

Artigo Original

# Efeitos de Idade, Geração e Período na Mortalidade por Doenças Cerebrovasculares e por Todas as Causas nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul nos Anos de 1980, 1990 e 2000 - Brasil

6

Age, Cohort and Period Effects in the Mortality by Cerebrovascular Diseases and all Causes of Death in the States of Rio de Janeiro, São Paulo and Rio Grande do Sul at 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 / FIOCRUZ,  
Secretaria de Estado de Saúde do Rio de Janeiro

**Palavras-chave:** Efeito idade-geração-período, Mortalidade, Doença cerebrovascular

**Keywords:** Age-cohort-period effects, Mortality, Cerebrovascular disease

## Resumo

**Objetivo:** Analisar a mortalidade por todas as causas (TC) e por doença cerebrovascular (DCBV), 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 DCBV e TC de 8 gerações - 1901-10, 1911-20, 1921-30, 1931-40, 1941-50, 1951-60, 1961-70 e, 1971-80 - foram estimadas para 6 grupos etários (20-29; 30-39; 40-49; 50-59; 60-69; 70-79 anos), nos anos de 1980, 1990 e 2000, nos Estados do RJ, SP e RS, por sexo. Os dados relativos aos óbitos foram obtidos no DATASUS e às populações, no IBGE. Calculou-se a mortalidade por DCBV compensada pelas possíveis perdas por óbitos de causas mal definidas (CMD).

**Resultados:** As mortalidades por DCBV e TC foram mais elevadas no RJ, em ambos os sexos, nos adultos (20-79 anos), nos anos de 1980, 1990 e 2000, tendo decrescido nos três Estados, em ambos os sexos e em todos os grupos etários, nos últimos anos. O efeito idade nas mortalidades por TC e DCBV é nítido nos três Estados. O efeito geração na mortalidade por DCBV é observado em SP e no RS (especialmente nas mulheres) e no RJ, nas duas gerações mais antigas, nos dois sexos, e na dos homens nascidos entre 1951 e 1960. Constatou-se efeito de período, no RJ, em 2000, com quedas relevantes nas mortalidades por DCBV em todas as gerações e em ambos os sexos.

**Conclusão:** O efeito de período no RJ, relativo a quedas na mortalidade por DCBV, em 2000, está relacionado com o aumento relevante da mortalidade por CMD.

## Abstract

**Objective:** To analyze the mortality rates due to all causes and cerebrovascular diseases (CRVD) at the State of Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP) and Rio Grande do Sul (RS) - Brazil according age-cohort-period model in 1980, 1990 and 2000.

**Methods:** The mortality rates due to CRVD and all causes from 8 birth cohorts - 1901-10, 1911-20, 1921-30, 1931-40, 1941-50, 1951-60, 1961-70 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, at RJ, SP and RS, for both sexes. The annual deaths data were collected from DATASUS, and population from IBGE. The CRVD mortality was balanced for the ill defined deaths.

**Results:** The mortality rates due to CRVD and all causes were higher in RJ, for both sexes, in the age group 20-79 years, in 1980, 1990 and 2000. It has decreased in all States, sexes and age groups. The age effect in CRVD and all causes mortality rates was clear in all three States. The cohort effect in CRVD mortality rates was observed in SP and RS (especially at women) and in RJ, for the two older cohort, for both sexes, and for men birth cohort of 1951-60. The calendar period effect occurred in the State of RJ in 2000 with important decline in mortality rates due to CRVD in all birth cohort and sexes.

**Conclusions:** The period effect in RJ in 2000 with drop at CRVD mortality was related with the increase in the ill defined deaths.

## Introdução

O conceito de que a maioria das doenças cardiovasculares (DAC) faz parte do processo natural de envelhecimento não é mais aceito, sendo estas consideradas na atualidade como resultantes da interação de fatores físicos, biológicos, sociais e culturais<sup>1</sup>, ou seja, da complexa interação genes e meio ambiente, do homem inserido no seu ecossistema ao longo da vida. Assim, devem-se buscar explicações para entender a tardia transição demográfica e epidemiológica no Brasil, em relação aos países desenvolvidos, e as desigualdades notadas entre as diversas regiões do país. O predomínio da mortalidade por DAC só é nítido nas regiões Sudeste e Sul<sup>2,3,4,5</sup>. Estudos recentes salientam as diferenças entre as taxas de mortalidade de homens e mulheres nas várias faixas de idade, e nos diversos estratos sociais e grupos ocupacionais<sup>6</sup>.

Procurando-se reduzir desigualdades sociais, disseminar informação e educação e gerenciar a aplicação adequada dos recursos disponíveis, é de se supor uma diminuição daqueles gradientes<sup>7,8</sup>. Por outro lado, a melhoria da qualidade das informações em saúde se constitui em um espaço estratégico para a circulação do conhecimento e elaboração de políticas sociais que promovam a melhoria das condições de vida da população<sup>9</sup>.

Estudo realizado entre os anos de 1861 a 1992 na Inglaterra e no País de Gales, e entre 1900 e 1991 nos Estados Unidos, observou três estágios distintos na evolução da mortalidade por DAC, nas faixas etárias de 25 a 74 anos<sup>10</sup>. No primeiro estágio, período anterior a 1920, não havia diferença relevante (inferior a 22%) entre as mortalidades de homens e mulheres. No segundo, entre 1920 e 1960, ocorreu importante incremento no excesso de mortalidade dos homens, e, no terceiro período, de 1960 a 1992, ocorreu estabilização da diferença entre os sexos. Estes mesmos padrões foram notados na análise da mortalidade por todas as causas (TC), salientando-se a importância da mortalidade proporcional por DAC em todo este período. As doenças isquêmicas do coração (DIC) foram as maiores responsáveis pelo excesso de mortalidade nos homens, causando o dobro da mortalidade observada nas mulheres, nos Estados Unidos. O mesmo não se repetiu com as doenças cerebrovasculares (DCBV), cujas taxas de mortalidade se mostraram semelhantes entre os sexos e em declínio constante. Os autores discutiram as possíveis razões para explicar estes fenômenos como: o registro de causas mal definidas em óbitos ocorridos nos indivíduos mais velhos, as diferentes classificações de doenças que ocorreram no período,

as heranças genéticas, o efeito protetor dos hormônios, o estilo de vida das mulheres, os papéis sociais dos sexos, a prevalência do hábito de fumar dos homens e, possivelmente, algum fator relacionado com a industrialização a partir de 1920<sup>10</sup>.

Chor et al.<sup>11</sup>, ao estudarem as diferenças de mortalidade entre homens e mulheres no município do Rio de Janeiro, nos anos de 1960, 1970 e 1980, observaram que as taxas de mortalidade masculina foram maiores do que as femininas em todas as faixas etárias, nos três anos estudados, com aumento da "razão de sobremortalidade" masculina entre 15 e 34 anos, causada primordialmente pelo excesso de mortes violentas nos homens jovens. Referem também que no Brasil, nos últimos 50 anos, não se observou o padrão descrito para os países desenvolvidos, já que a diferença de sobrevivência entre os sexos se manteve em torno de 5 anos. As razões entre as taxas de mortalidade de homens e mulheres nas faixas etárias de 45 a 64 anos mantiveram-se relativamente estáveis no ano de 1970, em 2,2 por DIC e 1,25 por DCBV, assim como no ano de 1980, em 2,16 e 1,55, respectivamente.

É de se supor também que, com o incremento da expectativa de vida, pelo envelhecimento da população, a tendência de morrer por DCBV e TC aumente como resultado do efeito idade. Por efeito idade entende-se o aumento da mortalidade ao longo da vida por grupos específicos de causas, assim como por todas as causas de óbito. Isto poderá ocorrer ainda que as mortalidades específicas, por sexo e grupo etário, das gerações mais jovens se reduzam com o passar do tempo, por efeito geração. O efeito geração se dá pelo acúmulo de experiências relacionadas com a causa de óbito ao longo da vida, como a exposição aos fatores de risco, e por condições próximas à época do nascimento, influenciando um mesmo grupo etário. O efeito de período está relacionado a fatores que ocorrem em um determinado período do tempo os quais interferem na probabilidade de ocorrência de morte, fazendo com que as taxas de mortalidade se modifiquem em determinado ponto do tempo em todas as gerações.

O objetivo do presente estudo é analisar a mortalidade, em ambos os sexos, em seis grupos etários, de 20 a 79 anos, por TC e por DCBV, nos Estados do Rio de Janeiro (RJ), de São Paulo (SP) e do Rio Grande do Sul (RS) de acordo com o modelo idade, geração e período<sup>12-14</sup>, com as informações relativas aos anos de 1980, 1990 e 2000.

A escolha desses três Estados se deveu a razões diferentes. O Rio de Janeiro é o Estado de interesse

principal para os autores, inclusive pela escassez de elaboração de informações sobre a magnitude da mortalidade por DCBV. Os Estados de São Paulo e do Rio Grande do Sul foram selecionados pela maior confiabilidade nas suas informações sobre mortalidade, de maneira geral, e por se encontrarem em fase diferenciada no processo de transição epidemiológica, com diferentes características ambientais, socioeconômicas e culturais.

## Metodologia

As taxas de mortalidade específicas por DCBV e TC, por sexo e grupo etário, de 8 gerações de nascimento, 1901-10, 1911-20, 1921-30, 1931-40, 1941-50, 1951-60, 1961-70 e 1971-80, foram estimadas com a finalidade de analisar a evolução da mortalidade por aquelas causas em grupos etários com intervalos de 10 anos (20 a 29; 30 a 39; 40 a 49; 50 a 59; 60 a 69; e 70 a 79 anos), nos anos de 1980, 1990 e 2000, nos Estados do Rio de Janeiro (RJ), de São Paulo (SP) e do Rio Grande do Sul (RS).

Desta forma, para a geração mais velha, nascida entre 1901 e 1910, só foi possível estimar as taxas de mortalidade no grupo etário de 70 a 79 anos, no ano de 1980. Para a geração seguinte, de 1911-20, já foi possível estimar as taxas de mortalidade do grupo de 60 a 69 anos em 1980 e as do grupo de 70 a 79 anos em 1990. A partir daí, a geração de 1921-30 já permitiu estimar três taxas de mortalidade: na faixa etária de 50 a 59 anos em 1980, na de 60 a 69 anos em 1990, e na de 70 a 79 anos em 2000. Para a geração de 1931-40 estimaram-se as taxas de mortalidade dos indivíduos de 40 a 49 anos em 1980, dos indivíduos de 50 a 59 anos em 1990, e dos indivíduos de 60 a 69 anos em 2000. A geração de 1941-50 apresenta taxas estimadas na faixa etária de 30 a 39 anos em 1980, na de 40 a 49 anos em 1990, e na de 50 a 59 anos em 2000. Também a geração de 1951-60 permitiu calcular a taxa de mortalidades de três grupos etários nos três anos do estudo. E, por fim a geração de 1961-70 só permitiu estimar as taxas na faixa etária de 20 a 29 anos em 1990 e na de 30 a 39 anos em 2000, enquanto que a geração mais jovem, de 1971-80, só teve calculadas as taxas de mortalidade em 2000, correspondente ao grupo de 20 a 29 anos. Este arranjo, do cálculo de mortalidades em grupos etários, de 10 anos de intervalo, em três anos do calendário, afastados entre si por 10 anos, faz com que as estimativas das taxas para cada geração, de 10 anos de intervalo, não sejam contaminadas pelas taxas das gerações mais próximas.

Os dados referentes aos óbitos correspondem aos ocorridos nos anos de 1980, 1990 e 2000, foram obtidos no DATASUS<sup>15</sup>. Os dados referentes às

populações foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), derivados dos censos de 1980, 1991 e 2000, e da contagem populacional de 1996<sup>16</sup>. O método de Lagrange foi utilizado para os cálculos das populações correspondentes ao ano de 1990<sup>17</sup>. Estes dados foram utilizados para estimar as taxas de mortalidade por todas as causas (TC) e por DCBV (para óbitos de 1979 a 1995 os códigos do CID-9<sup>18</sup>, de 430 a 438; e de 1996 até 2000 o CID-10<sup>19</sup>, de I-60 a I-69), em adultos de 20 anos ou acima, nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, de acordo com o sexo e grupos etários.

A partir do ano de 1990, observou-se um incremento relevante das taxas de mortalidade por causas mal definidas no Rio de Janeiro. Devido a este fato, optou-se por calcular as taxas de mortalidade por DCBV compensadas pelas possíveis perdas por óbitos mal definidos. A compensação consistiu no acréscimo aos óbitos certificados como ocorridos por DCBV, da mesma proporção que estes óbitos representavam entre todos os de causas definidas retirados dentre os mal definidos. Este procedimento foi repetido nos três Estados analisados.

Empregou-se o programa STATA<sup>20</sup> para a realização das manobras de compensação, cálculo das taxas de mortalidade e confecção de gráficos.

## Resultados

As taxas de mortalidade compensadas de cada geração de nascimento estão apresentadas nas Tabelas 1, 2, 3, 4, 5 e 6, por DCBV. Nas Tabelas 7, 8, 9, 10, 11 e 12 encontram-se as taxas de mortalidade por TC, nos Estados do RJ, SP e RS. Estas oferecem três tipos de leitura: *horizontal*, que permite a observação das taxas de mortalidade de uma geração em cada faixa etária; *vertical*, onde se podem comparar as taxas de diferentes gerações, na mesma faixa etária, ao longo do tempo; e, *transversal*, na qual podem ser observadas as taxas de mortalidade das diferentes gerações e grupos etários nos três pontos selecionados no tempo: os anos de 1980, 1990 e 2000.

Nas Figuras 1 e 2 podem ser observadas as taxas de mortalidade de adultos, de 20 a 79 anos, por DCBV, compensadas, e por TC, de homens e de mulheres pelas gerações de nascimento, de acordo com seis grupos etários (20 a 29, 30 a 39, 40 a 49, 50 a 59, 60 a 69, 70 a 79 anos), nos Estados do RJ, SP e RS. As Figuras 1 e 2 são compostas por 6 partes: A) homens do RJ; B) mulheres do RJ; C) homens de SP; D) mulheres de SP; E) homens do RS; e, F) mulheres do RS. É importante

Tabela 1

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por DCBV, em homens, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1790,2
1911-20				663,3	1367,5	
1921-30				269,4	547,1	833,7
1931-40			103,3	264,8	407,2	
1941-50		31,3	95,7	179,9		
1951-60	5,8	25,9	59,1			
1961-70	7,0	12,3				
1971-80	3,5					

Tabela 2

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por DCBV, em mulheres, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1472,1
1911-20				456,0	1029,7	
1921-30				173,0	356,2	549,0
1931-40			84,2	178,7	251,0	
1941-50		25,5	78,5	116,3		
1951-60	5,5	24,0	55,3			
1961-70	5,8	14,6				
1971-80	2,4					

Tabela 3

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por DCBV, em homens, no Estado de São Paulo, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1530,5
1911-20				543,7	1086,5	
1921-30				212,8	408,7	731,9
1931-40			89,1	179,0	310,6	
1941-50		26,3	69,5	126,2		
1951-60	5,6	22,6	46,8			
1961-70	5,1	11,0				
1971-80	2,1					

Tabela 4

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por DCBV, em mulheres, no Estado de São Paulo, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1158,6
1911-20					348,0	781,6
1921-30				138,5	244,2	484,4
1931-40			63,8	107,0	174,7	
1941-50		21,2	48,1	77,2		
1951-60	4,9	17,2	34,9			
1961-70	4,3	11,0				
1971-80	2,5					

Tabela 5

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por DCBV, em homens, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1377,2
1911-20					474,4	1170,0
1921-30				203,6	407,1	763,2
1931-40			68,8	185,0	299,8	
1941-50		19,5	56,4	123,9		
1951-60	5,1	14,3	31,8			
1961-70	4,6	7,8				
1971-80	2,5					

Tabela 6

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por DCBV, em mulheres, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						1211,9
1911-20					390,5	925,4
1921-30				135,7	263,0	547,3
1931-40			63,3	113,8	180,9	
1941-50		20,1	48,7	71,1		
1951-60	5,3	14,5	32,9			
1961-70	4,0	8,7				
1971-80	3,2					

Tabela 7

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por todas as causas, em homens, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						7629,7
1911-20				3544,4	7088,2	
1921-30			1726,1	3407,6	5957,6	
1931-40			898,5	1823,9	3053,1	
1941-50		471,7	893,0	1466,1		
1951-60	352,0	595,2	780,3			
1961-70	494,6	447,5				
1971-80	400,9					

Tabela 8

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por todas as causas, em mulheres, no Estado do Rio de Janeiro, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						5313,8
1911-20				2092,6	4745,0	
1921-30				910,1	1919,8	3690,9
1931-40			472,0	937,8	1701,2	
1941-50		239,7	418,3	783,5		
1951-60	116,4	200,1	374,1			
1961-70	112,6	163,8				
1971-80	83,5					

Tabela 9

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por todas as causas, em homens, no Estado de São Paulo, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						7347,9
1911-20				3287,0	6732,9	
1921-30				1566,2	3053,0	5803,3
1931-40			817,7	1545,5	2781,5	
1941-50		419,1	772,4	1323,3		
1951-60	242,9	485,5	707,4			
1961-70	372,7	434,9				
1971-80	359,7					

Tabela 10

Mortalidades, por 100 mil habitantes, por todas as causas, em mulheres, no Estado de São Paulo, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						5251,8
1911-20					1969,5	4616,2
1921-30				838,7	1743,4	3675,8
1931-40			409,9	790,5	1544,4	
1941-50		196,9	336,8	790,5		
1951-60	98,6	159,5	291,1			
1961-70	92,1	137,4				
1971-80	74,8					

Tabela 11

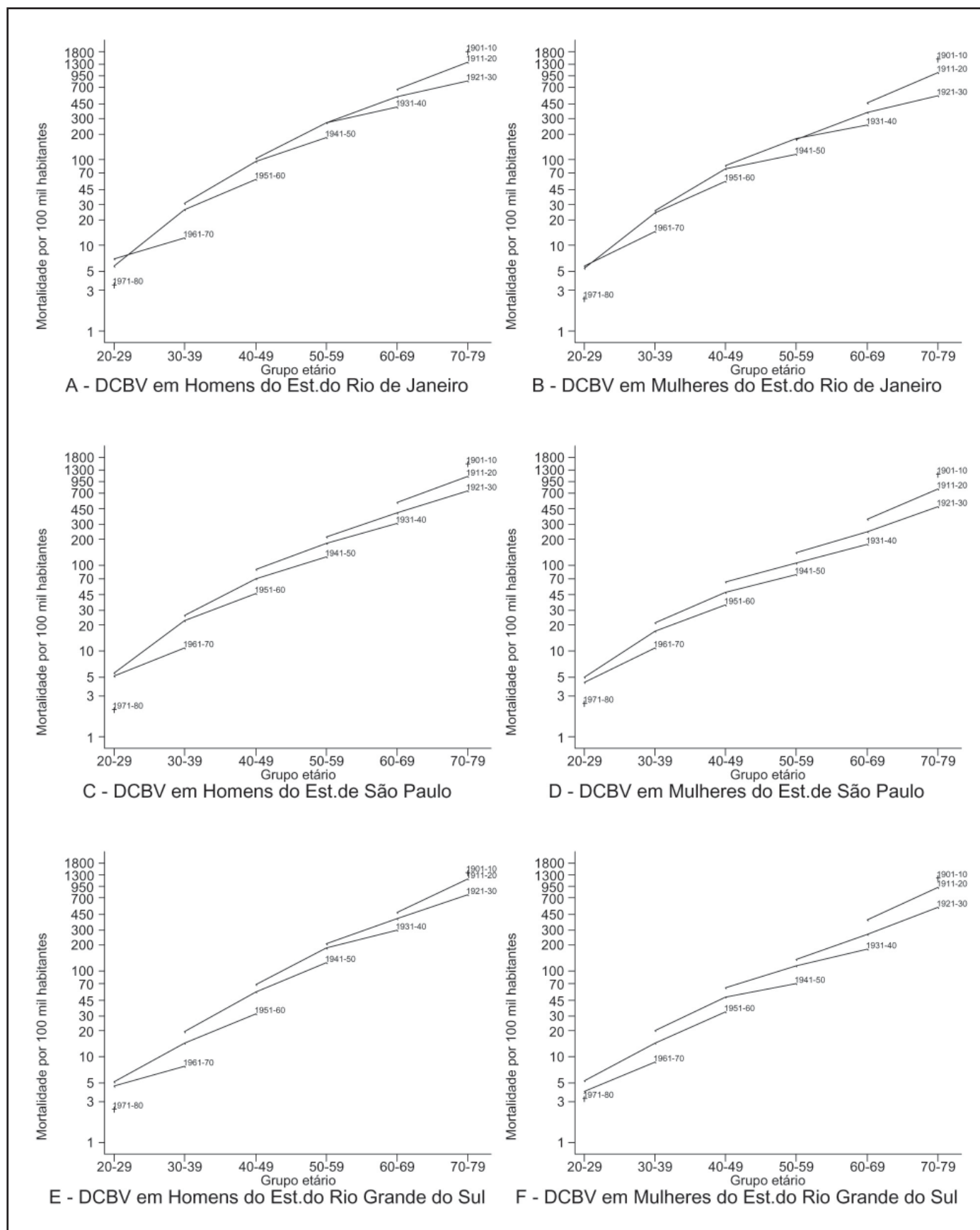
Mortalidades, por 100 mil habitantes, por todas as causas, em homens, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						7628,3
1911-20					3367,1	7035,3
1921-30				1543,5	3143,9	6039,5
1931-40			727,0	1465,0	2869,2	
1941-50			316,2	2633,8	1264,9	
1951-60	216,2	318,2	571,1			
1961-70	255,3	307,1				
1971-80	227,9					

Tabela 12

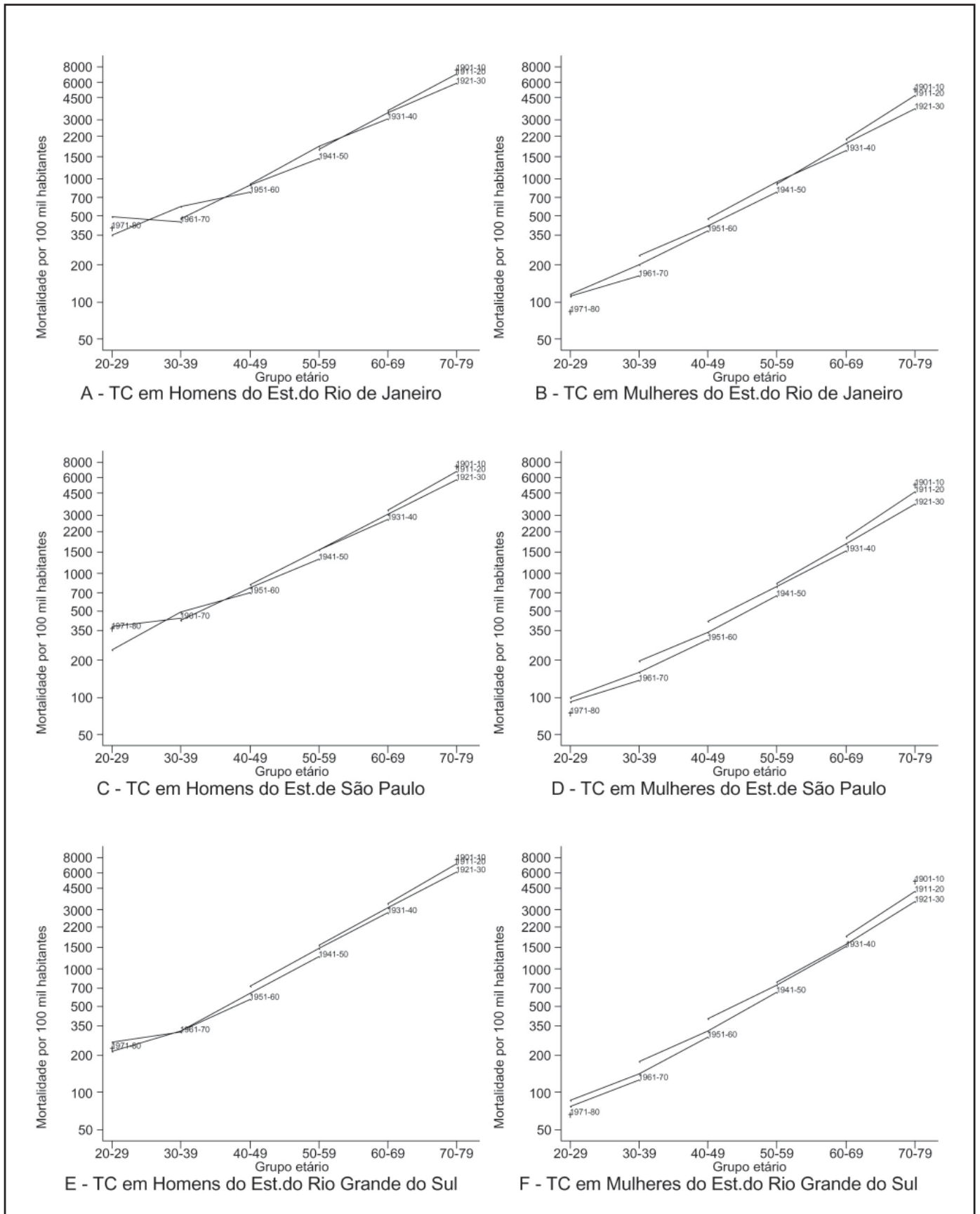
Mortalidades, por 100 mil habitantes, por todas as causas, em mulheres, no Estado do Rio Grande do Sul, por gerações e grupos etários

Gerações de nascimentos	Grupos etários (anos)					
	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
1901-10						5172,7
1911-20					1833,9	4216,8
1921-30				788,3	1592,5	3543,3
1931-40			394,9	733,5	1517,8	
1941-50		179,4	317,0	644,6		
1951-60	86,4	141,6	279,7			
1961-70	77,4	127,5				
1971-80	66,2					



**Figura 1**

Mortalidades por Doenças Cerebrovasculares em gerações dos Estados do RJ, SP e RS, por sexo e grupos etários, nos anos de 1980, 1990 e 2000



**Figura 2**

Mortalidades por Todas as Causas em gerações dos Estados do RJ, SP e RS, por sexo e grupos etários, nos anos de 1980, 1990 e 2000

atentar para o uso de escalas logarítmicas no eixo das taxas de mortalidade, que variam entre 2 e 1790, por 100 mil habitantes, por DCBV, e entre 74 e 7630, por 100 mil habitantes, por TC. As escalas logarítmicas foram empregadas para que se possam visualizar variações ocorridas em faixas muito amplas de taxas de mortalidade, desde as dos mais jovens até as dos mais velhos. Além disto, as escalas logarítmicas permitem comparações de taxas que variam em escalas multiplicativas em uma mesma geração, de um grupo etário para outro. Deste modo, por exemplo, um incremento de uma taxa de 20 para 40 de um grupo etário para outro significa uma duplicação, assim como um incremento de 40 para 80, enquanto que se estas taxas fossem dispostas em uma escala linear o segundo incremento pareceria muito maior do que o primeiro<sup>21</sup>.

## 1. Mortalidade compensada por DCBV

As taxas de mortalidade compensadas por DCBV foram mais elevadas no Estado do Rio de Janeiro, comparadas aos outros dois estados, em ambos os sexos, nos adultos de 20 a 79 anos, e em todo o período estudado (Tabelas 1 a 4, Figura 1). O Estado de São Paulo ficou em nível intermediário em relação aos homens, exceto no grupo etário de 70 a 79 anos, nos anos de 1990 e 2000. No Rio Grande do Sul, as mulheres apresentaram taxas de mortalidade intermediárias nos grupos etários de 60 a 79 anos em todos os anos, e no de 20 a 29 anos em 1980 e 2000.

As taxas de mortalidade compensadas por DCBV decresceram no período estudado, nos três Estados, em ambos os sexos e em todos os grupos etários. As taxas de mortalidade dos homens por DCBV foram sempre maiores do que as das mulheres. A razão homem/mulher apresentou pouca variação nos três Estados: de 0,8 nos mais jovens até 1,6 nos mais velhos.

O efeito da idade sobre a mortalidade compensada por DCBV é nítido nos três Estados e em ambos os sexos, verificando-se que todas as curvas com pelo menos dois pontos são ascendentes. O efeito geração é notável nos Estados de São Paulo e do Rio Grande do Sul, especialmente entre as mulheres, uma vez que se pode observar que os segmentos que unem os pontos de mortalidade de cada geração não se superpõem. Além disto, a cada geração parece haver uma redução consistente nas taxas de mortalidade, quando comparadas com as da geração anterior, em todos os grupos etários

estudados. No Rio de Janeiro, o efeito geração só parece existir nas duas gerações mais antigas, em ambos os sexos, e na geração dos homens nascidos entre 1951 e 1960, e ainda assim discreto. A peculiaridade do Rio de Janeiro é apresentar efeito de período referente ao último ano, de 2000, com quedas relevantes em todas as gerações, em ambos os sexos.

## 2. Mortalidade por todas as causas

Na comparação das taxas de mortalidade por TC entre os Estados verifica-se que as maiores foram observadas no Rio de Janeiro, em ambos os sexos, nos adultos de 20 a 79 anos, em todas as gerações de nascimento, nos três pontos do tempo avaliados (Tabelas 7 a 12 e Figura 2). O Estado de São Paulo apresentou taxas de mortalidade, por TC, em níveis intermediários, com exceção dos homens de 60 a 79 anos ou acima (Tabela 9). O Estado do Rio Grande do Sul apresentou as taxas de mortalidade por TC mais baixas, com exceção daquelas referentes aos homens de 60 a 79 anos (Tabela 11).

As taxas de mortalidade por TC decresceram do primeiro ao último ano nos três Estados, em ambos os sexos, e em todos os grupos etários. As taxas por TC dos homens foram sempre maiores do que as das mulheres, com razões homem/mulher que variaram entre 4,8 nos mais jovens até 1,4 nos mais velhos (Tabelas 7 a 12 e Figura 2). Foram os Estados do Rio de Janeiro e de São Paulo os que apresentaram as maiores razões de mortalidade homem/mulher, por TC, justamente nos mais jovens, entre 20 e 29 anos.

Na Figura 2 percebe-se efeito idade na mortalidade por TC, porém chama a atenção o fato de que as taxas de mortalidade por TC dos mais jovens de gerações mais recentes são maiores do que as dos jovens da geração mais velha, especialmente nos Estados do Rio de Janeiro e de São Paulo. Também é possível verificar a existência de efeito de geração mais nitidamente entre as mulheres do Estado de São Paulo e do Rio Grande do Sul, com exceção do assinalado para os homens mais jovens. No Estado do Rio de Janeiro, o efeito geração nas mulheres é menos evidente, e nos homens é praticamente inexistente.

Por fim, ressalta-se a ausência de efeito de período nas taxas de mortalidade por TC, nos três Estados, em ambos os sexos, com exceção do apontado anteriormente em relação aos homens jovens, nos anos de 1990 e 2000.



## Discussão

A principal causa de morte no Brasil são as DCBV, exceto no Estado de São Paulo e em três outras capitais<sup>22</sup>. O mesmo também pode ser observado na Escócia, Itália, China e nos países do Leste Europeu que a têm como sua maior causa de óbito<sup>23-26</sup>, diferente dos Estados Unidos que apresentaram aparente redução significativa da mortalidade por esse grupo de causas, a partir do início dos anos 70 do século XX<sup>27</sup>. A redução das taxas de mortalidade por DCBV pode ser atribuída à diminuição da incidência, como também pela redução da letalidade nos primeiros 28 dias após os eventos, como relatado no estudo Oyabe, realizado em uma área rural do Japão<sup>28</sup>.

O aumento da expectativa de vida pode levar ao crescimento das prevalências de eventos relacionados com as DCBV. Por outro lado, é importante considerar o impacto social não só do aumento destas prevalências, bem como dos anos de vida produtiva perdidos prematuramente<sup>29</sup>. Lessa estima a perda de 158.194 anos de vida produtiva de homens e de 128.905 de mulheres por DCBV, entre 15 e 59 anos, prevendo um possível ganho de 200.000 anos que teriam sido perdidos, caso a hipertensão arterial fosse controlada<sup>29</sup>. No entanto, sabe-se que o controle dos fatores de risco responde por apenas parte do declínio das taxas de mortalidade por DCBV, e que, de acordo com os estudos realizados em alguns países desenvolvidos, o sucesso na redução da mortalidade por DCBV pelo controle de fatores de risco clássicos só ocorreu em pequenas comunidades de alto risco, não tendo ainda sido reproduzidos em países em desenvolvimento<sup>30</sup>.

Apesar da importância da DCBV, são raros os estudos epidemiológicos no Brasil que abordam a mortalidade por este grupo de causas e seus fatores desencadeantes e atenuantes. A transição epidemiológica, atualmente denominada de "transição em saúde"<sup>31</sup>, iniciada tardiamente no Brasil, em relação aos Estados Unidos e aos países do Oeste Europeu<sup>32</sup>, processa-se de forma desigual pelas diversas regiões do país, com predomínio das taxas de mortalidade por DCBV, exceto em São Paulo, onde eram maiores as taxas de mortalidade por DIC<sup>33</sup>. Entretanto, verifica-se neste estudo que, pelo menos nos anos mais recentes, as DIC já predominam não só em São Paulo como também no Rio Grande do Sul, pelo menos entre homens de 30 a 79 anos. Desigualdades geográficas na incidência e mortalidade por DCBV são comuns não só no Brasil, como em outros países<sup>27,28</sup>, assim como também são referidas em relação a diferentes regiões de um mesmo Estado, como o Rio Grande do Sul<sup>34</sup>.

O presente estudo demonstrou um nítido predomínio das taxas de mortalidade por DCBV no Estado do Rio de Janeiro, quando comparado aos Estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, em ambos os sexos, e em todos os grupos etários de adultos de 20 a 79 anos, nos três anos estudados: 1980, 1990 e 2000.

Cerca de um terço dos óbitos anuais por doenças do aparelho circulatório, no Brasil, no período de 1979 e 1996, decorreu por DCBV, cujos coeficientes de mortalidade proporcional, bem como suas taxas de mortalidade ajustadas, por meio de regressões lineares múltiplas, mantiveram-se ascendentes nas regiões Nordeste e Centro-Oeste, e declinantes no Sul, Sudeste e Norte a partir de 1985<sup>4,29,31</sup>. Chor et al., estudando 8 capitais do país, entre 1980 e 1988, referiram que os riscos de morrer por DCBV no Brasil estavam entre os mais altos do mundo<sup>35</sup>. Lotufo e Lolio, analisando a tendência de mortalidade por DCBV no Estado de São Paulo, no período de 1970 a 1989 na população adulta (20 anos ou acima), observaram que as taxas de mortalidade ajustadas por DCBV apresentaram declínio lento, de 1,19% nos homens, e de 1,76% ao ano nas mulheres, com maior benefício para os homens com mais de 60 anos e para as mulheres com 40 anos ou mais<sup>36</sup>. O presente estudo também demonstrou redução da mortalidade por DCBV nos três Estados, do primeiro ao último ano, menos pronunciada no Rio de Janeiro.

Estudo recente, realizado na Inglaterra e País de Gales, para os anos de 1932 a 1990, apresentou a tendência secular das taxas de mortalidade por DCBV nestes países, separando os óbitos por acidente vascular encefálico (AVE) isquêmico e hemorrágico, com base na proporção observada nas investigações de necropsias naquele período<sup>21</sup>. Neste estudo, a mortalidade por AVE hemorrágico diminuiu progressivamente ao longo do período, enquanto que o AVE isquêmico aumentou quatro vezes, especialmente até os anos próximos a 1970, quando as taxas de mortalidade iniciaram uma tendência de declínio. Estes achados são semelhantes aos observados para as DIC e fazem supor que esta e o AVE isquêmico compartilham causas comuns, diferente do que ocorre no AVE hemorrágico<sup>21</sup>. Nos Estados de SP e RS, observa-se efeito de geração nos três anos estudados, que parece refletir a diminuição da mortalidade por AVE isquêmico como explicação para o efeito de geração observado nos mais velhos, bem como a redução do hemorrágico nos mais jovens. Esse efeito geração foi mais nítido entre as mulheres dos três Estados, porém no Estado do RJ o efeito de geração foi menor e só ocorreu nas gerações mais antigas, em ambos os sexos, e nos homens nascidos entre 1951 e 1960.

No presente estudo foi observado predomínio da mortalidade por todas as causas dos homens em relação às mulheres, embora as razões de mortalidade homem/mulher sejam menores nos grupos etários mais idosos. O Estado do Rio de Janeiro detém, de acordo com o Censo de 2000, 3/4 de sua população entre 20 e 29 anos na Região Metropolitana, enquanto que o Estado de São Paulo tem pouco mais de 2/3 na mesma situação, e o do Rio Grande do Sul, menos da metade da população entre 20 a 29 anos residentes na área metropolitana. Provavelmente, o predomínio da mortalidade por todas as causas, diferenciada nos três Estados, no grupo etário mais jovem das gerações mais recentes, se deve à distribuição geográfica da população destes jovens naqueles Estados, refletida pelo incremento da mortalidade por causas externas, principalmente por causas violentas, nos últimos anos, de 1990 e 2000.

O estudo FINMONIKA documentou fortes relações entre o nível socioeconômico e a mortalidade e a morbidade por acidente vascular isquêmico, na Finlândia<sup>37</sup>. Parece haver também uma relação entre a redução do crescimento intra-uterino com baixo peso ao nascer, baixo nível socioeconômico e desenvolvimento de acidente vascular encefálico na idade adulta<sup>38,39</sup>. A diminuição da razão de mortalidade homem/mulher por DCBV foi constatada em outros estudos, sem que a necessária correlação com diferenças no tratamento de ambos os sexos pudesse ser responsável por este achado<sup>40,41</sup>. Ainda mais, já foi apontada uma aparente relação entre o sexo e a cor da pele com a mortalidade por DCBV, maior em homens negros, sem que fatores sociais pudessem contribuir para a explicação deste achado<sup>42</sup>.

Deste modo, as taxas de mortalidade por DCBV refletem o somatório de fatores relacionados à variação da incidência, que se correlaciona com os de risco clássicos, ambientais e socioeconômicos, aos quais a população está exposta ao longo da vida, juntamente com atributos genéticos e congênitos. E, a estes, ainda se podem acrescentar modificações durante o período do estudo, na intervenção sobre os doentes, como por exemplo, por meio de novas formas de tratamento, que reduzam a letalidade, embora a sua redução tenha um impacto pouco relevante nas reduções das taxas de mortalidade. O modelo idade, geração de nascimento e período do calendário, oferece a oportunidade de avaliação longitudinal da mortalidade por este grupo de causas e ajuda a entender o declínio desigual da mesma nas diversas regiões<sup>43</sup>. Assim, os efeitos de idade, de geração de pequena monta e de período foram observados no declínio da mortalidade por DCBV na Espanha,

entre 1955 e 1992<sup>44,46</sup>. Em Hong Kong, no período de 1955 a 1999, denotaram-se efeitos de geração e período, com relevância deste último<sup>47</sup>. O mesmo efeito de geração também foi observado em Londres entre os anos de 1951-1992<sup>48</sup>.

O efeito idade na mortalidade por DCBV, observado neste estudo, é um achado universal, e, portanto, prosaico. Também se observou o efeito geração nos três Estados, com menor magnitude no Rio de Janeiro. Nesse Estado, diferente dos demais, observou-se também o efeito de período no ano final, 2000, que não foi atribuído a melhorias no diagnóstico, no tratamento ou no controle dos fatores de risco, que efetivamente não ocorreram. A suposição é a de que no Rio de Janeiro, como descrito em outro artigo<sup>49</sup>, o efeito período esteja relacionado ao aumento da mortalidade por causas mal definidas, que se verificou depois de 1990, neste Estado.

Embora se tenha utilizado uma manobra de compensação das taxas de mortalidade por DCBV pelas causas mal definidas, muito possivelmente a mesma não foi suficiente. Isto porque se supõe que a proporção de óbitos mal definidos, cuja causa básica era DCBV, foi maior do que aquela existente entre as mortes atribuídas à DCBV entre todas as de causa definida. Ainda mais, especula-se que se as taxas de mortalidade por causas mal definidas no RJ caíssem para o nível observado nos Estados de SP e RS no último ano, de 2000, não teria ocorrido o efeito de período descrito neste Estado. A distribuição do perfil etário das taxas de mortalidade por causas mal definidas no RJ, em 2000, apresentou semelhança com aquela observada por DAC, o que reforça a suposição de que parte muito relevante dos óbitos declarados com causa básica mal definida se devem às DAC, que inclui como sua fração mais importante no RJ as DCBV, no final do ano 2000.

Alguns estudos, já mencionados<sup>10,21</sup>, que analisaram as tendências seculares das taxas de mortalidade por DCBV e DIC, apontaram para fatores comuns na manutenção e no declínio daquelas taxas por esses dois grupos de causas. O controle dos fatores de risco clássicos, por meio de prevenção primária, não mostrou grandes benefícios, exceto nas populações de alto risco<sup>50</sup>. Por isto, estratégias múltiplas e individualizadas para cada região devem ser implementadas, visando não só ao controle dos fatores de risco clássicos, bem como a melhoria das condições socioeconômicas<sup>51</sup>, principalmente face às evidências recentes do possível papel das infecções na fisiopatologia da aterosclerose<sup>52</sup>. Muito provavelmente, algumas das estratégias utilizadas nos países desenvolvidos não devem ser

transplantadas de forma literal em nosso meio. Nos países em desenvolvimento, estratégias de prevenção focadas na família, como unidade de atenção no nível comunitário<sup>53</sup>, ofereçam oportunidades de desenvolvimento de intervenções multifatoriais desde os primeiros anos de vida, com medidas sanitárias e de educação, além da organização de bases de dados para elaboração das políticas de saúde.

Medidas para a diminuição das taxas de mortalidade por causas mal definidas devem ser tomadas no Estado do Rio de Janeiro para que se conheça a real dimensão dos agravos cardiovasculares.

### Referências bibliográficas

- Porto SM. Equidade na distribuição geográfica dos recursos em saúde: uma contribuição para o caso brasileiro. [Tese de doutorado]. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública; 1997.
- Lolio CA, Santo AH, Laurenti R. Importância da aterosclerose como causa de morte no Estado de São Paulo. *Arq Bras Cardiol.* 1988;51(6):437-39.
- Uemura K, Pisa Z. Trends in cardiovascular disease mortality in industrialized countries since 1950. *World Health Statist Quart.* 1988;41:155-57.
- Mansur AP, Favarato D, Souza MFM, et al. Tendência da mortalidade por doenças circulatórias no Brasil de 1979 a 1996. *Arq Bras Cardiol.* 2001;76:497-503.
- Souza MFM, Timerman A, Serrano Jr CV, Santos RD, Mansur AP. Tendência 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.
- Cordeiro R, Olivencia RE, Cardoso CF, Cortez DB, Kakimani E, Souza JG, et al. Desigualdade de indicadores de mortalidade no Sudeste do Brasil. *Rev Saúde Pública.* 1999;33(6):593-601.
- Almeida CM, Travassos C, Porto S, Batista TWF. A reforma sanitária brasileira: em busca da equidade. *Research in Public Health, Technical Report.* Washington D.C.: PAHO; 1999:89.
- Travassos C, Viacava F, Fernandes C, Almeida CM. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciências & Saúde Coletiva.* 2000;5(1):133-49.
- Moraes IHS, Santos SRFR. Informações em saúde: Os desafios continuam. *Ciências & Saúde Coletiva.* 1998;III(1):37-51.
- Nikiforov SV, Mamaev VB. The development of sex differences in cardiovascular disease mortality: a historical perspective. *Am J Public Health.* 1998;88:1348-353.
- Chor D, Duchiate MP, Jourdan AMF. Diferencial de mortalidade em homens e mulheres em localidade da região Sudeste, Brasil-1960, 1970 e 1980. *Rev Saúde Pública.* 1992;26:246-55.
- Szklo M, Nieto FJ. *Epidemiology – beyond the basics.* Maryland: Aspen; 2000.
- Selvin S. *Statistical analysis of epidemiologic data.* Oxford: Oxford Univ Press; 1996.
- Osmond C, Gardner MJ. Age, period and cohort models: non-overlapping cohorts don't resolve the identification problem. *Am J Epidemiol.* 1989;129:31-35.
- Ministério da Saúde. [homepage na Internet]. Secretaria Executiva. Datasus. [acesso em dezembro de 2001]. Informações de Saúde. Morbidade e informações epidemiológicas. Disponível em: <<http://www.datasus.gov.br>>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) [homepage na Internet]. Censo 2000. [acesso em dezembro de 2001]. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>
- Cláudio DM, Martins JM. *Cálculo numérico populacional.* São Paulo: Atlas; 1989.
- Organização Mundial de Saúde. *Manual da Classificação Internacional de doenças, lesões e causas de óbitos.* 9ª rev. 1975. São Paulo: Centro da OMS para Classificação das Doenças em Português; 1978.
- 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.
- Statistical Package for the Social Sciences (STATA Corporation): STATA, Version 7. [1 CD-ROM]. University of Texas, USA; 2000.
- Lawlor DA, Smith GD, Leon DA, Sterne JAC, Ebrahim S. Secular trends in mortality by stroke subtype in the 20<sup>th</sup> century: a retrospective analysis. *Lancet.* 2002;360:1818-823.
- Lessa I. Trends in relative mortality from cerebrovascular diseases in Brazilian State capitals, 1950-1988. *Bull Pan Am Health Organiz.* 1995;29:216-22.
- Eisenblätter D, Heinemann L, Claben E. Community-based stroke incidence trends from the 1970s through the 1980s in East Germany. *Stroke.* 1995;26:919-22.
- Menotti A, Jacobs Jr DR, Blackburn H, Kromheit D, Nissinen A, Medelgovic S, et al. Twenty-five year prediction of stroke death in the seven countries study: the role of blood pressure and its changes. *Stroke.* 1996;27:381-87.
- Wolfe CDA, Giroud M, Kolominsky-Rabas P, Dundas R, Lemesle M, Heuschmann P, Rudd A, for the European Registries of Stroke (EROS) Collaboration. Variations in stroke incidence and survival in 3 areas of Europe. *Stroke.* 2000;31:2074-2079.
- Stegmayr B, Vinogradova T, Malutina S, Peltonen M, Nikitin Y, Asplund K. Widening gap of stroke between east and west. Eight-year trends in occurrence and risk factors in Russia and Sweden. *Stroke.* 2000;31:2-8.

27. Bonita R, Beaglehole R. The enigma of the decline in stroke deaths in the United States. The search for an explanation. *Stroke*. 1996;27:370-72.
28. Morikawa Y, Hideaki N, Naruse Y, Muneko N, Miura K, Tabata M, et al. Trends in stroke incidence and acute case fatality in a Japanese rural area. The Oyabe Study. *Stroke*. 2000;31:1583-587.
29. Lessa I. Aspectos sociais da mortalidade precoce (15 a 59 anos) por doenças cerebrovasculares. *Arq Neuropsiquiatr*. 1990;48(3):296-300.
30. Thorvaldsen P, Asplund K, Kuulasmaa K, Rajakangas A, Schroll M, for the WHO MONICA Project. Stroke incidence, case fatality, and mortality in the WHO MONICA Project. *Stroke*. 1995;26:361-67.
31. Lessa I. Epidemiologia das doenças cerebrovasculares no Brasil. *Rev SOCESP*. 1999;9(4):509-18.
32. Ministério da Saúde. Fundação Nacional de Saúde. Dez primeiras causas de óbitos no Brasil, 1979-1988. *Inf Epidemiol SUS-CENEP*. 1992;2:81-136.
33. Cooper R, Cutler J, Desvigne-Nickens P, Fortmann SP, Friedman L, Havlik R, et al. Trends and disparities in coronary heart disease, stroke, and other cardiovascular diseases in the United States. Findings of the National Conference on Cardiovascular Disease Prevention. *Circulation*. 2000;102:3137-347.
34. Shimada A, Kanyama S, Caminha JAN, Morigushi Y. Regional differences of death from chronic diseases in Rio Grande do Sul, Brazil, 1970 to 1976. *Soc Sci Med*. 1981;15D:187-98.
35. Chor D, Fonseca MJ, Andrade CR. Doenças cardiovasculares. Comentários sobre a mortalidade precoce no Brasil. *Arq Bras Cardiol*. 1995;64(1):15-19.
36. Lotufo PA, Lolio CM. Tendência da mortalidade por doenças cerebrovascular no Estado de São Paulo: 1970 a 1989. *Arq Neuropsiquiatr*. 1993;51(4):441-46.
37. Jakovljevic D, Sarti C, Sivenius J, Torppa J, Mähönen M, Immonen-Räihä P, et al. Socioeconomic status and ischemic stroke. The FINMONICA Stroke Register. *Stroke*. 2001;32:1492-498.
38. Eriksson JG, Forsén T, Tuomilehto J, Osmond C, Barker DJP. Early growth, adult income, and risk of stroke. *Stroke*. 2000;31:869-74.
39. Hyppönen E, Leon DA, Kenward MG, Lithell H. Prenatal growth and risk of occlusive and hemorrhagic stroke in Swedish men and women born 1915-29: historical cohort study. *BMJ*. 2001;323:1033-1034.
40. Sarti C, Vartiainen E, Torppa J, Tuomilehto J, Puska P. Trends in cerebrovascular mortality and its risk factors in Finland during the last 20 years. *Health Rep*. 1994;6(10):196-206.
41. Holroyd-Leduc JM, Kapral MK, Austin PC, Tu JV. Sex differences and similarities in the management and outcome of stroke patients. *Stroke*. 2000;31:1833-837.
42. Stewart JA, Dundas R, Howard RS, Rudd AG, Wolfe CDA. Ethnic differences in incidence of stroke: prospective study with stroke register. *BMJ*. 1993;358:967-71.
43. Peltoen M, Asplund K. Age-period-cohort effects on stroke mortality in Sweden 1969-1993 and forecasts up to the year 2003. *Stroke*. 1996;27:1981-985.
44. Guallar CP, Rodriguez AF, Banegas BJR, Guallar E, del Rey CJ. Cerebrovascular disease mortality in Spain, 1955-1992: an age-period-cohort analysis. *Neuroepidemiol*. 1997;16(3):116-23.
45. Mendrano MJ, Lopez-Abente G, Barrado MJ, Pollan M, Almazan J. Effect of age, birth cohort, and period of death on cerebrovascular mortality in Spain, 1952 through 1991. *Stroke*. 1997;28:40-44.
46. Cayela A, Rodriguez S, Iglesias P, Lapetra J, Gil-Peralta A. Stroke mortality in Andalusia (Spain) from 1975 to 1999; effect of age, birth cohort and period of death. *Neuroepidemiol*. 2002;21(3):142-47.
47. Yu TS, Tse LA, Wong TW, Wong SI. Recent trends of stroke mortality in Hong Kong: age, period, cohort analyses and the implications. *Neuroepidemiol*. 2000;19(5):256-74.
48. Maheswaran R, Strachan DP, Elliot P, Shipley MJ. Trends in stroke mortality in Greater London and south east England-evidence for a cohort effect? *J Epidemiol Communit Health*. 1997;51(2):121-26.
49. Oliveira GMM, Klein CH, Silva NAS. 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. *Rev SOCERJ*. 2005;18(2):101-12.
50. Howard G, Howard V, Katholi C, Oli M, Huston S. Decline in US stroke mortality. An analysis of temporal patterns by sex, race, and geographic region. *Stroke*. 2001;32:2213-220.
51. Bonow RO, Smaha LA, Smith SC, Mensah GA, Lenfant C. World's Heart Day 2002. The International Burden of Cardiovascular Disease: responding to the emerging global epidemic. *Circulation*. 2002;106:1602-605.
52. Espínola-Klein C, Rupperecht HJ, Blankenberg S, et al. Impact of infectious burden on progression of carotid atherosclerosis. *Stroke*. 2002;33:2581-586.
53. Yusuf S, Reddy S, Ôunpuu S, Anand S. Global Burden of Cardiovascular Diseases. Part II: Variations in cardiovascular disease by specific ethnic groups and geographic regions and prevention strategies. *Circulation*. 2001;104:2855-864.