1911-20, 1921-30, 1931-40, 1941-50, 1951-60, 1961-80, 1971-80, foram estimadas para 6 faixas etárias (20-29; 30-39; 40-49; 50-59; 60-69; 70-79 anos), referentes aos anos de 1980, 1990 e 2000, nos três Estados, e estratificadas por sexo. As informações dos óbitos foram obtidas no DATASUS e as das populações, no IBGE. Calcularam-se as mortalidades por DIC compensadas pelas possíveis perdas por CMD.

Resultados: As taxas de mortalidade por DIC foram maiores no Estado do RJ, em 1980 e 1990, exceto nas mulheres de 70-79 anos. Em 2000, houve predomínio do Estado do RJ nos homens na faixa de 20-29 anos e de 40-49 anos, e nas mulheres de quase todas as idades. Essas mortalidades decresceram na faixa de 30 a 79 anos nos 3 Estados nos últimos anos. Observou-se o efeito idade nas mortalidades por DIC e CMD nos três Estados, em todas as gerações. O efeito geração nas DIC foi notado nos Estados de SP e RS, nos homens e mulheres na faixa etária de 30-39 anos, com menor intensidade no RJ. O efeito período ocorreu no RJ com queda da mortalidade por DIC (em 2000) e aumento por CMD (em 1990 e 2000).

Conclusão: A mortalidade por DIC aparentemente diminuiu, enquanto por CMD aumentou de forma relevante, no Estado do RJ, em 2000. No RS declinou por DIC e por CMD em 1990 e 2000. Hipóteses são levantadas para explicar esses achados.

Abstract

Objective: To analyze the mortality due to ischemic heart diseases (IHD) and ill-defined causes (IDC) in the Brazilian states of Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), and Rio Grande do Sul (RS) Brazil, according to the age-cohort-period model, in 1980, 1990, and 2000.

Methods: Mortality due to IHD and IDC from 8 birth cohorts, 1901-10, 1911-20, 1921-30, 1931-40, 1941-50, 1951-60, 1961-80 and 1971-80, were estimated for 6 age groups (20-29; 30-39; 40-49; 50-59; 60-69; 70-79 years), in 1980, 1990 and 2000, in RJ, SP, and RS for both sexes. The annual deaths data were collected from DATASUS, while the population data were collected from IBGE. The IHD mortality was balanced for the ill-defined deaths.

Results: Mortality due to IHD was higher in RJ for both sexes in 1980 and 1990 except for the 70-79 women's age group. In the year of 2000 the IHD mortality was also higher in RJ for the male 20-29 and 40-49 age groups and in nearly all female age groups. It has decreased in all Brazilian states for the 30-79 age groups in the past few years. The age effect on IHD and IDC mortality was present in all Brazilian states and age groups. The cohort effect on IHD mortality rates was observed in SP and RS for both sexes from the 30-39 age group with lower magnitude in RJ. The period effect occurred in RJ with a decline in mortality due to IHD in 2000, and with an increase due to IDC in 1990 and 2000, and in RS there was a drop in both mortality rates.

Conclusions: In RJ mortality due to IHD apparently dropped while mortality due to IDC increased sharply in 2000; however, in RS mortality due to IHD and IDC declined in 1990 and 2000. Hypotheses were raised to explain these findings.

Introdução

A idade é relevante nos estudos em saúde e está freqüentemente associada a numerosas exposições e desfechos, sendo um importante fator de confusão. Em muitos processos de doença, a exposição tem um efeito cumulativo que pode se expressar após muito tempo decorrido. Assim, o estado de saúde/doença na época do óbito pode ser o reflexo de diferentes exposições a que gerações de nascimento estiveram expostas, como por exemplo, a disseminação do hábito de fumar e mudanças para estilos de vida mais sedentários. A incidência de uma doença costuma variar com o tempo, e a época de nascimento de um indivíduo poderá determinar sua chance de vir a apresentar, ao longo da vida, um processo patológico, que poderá ser diferente para as gerações subseqüentes. Este processo pode ainda ser modificado por um efeito de período de calendário, que é o conjunto de fenômenos que ocorrem em determinada época e que afeta a população inteira ou um segmento da mesma¹. Os modelos de idade, geração de nascimento e período são utilizados para a análise das tendências temporais das variações de incidência e mortalidade de doença, possibilitando avaliações longitudinais dos diversos fatores que a influenciam, permitindo inferir determinadas associações².

Desde 1960, as doenças do aparelho circulatório (DAC) representam a causa número um de óbitos nos EUA, e em 1999 foram as responsáveis primárias por um total de 40% dos óbitos, estando envolvidas com 60% do total de óbitos por outras causas³. As tendências das taxas de mortalidade por DAC e suas frações, doenças isquêmicas do coração (DIC) e doenças cerebrovasculares (DCBV), nos EUA, nos países da União Européia e outros da Europa, além do Japão, apresentaram declínios diferenciados entre 1965 e 1998, enquanto permaneciam ainda excessivamente elevadas nos países do Leste Europeu⁴. Da mesma forma, ocorreu declínio das taxas de mortalidade por DIC na maioria das capitais brasileiras, no período de 1980 a 1998, com exceção do discreto aumento observado em Brasília e em São Paulo, nos homens de 30-39 anos, e nas mulheres de 30 a 59 anos, e em Recife em faixa mais jovem, de 30 a 49 anos⁵.

A análise das mudanças de perfis de mortalidade tem contribuído para a maior compreensão do processo saúde/doença da população, auxiliando na avaliação das intervenções de saúde, sendo uma das mais tradicionais utilizações das estatísticas de mortalidade⁶. A proporção de óbitos por causas mal definidas (CMD) é um dos indicadores mais importantes para a avaliação da qualidade dos dados dos Documentos de Óbito, dado que a

identificação da causa do óbito é a variável de maior relevância para os estudos epidemiológicos de mortalidade⁷.

Em documento da OPAS, de 1995, o Brasil apresentava mortalidade proporcional por CMD de 18,4% em 1989, enquanto que em 1991 nos EUA era de 1,1% e na Argentina de 2,8%⁸. Dados do Ministério da Saúde, de 1998, apontavam para a mortalidade proporcional por CMD de 20% na década de 80 e de 16% no ano de 1995, no Brasil. O Estado do Rio de Janeiro (RJ) detinha, neste último ano, uma mortalidade proporcional por CMD de 9,8%, enquanto que o Estado de São Paulo (SP) de 6,6% e o do Rio Grande do Sul (RS) de 6,05%⁹. Estes Estados (RJ, SP e RS) são os que apresentam 100% de cobertura do Sistema de Informação de Mortalidade⁹.

O objetivo do presente estudo é analisar a mortalidade, em ambos os sexos, em 6 faixas etárias, de 20 até 79 anos, por DIC e por CMD, nos Estados do RJ, de SP, e do RS, de acordo com o modelo idade, geração e período, nos anos de 1980, 1990 e 2000.

Metodologia

O modelo idade-geração de nascimento-período foi utilizado para estudar as taxas de mortalidade por DIC e por CMD, em ambos os sexos, em 8 gerações de nascimento: 1901-10, 1911-20, 1921-30, 1931-40, 1941-50, 1951-60, 1961-70 e, 1971-80, em 6 faixas etárias com intervalos de 10 anos: 20-29 anos; 30-39 anos; 40-49 anos; 50-59 anos; 60-69 anos; e 70-79 anos, nos anos de 1980, 1990 e 2000, nos Estados do RJ, de SP, e do RS.

Para evitar a contaminação das taxas de mortalidade de uma geração por aquelas das gerações mais próximas, optou-se por estudá-las em intervalos de 10 anos entre si e, com faixas etárias de 10 anos de intervalo, em três pontos equidistantes por 10 anos, 1980, 1990 e 2000.

Como estavam disponíveis apenas três anos de estudos com intervalos de 10 anos, só foi possível calcular a taxa de mortalidade em *um ponto* para a geração mais velha, de 1901-10, na faixa etária de 70-79 anos em 1980, e para a mais nova, de 1971-80, na faixa de 20-29 anos em 2000. Para as outras gerações, foram estimadas taxas de mortalidade em *dois outros pontos*. Assim, a geração de 1911-20 teve cálculos realizados para a faixa etária de 60-69 anos em 1980, e de 70-79 anos em 1990; a geração de 1961-70 permitiu os cálculos na faixa etária de 20-29 anos em 1990, e de 30-39 anos em 2000. As demais gerações permitiram estimar taxas de

mortalidade em *três pontos*. Desse modo, para a geração de 1921-30 foram estimadas as taxas para a faixa etária de 50-59 anos em 1980, para a de 60-69 anos em 1990, e para a faixa de 70-79 anos em 2000; para a geração de 1931-40 foram estimadas as taxas para a faixa etária de 40-49 anos em 1980, para a de 50-59 anos em 1990, e para a faixa de 60-69 anos em 2000; para a de 1941-50 foram calculadas as taxas para a faixa etária de 30-39 anos em 1980, de 40-49 anos em 1990, e de 50-59 anos em 2000; e, finalmente, para a geração de 1950-59 foram estimadas as taxas para a faixa etária de 20-29 anos em 1980, para a de 30-39 anos em 1990, e para a faixa de 40-49 anos em 2000.

As taxas de mortalidade por DIC e por CMD foram calculadas utilizando-se nos numeradores os óbitos com os códigos de 410 a 414 (DIC) e do capítulo XVI (CMD), de acordo com a CID-9¹⁰, para os ocorridos nos anos de 1980 e 1990, e com os códigos de I-20 a I-25 (DIC) e do capítulo XVIII (CMD), de acordo com a CID-10¹¹, para os ocorridos em 2000, em adultos maiores de 20 anos, nos Estados do RJ, SP e RS, de acordo com os sexos e faixas etárias. Essas informações de óbitos foram obtidas no DATASUS¹².

Nos denominadores foram utilizados os dados referentes às populações dos anos de 1980, 1990 e 2000, obtidos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), derivados dos censos de 1980, 1991 e 2000, e da contagem populacional de 1996¹³. O método de Lagrange foi utilizado para os cálculos das populações correspondentes ao ano de 1990¹⁴.

Foi empregada uma manobra de compensação de óbitos para os cálculos das taxas de mortalidade específicas por DIC, nos três Estados, dado ao aumento relevante da mortalidade por CMD no Estado do Rio de Janeiro, após o ano de 1990. Essa manobra consistiu em adicionar aos óbitos por DIC uma parte dos atestados por CMD, aquela representada pela mesma proporção que os certificados por DIC apresentavam entre aqueles por todas as causas definidas, excluídas as por CMD.

Para as manobras de compensação, cálculo das taxas de mortalidade e confecção de gráficos foi utilizado o programa Stata¹⁵.

Resultados

As Tabelas de 1 a 6 apresentam as taxas de mortalidade compensadas por DIC em 8 gerações de nascimento, de homens e mulheres, e as Tabelas de 7 a 12 as taxas de mortalidade por

CMD, nos Estados do RJ, SP e RS, encontradas nos três anos estudados. As tabelas permitem três tipos de leitura: *horizontal*, onde se observam as taxas de mortalidade de cada geração por faixa etária; *vertical*, onde são apresentadas as taxas de cada faixa etária por geração; e, *transversal*, na qual são visualizadas as taxas de mortalidade das diferentes gerações e faixas etárias em cada um dos anos de estudo: 1980, 1990 e 2000.

Tabela 1
Mortalidade, por 100 mil habitantes, por DIC, em homens, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)				
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69 70-79
1901-10					1466,3
1911-20				726,5	1257,4
1921-30				328,6	665,3 865,4
1931-40			132,3	343,6	478,3
1941-50		35,8	116,1	206,4	
1951-60	7,8	27,8	82,6		
1961-70	6,2	15,2			
1971-80	3,2				

Tabela 2
Mortalidade, por 100 mil habitantes, por DIC, em mulheres, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)				
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69 70-79
1901-10					958,3
1911-20				341,2	747,8
1921-30				132,0	311,9 481,2
1931-40			47,0	124,5	208,6
1941-50		15,6	48,2	72,2	
1951-60	3,2	13,7	28,2		
1961-70	2,6	5,5			
1971-80	0,6				

Tabela 3
Mortalidade, por 100 mil habitantes, por DIC, em homens, no Estado de São Paulo, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)				
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69 70-79
1901-10					1450,4
1911-20				645,3	1116,2
1921-30				291,3	554,5 874,7
1931-40			105,1	261,9	475,1
1941-50		26,1	92,6	220,5	
1951-60	3,8	24,2	73,5		
1961-70	4,2	15,9			
1971-80	2,2				

Tabela 4
Mortalidade, por 100 mil habitantes, por DIC, em mulheres, no Estado de São Paulo, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1035,3
1911-20					331,6	739,6
1921-30				101,5	261,5	559,8
1931-40			35,6	95,8	223,0	
1941-50		9,3	31,9	77,2		
1951-60	1,7	7,4	28,8			
1961-70	1,5	6,2				
1971-80	1,0					

Tabela 5
Mortalidade, por 100 mil habitantes, por DIC, em homens, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1374,4
1911-20					655,2	1219,5
1921-30				294,3	556,6	995,8
1931-40			111,4	252,5	501,9	
1941-50		23,7	79,4	201,8		
1951-60	2,9	16,0	67,3			
1961-70	3,8	15,1				
1971-80	2,0					

Tabela 6
Mortalidade, por 100 mil habitantes, por DIC, em mulheres, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						933,4
1911-20					335,3	692,6
1921-30				105,7	275,4	591,7
1931-40			41,8	97,7	243,8	
1941-50		9,4	30,9	86,4		
1951-60	1,6	4,8	28,5			
1961-70	1,7	6,9				
1971-80	0,9					

As Figuras 1 e 2 dispõem as taxas de mortalidade compensadas por DIC e por CMD, respectivamente, nos Estados do RJ, de SP, e do RS, de ambos os sexos, nas 8 gerações de nascimento, em seis faixas etárias (20-29 anos, 30-39 anos, 40-49 anos, 50-59 anos, 60-69 anos, 70-79 anos). As Figuras 1 e 2 são constituídas de 6 partes: A) homens do Estado do RJ; B) mulheres do Estado do RJ; C) homens do Estado de SP; D) mulheres do Estado de SP; E) homens do Estado do RS; F) mulheres do Estado do RS.

Foram empregadas escalas logarítmicas no eixo das taxas de mortalidade, uma vez que estas variaram em faixas muito amplas nos diferentes faixas etárias de cada geração: entre 1 e 1467, por 100 mil habitantes, por DIC; e entre 2 e 645, por 100 mil habitantes, por CMD, dos mais jovens aos mais velhos. Assim, se tivessem sido utilizadas escalas lineares, seria muito difícil visualizar as modificações das taxas nas faixas etárias das gerações mais recentes, porque estas são muito menores do que aquelas verificadas entre as taxas nas faixas etárias mais avançadas.

1. Mortalidade compensada por DIC

As taxas de mortalidade compensadas por DIC nos homens adultos de 20-79 anos foram mais elevadas no Estado do RJ quando comparadas aos outros dois Estados, nos anos de 1980 e 1990. Esta situação se inverteu em 2000, ano em que os homens do Estado do RJ deixaram de apresentar as taxas mais elevadas, exceto nos de 20-29 anos da geração de 1971-80, e nos de 40-49 anos da geração de 1951-60 (Tabela 1). Neste ano, de 2000, o Estado de SP apresentou as taxas mais elevadas na faixa de 30-39 anos da geração de 1961-70, e na de 50-59 anos da geração de 1941-50 (Tabela 3), enquanto o Estado do RS na faixa de 60-69 anos da geração de 1931-40, e na faixa de 70-79 anos da geração de 1921-30 (Tabela 5).

As mulheres do Estado do RJ apresentaram taxas de mortalidade maiores nos anos de 1980 e 1990 em todas as gerações, exceto no grupo de 70-79 anos da geração de 1901-10, em que as mulheres do Estado de SP apresentaram as taxas mais altas (Tabelas 2 e 4). Também no ano de 2000, verificou-se o predomínio do Estado do RJ nas taxas de mortalidade por DIC nas mulheres, com exceção da faixa de 20-29 anos da geração de 1971-80, e da faixa etária de 40-49 anos da geração de 1951-60 em que as taxas foram semelhantes nos três Estados (Tabelas 2, 4 e 6).

As taxas de mortalidade compensadas por DIC decresceram no período estudado, nos três Estados, em ambos os sexos, e na faixa etária de 30-79 anos, entre as gerações (Tabelas 1 a 6). Nos homens e mulheres da faixa de 20-29 anos parece ter havido queda relevante apenas no ano de 2000, nos três Estados (Figura 1). As taxas de mortalidade por DIC nos homens foram sempre maiores do que nas mulheres, com razões homem/mulher que variaram entre 5,8 nos mais jovens até 1,4 nos mais velhos (Tabelas 1 a 6). O Estado do RJ apresentou as maiores razões de mortalidade homem/mulher, por DIC, justamente nos mais jovens, entre 20 e 29 anos,

Tabela 7

Mortalidade, por 100 mil habitantes, por CMD, em homens, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						329,8
1911-20					134,9	329,8
1921-30				70,2	182,4	644,6
1931-40			35,5	110,7	385,7	
1941-50		24,6	57,2	194,2		
1951-60	12,5	32,0	95,4			
1961-70	15,6	44,5				
1971-80	17,5					

Tabela 8

Mortalidade, por 100 mil habitantes, por CMD, em mulheres, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						225,5
1911-20					70,9	245,6
1921-30				29,5	88,8	446,9
1931-40			22,7	56,6	216,5	
1941-50		13,3	29,9	109,8		
1951-60	11,3	15,3	57,0			
1961-70	10,0	21,8				
1971-80	8,7					

Tabela 9

Mortalidade, por 100 mil habitantes, por CMD, em homens, no Estado de São Paulo, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						424,2
1911-20					193,5	419,8
1921-30				94,2	196,7	388,1
1931-40			60,2	110,3	204,5	
1941-50		32,3	52,2	107,1		
1951-60	12,0	27,6	57,2			
1961-70	11,6	25,4				
1971-80	9,1					

no ano de 2000. No Estado do RJ as razões homem/mulher aumentaram entre 1980 e 2000 para todas as faixas etárias.

O efeito crescente da idade sobre a mortalidade compensada por DIC é notável nos três Estados, em homens e mulheres, já que todas as curvas são ascendentes. O efeito geração é observado nos Estado de SP e RS, pela não superposição dos segmentos de diferentes gerações e declínio das taxas de mortalidade nas gerações subsequentes, em

Tabela 10

Mortalidade, por 100 mil habitantes, por CMD, em mulheres, no Estado de São Paulo, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						255,8
1911-20					97,8	248,6
1921-30				46,0	89,4	223,6
1931-40			28,4	41,2	91,6	
1941-50		13,6	21,3	39,0		
1951-60	5,8	10,4	19,0			
1961-70	4,5	8,1				
1971-80	3,8					

Tabela 11

Mortalidade, por 100 mil habitantes, por CMD, em homens, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						836,1
1911-20					316,2	581,5
1921-30				128,1	200,8	234,7
1931-40			60,6	89,2	114,2	
1941-50		23,1	41,2	49,7		
1951-60	10,1	18,9	25,5			
1961-70	9,9	11,0				
1971-80	6,0					

Tabela 12

Mortalidade, por 100 mil habitantes, por CMD, em mulheres, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e faixas etárias

Gerações de nascimento	Faixas etárias (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						549,4
1911-20					165,0	359,4
1921-30				63,5	106,8	124,1
1931-40			38,7	46,8	58,1	
1941-50		13,3	20,4	22,0		
1951-60	6,1	7,9	9,3			
1961-70	4,2	4,7				
1971-80	2,2					

ambos os sexos e em todas as faixas etárias, pelo menos a partir de 30-39 anos. No Estado do RJ, o efeito geração também é observado, exceto nos homens de 50-59 anos da geração de 1931-40, e nas mulheres de 40-49 anos da geração de 1941-50. O diferencial do Estado do RJ parece ser a presença do efeito de período no ano de 2000, quando ocorreram quedas relevantes das taxas de mortalidade por DIC em todas as gerações, em ambos os sexos, além do esperado, como não se observaram nos outros dois Estados.

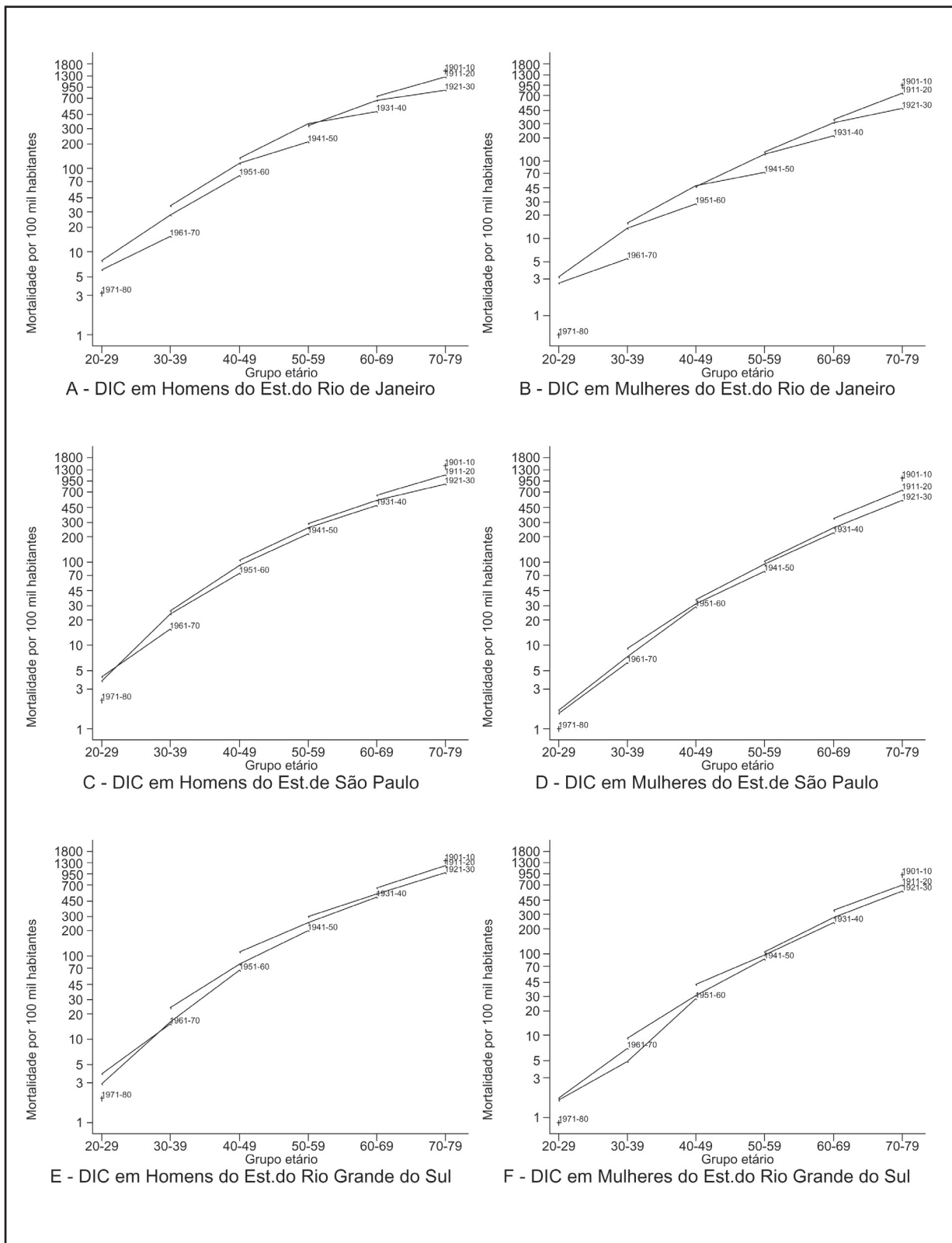


Figura 1
 Mortalidade por doenças isquêmicas em gerações dos Estados do RJ, SP e RS, por sexo e faixas etárias, nos anos de 1980, 1990 e 2000

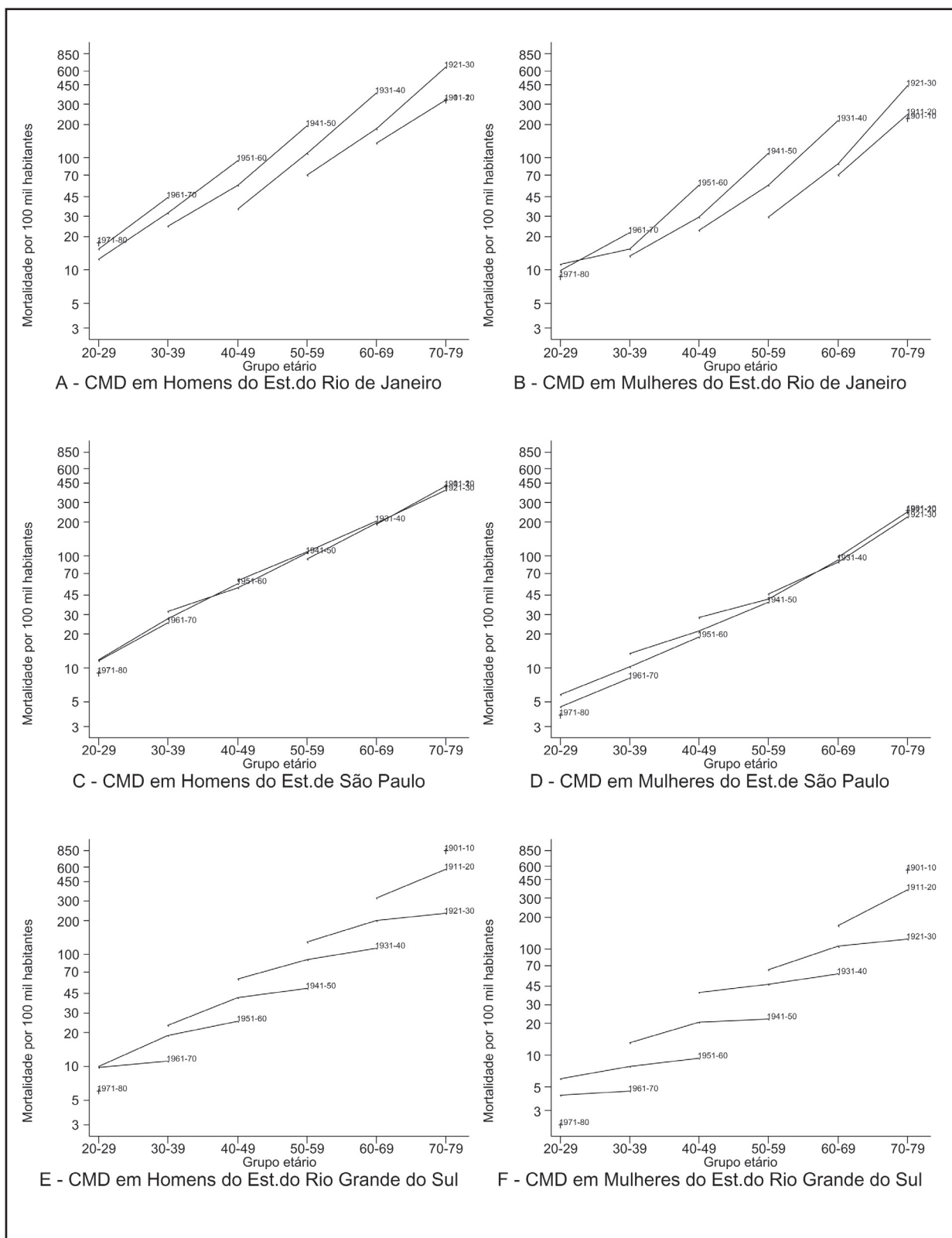


Figura 2

Mortalidade por causas mal definidas em gerações dos Estados do RJ, SP e RS, por sexo e faixas etárias, nos anos de 1980, 1990 e 2000

2. Mortalidade por causas mal definidas

No ano de 1980, homens e mulheres do Estado do RJ apresentaram taxas de mortalidade por CMD menores do que as do Estado de SP e do RS, pelo menos a partir da faixa etária de 40-49 anos até os mais velhos, de 70-79 anos (Tabelas 7 a 12, leitura transversal). Neste mesmo ano, as taxas do Estado do RS foram mais elevadas do que as do Estado de SP, nos homens, a partir da faixa etária de 50-59 anos, e nas mulheres a partir de 40-49 anos. No ano de 1990, os homens do Estado do RJ apresentaram taxas de mortalidade por CMD maiores do que as dos Estados de SP e do RS, pelo menos até o grupo de 40-49 anos, sendo que nos mais velhos, de 60 a 79 anos o predomínio foi do Estado do RS. Neste mesmo ano, de 1990, as mulheres do Estado do RJ também apresentaram taxas de mortalidade por CMD maiores, porém até a faixa de 50-59 anos e de 60 até 79 anos o predomínio passou a ser das mulheres do Estado do RS. No ano de 2000, as taxas de mortalidade por CMD de todas as faixas etárias, de todas as gerações, de ambos os sexos, foram maiores no Estado do RJ do que nos Estados de SP e do RS. Também neste ano de 2000 observou-se que homens e mulheres do Estado do RS apresentaram as menores taxas de mortalidade por CMD em todas as faixas etárias de todas as gerações (Tabelas 7 a 12, leitura transversal).

As taxas de mortalidade por CMD nos homens foram sempre maiores do que nas mulheres, com razões homem/mulher que variaram entre 3,2 e 1,1.

Observa-se o efeito crescente da idade na mortalidade por CMD no Estado do RJ (Figuras 2A e 2B), e no Estado de SP (Figuras 2C e 2D) em ambos os sexos. No Estado do RS este efeito é apenas discreto nos homens e ainda menor nas mulheres, limitado às gerações mais antigas (Figuras 2E e 2F). No Estado de SP observou-se efeito geração nas mulheres mais jovens, sem efeito de período. Nos Estados do RS e do RJ ocorreram efeitos de período, nos anos de 1990 e 2000, porém em sentidos opostos. Enquanto no Estado do RS as taxas de mortalidade por CMD se reduziram em 1990 em relação a 1980, e ainda mais em 2000 em relação a 1990, no Estado do RJ ocorreu o contrário: o efeito de período mais evidente ocorreu no último ano, de 2000, com elevações crescentes das taxas de mortalidade por CMD nos grupos etários mais velhos, das gerações mais antigas.

Discussão

Desfechos clínicos como as DIC ou a morte por DIC são decorrentes de complexas interações entre as populações e o ecossistema em que vivem, desde o seu nascimento. Os estudos que investigam as causas de morte das populações precisam ser analisados dentro desse contexto ambiental. Assim, o evento que causou a morte pode ser decorrente de nosso limite biológico de vida, para o qual não se conhecem os determinantes, como também pela interação entre as populações e os ambientes nos quais as mesmas estejam inseridas, desde a vida intra-uterina até a morte. A complexa interação entre o conjunto de genes de cada indivíduo, o modo como funcionam ou se inter-relacionam com os múltiplos fatores ambientais, tais como a organização familiar, a social, a econômica e a política irá determinar as condições de saúde e morte das populações.

O evento final, como por exemplo, a morte nas DIC, é precedido pela presença de fatores de risco, alguns já conhecidos (hipertensão arterial, diabetes mellitus, tabagismo, dislipidemias, hiperhomocisteinemia, história familiar, etc.) e outros ainda prováveis (processos inflamatórios ou infecciosos crônicos) ou desconhecidos, que se relacionam com comportamentos individuais ou familiares, como tabagismo, alcoolismo, hábitos alimentares, sedentarismo, condições de vida, de habitação e de trabalho. A ocorrência destes fatores e sua prevalência na população é dependente do modo como a sociedade se organiza para promover a saúde, ou seja, da atuação dos serviços de saúde (acessibilidade, qualidade, insumos, etc), das políticas governamentais e intersetoriais (política macroeconômica, de agricultura, de educação, de transportes, de saneamento básico, de habitação, de pesquisa e desenvolvimento, etc.). Ao se analisar as taxas de mortalidade em diferentes épocas e locais e procurar inferir explicações para as variações observadas, há que se considerar estas complexas relações causais em saúde¹⁶.

Diversos estudos apontaram quedas nas taxas de mortalidade por DIC em diferentes países, que ocorreram pela diminuição da letalidade hospitalar e da taxa de eventos coronarianos¹⁷, pela prevenção primária e secundária, e, em menor grau por diminuição na incidência desse grupo de causas ou por prevenção primária¹⁸⁻²³. Os estudos de intervenção em comunidades apresentaram poucos resultados na diminuição do dano por DIC, exceto naquelas de alto risco^{24,25}, tendo sido sugerido por alguns autores a realização de estudos longitudinais de seguimento das gerações de alto risco²⁶, como o

de Framingham²⁷. É importante ressaltar que provavelmente existe uma influência do grau de desenvolvimento socioeconômico na manutenção de altas taxas de mortalidade por DIC e, conseqüente gradiente geográfico leste-oeste nas populações do estudo MONICA²⁸.

No Brasil, estudos apontaram para uma diminuição da mortalidade por DIC no Estado de SP, nos anos de 1970 a 1989²⁹. Lotufo³⁰ comparou as taxas de mortalidade por DIC das capitais brasileiras com outros países, na faixa etária de 45 a 64 anos, nos anos de 1984-87. Observou que, nos homens, as taxas por DIC de Porto Alegre e Rio de Janeiro tinham um padrão intermediário alto, semelhante às da Finlândia, Hungria, Inglaterra e País de Gales, assim como as mulheres do Rio de Janeiro, Curitiba, e Porto Alegre, semelhantes às da Hungria, Inglaterra e País de Gales. Na análise das cinco macrorregiões brasileiras, no período de 1979 a 1998, evidenciou-se tendência de queda da mortalidade por DIC nas regiões Sul, Sudeste e Norte, em todas as faixas etárias, em ambos os sexos, ao contrário das regiões Centro-Oeste e Nordeste onde estas taxas aumentaram³¹. Essas diminuições das taxas de mortalidade por DIC também foram observadas nas 6 faixas etárias, das 8 gerações de nascimento do presente estudo, nos anos de 1980, 1990 e 2000, nos Estados do RJ, de SP e do RS (Tabelas 1 a 6, Figura 1).

As diferenças das taxas de mortalidade por DAC entre os sexos eram pequenas até 1920 nos EUA, Inglaterra e País de Gales, quando passaram a ser maiores nos homens de 35 a 64 anos, até o início de 1960. Essas diferenças de mortalidade entre os sexos deveram-se principalmente às DIC, nas quais as razões homem/mulher foram o dobro daquelas por DAC em geral³². Lawlor et al.³³ atribuíram à epidemia por doença coronariana no século 20 o aumento da mortalidade nos homens na maioria dos países industrializados, referindo um efeito de período, com razões homem/mulher que variaram na Inglaterra e País de Gales de 1,5 em 1921 até 3,5 em 1972. Esse efeito também foi observado na Austrália, França, Suécia, EUA e em menor grau no Japão. Os autores relacionaram o aumento da mortalidade com o aumento do consumo de gordura em homens destas populações³³. Diferenças das taxas de mortalidade entre as gerações de nascimento de homens e mulheres poderiam ser o reflexo das alterações de período ocorridas nas DIC, como o hábito de fumar, nos EUA no período de 1962 a 1995³⁴.

Essas diminuições das taxas de mortalidade também foram mais marcantes no sexo masculino, no Estado de SP, com variação da

razão homem/mulher de 2,4 em 1984 a 2,0 em 1996³⁵. Mansur et al.³⁶ observaram declínio semelhante e mais significativo nas taxas por DIC nos homens, que apresentavam quedas 2 vezes maiores do que nas mulheres, na população brasileira, entre os anos de 1979 a 1996. No presente estudo, as razões homem/mulher apontaram uma maior mortalidade nos homens jovens do Estado do RJ com razão de 5,8. Note-se ainda que as razões homem/mulher só diminuem para valores inferiores a 2,0 na faixa etária de 70-79 anos nos três Estados, sugerindo que em nosso meio, a menopausa não parece apresentar um papel relevante no aumento da mortalidade por DIC na mulher.

Os modelos idade-geração-período foram empregados para o estudo das tendências de taxas de mortalidade por DIC em alguns países. Em estudo realizado na Suécia³⁷ foram observados efeitos de geração e período, com taxas de mortalidade que decresceram de forma precoce nas mulheres. Na Espanha³⁸, outros autores observaram efeitos de idade e de período na diminuição da mortalidade nos anos de 1975 até 1985, que foi atribuída a mudanças no estilo de vida e aos avanços médicos no período. O efeito de geração foi capaz de explicar as variações das tendências seculares da mortalidade por DIC na Noruega, no período de 1966 a 1986, que foi atribuído aos cuidados de prevenção primária e secundária³⁹. Este modelo também foi utilizado para o estudo da associação dos fatores de risco e DIC, reforçando a ligação desta com níveis séricos elevados de colesterol⁴⁰, que diminui sua força com o passar dos anos, e que tinham claras ligações com o hábito de fumar, preponderante em algumas gerações⁴¹.

Estudo sobre as tendências das taxas de mortalidade por CMD na Região Metropolitana do RJ⁶, no período de 1980 a 1995, apontou para um aumento de 390% entre os anos extremos, especialmente a partir de 1990. A autora do estudo credita esse aumento à subnotificação ou ao sub-registro de outras causas de óbitos, especialmente as DAC. Assim, a mortalidade proporcional por DAC diminuiu de 38,18% no período de 1980-89 para 32,75% no de 1990-95, enquanto que as CMD aumentaram de 2,26% para 10,10% nos dois períodos do estudo. As áreas de pior padrão socioeconômico foram as que apresentaram maiores elevações nas taxas de mortalidade por CMD. A maior parte dos óbitos por CMD ocorreu em hospitais, tendo sido atribuídos a causas desconhecidas e não especificadas (código 799.9 do CID-9), preponderantes nas mulheres de 70 anos ou acima. Cabe ainda ressaltar que, no mesmo período, a observação das mortalidades proporcionais por

CMD em outras regiões metropolitanas do país demonstrou situação diferente do Rio de Janeiro. No Estado do RJ estas taxas aumentaram exponencialmente como descrito, enquanto as do Estado de SP mantiveram-se estáveis e baixas no período, variando entre 2,31% e 2,58%, e as do Estado do RS diminuíram de 2,19% para 1,36%⁽⁶⁾. Como pontua a autora, o sub-registro de causas específicas de óbitos, pela existência dos óbitos sem causa definida, traz em seu bojo a usurpação da declaração das verdadeiras causas, como as mortes por causas externas, principalmente as violentas e as causadas por DAC, e suas frações DIC e DCBV⁶.

No presente estudo, embora as taxas de mortalidade por DIC tenham sido compensadas pela mortalidade por CMD, ainda assim observa-se um nítido efeito de período no ano de 2000 no Estado do RJ (Tabelas 1 e 2, Figuras 2A e 2B). Supõe-se que este efeito, observado em 2000, seja reflexo de um efeito próprio da década de 1990.

Neste período não foi encontrado relato de implementação de melhorias na assistência médica ou no controle efetivo dos fatores de risco na população do Estado do RJ que tivessem impacto significativo na modificação das taxas de mortalidade por DIC. O estudo da Ilha do Governador, que foi realizado em 1991/2, sobre hipertensão arterial e outros fatores de risco cardiovascular, referiu que a prevalência da hipertensão era de 38% com controle em apenas 10% dos casos, que a do tabagismo era de 30% a 50%, com predomínio nas classes econômicas menos favorecidas, e ainda que a da obesidade era de 30% nos homens e 35% nas mulheres de baixa renda⁴². A qualidade da assistência hospitalar para infarto agudo do miocárdio, avaliada no Município do Rio de Janeiro, também não foi considerada satisfatória⁴³. Assim, é necessário procurar outras explicações para esse efeito-período.

A Portaria n° 550 da Secretaria Estadual de Saúde do RJ, publicada em 1990, pode ter contribuído de forma relevante para o efeito-período de aumento das taxas de mortalidade por CMD, com conseqüente redução nas taxas de mortalidade por DIC. Esta Portaria, em seu artigo 2°, diz que: *"esgotadas todas as tentativas de se determinar a causa básica da morte e não havendo suspeita de óbito por causa violenta, deverá ser declarado na parte I do atestado médico Causa Indeterminada"*.

Pelo pequeno número de pontos no tempo observados para cada geração, torna-se difícil distinguir a existência do efeito-geração na

mortalidade por CMD. Preferiu-se atribuir aos efeitos de período, as quedas no Estado do RS e os aumentos no Estado do RJ das taxas de mortalidade por CMD, uma vez que se ignora a real composição relativa deste grupo de causas.

É importante notar que os Estados do RJ e do RS apresentaram efeitos de período diferentes. Enquanto no Estado do RJ as taxas de mortalidade por DIC diminuíram de forma aparentemente relevante, com concomitante aumento daquelas por CMD, no ano de 2000, no Estado do RS ocorreu declínio das taxas por DIC e também por CMD, nos anos de 1990 e 2000.

Cabe ressaltar ainda que tanto o Estado de SP como o Estado do RS, este há menos tempo, possuem um Sistema de Verificação de Óbitos, e que o Estado de São Paulo conta inclusive com a realização de necropsia para a melhor determinação da causa primária do óbito⁴⁴. Portanto, para se conhecer melhor as reais tendências da mortalidade por DIC no Estado do RJ, assim como pelas demais causas do aparelho cardiovascular, incluindo as DCBV, será necessário providenciar a implantação de um Serviço de Verificação de Óbitos neste Estado. Esta providência, no entanto, só irá permitir a correção das tendências após a sua implantação. Para se conhecer o que ocorreu antes, em especial durante a década de 1990, no Estado do RJ, será necessário realizar estudos retrospectivos dos óbitos ocorridos naquela década por CMD.

A melhoria das condições de vida da população fomentada pelo crescimento econômico que ocorreu no período de 1930 a 1980 pode ter contribuído para o declínio das taxas de mortalidade por DIC nos três Estados, já que se observou redução da mortalidade infantil e por doenças infecciosas, além do aumento da expectativa de vida ao nascer, ainda que com enormes desigualdades regionais e econômicas⁴⁵. A redução da exposição a processos infecciosos, principalmente no período perinatal e na infância, poderiam ter contribuído para a redução da mortalidade por DIC observada após 1980, visto que processos infecciosos e inflamatórios têm assumido papel de destaque na gênese da aterosclerose⁴⁶⁻⁴⁸. Essas inferências evidenciam a necessidade de se relacionar a mortalidade por DIC com os dados das doenças infecciosas e os socioeconômicos, para implementar políticas de saúde voltadas para a melhoria das condições de vida das populações e não apenas no controle dos fatores de risco de modo isolado, mesmo porque os mesmos são responsáveis por aproximadamente apenas 50% dos processos ateroscleróticos⁴⁹.

Referências bibliográficas

1. Szklo M, Nieto FJ. *Epidemiology – Beyond the Basics*. Maryland: Aspen; 2000.
2. Robertson C, Boyle P. Age-period-cohort analysis of chronic diseases rates: Modelling approach. *Stat Med*. 1998;17:1305-23.
3. American Heart Association. [homepage na Internet]. Heart and Stroke Statistical Update 2002. [acesso em junho 2002]. Disponível em: <<http://www.americanheart.org>>
4. Levi F, Lucchini F, Negri E, La Vecchia C. Trends in the mortality from cardiovascular and cerebrovascular diseases in Europe and other areas of the world. *Heart*. 2002;88:119-24.
5. Mansur AP, Souza MF, Timermann A, Ramires JAF. Tendência do risco de morte por doenças circulatórias, cerebrovasculares e isquêmicas do coração em 11 capitais do Brasil, de 1980 a 1998. *Arq Bras Cardiol*. 2002;79:269-76.
6. Reis ACGV. *Mortalidade por Causas Mal Definidas na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, de 1980 a 1995*. [Dissertação de Mestrado] Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública - FIOCRUZ; 1999.
7. Oliveira H, Pereira IPA. Estatísticas de mortalidade e nascidos vivos: considerações sobre principais problemas. *Informe Epidemiológico do SUS*; 1997:6(3).
8. OPAS. *Estatísticas de Salud de las Américas*. Publicación Científica n° 556; 1995.
9. Ministério da Saúde. *Guia de Vigilância Epidemiológica*. 4ª ed. Brasília; 1998.
10. Organização Mundial de Saúde. *Manual da Classificação Internacional de Doenças, Lesões e Causas de óbitos*. 9ª Rev. São Paulo; 1975. Centro da OMS para Classificação das Doenças em Português; 1978.
11. Organização Mundial de Saúde. *Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados à saúde: Classificação internacional de doenças*. 10ª Rev. São Paulo: EDUSP; 1995:1.
12. Ministério da Saúde [homepage na Internet]. Secretaria Executiva. DATASUS. [acesso em dezembro 2001]. *Informações de Saúde. Morbidade e informações epidemiológicas*. Disponível em: <<http://www.datasus.gov.br>>
13. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [homepage na Internet]. *Censo 2000*. [acesso em dezembro 2001]. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>
14. Cláudio DM, Martins JM. *Cálculo numérico populacional*. São Paulo: Atlas; 1989.
15. *Statistics/Data Analysis*. Stata Corporation: Stata, Version 7. [1 CD-ROM]. University of Texas, USA; 2000.
16. United Nations population Fund. *State of World Population. Health and Poverty*. [homepage na Internet]. [acesso em dezembro 2001] Disponível em: <<http://www.unfpa.org>>
17. Tunstall-Pedoe H, Kuulasmaa K, Mähönen M, Tolonen H, Ruokokoski E, Amouyel P, for the WHO MONICA (monitoring trends and determinants in cardiovascular disease) Project. Contribution of trends in survival and coronary-event rates to changes in coronary heart disease mortality: 10-year results from 37 WHO MONICA Project populations. *Lancet*. 1999;353:1547-557.
18. McGovern PG, Pankow JS, Shahar E, Doliszny KM, Folsom AR, Blackburn H, et al., for the Minnesota Heart Survey Investigators. Recent trends in acute coronary heart disease. mortality, morbidity, medical care, and risk factors. *N Engl J Med*. 1996;334:884-90.
19. Rosamond WD, Chambless LE, Folsom AR, Cooper LS, Conwill DE, Clegg L, et al. Trends in the incidence of myocardial infarction and in mortality due to coronary heart disease, 1987 to 1994. *N Engl J Med*. 1998;339:861-67.
20. Bata IR, Eastwood BJ, Gregor RD, Guernsey JR, Klassen GA, MacKenzie BR, et al. Decreasing mortality from acute myocardial infarctions: effect of attack rates and case severity. *J Clin Epidemiol*. 1997;50:787-91.
21. Hunink MGM, Goldman L, Tosteson ANA, Mittleman MA, Goldman PA, Williams LW, et al. The recent decline in mortality from coronary heart disease, 1980-1990. The effect of secular trends in risk factors and treatment. *JAMA*. 1997;277:535-42.
22. Osler M, Sorensen TIA, Sorensen S, Rostgaard K, Jensen G, Iversen L, et al. Trends in mortality, incidence and case fatality of ischaemic heart disease in Denmark, 1982-1992. *Int J Epidemiol*. 1996;25:1154-161.
23. Brophy JM. The epidemiology of acute myocardial infarction and ischemic heart disease in Canada: Data from 1976 to 1991. *Can J Cardiol*. 1997;13:474-78.
24. Salomaa V, Arstila M, Kaarsalo E, Ketonen M, Kuulasmaa K, Lehto S, et al. Trends in the incidence of and mortality from coronary heart disease in Finland, 1983-1988. *Am J Epidemiol*. 1992;136:1303-315.
25. Vartiainen E, Puska P, Jousilahti P, Korhonen HJ, Tuomilehto J, Nissinen A. Twenty-year trends in coronary risk factors in North Karelia and Other Areas of Finland. *Int J Epidemiol*. 1994;23:495-504.
26. Winkleby MA, Feldman HA, Murray DM. Joint analysis of three U.S. Community intervention trials for reduction of cardiovascular disease risk. *J Clin Epidemiol*. 1997;50:645-58.
27. Sytrowski PA, Kannel WB, D'Agostino RB. Changes in risk factors and the decline in mortality from cardiovascular disease. The Framingham Heart Study. *N Engl J Med*. 1990;322:1635-641.
28. Tunstall-Pedoe H, Vanuzzo D, Hobbs M, Mähönen M, Cepaitis Z, Kuulasmaa K, et al., for the WHO MONICA Project. Estimation of contribution of changes in coronary care to improving survival, event rates, and coronary heart disease mortality across the WHO MONICA Project populations. *Lancet*. 2000;355:688-700.

29. Lotufo PA, Lolio CA. Tendência de Mortalidade por Doença Isquêmica do Coração no Estado de São Paulo: 1970 a 1989. *Arq Bras Cardiol.* 1993;61:149-53.
30. Lotufo PA. Mortalidade precoce por doença do coração no Brasil. Comparação com outros países. *Arq Bras Cardiol.* 1998;70:321-25.
31. Souza MFM, Timerman A, Serrano Jr CV, Santos RD, Mansur AP. Tendências do risco de morte por doenças circulatórias nas cinco regiões do Brasil no período de 1979 a 1996. *Arq Bras Cardiol.* 2001;77:562-68.
32. Nikiforov SV, Mamaev VB. The development of sex differences in cardiovascular disease mortality: a historical perspective. *Am J Public Health.* 1998;88:1348-353.
33. Lawlor DA, Ebrahim S, Smith DG. Sex matters: secular and geographical trends in sex differences in coronary heart disease mortality. *BMJ.* 2001;323: 541-45.
34. Manton KG. Gender differences in the cross-sectional and cohort age dependence of cause-specific mortality: the United States, 1962 to 1995. *J Gend Specif Med.* 2000;3:47-54.
35. Marcopito LF, Shirassu MM. Mortalidade por infarto agudo do miocárdio e pelas demais doenças isquêmicas do coração no Estado de São Paulo, 1980-1996. *Arq Bras Cardiol.* 2000;75:69-71.
36. Mansur AP, Favarato D, Souza MFM, Avakian SD, Aldrigui JM, César LAM, et al. Tendências do risco de morte por doenças circulatórias no Brasil de 1979 a 1996. *Arq Bras Cardiol.* 2001;76:497-503.
37. Peltonen M, Asplund K. Age-period-cohort effects on ischaemic heart disease mortality in Sweden from 1969 to 1993, and forecasts up to 2003. *Eur Heart J.* 1997;18(8):1307-312.
38. Banegas JR, Alberdi JC, Rodriguez-Artalejo F, Dominguez V, del Rey Calero J. Age-period-cohort analysis of mortality caused by ischemic cardiopathy in Spain 1965-1985. *Gac Sanit.* 1992;6(30):97-104.
39. Sverre JM. Secular trends in coronary heart disease mortality in Norway, 1966-1986. *Am J Epidemiol.* 1993;137(3):301-10.
40. Menotti A, Keys A, Kromhout D, Blackburn H, Aravanis C, Bloemberg B, et al. Inter-cohort differences in coronary heart disease mortality in the 25-year follow-up of the seven countries study. *Eur J Epidemiol.* 1993;9(5):527-36.
41. Mariotti S, Capocaccia R, Farchi G, Menotti A, Verdecchia A, Keys A. Age, period, cohort and geographical area effects on the relationship between risk factors and coronary heart disease mortality. 15-year follow-up of the European cohorts of the Seven Countries study. *J Chronic Dis.* 1986;39(3):229-42.
42. Klein CH, Silva NAS, Nogueira AR, Campos LHS, Bloch KV. Hipertensão arterial na Ilha do Governador-Rio de Janeiro- Brasil II. *Cad. Saúde Pública (reports in Public Health).* 1995;11:389-94.
43. Escosteguy CC. Avaliação da qualidade da assistência hospitalar ao infarto agudo do miocárdio no município do Rio de Janeiro. [Tese de Doutorado]. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública - FIOCRUZ; 2000.
44. Sanches KRB, Camargo Júnior KRC, Coeli CM, Cascão AM. Sistemas de Informação em Saúde. *Epidemiologia.* Rio de Janeiro: Atheneu; 2002.
45. Oliveira GMM, Klein CH, Souza e Silva NA. Evolução da mortalidade por doenças cardiovasculares nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, no período de 1980 a 1999. Artigo submetido à publicação nos Arquivos Brasileiros de Cardiologia. No prelo 2005.
46. Joseph B, Muhlestein MD. Risk factor modification for cardiac disease. Chronic infection and coronary artery disease. *Med Clin North Am.* 2000;84(1):267-77.
47. Ross R. Atherosclerosis: an inflammatory disease. *N Engl J Med.* 1999;340:115-26.
48. Azambuja MIR, Duncan BB. Similarities in mortality patterns from influenza in the first half of the 20th century and the rise and fall on ischemic heart disease in the United States: a new hypothesis concerning the coronary heart disease epidemic. *Cad Saúde Pública.* 2002;18:557-77.
49. Le Fanu J. The case of missing data. *BMJ.* 2002;325:1490-493.