

Compressão da mortalidade: um estudo da variabilidade da idade à morte na população do Estado de São Paulo, Brasil, 1980-2005

Compression of mortality: a study on the variability of age at death in the State of São Paulo, Brazil, 1980-2005

Marcos Roberto Gonzaga ¹
Bernardo Lanza Queiroz ¹
Carla Jorge Machado ¹

¹ Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil.

Correspondência

C. J. Machado
Departamento de Demografia, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais.
Av. Augusto de Lima 1376, Belo Horizonte, MG 30190-003, Brasil.
cjmachado@terra.com.br

Abstract

In the present study, changes in the population mortality structure in the State of São Paulo, Brazil, were analyzed from 1980 to 2005, aimed at identifying the effects of these changes on the variability of age at death. Evidence of a change in the distribution of deaths toward more advanced ages was found, and the mean lifespan for the overall population increased by seven years during the period. Two different scenarios were observed. The first (1980-1995) showed an increase in the variability of age at death. The second (1995-2005) showed a downward trend in variability. Estimates beyond a given quartile of the death distribution by age indicated that compression of mortality took place throughout the entire period. However, variability of age at death was lower for males as compared to females.

Mortality; Cause of Death; Population Estimates

Introdução

Nos países desenvolvidos, uma das conseqüências do declínio da mortalidade humana foi uma redução significativa na variabilidade da idade à morte ¹. Historicamente, essa redução ocorreu, em primeiro lugar, a partir de um declínio significativo da mortalidade nas idades mais jovens, principalmente na mortalidade infantil, devido à redução dos óbitos por causas exógenas. Em seguida houve um processo de deslocamento das mortes rumo às idades adultas e avançadas, com redução na dispersão da distribuição dos óbitos por idade, devido, basicamente, a mudanças estruturais e progressos no combate às doenças não-transmissíveis ^{2,3}. A compressão da mortalidade é o processo pelo qual ocorre um aumento na idade média à morte concomitantemente a uma redução na dispersão dos óbitos ao redor desta idade ⁴. A Figura 1a apresenta a distribuição proporcional dos óbitos por idade simples (óbitos estimados até 110 anos e mais) para a população da Suécia em 1861 e 2006. Duas mudanças significativas são visualizadas nesses dois anos: (1) declínio significativo da mortalidade nas primeiras idades, à esquerda do gráfico; (2) aumento da idade modal à morte, acompanhado por redução na variabilidade ao redor desta idade, à direita do gráfico.

Existe uma relação entre os processos de compressão da mortalidade e retangularização da curva de sobrevivência. Na medida em que

a distribuição de idade à morte torna-se menos variável, a curva de sobrevivência pode se tornar mais retangular¹. A Figura 1b apresenta o número de sobreviventes à idade exata x (l_x), estimado para a população total da Suécia (1861 e 2006). A área sob a curva de l_x fornece o número de indivíduos por idade. A retangularização da curva de sobrevivência é o processo pelo qual ocorre um aumento na probabilidade de sobreviver, do nascimento à idade x , tal que maior número de pessoas sobrevive às idades adultas e avançadas. O resultado é uma função de sobrevivência mais retangular à proporção que as mortes se concentram em torno de uma idade modal à morte^{1,2,5}.

Se, hipoteticamente, todos os indivíduos morressem com 110 anos de idade, a função de sobrevivência tornar-se-ia perfeitamente retangular (Figura 1b). Pela característica heterogênea no processo de senescência humana, ocasionada por diferenças ambientais, sociais e biológicas, é pouco provável que a curva de sobrevivência atinja uma topologia de perfeita retangularidade (Figura 1b)⁶. Contudo, é possível definir medidas do grau de retangularidade de uma curva de sobrevivência, ou do grau de variabilidade na distribuição de mortes por idade¹.

No Brasil, as mudanças no perfil de morbimortalidade, iniciadas há pouco mais de meio século⁷, podem ser consideradas como o ponto de partida para essa redução progressiva na variabilidade da idade à morte, semelhante àquela verificada nos países desenvolvidos. Em primeiro lugar, destaca-se o rápido processo de declínio da mortalidade infantil e na infância, ocorrido desde a década de 1940, com aumento significativo da esperança de vida ao nascer⁷. A mortalidade infantil decresceu de 160 óbitos infantis/mil nascidos vivos em 1940 para 85/mil, em 1980, alcançando a marca de 24/mil, em 2005^{7,8}. Nesse mesmo período a esperança de vida ao nascer subiu de 44 para 72 anos, um incremento de 28 anos em pouco mais de meio século⁸. Em segundo lugar, também a partir de 1940, houve mudanças no perfil de morbidade^{7,9,10}, com diminuição do número de mortes por doenças transmissíveis e aumento por doenças não-transmissíveis e por causas externas, principalmente nas regiões mais desenvolvidas^{7,10,11,12}. Finalmente, no período de 1980 a 2000, observaram-se ganhos significativos de sobrevivência nas idades mais avançadas, aumentando o contingente populacional de nonagenários e centenários¹³.

No Estado de São Paulo, pesquisas buscaram sintetizar as condições de mortalidade em termos do tempo médio de vida de um indivíduo^{11,14}. Contudo, pouco se tem avançado na construção de indicadores que tratem explicitamente da variabilidade da distribuição dos óbitos ao redor

desse tempo médio de vida. A queda acentuada da mortalidade infantil em São Paulo, entre 1980 e 2005^{8,15}, teria impacto importante para a redução na variabilidade da idade à morte da população. Por outro lado, no mesmo período, pesquisas apontam para um elevado número e proporção de mortes por causas externas, as quais afetam principalmente os jovens-adultos^{11,12}. Campos e Rodrigues¹³ apontam aumento da longevidade da população do Sudeste entre 1980 e 2000. Portanto, infere-se que ainda existem margens para ganhos significativos da esperança de vida ao nascer no Estado de São Paulo, indicando que a distribuição dos óbitos ainda está sofrendo um processo de deslocamento para idades mais avançadas. Assim, faz-se necessário analisar, por meio da construção de indicadores, como as mudanças ocorridas na estrutura de mortalidade afetaram a variabilidade da idade à morte no estado.

O objetivo deste trabalho é verificar como a evolução da mortalidade tem afetado a distribuição da idade à morte no Estado de São Paulo. Mais especificamente, pretende-se analisar o comportamento da estrutura de mortalidade de 1980 a 2005, construindo indicadores que permitam entender como as mudanças no padrão de mortalidade afetaram a variabilidade da idade à morte, a qual, combinada a um deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas seria um indício de uma tendência de compressão da mortalidade. Esse deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas pode ser evidenciado por aumentos na esperança de vida ao nascer, nas idades modal, mediana ou média à morte (medidas etárias de tendência central das mortes). Já a redução na variabilidade da idade à morte pode ser evidenciada pela redução da amplitude ou da dispersão da distribuição dos óbitos ao redor de determinada idade. Dado que na análise histórica da redução da variabilidade da idade à morte, nos países desenvolvidos, é bem documentado o diferencial desta variabilidade entre homens e mulheres³, além de os perfis de mortalidade e morbidade no Estado de São Paulo diferirem por sexo¹¹, a análise é estratificada para homens e mulheres.

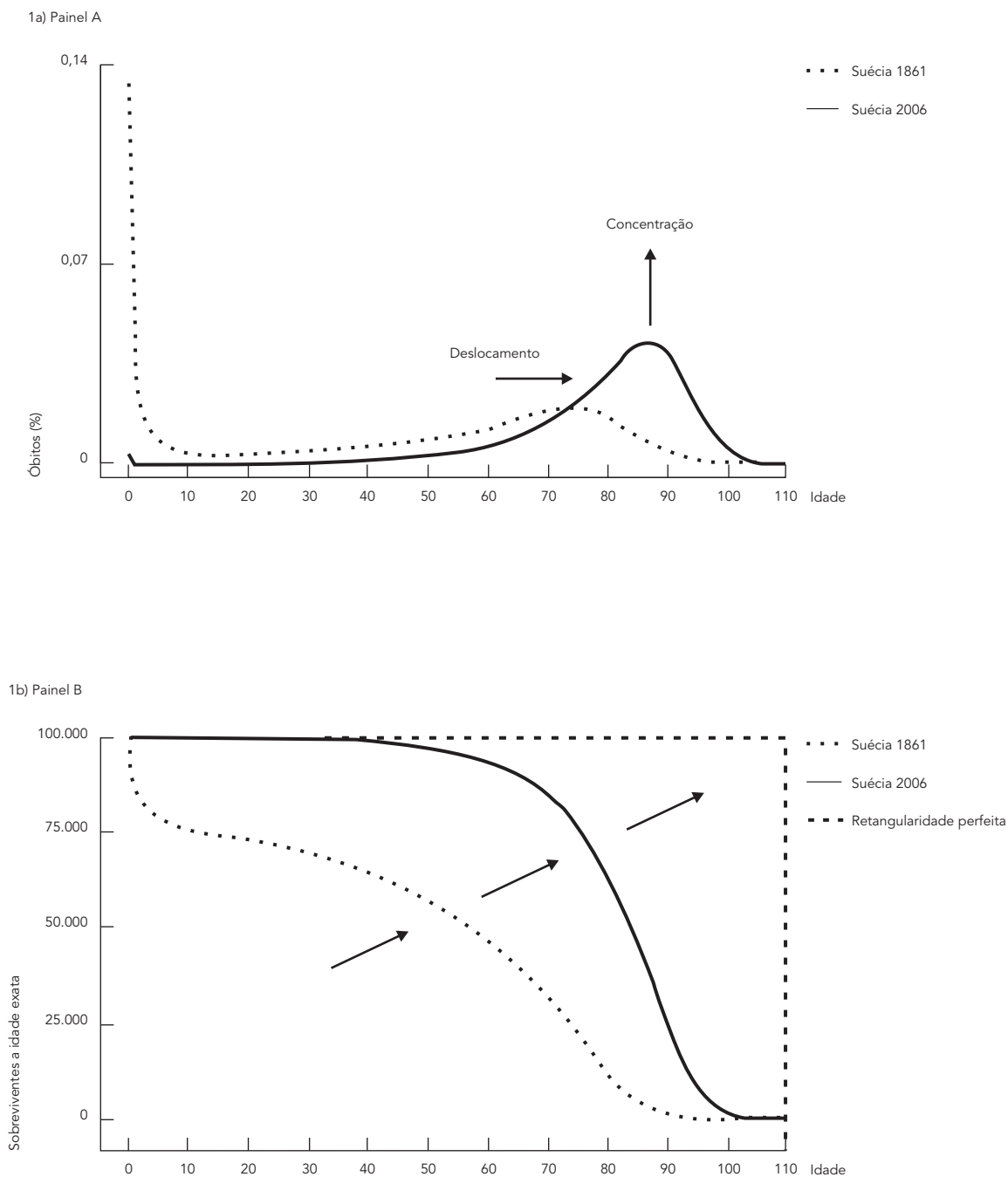
Material e métodos

Dados

Os óbitos por sexo e idade simples, de residentes no Estado de São Paulo, foram extraídos do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde, obtidos em sítio da Internet

Figura 1

Distribuição percentual de óbitos por idade, curva de sobrevivência (lx) e curva de sobrevivência teórica perfeitamente retangularizada. Suécia, 1861 e 2006 (ambos os sexos).



Fonte: Humans Mortality Database, University of California (<http://www.mortality.org>, acessado em 05/Out/2007).

(<http://www.datasus.gov.br>) que disponibiliza os dados para o período de 1979 a 2006. Já a população residente por sexo e idade simples, para o Estado de São Paulo, foi obtida dos censos demográficos de 1980 a 2000 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; <http://www.ibge.gov.br>) e estimada para 1º de julho dos anos em questão por meio de aplicação da taxa de crescimento intercensitária.

Tabelas de sobrevivência

Na análise das mudanças na variabilidade da idade à morte são utilizadas, costumeiramente, tábuas de mortalidade de período para a construção dos indicadores de compressão da mortalidade. Essas tábuas representam o regime de mortalidade de uma coorte hipotética de nascidos vivos até a sua extinção, caso passassem pelas taxas vigentes de um dado período¹⁶. Os indicadores foram construídos com base em duas funções das tábuas de mortalidade de período: (1) o número de sobreviventes na idade exata x (l_x – função de sobrevivência); e (2) o número de óbitos entre as idades exatas x e $x+n$ (${}_n d_x$ – distribuição dos óbitos por idade).

Neste trabalho estimaram-se 18 tábuas de mortalidade de período por vinte grupos quinquenais (da exata idade 5 à exata 100), sendo seis tábuas para os anos 1980, 1985, 1990, 1995, 2000 e 2005 para toda a população, seis para o sexo feminino, e seis para o masculino. Para as tabelas construídas para o ano de 1980, o grupo etário no limite superior de idade foi o de 95 e mais, totalizando 19 grupos quinquenais de idade, devido à dificuldade de se estimar a taxa específica de mortalidade no grupo etário de 100 anos e mais. Assim, excetuando-se o ano de 1980, o primeiro e o último grupos de idade considerados nos cálculos foram, respectivamente, de 5 a 9; 100 anos e mais. Essa exclusão das primeiras idades se justifica uma vez que, na análise do processo de compressão da mortalidade, vários pesquisadores não consideram as mortes nas primeiras idades nos cálculos por não resultarem do processo intrínseco de senescência^{1,2,3}. Por outro lado, uma análise considerando-se apenas os idosos encobriria aspectos relevantes de mudanças no padrão de mortalidade do Estado de São Paulo nas últimas décadas.

Necessita-se, para o cálculo dos indicadores, que as distribuições de l_x e ${}_n d_x$ sejam estimadas por idade simples. Desse modo, para amenizar os efeitos de erros de declaração nos registros de óbitos e população, após construir-se tábuas de mortalidade por grupos quinquenais de idade, aplicou-se o método de interpolação osculatória de *Beers* modificado à função l_x entre duas idades

exatas para obtenção da função de sobrevivência e da distribuição de óbitos por idades simples¹⁷.

Indicadores

Três indicadores foram utilizados para analisar as mudanças na variabilidade da idade à morte: (1) a Distância Interquartilica da Idade à Morte (DIM); (2) o menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos (C50); (3) e o Desvio-padrão da idade à morte (DP) acima de determinado percentil da distribuição dos óbitos por idade. A primeira medida de variabilidade, de aplicação mais simples, refere-se à DIM, que tem a funcionalidade de medir o tamanho do intervalo de idade (entre o primeiro e o terceiro quartis da distribuição dos óbitos) em que ocorrem 50% das mortes ao redor da idade mediana à morte. Uma forma bastante simples para o cálculo da DIM utiliza uma tábua de mortalidade cuja raiz é uma unidade (tamanho inicial da coorte hipotética igual a 1) e necessita apenas da função de sobrevivência (l_x) que, neste caso, varia de 0 a 1¹. A DIM pode ser calculada da seguinte forma (equação 1):

$$DIM = x_2 - x_1 \quad (1)$$

onde x_1 e x_2 seriam as idades tais que $l_{x_1} = 0,75$ e $l_{x_2} = 0,25$.

As idades em que as proporções de sobreviventes são iguais a 0,75 e 0,25 representam, respectivamente, as idades exatas em que ocorrem o primeiro e o terceiro quartis da distribuição dos óbitos por idade. Subtraindo-se a fração de idade em que ocorre o primeiro quartil da fração de idade em que ocorre o terceiro, tem-se a DIM. Na medida em que os ganhos de mortalidade contribuem para uma concentração da distribuição dos óbitos por idade ao redor da idade mediana à morte (idade em que l_x é igual a 0,5), a amplitude da DIM fica reduzida ao redor desta idade¹. Como em dados reais dificilmente é possível obter um l_x exatamente igual a 0,25; 0,50; ou 0,75, faz-se uma interpolação linear a fim de se encontrar a fração da idade exata em que l_x é igual a 0,75.

A segunda medida de variabilidade da idade à morte refere-se ao menor intervalo etário em que ocorre a C50¹⁸. Ainda que possam ser obtidos vários intervalos nos quais ocorre uma concentração de 50% dos óbitos, o que se procura é o menor destes. Para acompanhar a evolução do C50 é adequado utilizar a idade modal à morte como medida de tendência central em determinada idade, devido ao fato de não sofrer a influência de valores discrepantes na distribuição de óbitos por idade¹⁸. Dado que a estimativa da idade modal à morte é muito sensível à forma da distribuição dos óbitos por idade, para assegu-

rar maior precisão nos dados, Kannisto¹⁹ sugere a seguinte aproximação para o cálculo da idade modal à morte em frações do ano (equação 2):

$$M = x + \frac{{}_n d_x - {}_n d_{x-1}}{[{}_n d_x - {}_n d_{x-1}] + [{}_n d_x - {}_n d_{x+1}]} \quad (2)$$

onde x é a idade com maior número de mortes e n é o tamanho do intervalo etário (neste caso, $n = 1$).

Finalmente, a terceira medida de variabilidade da idade à morte considerada no presente estudo refere-se ao DP utilizando-se a distribuição dos óbitos por idade em escala percentil²⁰. Assim, obteve-se um indicador de compressão da mortalidade considerando-se três proporções constantes da distribuição dos óbitos: 100%, 75% e 50%. Obteve-se a média dos óbitos acima de cada percentil e, em seguida, estimou-se o desvio-padrão em relação a cada idade média à morte calculada acima de determinado quartil. O cálculo foi operacionalizado conforme a equação 3:

$$DP(p+) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_{ip+} - M_{p+})^2}{n_{p+}}} \quad (3)$$

onde $DP(p+)$ é o desvio-padrão acima do quartil p ; x_{ip+} são as idades de ocorrência dos óbitos acima do quartil p ; M_{p+} é a idade média dos óbitos acima do quartil p ; e n_{p+} é o número de observações (idades exatas) acima do quartil p .

A distribuição percentil dos óbitos foi obtida por meio da função de sobrevivência (l_x). Por exemplo, para considerar 100% da distribuição utilizaram-se todos os óbitos que ocorreram acima da idade em que l_x era igual 1; para considerar todas as mortes acima do primeiro quartil da

distribuição utilizaram-se somente os óbitos que ocorreram acima da idade em que l_x era igual a 0,75; por fim, para considerar somente as mortes acima do segundo quartil utilizaram-se os óbitos que ocorreram acima da idade em que l_x era igual a 0,50. Assim, efetuou-se a análise das mudanças na variabilidade da idade à morte considerando toda ou parte da distribuição dos óbitos. Analisou-se a compressão da mortalidade no Estado de São Paulo, medida com base no desvio-padrão da idade à morte, com ou sem as mortes dos adultos jovens.

Esses indicadores, somente, não medem a compressão da mortalidade, que se refere a uma redução na variabilidade da idade à morte associada a um deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas. Nesse caso, faz-se necessário, além de estimativas de medidas de dispersão, estimativas de medidas de tendência central das mortes em determinada idade. Portanto, para acompanhar as mudanças de cada indicador de dispersão foram estimadas: (1) a idade mediana à morte; (2) a idade modal à morte; e (3) a idade média à morte acima de determinado quartil da distribuição dos óbitos por idade.

Resultados

Na Tabela 1 são apresentadas, além das estimativas do indicador C50, as estimativas da idade modal à morte para os óbitos estimados e interpolados para idade simples da população do Estado de São Paulo entre 1980 e 2005. O desloca-

Tabela 1

Estimativas do indicador concentração de 50% dos óbitos (C50) de compressão da mortalidade e da idade modal à morte por sexo e população total. Estado de São Paulo, Brasil, 1980 a 2005.

Indicadores	1980	1985	1990	1995	2000	2005
Ambos os sexos						
C50	17,90	17,88	18,28	18,86	18,53	18,27
Moda *	78,9	80,5	80,5	81,8	82,1	79,5
Homens						
C50	19,33	19,85	20,37	20,82	20,50	19,49
Moda *	75,8	76,4	77,7	79,5	79,2	78,2
Mulheres						
C50	15,93	15,50	15,71	15,95	15,70	16,10
Moda *	80,6	82,2	83,0	83,3	84,3	82,6

Fonte: Sistema de Informação de Mortalidade, Ministério da Saúde (<http://www.datasus.gov.br>) e censos demográficos brasileiros.

* Idade modal à morte calculada de acordo com a metodologia de Kannisto¹⁹.

mento da distribuição dos óbitos para as idades mais avançadas é verificado por intermédio dos aumentos da idade modal à morte. Já a redução na variabilidade da idade à morte é verificada na medida em que a amplitude do C50 diminui com o tempo. Por exemplo, considerando-se os anos de 1980 e 2005, para a população total, verifica-se que o C50 aumentou de 17,90, em 1980, para 18,27, em 2005. Ou seja, considerando-se todo o período analisado, houve um aumento na variabilidade da idade à morte. Entretanto, nesse mesmo período, o deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades avançadas foi evidente, pois a idade modal à morte aumentou de 78,9 anos, em 1980, para 79,5, em 2005. Considerando-se o início e o fim do período analisado (1980 e 2005), situação semelhante é verificada na análise por sexo, pois, para homens e para mulheres verificou-se aumento na variabilidade da idade e na idade modal à morte.

Na Tabela 2 é apresentada a evolução das estimativas da DIM e da idade mediana à morte, por sexo e população total entre 1980 e 2005. O deslocamento da distribuição dos óbitos para as idades mais avançadas é evidenciado, neste caso, pelos aumentos da idade mediana à morte, para a população total e por sexo. A idade mediana à morte para a população total aumentou de 73,8 anos, em 1980, para 77,3, em 2005. O aumento para as mulheres (3,8 anos) foi maior relativamente ao dos homens (3,1 anos). Assim como no C50, o diferencial por sexo na variabilidade da idade à morte, medido pela amplitude da DIM, é altamente favorável às mulheres no sentido de uma menor variabilidade da idade à morte. Por

exemplo, em 1995, ano em que a DIM atingiu um valor mais elevado, o diferencial por sexo no valor da amplitude estimada foi de 5,88 anos.

As comparações entre C50 e DIM são observadas na Figura 2 que apresenta uma evolução das estimativas do menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos (C50) e da DIM, para população total e por sexo, no período de 1980 a 2005. Há dois períodos distintos de mudança. No primeiro, entre 1980 e 1995, para a população total, percebe-se aumento na variabilidade da idade à morte indicado pelos aumentos sucessivos nos C50 e na DIM. No segundo, de 1995 a 2005, a tendência é de redução dessa amplitude. Para as mulheres, o cenário é um pouco diferente do verificado para os homens e para a população total, pois momentos alternados de reduções e aumentos são verificados entre 1980 e 2005 (Figura 2). A população masculina apresenta uma tendência evidente de redução na variabilidade da idade à morte. Já para mulheres, no último período, ocorreu aumento ou estabilidade na dispersão da idade à morte, conforme medido pelo C50 e pela DIM, respectivamente, o que contrabalanceou a redução da população masculina quando as estimativas são analisadas para ambos os sexos. O resultado é uma tendência menos evidente de redução para a população agregada. Entretanto, destaca-se que, durante todo o período, a variabilidade da idade à morte das mulheres foi bem menor relativamente à dos homens. Ademais, a idade modal ou mediana à morte dos homens foi sempre menor que a das mulheres (Tabelas 1 e 2). Isso indica que a distribuição de óbitos por

Tabela 2

Estimativas da Distância Interquartilica da Idade à Morte (DIM) e da idade mediana à morte por sexo e população total. Estado de São Paulo, Brasil, 1980 a 2005.

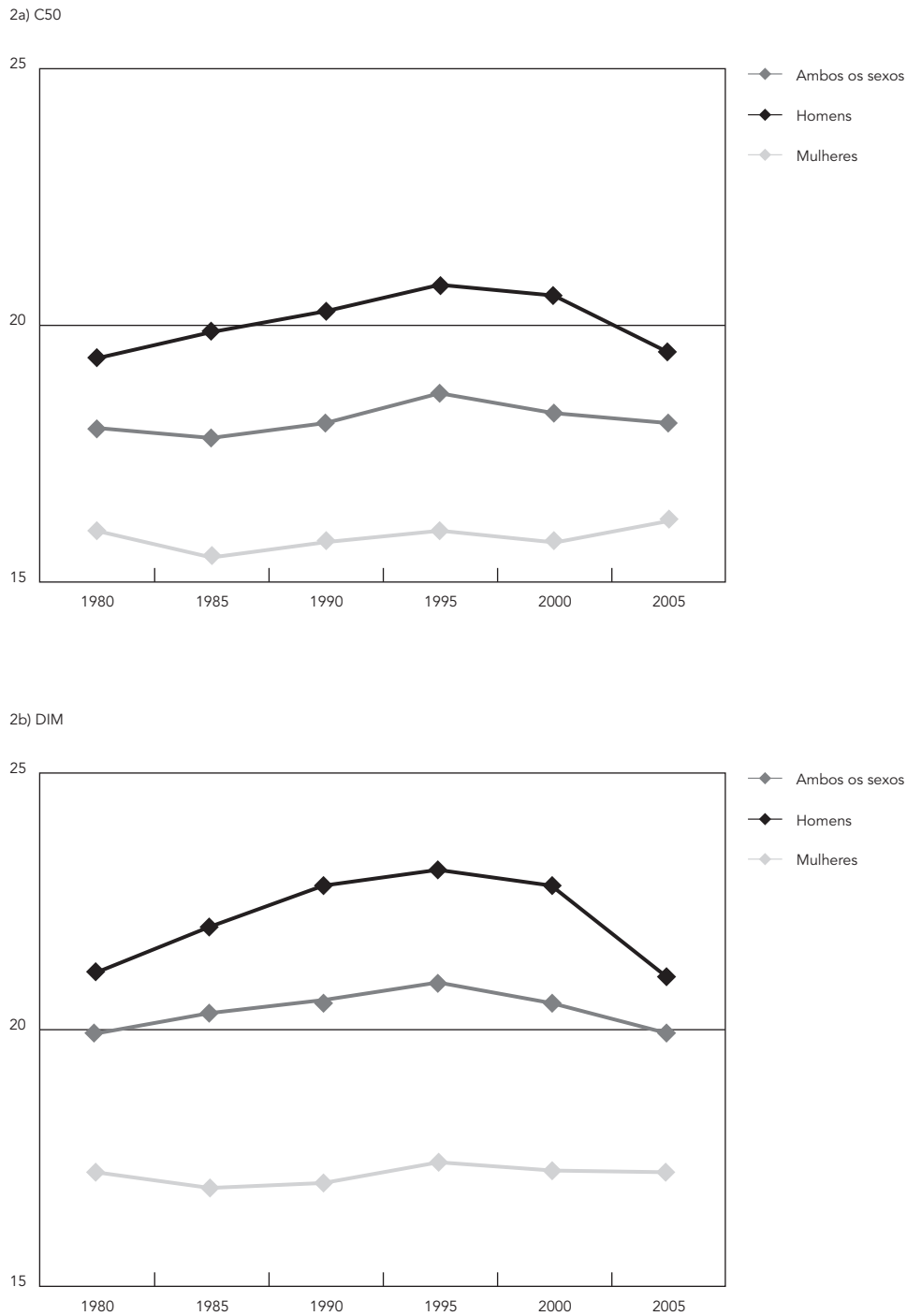
Indicadores	1980	1985	1990	1995	2000	2005
Ambos os sexos						
DIM	19,71	20,25	20,57	20,99	20,59	19,72
Mediana *	73,8	74,2	74,7	75,1	76,6	77,3
Homens						
DIM	21,21	22,07	22,86	23,46	22,74	21,02
Mediana *	70,6	70,5	70,8	70,8	72,4	73,7
Mulheres						
DIM	17,21	16,90	17,09	17,58	17,28	17,25
Mediana *	76,9	77,7	78,4	79,1	80,4	80,7

Fonte: Sistema de Informação de Mortalidade, Ministério da Saúde (<http://www.datasus.gov.br>) e censos demográficos brasileiros.

* Idade mediana à morte.

Figura 2

Evolução das mudanças na variabilidade da idade à morte por sexo e população total com base nos indicadores concentração de 50% dos óbitos (C50) e Distância Interquartilica da Idade à Morte (DIM). Estado de São Paulo, Brasil, 1980 a 2005.



Fonte: Sistema de Informação de Mortalidade, Ministério da Saúde (<http://www.datasus.gov.br>) e censos demográficos brasileiros.

idade das mulheres é, em geral, mais concentrada que a dos homens.

Outro aspecto refere-se ao diferencial na amplitude do C50 e da DIM, tanto por sexo quanto para a população agregada (Figura 2). No período analisado a DIM apresenta maior amplitude que o C50. Por definição, o C50 não pode ter um valor maior que a DIM, fornecendo, assim, um intervalo mais curto para a mesma proporção de mortes¹⁸. Como a DIM mede a compressão numa escala percentil da distribuição dos óbitos por idade, seu valor é mais afetado pela mortalidade nas idades mais jovens do que o C50, que é livre de escala percentil. Conseqüentemente, quanto maior a mortalidade nas idades mais jovens, maior e mais rejuvenescido é o intervalo etário estimado pela DIM relativamente ao estimado pelo C50.

A análise da compressão da mortalidade com base na média e no DP foi calculada considerando-se a função de sobrevivência (l_x) e a distribuição de óbitos interpolados para idades simples no intervalo etário de 0 a 99 anos. O intervalo aberto de 100 anos e mais foi desconsiderado pelo excessivo número de mortes neste intervalo, o que poderia enviesar os resultados, dado que se utiliza, no cálculo do DP, o número de óbitos por idades simples. Os cálculos foram feitos conforme a equação (3). Como destacado, o DP foi calculado considerando-se 100%, 75% e 50% da distribuição dos óbitos.

Na Tabela 3 são apresentadas as estimativas da média e do DP para diferentes proporções da distribuição dos óbitos, por sexo e população total no Estado de São Paulo em 1980 a 2005. A primeira coluna indica o quartil da distribuição dos óbitos acima do qual foram calculadas as estimativas. Quanto às mudanças na variabilidade da idade à morte, como medido pelos DP, destacam-se dois aspectos. Em primeiro lugar, ao considerar 100% da distribuição dos óbitos por idade, verifica-se que não houve redução na variabilidade da idade à morte no período analisado. Por exemplo, para população total, o DP aumentou de 27,19 anos, em 1980, para 27,59, a 2005 (Tabela 3). Por outro lado, se consideradas somente as mortes acima do 1º e 2º quartis, nos quais as mortes dos adultos jovens não são contabilizadas, há diminuição no DP. Por exemplo, entre 1980 e 2005, para ambos os sexos, o DP calculado acima do 1º quartil reduziu de 18,26 para 14,89 anos. Já para o DP acima do 2º quartil a redução foi de 7,54 para 6,67 anos.

Considerando-se apenas o início e o fim do período analisado (1980 a 2005), pode-se dizer que a compressão da mortalidade ocorreu no Estado de São Paulo, acima do primeiro e do segundo quartis da distribuição dos óbitos por idade,

somente se dois processos ocorreram simultaneamente: (1) um aumento da idade média à morte acima do quartil; e (2) uma redução do desvio-padrão da idade à morte acima do quartil. Nesse caso, na Tabela 3 são apresentadas as variações na idade média à morte e no desvio-padrão da idade à morte no período 1980 a 2005. Se a variação da média foi positiva e a variação do DP foi negativa, houve compressão da mortalidade naquele período²⁰. Para Go et al.²⁰, uma redução acima de 0,10 no desvio-padrão acompanhada por um aumento na idade média à morte, já é indicativo de que a compressão da mortalidade esteja ocorrendo. Assim, a compressão da mortalidade em São Paulo teria ocorrido somente quando se consideram as mortes acima do primeiro e segundo quartis da distribuição dos óbitos, ou seja, apenas quando as mortes dos adultos jovens são desconsideradas dos cálculos.

Discussão

Este estudo analisou as mudanças ocorridas no padrão de mortalidade da população do Estado de São Paulo, no período de 1980 a 2005, com o objetivo de identificar mudanças na variabilidade da idade à morte. Uma redução nessa variabilidade, acompanhada por um deslocamento da distribuição dos óbitos para as idades mais avançadas, seria um indício de que o processo de compressão da mortalidade, verificado hoje na maioria dos países que experimentam baixos níveis de mortalidade, ocorreu no Estado de São Paulo no período analisado.

Para cumprir com esse objetivo foram construídos indicadores capazes de captar os efeitos que as mudanças no padrão de mortalidade do Estado de São Paulo tiveram para o aumento ou redução na variabilidade da idade à morte no período de 1980 a 2005 e, conseqüentemente, para o processo de compressão da mortalidade. Os três indicadores utilizados indicaram tendência de compressão da mortalidade. Tanto o C50 quanto a DIM identificaram dois períodos de mudanças na variabilidade da idade à morte. No primeiro, 1980 a 1995, ocorreu aumento na variabilidade; já no segundo período, 1995 a 2005, verificou-se tendência de redução nesta variabilidade. O DP foi aplicado em proporções constantes da população: 100%, 75% e 50%. Com exceção do DP calculado para 100% da distribuição (que considera as mortes de "adultos-jovens"), a tendência de redução na variabilidade da idade à morte foi evidente em quase todo o período analisado. Essa tendência de redução na variabilidade foi acompanhada por um deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades

Tabela 3

Estimativas da média e desvio-padrão da idade à morte (DP) por sexo e população total. Estado de São Paulo, Brasil, 1980 a 2005.

Quartil	Proporção de mortes acima do quartil (%)	1980		2005		1980-2005	
		Média	DP	Média	DP	Δ Média	Δ DP
Ambos os sexos							
-	100	55,22	27,19	57,74	27,59	2,52	0,40
1 ^o	75	66,19	18,26	71,30	14,89	5,11	-3,37
2 ^o	50	87,32	7,54	90,55	6,67	3,23	-0,87
Homens							
-	100	51,57	27,00	53,64	27,05	2,07	0,05
1 ^o	75	61,38	21,23	65,91	18,25	4,53	-2,98
2 ^o	50	85,92	8,42	87,25	7,54	1,33	-0,88
Mulheres							
-	100	59,21	27,92	62,52	28,92	3,31	1,00
1 ^o	75	69,93	16,41	74,70	13,49	4,77	-2,92
2 ^o	50	88,52	6,65	92,29	5,94	3,77	-0,71

Fonte: Sistema de Informação de Mortalidade, Ministério da Saúde (<http://www.datasus.gov.br>) e censos demográficos brasileiros.

mais avançadas, como indicado pelas medidas de tendência central dos óbitos ao redor de uma determinada idade.

As análises de redução na variabilidade da idade em alguns países desenvolvidos, como Japão e Estados Unidos, efetuadas com base na DIM, indicaram que a redução na variabilidade também foi pequena^{1,19}, como no caso do presente estudo. Considerando momentos em que as esperanças de vida ao nascer em São Paulo, no Japão e nos Estados Unidos, por exemplo, foram próximas, as variações nas DIM também foram próximas de um período a outro. No caso de São Paulo entre 1995 e 2005 (esperanças de vida ao nascer de, respectivamente, 69,3 e 73,3), a variação nas DIM foi de 1,27 (DIM de, respectivamente, 21,0 e 19,7). Para o Japão, entre 1961 e 1971 (esperanças de vida ao nascer de, respectivamente, 69,4 e 73,5) a variação nas DIM (17,5 e 15,9, respectivamente) foi de 1,60; no caso dos EUA, entre 1951 e 1981 (esperanças de vida ao nascer de, respectivamente, 69,1 e 74,5) a variação nas DIM (20,6 e 19,4, respectivamente) foi de 1,20.

Quanto à estratificação por sexo, as mulheres apresentaram durante todo o período analisado, em todos os indicadores calculados, uma variabilidade da idade à morte significativamente menor que os homens. Esse diferencial na variabilidade da idade à morte corrobora análises históricas realizadas nos países em desenvolvimento³. Tal fato pode estar associado a uma menor exposição aos riscos ou a uma menor heterogeneidade

sócio-econômica e biológica entre as mulheres³. Outro aspecto interessante na análise por sexo é a tendência mais nítida entre os homens no processo de compressão da mortalidade. Uma possível justificativa seria o fato de que, entre as mulheres, os ganhos de sobrevivência nas idades mais avançadas foram maiores do que entre os homens, conforme observado neste estudo e também corroborado por outros trabalhos^{21,22}. Isso seria um indício de que a curva de distribuição dos óbitos femininos está passando por um processo de deslocamento mais evidente em direção às idades mais avançadas. De fato, no período analisado, os aumentos nas idades média, modal e mediana à morte das mulheres foram mais significativos do que os dos homens.

Os indicadores construídos, assim como a tendência verificada de compressão da mortalidade no Estado de São Paulo, são ferramentas que auxiliam na identificação das mudanças na estrutura de mortalidade desta população. Além disso, este trabalho possibilitou caracterizar dispersão ou amplitude da distribuição dos óbitos ao redor de uma determinada idade. O presente estudo demonstra que já é possível trabalhar com esses indicadores no Brasil, amplamente utilizados em análises para países desenvolvidos^{1,2,3,5,6,19,20}. Assim, torna-se importante a aplicação deste estudo em outras regiões do Brasil que possuam dados de óbitos e população de boa qualidade para que a situação de mortalidade entre diversas regiões do país possa ser comparada.

Este trabalho possui algumas limitações, ligadas às fontes de dados utilizadas. Optou-se pela construção de tábuas de mortalidade sem a correção do sub-registro de óbitos, o que, a princípio, não seria adequado. Contudo, a utilização dos dados observados sem correção não invalida os resultados obtidos por duas razões: em primeiro lugar, as mudanças na variabilidade da idade à morte, em países que já experimentaram a transição da mortalidade, estão ligadas, exclusivamente, a mudanças na estrutura etária da mortalidade (média e dispersão) ^{1,2,3,18}. Ademais, técnicas de correção por sub-registro estimam um fator de correção que deve ser constante em todas as idades e tal correção não afetaria a construção dos indicadores; em segundo lugar, na população em estudo, o grau de cobertura dos registros de óbitos é superior a 90% em todo o período analisado ²³. Outra limitação das fontes de dados refere-se ao problema do erro de declaração de idade, que pode ocorrer nas fontes de óbitos e de população. A tendência em sobre-declarar a idade é menor em registros de mortes que de população ²⁴. Nesse caso, considerando que a má declaração de idade é maior no censo que no registro de óbitos, nas idades avançadas, onde os erros são maiores, uma sobre-declaração das idades no censo pode subestimar as taxas específicas de mortalidade e o resultado seria um menor número de óbitos estimados nestas idades. Se a tendência, no censo, é declarar uma

idade menor que a verdadeira, o número de óbitos nas idades mais avançadas poderia ficar sobre-estimado, conduzindo à falsa impressão de uma maior concentração de mortes nas idades avançadas. Contudo, assumindo ser razoável que o padrão dos erros de declaração de idade tenha sido aproximadamente constante no tempo, os resultados não ficariam comprometidos, pois as mudanças na variabilidade da idade à morte estão relacionadas a mudanças na estrutura de mortalidade e não em seu nível.

Finalmente, o estudo da compressão da mortalidade não se constitui em mera questão acadêmica para gerontologistas, demógrafos e demais estudiosos de saúde pública ²⁵. Estudos que tratam do monitoramento desses parâmetros (média e dispersão da distribuição dos óbitos por idade) contribuem para o entendimento do processo relacionado à melhoria do estado de saúde dos idosos, principalmente no que diz respeito ao período no estado de enfermidade e incapacidade ao redor da idade à morte ^{4,6}. De fato, uma redução da variabilidade à idade à morte concomitantemente ao aumento da idade média é de importância crucial para os formuladores de políticas públicas de saúde, pois as doenças que acometem estes indivíduos são crônicas em sua maior parte ²⁵, demandando monitoramento das condições gerais de saúde destes idosos por um período longo de tempo.

Resumo

Este trabalho analisou as mudanças na estrutura de mortalidade da população do Estado de São Paulo, Brasil, entre 1980 e 2005, na tentativa de identificar os efeitos destas mudanças na variabilidade da idade à morte. As evidências de um deslocamento da distribuição de óbitos para as idades mais avançadas foram claras, pois o tempo médio de vida da população aumentou cerca de sete anos. Buscou-se analisar se esse deslocamento foi acompanhado por uma redução na variabilidade da idade à morte, o que daria suporte para o início de um processo de compressão da mortalidade. Dois períodos distintos de mudança na variabilidade da idade à morte foram evidenciados. No

primeiro (1980 a 1995), identificou-se aumento na variabilidade da idade à morte. Já no segundo (1995 a 2005) reconheceu-se tendência de redução nessa variabilidade. Estimativas acima de determinado quartil da distribuição dos óbitos por idade indicaram que o processo de compressão da mortalidade ocorreu em quase todo o período. Destaca-se que as mulheres apresentaram variabilidade da idade à morte significativamente menor que os homens em todo o período analisado.

Mortalidade; Causas de Morte; Estimativas de População

Colaboradores

M. R. Gonzaga participou da concepção do projeto, análise e interpretação dos dados e redação do artigo. B. L. Queiroz orientou o trabalho e participou da concepção do projeto e da redação. C. J. Machado participou da redação do artigo. Todos os autores revisaram criticamente o conteúdo intelectual do artigo e aprovaram a versão final a ser publicada.

Referências

1. Wilmoth JR, Horiuchi SE. Rectangularization revisited: variability of age at death within human populations. *Demography* 1999; 36:475-95.
2. Cheung SLK, Robine JM, Tu EJC, Caselli G. Three dimensions of the survival curve: horizontalization, verticalization, and longevity extension. *Demography* 2005; 42:243-58.
3. Edwards RD, Tuljapurkar S. Inequality in life spans and a new perspective on mortality convergence across industrialized countries. *Popul Dev Rev* 2005; 31:645-74.
4. Fries JF. Aging, natural death, and the compression of mortality. *N Engl J Med* 1980; 303:130-5.
5. Nusselder WJ, Mackenbach JP. Rectangularization of the survival curve in the Netherlands, 1950-1992. *Gerontologist* 1996; 36:773-82.
6. Paccaud F, Pinto CS, Marazzi A, Mili J. Age at death and rectangularization of the survival curve: trends in Switzerland, 1969-1994. *J Epidemiol Community Health* 1998; 52:412-5.
7. Prata PR. A transição epidemiológica no Brasil. *Cad Saúde Pública* 1992; 8:168-75.
8. Ministério da Saúde. IDB 2005, Brasil: indicadores e dados básicos para a saúde. Rio de Janeiro: Ministério da Saúde/Rede Interagencial de Informações para a Saúde; 2005.
9. Nunes A. O envelhecimento populacional e as despesas do Sistema Único de Saúde. In: Camarano AA, organizadora. Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60? Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2004. p. 427-50.
10. Schramm JMA, Oliveira AF, Leite IC, Valente JG, Gadelha AMJ, Portela MC, et al. Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. *Ciênc Saúde Coletiva* 2004; 9:897-908.
11. Ferreira CEC, Castiñeiras LL. O rápido aumento da mortalidade dos jovens adultos em São Paulo: uma trágica tendência. *São Paulo Perspect* 1996; 10:34-41.
12. Gawryszewski VP, Jorge MHPM. Mortalidade violenta no Município de São Paulo nos últimos 40 anos. *Rev Bras Epidemiol* 2000; 3:50-69.
13. Campos NOB, Rodrigues RN. O ritmo de declínio da mortalidade dos idosos nos estados do Sudeste, 1980/2000. *Rev Bras Estud Popul* 2004; 21:323-42.
14. Santos JLF. Estimativas do nível de mortalidade e de esperanças de vida para o Estado de São Paulo, Brasil, em 1970. *Rev Saúde Pública* 1972; 6:269-72.
15. Ortiz LP. Evolução da mortalidade infantil no Estado de São Paulo 1980-2000. In: Anais do 8º Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais. http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_SAU_PO67_Ortiz_texto.pdf.
16. Preston SH, Heuveline P, Guillot M. *Demography: measuring and modeling population process*. Oxford: Blackwell; 2001.
17. Siegel JS, Swanson DA. *The methods and materials of demography*. 2nd Ed. San Diego: Elsevier Academic Press; 2004.
18. Kannisto V. Measuring the compression of mortality. *Demogr Res* 2004; 3(6). <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol3/6/> (acessado em 02/Dez/2007).
19. Kannisto V. Mode and dispersion of the length of life. *Popul* 2001; 13:159-72.
20. Go CG, Brustom JE, Lynch MF, Aldwin CM. Ethnic trends in survival curves and mortality. *Gerontologist* 1995; 35:318-26.
21. Camargos MCS, Machado CJ, Rodrigues RN. Life expectancy among elderly Brazilians in 2003 according to different levels of functional disability. *Cad Saúde Pública* 2008; 24:845-52.
22. Camarano AA. Envelhecimento da população brasileira: uma contribuição demográfica. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2002. (Texto para Discussão, 858).
23. Vasconcelos AMN. A qualidade das estatísticas de óbitos no Brasil. *Rev Bras Estud Popul* 1998; 15:115-24.
24. Dechter AR, Preston SH. Age misreporting and its effects on adult mortality estimates in Latin America. *Popul Bull UN* 1991; 31/32:1-16.
25. Harkins SW. Pain in the elderly. In: Pappagallo M, editor. *The neurological basis of pain*. Rio de Janeiro: McGraw-Hill; 2004. p. 251-60.

Recebido em 30/Mai/2008

Versão final reapresentada em 21/Jan/2009

Aprovado em 23/Mar/2009