

Marcos Roberto Gonzaga

**Compressão da Mortalidade: entendendo a
variabilidade da idade à morte na população
do Estado de São Paulo, 1980-2005**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2008

Marcos Roberto Gonzaga

**Compressão da Mortalidade: entendendo a
variabilidade da idade à morte na população do
Estado de São Paulo, 1980-2005**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Demografia.

Orientador: Prof. Bernardo Lanza Queiroz
Co-orientador: Prof^a. Carla Jorge Machado

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2008

Folha de Aprovação

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais pelo apoio incondicional durante a trajetória estudantil e acadêmica.

Ao Orientador Prof. Bernardo Lanza Queiroz e à Co-orientadora Profa. Carla Jorge Machado pela dedicação, aprendizagem e parceria durante todas as fases desta dissertação.

Aos professores Roberto Nascimento (CEDEPLAR) e Carlos Eugênio (Fundação SEADE), membros da banca examinadora, pelas valorosas contribuições para a versão final deste trabalho.

Aos amigos e amigas da coorte 2006 pela troca de experiências e conhecimentos, pelas críticas, incentivos, torcida e, principalmente, pela amizade.

A todos os professores, colegas e funcionários do CEDEPLAR e da FACE que, de forma direta ou indireta, contribuíram para a realização e conclusão deste trabalho.

Ao Prof. Edison José Corrêa e à Maria das Dores Pimentel Nogueira (Ex-Pró-Reitor de Extensão e Ex-Pró-Reitora Adjunta de Extensão da Universidade Federal de Minas Gerais) pelo apoio, incentivo e valorosa contribuição para o ingresso na pós-graduação em demografia no CEDEPLAR.

A todos os funcionários da Pró-Reitoria de Extensão da Universidade Federal de Minas Gerais pelo incentivo.

Aos Professores Sebastião Lira e Glaura C. Franco, do departamento de Estatística da Universidade Federal de Minas Gerais, pelo incentivo e pelas cartas de recomendação no processo seletivo de pós-graduação em Demografia do CEDEPLAR.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

C50 – Menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos

CEDEPLAR – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

DIM - Distância Interquartílica da Idade à morte

DP – Desvio Padrão da idade à morte

DP(M+) – Desvio-Padrão acima da idade modal à morte

e_M - Esperança de vida na idade modal à morte

FACE – Faculdade de Ciências Econômicas

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

l_x – Número de sobreviventes à idade exata x numa tábua de mortalidade

M – Idade Modal à Morte

MS – Ministério da Saúde

${}_n d_x$ – Número de óbitos entre as idade exatas x e $x+n$ numa tábua de mortalidade

ONU – Organização das Nações Unidas

SIM – Sistema de Informação de Mortalidade

TAMD – Taxa Média Anual de Declínio das Taxas Específicas de Mortalidade

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	1
2 A HIPÓTESE DE COMPRESSÃO-RETANGULARIZAÇÃO	7
2.1 Definição dos processos de compressão e retangularização	8
2.2 Determinantes dos processos de compressão-retangularização.....	12
2.3 O debate sobre o processo de compressão-retangularização	13
2.4 O processo de compressão da morbidade.....	17
2.5 Considerações Adicionais	18
3 INDICADORES DO PROCESSO DE COMPRESSÃO-RETANGULARIZAÇÃO	21
3.1 Aspectos metodológicos no processo de compressão-retangularização.....	22
3.1.1 Considerações sobre o intervalo etário utilizado para construção do indicador	23
3.1.2 Padronização da escala de idade.....	25
3.2 Como medir as mudanças na variabilidade da idade à morte em São Paulo?	26
3.2.1 Distância Interquartílica da idade à morte (DIM)	27
3.2.2 Menor intervalo etário de concentração dos óbitos (Família-C)	30
3.2.3 Idade modal à morte (M).....	35
3.2.4 Desvio-Padrão da idade à morte (DP).....	36
3.3 Considerações adicionais.....	44
4 DADOS E MÉTODOS	46
4.1 Fontes de dados de mortalidade no Brasil	47
4.1.1 Óbitos	47
4.1.2 População.....	48
4.1.3 As limitações dos dados para a construção dos indicadores de compressão-retangularização	49

4.2 Construção das tábuas de mortalidade	51
4.3 Interpolação da função de sobrevivência e da distribuição dos óbitos para idade simples.....	53
4.4 A evolução da mortalidade no Estado de São Paulo entre 1980 e 2005	54
5 MEDINDO A COMPRESSÃO DA MORTALIDADE NO ESTADO DE SÃO PAULO – 1980 A 2005	59
5.1 A compressão da mortalidade medida com base no indicador C50	59
5.2 A compressão da mortalidade medida com base na DIM	65
5.3 A compressão da mortalidade medida com base no DP.....	69
5.4 Comparação e discussão dos resultados.....	75
6 CONCLUSÃO	81
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	85
ANEXO A.....	91
ANEXO B.....	109
ANEXO C.....	110

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DE ÓBITOS POR IDADE, SUÉCIA 1861 E 2006 (AMBOS OS SEXOS).....	10
FIGURA 2: CURVA DE SOBREVIVÊNCIA (L_x), SUÉCIA 1861 E 2006 (AMBOS OS SEXOS) E CURVA TEÓRICA PERFEITAMENTE RETANGULARIZADA	11
FIGURA 3: ILUSTRAÇÃO DA RELAÇÃO ENTRE O PROCESSO DE RETANGULARIZAÇÃO DA CURVA DE SOBREVIVÊNCIA E A COMPRESSÃO DA MORTALIDADE, SUÉCIA 2006 (AMBOS OS SEXOS).....	12
FIGURA 4: DISTRIBUIÇÃO DE MORTES POR IDADE E DIM PARA POPULAÇÃO MASCULINA DA SUÉCIA, (1950 E 2006).....	29
TABELA 1: DADOS PARA O CÁLCULO DO C50 PARA A POPULAÇÃO MASCULINA DA SUÉCIA (1950)	32
FIGURA 5: DISTRIBUIÇÃO DE MORTES POR IDADE E C50 PARA A POPULAÇÃO MASCULINA DA SUÉCIA (1950 E 2006)	35
FIGURA 6: DURAÇÃO NORMAL DA VIDA, SUÉCIA 1861E 2006 (AMBOS OS SEXOS)	39
FIGURA 7: DISTRIBUIÇÕES DE ÓBITOS ESTIMADOS ACIMA DOS 5 ANOS DE IDADE, INTERPOLADOS VIA KARUP-KING E BEERS MODIFICADO, SÃO PAULO 1985 (AMBOS OS SEXOS).....	54
FIGURA 8: DISTRIBUIÇÕES DE ÓBITOS ESTIMADOS ACIMA DOS 5 ANOS DE IDADE, SÃO PAULO 1980, 1990 E 2005 (AMBOS OS SEXOS).....	55
FIGURA 9: FUNÇÃO DE SOBREVIVÊNCIA ACIMA DOS 5 ANOS DE IDADE, SÃO PAULO 1980, 1990 E 2005 (AMBOS OS SEXOS)	56
FIGURA 10: EVOLUÇÃO DA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER POR SEXO, SÃO PAULO 1940 A 2005.....	57
TABELA 20: ESTIMATIVAS DO INDICADOR C50 DE COMPRESSÃO DA MORTALIDADE E DA IDADE MODAL À MORTE PARA OS ÓBITOS ESTIMADOS, INTERPOLADOS POR SEXO E POPULAÇÃO TOTAL, SÃO PAULO, 1980 A 2005	61
FIGURA 11: EVOLUÇÃO DAS MUDANÇAS NA VARIABILIDADE DA IDADE À MORTE POR SEXO E POPULAÇÃO TOTAL COM BASE NO INDICADOR C50 PARA ÓBITOS ESTIMADOS, SÃO PAULO, 1980 A 2005	62

FIGURA 12: VARIABILIDADE DA IDADE À MORTE COM BASE NO C50, E(5) E M, SÃO PAULO, 1980-2005 (AMBOS OS SEXOS).....	64
TABELA 21: ESTIMATIVAS DA DISTÂNCIA INTERQUARTÍLICA DA IDADE À MORTE (DIM), IDADE MEDIANA À MORTE POR SEXO E POPULAÇÃO TOTAL, SÃO PAULO, 1980 A 2005.....	66
FIGURA 13: EVOLUÇÃO DA DISTÂNCIA INTERQUARTÍLICA DA IDADE À MORTE, SÃO PAULO, 1980 A 2005.....	67
TABELA 22: DISTÂNCIA INTERQUARTÍLICA DA IDADE À MORTE (DIM) E ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER PARA O ESTADO DE SÃO PAULO (BRASIL), SUÉCIA, JAPÃO E ESTADOS UNIDOS EM DIVERSOS MOMENTOS DO TEMPO (AMBOS OS SEXOS).....	68
TABELA 23: ESTIMATIVAS DA MÉDIA E DESVIO-PADRÃO DA IDADE À MORTE ACIMA DE DIFERENTES PERCENTIS DA DISTRIBUIÇÃO DOS ÓBITOS, SÃO PAULO, 1980 A 2005.....	70
FIGURA 15: EVOLUÇÃO DA MÉDIA E DESVIO-PADRÃO DA DISTRIBUIÇÃO PERCENTIL DOS ÓBITOS POR IDADE, SÃO PAULO, 1980 A 2005.....	72
TABELA 24: ESTIMATIVAS DA MÉDIA E DESVIO-PADRÃO DA IDADE À MORTE, SÃO PAULO, 1980 E 2005.....	74
FIGURA 16: TAXA MÉDIA ANUAL DE DECLÍNIO DAS TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE, POR GRUPOS DE IDADE PARA POPULAÇÃO TOTAL DE SÃO PAULO, 1980-2005.....	76
FIGURA 17: TAXA MÉDIA ANUAL DE DECLÍNIO DAS TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE, POR GRUPOS DE IDADE E SEXO, SÃO PAULO, 1980-2005.....	79
TABELA 2: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1980 (AMBOS OS SEXOS).....	91
TABELA 4: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1990 (AMBOS OS SEXOS).....	93
TABELA 5: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1995 (AMBOS OS SEXOS).....	94
TABELA 6: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 2000 (AMBOS OS SEXOS).....	95
TABELA 7: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 2005 (AMBOS OS SEXOS).....	96

TABELA 8: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1980 (HOMENS).....	97
TABELA 9: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1985 (HOMENS).....	98
TABELA 10: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1990 (HOMENS).....	99
TABELA 11: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1995 (HOMENS).....	100
TABELA 12: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 2000 (HOMENS).....	101
TABELA 13: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 2005 (HOMENS).....	102
TABELA 14: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1980 (MULHERES).....	103
TABELA 15: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1985 (MULHERES).....	104
TABELA 16: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1990 (MULHERES).....	105
TABELA 17: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 1995 (MULHERES).....	106
TABELA 18: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 2000 (MULHERES).....	107
TABELA 19: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAIIS DE IDADE, SÃO PAULO, 2005 (MULHERES).....	108
FIGURA 14: TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE DO ESTADO DE SÃO PAULO EM 2005 E DOS ESTADOS UNIDOS EM 1981 (AMBOS OS SEXOS).....	109
FIGURA 18: EVOLUÇÃO DAS MUDANÇAS NA VARIABILIDADE DA IDADE À MORTE COM BASE NO INDICADOR C50 DE COMPRESSÃO DA MORTALIDADE PARA ÓBITOS OBSERVADOS E ESTIMADOS, SÃO PAULO, 1980 A 2005 (AMBOS OS SEXOS).....	111
FIGURA 19: DISTRIBUIÇÃO DE ÓBITOS ESTIMADOS E OBSERVADOS POR GRUPO DE IDADE E SEXO, SÃO PAULO - 2005	112

RESUMO

O declínio histórico da mortalidade nos países desenvolvidos tem levado a uma redução na variabilidade da idade à morte e a um deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas. Contudo, não se sabe se o declínio da mortalidade nos países em desenvolvimento, como no caso do Brasil, também conduziu a esta redução na variabilidade e ao deslocamento da curva de óbitos.

O presente trabalho propõe uma análise das mudanças na estrutura de mortalidade da população do Estado de São Paulo, entre 1980 e 2005, na tentativa de identificar os efeitos das mudanças no padrão de mortalidade na variabilidade da idade à morte. Por meio de medidas de tendência central da distribuição dos óbitos em determinada idade, esperança de vida ao nascer, idade modal e idade média à morte, as evidências de um deslocamento da distribuição de óbitos para as idades mais avançadas são claras, pois o tempo médio de vida da população aumentou cerca de 7 anos. Buscou-se analisar se este 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.

Por intermédio da construção de três indicadores de compressão da mortalidade foi possível constatar uma tendência de redução na variabilidade da idade à morte. Inicialmente, dois períodos distintos de mudança foram identificados. No primeiro período, entre 1980 e 1995, as estimativas indicaram um deslocamento dos óbitos acompanhado por um aumento na variabilidade da idade à morte. No segundo período, de 1995 a 2005, identificou-se uma tendência de redução nesta variabilidade. Estimativas acima de determinado percentil da distribuição dos óbitos por idade (que desconsideraram as mortes de “adultos-jovens”) indicaram que o processo de compressão da mortalidade ocorreu em quase todo o período. Destaca-se que as mulheres apresentaram uma variabilidade da idade à morte significativamente menor que os homens em todo o período analisado.

Palavras-chave: mortalidade, retangularização, longevidade.

ABSTRACT

The historical decline in mortality rates in developed countries has two clear effects: the reduction in the variability of age at death, and a concentration of deaths at older ages. In the developing world, it is not yet known whether the ongoing process of mortality decline will lead to the same situation.

The objective of this master's thesis is to analyze how the changes in mortality, could affect the distribution of deaths and the variability in the age at death, in São Paulo between 1980 and 2005. The changes in the distribution of deaths over recent years are evident. The traditional measures of central tendency, such as life expectancy at birth, modal age at death and mean age at death, show that the average duration of life has increased by 7 years from 1980 to 2005. However, it is also important to study whether this movement was accompanied by a reduction in the variability of the age at death. This result would provide some support to the hypothesis of compression of mortality in Brazil.

We use three different indicators (Interquartile Range, shortest age interval in which a given proportion of deaths take place and standard deviation of the age at death) to evaluate the compression of mortality in São Paulo. The results provide evidence of a process of compression in recent years. We also observe two different periods of change. From 1980 to 1995, our results show a movement to the right of the mortality curved accompanied by an increase in the variability of age at death. In more recent years, from 1995 to 2005, the concentration to the right of the distribution was followed by a reduction in the variability of the age at death. In some cases, when ignoring young adult deaths, we find that the compression of mortality (reduction in the age variability) happened for the whole period of analysis. Last, we find that female deaths are much more concentrated around some age than male deaths.

Keywords: mortality, retangularization, longevity.

1 INTRODUÇÃO

Nos países desenvolvidos, uma das conseqüências do declínio histórico da mortalidade humana foi uma redução significativa na variabilidade da idade à morte (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Define-se “variabilidade da idade à morte” como a dispersão da freqüência de óbitos por idade ao redor de um valor médio, mediano ou modal da idade à morte dos indivíduos de uma determinada população (Myers & Manton, 1984a; Nusselder & Mackenbach, 1996; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2001; Cheung *et al*, 2005; Edwards & Tuljapurkar, 2005). Entender a variabilidade da idade à morte é importante uma vez que, em termos estatísticos, a distribuição dos óbitos ao longo das idades não é caracterizada somente pela média, mas também por medidas de dispersão. Juntas, essas medidas descrevem o padrão etário da mortalidade (Edwards & Tuljapurkar, 2005).

Historicamente, a redução na variabilidade da idade à morte nos países desenvolvidos ocorreu com base em um declínio significativo da mortalidade nas idades mais jovens, principalmente da mortalidade infantil, devido à redução dos óbitos por causas exógenas. Em seguida, houve um processo de deslocamento das mortes para as idades adultas e mais avançadas, com uma redução na dispersão da distribuição dos óbitos por idade (processo denominado “compressão-retangularização”), devido, basicamente, a mudanças estruturais e progressos no combate às doenças não transmissíveis (Nusselder & Mackenbach, 1996; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Cheung *et al*, 2005; Edwards & Tuljapurkar, 2005).

Inicialmente, o processo de compressão-retangularização seria um argumento a favor da existência de um limite biológico para a longevidade humana (Fries, 1980; Wilmoth, 1997). Com base numa inspeção visual da função de sobrevivência, existiria um argumento de que uma longevidade humana fixada em, por exemplo, 120 anos, faria com que a esperança de vida ao nascer não ultrapassasse os 85 anos e, conseqüentemente, a função de sobrevivência se

tornaria mais retangular (Fries, 1980; Wilmoth, 1997). Entretanto, Wilmoth (1997) destaca que o processo de compressão-retangularização está relacionado a uma redução na variabilidade da idade à morte, que pode ocorrer enquanto a distribuição dos óbitos ainda sofre um deslocamento para a direita no eixo de idades (Wilmoth, 1997). Neste caso, a existência de um limite biológico para a longevidade humana faria com que, necessariamente, o processo de compressão-retangularização ocorresse. Por outro lado, a ocorrência do processo de compressão-retangularização não implicaria a existência de um limite biológico para a longevidade (Wilmoth, 1997; Wilmoth & Horiuchi, 1999).

No Brasil as mudanças no perfil de morbi-mortalidade, iniciadas há pouco mais de meio século (Prata, 1992), podem ser consideradas como o ponto de partida para esta redução progressiva na variabilidade da idade à morte, semelhante àquela verificada nos países desenvolvidos. Em primeiro lugar, destaca-se um rápido processo de declínio da mortalidade infantil, ocorrido desde a década de 1940, com um aumento significativo da esperança de vida ao nascer (Prata, 1992; Carvalho, 2004; Rios-Neto, 2005). A mortalidade infantil decresceu de 160/1.000 (160 óbitos infantis por mil nascidos vivos), em 1940, para 85/1.000, em 1980, alcançando a marca de 24/1.000, em 2005 (Prata, 1992; Brasil, 2005). Neste mesmo período a esperança de vida ao nascer subiu de 44 para 72 anos, um incremento de 28 anos em pouco mais de meio século (Carvalho, 2004; Brasil, 2005).

Em segundo lugar, também a partir da década de 1940, mudanças no perfil de morbidade foram observadas (Prata, 1992; Nunes, 2004; Schramm *et al*, 2004). Verificou-se uma diminuição do número de mortes por doenças transmissíveis e um aumento por doenças não transmissíveis e por causas externas, principalmente nas regiões mais desenvolvidas (Prata, 1992; Ferreira & Castiñeiras, 1996; Ferreira & Castiñeiras, 1998; Gawryszewski & Jorge, 2000; Nunes, 2004; Schramm *et al*, 2004). Finalmente, no período 1980-2000, na Região Sudeste, observaram-se ganhos significativos de sobrevivência nas idades mais avançadas, aumentando o contingente populacional de nonagenários e centenários, o que contribuiu, assim, para um aumento da longevidade da população na Região Sudeste do Brasil (Campos & Rodrigues, 2004).

Diante de tais mudanças, o objetivo principal deste trabalho consiste em verificar como a evolução da mortalidade tem afetado a distribuição da idade à morte no Estado de São Paulo (Brasil). Mais especificamente, pretende-se analisar o comportamento da estrutura de mortalidade desde 1980 até 2005, período em que se dispõe dos registros de óbitos, construindo indicadores que permitam analisar como as mudanças no padrão de mortalidade afetaram a variabilidade da idade à morte. Uma redução nessa variabilidade *vis-à-vis* um deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas seria um indício de que existe uma tendência de compressão da mortalidade no Brasil.

De acordo com os determinantes de mudanças na variabilidade da idade à morte, estabelecidos por Wilmoth & Horiuchi (1999), o declínio acentuado da mortalidade nas idades mais jovens, no Estado de São Paulo, caracteriza um padrão divergente de declínio das taxas específicas de mortalidade favorável a uma redução da variabilidade na idade à morte. Uma redução nesta variabilidade, aliada a um deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas, seria um indício de que o processo de compressão-retangularização está ocorrendo no Estado de São Paulo. Por outro lado, o aumento do número e proporção de mortes por causas externas, especialmente entre os “adultos-jovens” do sexo masculino, e os ganhos de mortalidade nas idades mais avançadas podem contrabalançar o efeito do declínio acentuado da mortalidade infantil, de modo que a redução na variabilidade da idade à morte não se verifique. Neste caso, apenas um deslocamento da distribuição dos óbitos para as idades mais avançadas, sem uma tendência de redução na variabilidade da idade à morte, refutaria a hipótese de que o processo de compressão-retangularização esteja ocorrendo.

Esse deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas pode ser evidenciado por aumentos na esperança de vida ao nascer, na idade modal à morte ou na idade 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.

Pretende-se verificar, também, os efeitos das mudanças no padrão de mortalidade, por sexo, na variabilidade na idade à morte. Na análise histórica da redução da variabilidade da idade à morte, nos países desenvolvidos, é bem documentado o diferencial desta variabilidade entre homens e mulheres (Edwards & Tuljapurkar, 2005). Além disso, os perfis de mortalidade e morbidade no Brasil diferem significativamente por sexo (Prata, 1992; Nunes, 2004; Schramm *et al*, 2004). Ademais, uma vez que o processo de compressão-retangularização está relacionado à redução significativa das mortes prematuras¹, a mortalidade na infância pode ser desconsiderada do estudo por não resultar do processo de senescência² humana (Meyers & Manton, 1984a; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Edwards & Tuljapurkar, 2005). Assim, optou-se por trabalhar com a distribuição de óbitos acima dos 5 anos de idade.

Como a maioria dos trabalhos que tratam deste tema é conduzida principalmente nos países mais desenvolvidos, optou-se, também, por não avaliar o Brasil como um todo, de forma agregada, mas apenas a estrutura de mortalidade de residentes do Estado de São Paulo, por ser um dos estados brasileiros que, segundo Vasconcelos (1998), possui registros de óbitos de boa qualidade (cobertura mais completa de notificação e registro de óbitos, próxima de 100%). Além disso, no que diz respeito ao estágio da transição epidemiológica³, o Estado de São Paulo estaria muito próximo das características do grupo que engloba os países de baixa mortalidade (Ferreira & Castiñeiras, 1996).

Tanto as análises das medidas de tendência central da mortalidade quanto as análises das medidas de dispersão da distribuição dos óbitos ao redor de uma determinada idade são importantes para a caracterização e o conhecimento da estrutura de mortalidade de uma população. No Brasil, várias são as pesquisas

¹ Chama-se de mortes prematuras aquelas que não estão relacionadas ao processo intrínseco de senescência.

² O processo de senescência se refere ao processo natural de envelhecimento biológico (Fries, 1980).

³ A teoria da transição epidemiológica refere-se a mudanças ocorridas no tempo nos padrões de morte, morbidade e invalidez que caracterizam uma população específica e que, em geral, ocorrem em conjunto com outras transformações demográficas, sociais e econômicas (Omran, 1983; Schramm *et al*, 2004; Omran, 2005).

que sintetizam as condições de mortalidade em termos do tempo médio de vida de um ser humano (Santos, 1972; Ferreira & Castiñeiras, 1998; Duarte *et al*, 2002; Botega, Ribeiro & Machado, 2006). Entretanto, pouco se tem avançado na construção de indicadores que tratem explicitamente da variabilidade da distribuição dos óbitos ao redor deste tempo médio de vida.

Portanto, acredita-se que a construção de indicadores voltados para analisar as tendências, tanto das medidas de tendência central quanto de variabilidade da distribuição dos óbitos, pode somar aos conhecimentos existentes com o objetivo de identificar as mudanças que estão ocorrendo na estrutura de mortalidade da população do Estado de São Paulo. Além disso, as análises da variabilidade da idade à morte podem fornecer insumos para o delineamento de cenários futuros quanto à estrutura de mortalidade no Estado de São Paulo. De fato, vários pesquisadores têm argumentado que os estudos que tratam do monitoramento desses parâmetros (média e dispersão da distribuição dos óbitos por idade) podem contribuir 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 (Fries, 1980; Myers & Manton, 1984a; Paccaud *et al*, 1998; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Fries, 2003).

Esta dissertação é composta de mais cinco capítulos, além desta introdução. A seguir, são apresentados o debate sobre a hipótese do processo de compressão-retangularização, os determinantes deste processo, as controvérsias, bem como os aspectos relacionados a esse debate. No Capítulo 3 são apresentados alguns dos indicadores utilizados para medir as mudanças na variabilidade da idade à morte, enfocando a adequação desses indicadores para aplicação aos dados de residentes do Estado de São Paulo. No Capítulo 4 são apresentadas as fontes de dados utilizadas, assim como suas limitações relacionadas à construção dos indicadores. Ainda neste capítulo são apresentadas a metodologia para a construção de tábuas de mortalidade, o método utilizado para interpolação dos dados para idade simples e um breve resumo da evolução da mortalidade no Estado de São Paulo entre 1980 e 2005. No Capítulo 5 são apresentados os resultados e algumas discussões sobre as mudanças na variabilidade da idade à

morte no período considerado. Finalmente, o Capítulo 6 apresenta as principais conclusões desta dissertação e aponta algumas perspectivas para análises futuras.

2 A HIPÓTESE DE COMPRESSÃO-RETANGULARIZAÇÃO

Nos países desenvolvidos a redução histórica nos níveis de mortalidade propiciou uma redução significativa na variabilidade da idade à morte (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000). A redução desta variabilidade é medida com base em indicadores da amplitude ou da dispersão dos óbitos ao redor de uma idade em que ocorre maior concentração de mortes. Concomitantemente, ocorreu um deslocamento dos óbitos em direção às idades mais avançadas (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000), tal como indicado pelos ganhos significativos em termos de esperança de vida ao nascer, que se situava entre 25 e 40 anos no século XIX, alcançando a marca de 70 anos por volta de 1960 e se situando, em 2000, entre 80 e 82 anos em muitos países desenvolvidos (United Nations, 2004; Edwards & Tuljapurkar, 2005).

Esse processo de redução na variabilidade da idade à morte, que ocorre conjuntamente a um deslocamento dos óbitos em direção às idades mais avançadas, é denominado na literatura como processo de compressão da mortalidade (Fries, 1980, Myers & Manton, 1984a, Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000). Fries (1980) propõe a hipótese de que uma tendência de declínio significativo nos níveis de mortalidade, com a existência de um limite biológico para a longevidade humana, poderia desencadear um processo de compressão da mortalidade nas idades mais avançadas. Com base numa inspeção gráfica da curva de sobrevivência, Fries (1980) argumentou que uma tendência de declínio do nível de mortalidade nas idades mais jovens, com uma distribuição dos óbitos limitada à direita no eixo das idades, poderia fazer com que a curva de sobrevivência atingisse um formato cada vez mais retangular, processo denominado retangularização da curva de sobrevivência.

Desde a proposição feita por Fries (1980), vários pesquisadores tentam analisar, empiricamente, a hipótese de compressão-retangularização (Myers & Manton, 1984a; Myers & Manton 1984b; Nagnur, 1986; Rothenberg, Lentzner & Parker, 1991; Go *et al*, 1995; Nusselder & Mackenbach, 1996; Paccaud *et al*, 1998; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000; Kannisto, 2001; Cheung *et al*, 2005).

Alguns desses estudos sugerem que a hipótese não se verifica (Myers & Manton, 1984a; Myers & Manton 1984b), ou que, ao contrário do processo de compressão-retangularização, tem ocorrido um processo de expansão (aumento na variabilidade da idade à morte) nas idades mais avançadas (Rothenberg, Lentzner & Parker, 1991). De acordo com Wilmoth & Horiuchi (1999), muitos pesquisadores concordam com o argumento de Fries (1980) de que a compressão-retangularização tem se tornado uma característica importante de mudanças históricas na mortalidade humana. Entretanto, Wilmoth & Horiuchi (1999) destacam que o processo vem se estabilizando.

O propósito deste capítulo é trazer à tona algumas discussões sobre a existência dos processos de compressão da mortalidade e de retangularização da curva de sobrevivência determinados, inicialmente, por uma redução na variabilidade da idade à morte, aliada ao aumento desta idade. Para isso, primeiramente serão apresentadas as definições dos processos de compressão da mortalidade e retangularização da curva de sobrevivência. Em seguida, serão identificadas quais mudanças na estrutura de mortalidade são responsáveis por um deslocamento dos óbitos para as idades mais avançadas e uma redução na variabilidade da idade à morte, possibilitando, assim, a ocorrência do processo de compressão-retangularização. Além disso, será apresentada uma revisão bibliográfica do debate sobre o processo de compressão-retangularização, as controvérsias, bem como os aspectos relacionados a esse debate. Finalmente, serão feitas algumas considerações adicionais sobre as evidências deste processo e as possibilidades de análise no Estado de São Paulo.

2.1 Definição dos processos de compressão e retangularização

Para elucidar o processo de compressão-retangularização, torna-se necessária a inspeção gráfica de algumas funções da tábua de mortalidade de período⁴. Para construção dessas tábuas são necessárias, inicialmente, taxas específicas de

⁴ As tábuas de mortalidade de período são construídas com base na experiência de mortalidade observada durante um certo período de tempo por todas as gerações de uma população real. Neste caso, utiliza-se uma coorte hipotética de pessoas, as quais são submetidas às condições de mortalidade da população no período de tempo considerado (Ortega, 1987).

mortalidade correntes (${}_nM_x$) da população, entre as idade x e $x + n$. A metodologia consiste em converter, assim, as ${}_nM_x$ em probabilidades de morte que, aplicadas a um número inicial (hipotético) de nascidos vivos (l_0), gera uma distribuição de sobreviventes⁵, (l_x), e outra de mortes, (${}_nd_x$), entre duas idades exatas⁶, x e $x + n$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001).

A compressão da mortalidade é o processo por meio do qual ocorre um aumento na idade média à morte *vis-à-vis* uma redução na dispersão dos óbitos ao redor desta idade (Fries, 1980; Myers & Manton, 1984a; Go *et al*, 1995; Nusselder & Mackenbach, 1996; Wilmoth, 1997; Paccaud *et al*, 1998; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000; Kannisto, 2001; Lynch & Brown, 2001; Edwards & Tuljapurkar, 2005; Cheung *et al*, 2005; Cheung & Robine, 2007). Para uma visualização gráfica deste processo consideraram-se os dados das tábuas de mortalidade de período, estimadas para a população da Suécia nos anos de 1861 e 2006, disponíveis no Human Mortality Database (2007). O processo histórico de redução na variabilidade da idade à morte desta população é bem documentado na literatura (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000).

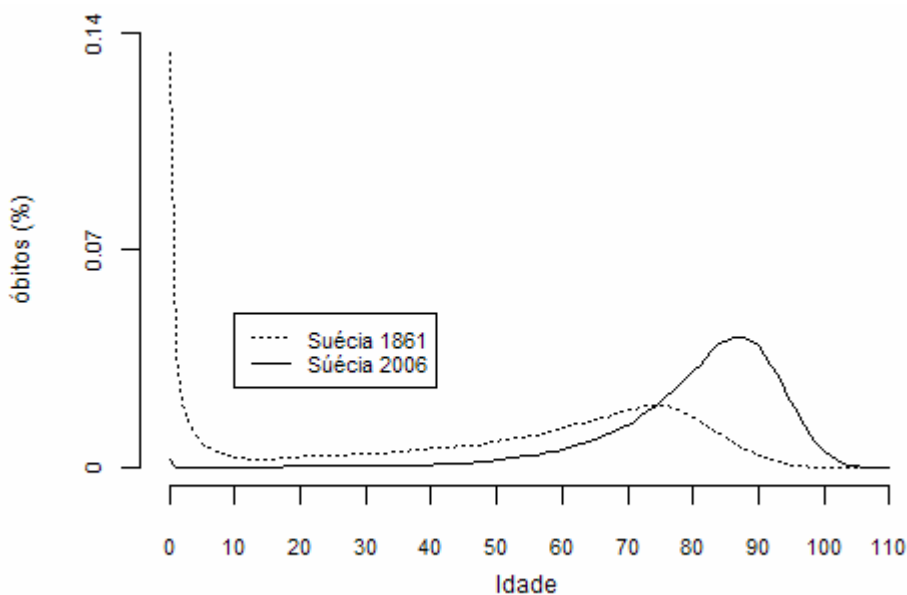
A FIG. 1 apresenta a distribuição proporcional dos óbitos por idade simples (óbitos estimados da idade 0 até os 110 anos e mais) para a população total da Suécia em 1861 e 2006 (antes e depois da transição da mortalidade⁷). Duas mudanças significativas podem ser visualizadas nesses dois anos. Em primeiro lugar, à esquerda das curvas verifica-se um declínio significativo da mortalidade nas primeiras idades. Em segundo lugar, à direita das curvas verifica-se um aumento da idade modal à morte e uma redução na variabilidade ao redor desta idade.

⁵ Em uma tabela de vida, l_x representa o número de sobreviventes a uma idade exata x (Carvalho, Sawyer & Rodrigues, 1994; Carvalho & Garcia, 2003).

⁶ A idade exata de um indivíduo é representada por x , sendo que n representa o tamanho do intervalo etário.

⁷ A transição da mortalidade refere-se a um processo por meio do qual determinada população experimenta a passagem de um regime de alta mortalidade, onde as mortes são concentradas nas primeiras idades devido ao alto número de mortes por doenças exógenas (não relacionadas ao processo intrínseco de envelhecimento humano), para um regime de baixa mortalidade, onde as mortes passam a se concentrar nas idades mais avançadas devido à predominância das mortes por doenças endógenas (Ferrie & Troesken, 2005).

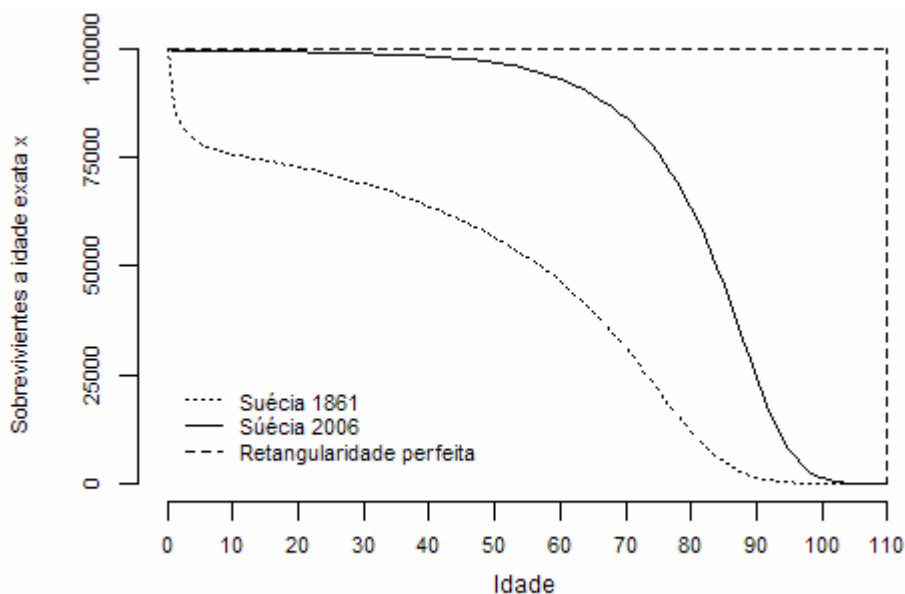
Figura 1: Distribuição percentual de óbitos por idade, Suécia 1861 e 2006 (ambos os sexos)



FORNTE DE DADOS BÁSICOS: Human Mortality Database (2007).

A FIG. 2 apresenta o número de sobreviventes à idade exata x (l_x), de uma coorte hipotética de 100.000 nascidos vivos, estimada para a população total da Suécia em 1861 e 2006. A área sob a curva de l_x fornece o número de indivíduos por idade. Na medida em que a probabilidade de morte diminui, do nascimento (idade zero) à idade x , maior número de pessoas sobrevivem às idades adultas e avançadas, com a curva de sobrevivência tendendo a uma forma retangular, caso as mortes tendam a se concentrar em torno de uma idade modal à morte (Nusselder & Mackenbach, 1996; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Cheung *et al*, 2005). Assim, a FIG. 2 ilustra o processo de retangularização da curva de sobrevivência. Num caso extremo, quando todos os indivíduos morreriam com 110 anos de idade, a função de sobrevivência tomaria a forma de uma curva perfeitamente retangular. Pela característica heterogênea no processo de senescência humana, como diferenças ambientais, sociais, biológicas, entre outras, é pouco provável que a curva de sobrevivência atinja uma topologia tal qual aquela de perfeita retangularidade na FIG. 2 (Partridge, 1997; Paccaud *et al*, 1998). Embora pareça ser impossível que a curva de sobrevivência humana atinja uma situação de perfeita retangularidade, pode-se pensar em definir medidas do grau de retangularidade exibido por uma curva de sobrevivência, ou do grau de variabilidade na distribuição das mortes por idade (Wilmoth & Horiuchi, 1999).

Figura 2: Curva de sobrevivência (l_x), Suécia 1861 e 2006 (ambos os sexos) e curva teórica perfeitamente retangularizada

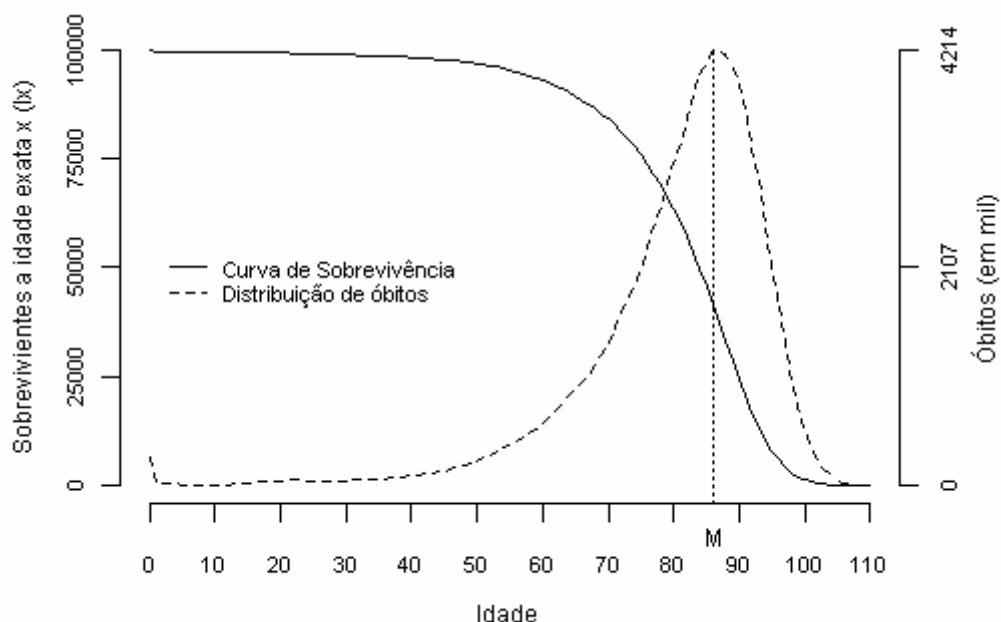


FONTE DE DADOS BÁSICOS: Human Mortality Database (2007).

De acordo com Wilmoth & Horiuchi (1999), intuitivamente, parece existir uma relação inversa entre os processos de redução na variabilidade da idade à morte e retangularização da curva de sobrevivência. Ou seja, na medida em que a distribuição de idade à morte torna-se menos variável, a curva de sobrevivência pode se tornar mais retangular (Wilmoth & Horiuchi, 1999). A FIG. 3 mostra as curvas de sobrevivência (l_x) e de óbitos (${}_n d_x$) sobrepostas, por idades simples, para a população total da Suécia em 2006. Observa-se que o ponto de inflexão da curva de sobrevivência, onde ocorre o declínio mais rápido da curva, coincide com a idade modal à morte (M), ponto de máximo da função que representa a distribuição das mortes por idade (${}_n d_x$). De acordo com Wilmoth & Horiuchi (1999), comparando a relação entre o ponto de declínio mais rápido (uma medida de retangularização) com alguma medida de variabilidade (por exemplo, o desvio-padrão ao redor da idade modal à morte), é possível, sob certas condições, mostrar que esta relação inversa é verdadeira. Numa curva de sobrevivência perfeitamente retangular (ver FIG. 2), não existe variabilidade da idade à morte e o ponto de declínio mais rápido atinge seu valor máximo quando a função de

sobrevivência decresce apenas na idade modal à morte (declínio totalmente perpendicular ao eixo das idades)⁸.

Figura 3: Ilustração da relação entre o processo de retangularização da curva de sobrevivência e a compressão da mortalidade, Suécia 2006 (ambos os sexos)



FONTES DE DADOS BÁSICOS: Human Mortality Database (2007).

2.2 Determinantes dos processos de compressão-retangularização

Os baixos níveis de mortalidade identificados hoje na maioria dos países desenvolvidos têm levado vários pesquisadores a analisar como o padrão de redução das taxas específicas de mortalidade por idade contribuiu e está contribuindo para uma concentração dos óbitos nas idades mais avançadas (Nusselder & Mackenbach, 1996; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Cheung *et al*, 2005).

Wilmoth & Horiuchi (1999) verificaram que a redução na variabilidade da idade à morte possuiu algumas características gerais. Com base em estudos para os Estados Unidos, Japão e Suécia, os autores estabeleceram quatro etapas descritivas deste processo. Primeiro, no que tange ao declínio histórico da mortalidade humana, a maior parte da redução na variabilidade seria atribuída à

⁸ Para detalhes formais desta relação, ver Wilmoth & Horiuchi (1999, p. 478).

queda na mortalidade abaixo de 5 anos, suprimindo a primeira moda da distribuição bimodal dos óbitos ao longo das idades. Segundo, a outra parte da redução seria atribuída, principalmente, à queda na mortalidade abaixo de 50 anos. Terceiro, ao se atingir um nível moderadamente alto de esperança de vida ao nascer (acima de 70 anos), o declínio secular na variabilidade diminuiria. Finalmente, em uma distribuição unimodal, em que as mortes se concentram nas idades avançadas, futuras reduções na mortalidade abaixo de 50 anos teriam pouco efeito na variabilidade da idade à morte. As reduções acima de 50 anos tenderiam a mostrar um equilíbrio de impactos positivos e negativos, fazendo com que os percentis da distribuição da idade à morte aumentem paralelamente. Ou seja, essas reduções afetariam pouco a variabilidade da idade à morte na medida em que não haveria uma aproximação entre os quartis de ordem superior na distribuição dos óbitos por idade.

Em resumo, um padrão divergente de redução das taxas específicas de mortalidade, onde as taxas de declínio seriam maiores nas idades mais jovens do que nas idades avançadas, seria a principal causa de uma redução na variabilidade da idade à morte. Por outro lado, um padrão homogêneo de redução das taxas específicas de mortalidade, onde as taxas de declínio seriam iguais em todas as idades, provocaria um aumento na esperança de vida ao nascer com pouco efeito na variabilidade da idade à morte (Wilmoth & Horiuchi, 1999).

2.3 O debate sobre o processo de compressão-retangularização

Quando Fries (1980) propôs a hipótese da compressão-retangularização sua premissa era da existência de limite biológico para a longevidade humana e a esperança de vida ao nascer, como condições necessárias para ocorrência do processo de retangularização da curva de sobrevivência. Para este autor, uma esperança de vida aumentando, com uma longevidade humana fixada aos 100 anos de idade, faria com que ocorresse uma redução na variabilidade da idade à morte. O processo estaria estabilizado quando a esperança de vida ao nascer atingisse 85 anos, idade em que as mortes estariam ocorrendo quase

exclusivamente em decorrência do processo natural de envelhecimento biológico⁹.

Desde então, o processo de retangularização da curva de sobrevivência e sua relação com a potencialidade de ganhos na esperança de vida tem sido foco de pesquisas há algumas décadas em vários países que experimentaram diminuição significativa na variabilidade da idade à morte. Entretanto, parece não existir, ainda, um consenso na definição formal do conceito nem na forma de medir e monitorar tal processo (Cheung *et al*, 2005).

De acordo com Paccaud *et al* (1998), os estudos que tratam do processo de compressão-retangularização têm mostrado resultados conflitantes. Por exemplo, Meyers & Manton (1984a) ao examinarem dados da população dos Estados Unidos, no período de 1962 a 1979, verificaram que o corolário necessário para o conceito do processo de retangularização não se verificou, qual seja, um aumento na idade média à morte com uma redução na dispersão dos óbitos ao redor desta idade. Porém, Meyers e Manton (1984a) consideraram apenas os óbitos ocorridos acima dos 60 anos, sob o argumento de que a compressão da mortalidade se refere ao que ocorre, principalmente, nas idades mais avançadas. Em resposta a esta análise, Fries (1984) argumentou que o estudo da dispersão da idade à morte deveria ser feito considerando-se uma escala percentil da distribuição dos óbitos por idade, uma vez que, na medida em que a idade média à morte aumentasse com o tempo, existiriam, naturalmente, maiores proporções de mortes nas idades avançadas implicando um aumento do desvio-padrão da idade à morte. Seguindo a sugestão de Fries (1984), Myers e Manton (1984b) analisaram a distribuição dos percentis dos óbitos por idade (para os Estados Unidos no período de 1962 a 1979) e verificaram que o resultado se manteve, ou seja, que não ocorreu uma redução na dispersão da idade à morte acima do último quartil da distribuição dos óbitos por idade.

No contexto de utilização da distribuição percentil dos óbitos por idade, apesar de serem conduzidas em diferentes populações, estão as análises feitas por Go *et al*

⁹ Cabe observar que Fries (1980) contava apenas com uma inspeção visual do processo.

(1995), Paccaud *et al* (1998) e Kannisto (2000). Go *et al* (1995) estudaram as mudanças na estrutura de mortalidade da população da Califórnia (EUA), no período de 1970 a 1990, e verificaram que, no que diz respeito à população no intervalo etário de 60 anos e mais, os resultados corroboram aqueles de Myers & Manton (1984b), ou seja, de que a compressão-retangularização não ocorreria nesse período. Por outro lado, Paccaud *et al* (1998), analisaram pontos de mediana, moda e percentis (75%, 90% e 95%) na distribuição dos óbitos por idade, para a população Sueca entre 1964 e 1994, e verificaram que a idade à morte estaria aumentando em todos os percentis acima da idade mediana. Porém, para os percentis de ordem maior as taxas de aumento seriam menores, sugerindo alguma concentração das mortes logo acima da mediana.

Além da análise da distribuição percentil dos óbitos por idade, outras metodologias têm sido consideradas com resultados que proporcionam o melhor entendimento do processo de compressão-retangularização. Nusselder & Mackenbach (1996) utilizaram o Índice de Keyfitz de Entropia de Mortalidade (H de Keyfitz), o desvio-padrão da idade à morte, e um coeficiente de variação, ambos aplicados à distribuição da idade à morte em tabelas de vida de período. Os autores verificaram que, tanto uma retangularização absoluta (relacionada a um aumento da concentração das mortes ao redor da esperança de vida ao nascer) quanto uma retangularização relativa (relacionada a um aumento na concentração das mortes em termos proporcionais à esperança de vida aos x anos exatos de idade) teriam ocorrido e se retratavam na curva de sobrevivência da população Holandesa nos anos de 1950 e 1992.

Wilmoth & Horiuchi (1999), utilizando dados históricos das populações dos Estados Unidos, Japão e Suécia, analisaram o processo considerando várias metodologias distintas e encontraram resultados favoráveis a um processo de compressão-retangularização. Outro estudo, conduzido por Cheung *et al* (2005) apresentou uma análise dos graus de horizontalização e verticalização da curva de sobrevivência da população de Hong Kong. Este estudo também identificou o fenômeno da compressão-retangularização.

No geral, os resultados corroboram o argumento de Fries (1980) quanto à hipótese de compressão-retangularização. Porém, uma visão histórica desta

hipótese pode depender do intervalo etário e do período de tempo disponível para as análises (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Em determinado período, quando todo o intervalo etário é considerado, pode ocorrer uma redução na variabilidade da idade à morte. Contudo, referindo-se aos trabalhos de Meyers & Manton (1984a; 1984b), a variabilidade pode permanecer estável se apenas os dados de óbitos de idosos são considerados. Segundo Wilmoth & Horiuchi (1999), tanto uma redução quanto um aumento podem ocorrer na variabilidade da idade à morte. Tudo dependeria do período de análise e das mudanças ocorridas na estrutura de mortalidade dentro desse período.

No que tange à relação entre o processo de retangularização da curva de sobrevivência e a existência de um limite biológico para a longevidade humana, Wilmoth (1997) aponta duas vertentes de análise: uma biológica e outra demográfica. Três argumentos demográficos (hipóteses), no que diz respeito à mudança na forma da distribuição dos óbitos por idade no tempo, que podem ter importância sobre a questão de limite biológico, são apontados por Wilmoth (1997): (1) hipótese da longevidade humana limitada; (2) hipótese da compressão-retangularização; e (3) hipótese da distribuição limite. Segundo Wilmoth (1997), em termos de padrão agregado de mortalidade, a hipótese de compressão-retangularização surge como uma manifestação da existência de um limite biológico para a longevidade. Entretanto, a ocorrência do processo de compressão-retangularização não implica, necessariamente, a existência de tal limite. O fato é que a distribuição da idade à morte pode se tornar mais e mais comprimida enquanto ainda está se deslocando para a direita ao longo do eixo de idades e, em tal situação, não existiria um limite (Wilmoth, 1997). Por outro lado, se o limite existe, parece claro que, com a eliminação das mortes por causas evitáveis *vis-à-vis* mudanças de hábitos e comportamentos em direção a um estilo de vida mais saudável, o processo de compressão-retangularização seria inevitável.

De acordo com Wilmoth (1997), o processo de compressão-retangularização sugere um limite na variabilidade da longevidade e não um limite para a longevidade. Assim, qualquer conclusão de um processo continuado de retangularização da curva de sobrevivência e qualquer implicação para limite

biológico da longevidade seria questionável. Não obstante, a esperança de vida ao nascer, em alguns países cuja retangularização seria evidente (Japão, Suécia, Estados Unidos e Holanda, entre outros) tem se aproximado dos 85 anos sem qualquer sinal de limite (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Cheung *et al*, 2005). Além disso, as taxas de declínio da mortalidade se apresentaram maiores nas idades mais avançadas (Horiuchi & Wilmoth, 1997; 1998). Uma explicação plausível para essa desaceleração da mortalidade seria a sobrevivência seletiva devido à heterogeneidade populacional (Horiuchi & Wilmoth, 1997). Tal fato seria um indício de que, se o limite biológico para a longevidade humana existisse, ele ainda não estaria próximo de ser alcançado.

Na Suécia, onde os níveis de mortalidade estão entre os mais baixos, o processo de compressão-retangularização parece ter sofrido uma estabilização a partir de 1961 (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Contudo, o padrão de declínio da mortalidade no início da década de 1990 sugere que o nível de variabilidade observado, com as mortes se concentrando em um intervalo reduzido de idade, pode ser mantido para futuras previsões, com ou sem aumento da esperança de vida (Wilmoth & Horiuchi, 1999).

2.4 O processo de compressão da morbidade

Outro aspecto importante a ser destacado, nessa revisão, é que, segundo Paccaud *et al* (1998), dada a heterogeneidade da mortalidade entre populações, a questão principal seria investigar a magnitude da variação ao redor da idade à morte e não a idade central de ocorrência dos óbitos. Neste aspecto, o processo de compressão-retangularização deveria ser visto, ainda, como parte de um processo relacionado à melhoria no “estado” de saúde dos idosos, na medida em que ocorre uma redução no “estado” de incapacidade e enfermidade ao redor da idade à morte (Paccaud *et al*, 1998). Ou seja, tratar-se-ia de um processo cuja origem seria, de fato, a “compressão da morbidade” (Fries, 1980; 1984). Além disso, a saúde entre os idosos está melhorando cada vez mais, com um correspondente aumento da chamada “esperança de vida livre de incapacidade” (Cambois, Robine & Hayward, 2001; Baptista, 2003; Camargos, Rodrigues & Machado, 2003; Romero, Leite & Szwarcwald, 2005). Para Paccaud *et al* (1998),

é nessa perspectiva que o monitoramento da idade à morte das pessoas idosas deveria ser conduzido.

Segundo Wilmoth & Horiuchi (1999), a compressão da morbidade não deve ser confundida com compressão da mortalidade. A primeira estaria relacionada a uma concentração de doenças e incapacidades no último ano de vida. A segunda se refere a um aumento na concentração da idade à morte em um intervalo de idade cada vez mais curto e, assim, a uma curva de sobrevivência mais retangular. Embora para Fries (1980) o processo de compressão da morbidade ocorreria simultaneamente ao processo de compressão da mortalidade, para Wilmoth & Horiuchi (1999) estes fenômenos deveriam ser analisados separadamente. Seguindo esta premissa, neste trabalho considera-se, apenas, o processo de compressão da mortalidade, deixando para futuras pesquisas uma análise mais aprofundada sobre a compressão da morbidade Estado de São Paulo.

2.5 Considerações Adicionais

Os estudos sobre o processo de compressão-retangularização considerados nesta revisão teórica estão centrados, principalmente, nas tendências da estrutura de mortalidade dos países desenvolvidos. O estudo deste processo nos países em desenvolvimento requer algumas considerações importantes, principalmente no que se refere ao padrão de redução nas taxas específicas de mortalidade no período analisado. Em primeiro lugar, no caso do Estado de São Paulo (Brasil), o que se pretende, inicialmente, é verificar como a evolução da mortalidade tem afetado a distribuição da idade à morte. Com base nos determinantes do processo de compressão da mortalidade, apontados por Wilmoth & Horiuchi (1999), a queda acentuada da mortalidade infantil em São Paulo, no período de 1980 a 2005 (Ortiz, 2002; Brasil, 2005), teria um impacto importante para a redução na variabilidade da idade à morte da população.

Em segundo lugar, de acordo com Wilmoth & Horiuchi (1999), a queda da mortalidade abaixo de 50 anos seria o segundo estágio no processo de redução da variabilidade na idade à morte. Na estrutura de mortalidade do Estado de São Paulo ainda existem proporções consideráveis de mortes prematuras,

especialmente entre os homens (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Vermelho & Jorge, 1996; Ferreira & Castiñeiras, 1998). O número ainda relativamente elevado de mortes por causas evitáveis, tais como doenças transmissíveis, acidentes, entre outras causas, além dos diferenciais de mortalidade infantil de origem exógena (Ortiz, 2002), e os diferenciais de sobrevivência por sexo (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Ferreira & Castiñeiras, 1998) podem ser obstáculos para uma redução maior na variabilidade da idade à morte da população total e uma convergência para nível e estrutura próximos ao de alguns países desenvolvidos.

Em terceiro lugar, de acordo com Wilmoth & Horiuchi (1999), quando a esperança de vida ao nascer alcança um nível moderadamente elevado (acima de 70 anos), o declínio secular na variabilidade da idade à morte diminui. A esperança de vida no Estado de São Paulo, em 2005, era de 73 anos (Brasil, 2005). Ganhos futuros em termos de mortalidade, em grande parte da população dos países em desenvolvimento, estarão concentrados nas idades avançadas, o que levaria a um aumento significativo da longevidade entre os idosos dessas populações (Carvalho, 2001; Campos & Rodrigues, 2004). Dentre os fatores responsáveis por esses ganhos podem ser destacados, segundo Carvalho (2001), aqueles relacionados a mudanças estruturais e avanços da biogenética. Nenhuma das projeções feitas anteriormente por organismos internacionais (ONU, Banco Mundial, entre outras), no que diz respeito à trajetória futura da mortalidade, nessas populações, incluía esses avanços em suas hipóteses (Carvalho, 2001). Portanto, pode-se dizer que ainda existem margens para ganhos significativos da esperança de vida ao nascer em São Paulo, indicando que a distribuição dos óbitos ainda está sofrendo um processo de deslocamento para as idades mais avançadas. Tal fato seria um indício de que o provável processo de redução na variabilidade da idade à morte no Estado de São Paulo ainda não estaria passando por uma estabilização.

No que diz respeito à relação do processo de compressão-retangularização com a existência de limites biológicos para a longevidade humana é importante destacar que, de acordo com Campos & Rodrigues (2004), a população da Região Sudeste do Brasil ainda estaria longe de alcançar um limite biológico (se é que ele existe). Verifica-se que o ritmo de declínio da mortalidade dos idosos nos estados do

Sudeste não apresentou um padrão homogêneo durante o período 1980-2000, e que as reduções, em quase todo o período, foram mais expressivas para octogenários do que para sexagenários e septuagenários (Campos & Rodrigues, 2004). Pressupondo ser razoável que estes resultados prevaleçam para o Estado de São Paulo, tal fato não significa que o processo de redução na variabilidade da idade à morte não esteja ocorrendo, pois, segundo Wilmoth & Horiuchi (1999), a distribuição da idade à morte pode se tornar mais e mais comprimida enquanto ainda está se deslocando para a direita ao longo do eixo de idades.

Em resumo, acredita-se que seja necessário compreender o processo de declínio da mortalidade no Estado de São Paulo, à luz do processo de compressão-retangularização em evidência em outros países. No que tange às mudanças no padrão de redução das taxas específicas de mortalidade no Estado, no período de 1980 a 2005, tanto uma redução quanto um aumento na variabilidade da Idade à morte pode estar ocorrendo. Ou seja, com a queda acentuada da mortalidade infantil no Estado de São Paulo (Ortiz, 2002), pode ser que a dispersão dos óbitos ao redor da idade à morte esteja diminuindo. Por outro lado, com o elevado índice de mortes prematuras entre os adultos jovens, a esperança de vida ao nascer e a longevidade aumentando (Ferreira & Castiñeiras, 1998; Campos & Rodrigues, 2004; Brasil, 2005), pode ser que a dispersão dos óbitos ao redor da idade à morte também esteja aumentando. Com efeito, acredita-se que ainda há muito que se avançar no debate sobre o processo de compressão-retangularização, principalmente com as perspectivas correntes já mencionadas de declínio da mortalidade e mudanças no perfil de morbidade dos países em desenvolvimento, em direção à realidade hoje verificada nos países desenvolvidos. Assim, acredita-se que seja preciso analisar, por meio da construção de indicadores, como as mudanças ocorridas na estrutura de mortalidade afetaram, até o presente, a variabilidade da idade à morte nesses países.

3 INDICADORES DO PROCESSO DE COMPRESSÃO-RETANGULARIZAÇÃO

A literatura sobre indicadores para medir as mudanças na variabilidade da idade à morte e, conseqüentemente, analisar a hipótese de compressão-retangularização é extensa (Myers & Manton, 1984a; 1984b; Nagnur, 1986; Rothenberg, Lentzner & Parker, 1991; Go *et al*, 1995; Nusselder & Mackenbach, 1996; Paccaud *et al*, 1998; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000; 2001; Lynch & Brown, 2001; Cheung *et al*, 2005). Embora a aplicação dessas metodologias exija dados de óbitos e população de boa qualidade, principalmente nas idades mais avançadas, alguns indicadores são menos sensíveis do que outros no que tange aos erros nos dados, principalmente de erros relacionados à declaração de idade nas idades mais avançadas. Por exemplo, alguns indicadores necessitam de uma maior suavização da curva de sobrevivência nas idades adultas e avançadas, ou de uma forte aproximação com uma curva normal na distribuição dos óbitos nas idades mais avançadas (Eakin & Witten, 1995; Kannisto, 2000; 2001; Cheung *et al*, 2005). Além disso, alguns indicadores são de construção mais complexa do que outros, exigindo a construção de tábuas de mortalidade com intervalo aberto em cerca de 110 anos e mais (Wilmoth & Horiuchi, 1999).

Dentre os indicadores considerados menos indicados para aplicação neste trabalho podem ser destacados aqueles que utilizam a aproximação de Lexis (1878) sobre o “comprimento normal da vida”, como o “desvio-padrão acima da idade modal à morte”, ou aqueles que necessitam de uma derivação de segunda ordem na curva de sobrevivência, tal como o “Índice de Retangularidade”, “Curvatura Mínima e Curvatura Máxima” propostos por Eakin & Witten (1995) e o “Ponto de Declínio mais Rápido”, proposto por Wilmoth & Horiuchi (1999). Por outro lado, indicadores como “Distância Interquartílica da Idade à morte” (Wilmoth & Horiuchi, 1999), “Família-C” (Kannisto, 2000), e “Desvio-Padrão da idade à morte” aplicado numa escala percentil da distribuição dos óbitos (Myers & Manton, 1984a; Go *et al*, 1995, Kannisto, 2001) são medidas que, mesmo exigindo dados de boa qualidade, são menos sensíveis à forma da distribuição e

possuem maior facilidade de aplicação e de interpretação. Além disso, quanto a todos os indicadores revisados, no que tange à eficiência em medir o processo de compressão-retangularização, eles são altamente correlacionados (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Por isso, para analisar as mudanças na variabilidade da idade à morte em São Paulo, tendo em vista a adequação aos dados disponíveis, optou-se pela utilização de três medidas: a “distância interquartílica da idade à morte” (DIM), o “menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos” (C50) e o “desvio-padrão da idade à morte” (DP) aplicado acima de determinado percentil da distribuição dos óbitos por idade.

A escolha pela construção desses três indicadores é conveniente devido às diferentes formas de aplicação de cada um. Por exemplo, a DIM e o DP são indicadores que dependem de uma distribuição percentil dos óbitos por idade, permitindo avaliar as mudanças ocorridas numa proporção constante da distribuição. O DP ainda permite avaliar as mudanças em diferentes proporções da distribuição dos óbitos (Myers & Manton, 1984b; Kannisto, 2001). Já o C50 mede a compressão da mortalidade livre de uma escala percentil (Kannisto, 2000). Não obstante, existem algumas considerações metodológicas que são importantes para se definir uma aplicação mais adequada de cada indicador aos dados de óbitos de determinada população (Wilmoth & Horiuchi, 1999).

Inicialmente, o propósito deste capítulo é apresentar os aspectos metodológicos referentes ao tamanho do intervalo etário e à padronização da escala de idade utilizados para análise. Em seguida, serão apresentadas algumas metodologias de construção dos indicadores escolhidos para aplicação neste trabalho, enfocando suas adequações aos dados disponíveis de residentes do Estado de São Paulo no período de 1980 a 2005.

3.1 Aspectos metodológicos no processo de compressão-retangularização

Na literatura relacionada ao estudo da variabilidade da idade à morte (Myers & Manton, 1984a; 1984b; Nagnur, 1986; Rothenberg, Lentzner & Parker, 1991; Go *et al*, 1995; Nusselder & Mackenbach, 1996; Paccaud *et al*, 1998; Wilmoth &

Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000; 2001; Cheung *et al*, 2005) não existe um consenso quanto ao fato de se utilizar todo o intervalo etário ou apenas as idades adultas e avançadas na mensuração do processo. Outro debate se refere a utilizar a idade cronológica ou padronizar o eixo das idades. Contudo, algumas sugestões apontadas parecem convergir para o fato de que as escolhas feitas dependem do interesse do pesquisador. Neste caso, antes de apresentar as metodologias de construção de indicadores do processo de compressão-retangularização para este trabalho, optou-se por destacar alguns aspectos metodológicos que antecedem a aplicação de determinado indicador.

3.1.1 Considerações sobre o intervalo etário utilizado para construção do indicador

O processo de compressão da mortalidade pode ser analisado considerando-se todas as idades ou restringindo o intervalo etário. A decisão de restringir ou não o intervalo etário precede a escolha do indicador e pode depender do tipo de pesquisa (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Edwards & Tuljapurkar, 2005). Na maioria dos estudos analisados, os indicadores utilizados para medir a variabilidade da idade à morte foram aplicados somente a partir de uma determinada idade. Geralmente, desconsideram-se as idades mais jovens (Nusselder & Mackenbach, 1996; Paccaud *et al*, 1998; Edwards & Tuljapurkar, 2005; Cheung *et al*, 2005) ou a mortalidade infantil (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Outros trabalham apenas com os idosos (Myers & Manton, 1984a; 1984b). Por exemplo, Myers & Manton (1984a) calcularam o “Desvio-Padrão da idade à morte” aplicado somente à distribuição de mortes por idade acima dos 60 anos. Wilmoth & Horiuchi (1999) e Kannisto (2000) aplicaram a “Distância Interquartílica da Idade à morte” desconsiderando apenas a mortalidade infantil. Edwards & Tuljapurkar (2005) consideraram mais conveniente o cálculo do “Desvio-Padrão da idade à morte” levando em conta os óbitos acima da idade de 10 anos. Assim, cada pesquisador determina uma restrição do intervalo etário a ser utilizado, apresentando as mais diversas justificativas para sua escolha.

De acordo com Myers & Manton (1984a), a utilidade de se analisar todo o intervalo etário para o estudo do processo de compressão-retangularização seria

no caso de dois tipos de redução da mortalidade ocorrendo em tempos distintos: primeiramente, o declínio da mortalidade infantil; posteriormente, a redução das mortes por doenças transmissíveis nas idades avançadas. Myers & Manton (1984a) destacam que, no caso do processo de compressão-retangularização, por este se referir ao que acontece com a variabilidade da idade à morte nas idades avançadas (60 anos e mais), a consideração da mortalidade nas idades mais jovens e adultas poderia influenciar ou distorcer as medidas de tendência central como a idade média ou mediana à morte. Ademais, uma tendência, quando se analisa todo o espectro das idades, diz respeito ao uso costumeiro de tábuas de mortalidade truncadas (por exemplo, limite superior do intervalo etário em 85 anos e mais), o que poderia encobrir aspectos importantes no que diz respeito à redução da mortalidade nas idades avançadas. Por exemplo, uma tabela truncada poderia afetar o desvio-padrão acima da idade média à morte, caso esta idade estivesse muito próxima da idade limite estabelecida.

Por outro lado, existem estudos que analisam o processo de compressão-retangularização tomando por base todo o intervalo etário (Go *et al*, 1995; Kannisto, 2000; Shkolnikov, Andreev & Begun, 2007). Para Go *et al* (1995) é importante analisar o processo de compressão-retangularização considerando-se: (1) todo o intervalo etário; (2) a omissão da mortalidade infantil; (3) e apenas as idades avançadas. Desta forma, seria possível analisar o processo com base nos efeitos da mortalidade no início, meio e fim do ciclo de vida. Kannisto (2000) discorda desse argumento, apontando que o processo de compressão-retangularização não estaria relacionado a determinado sub-intervalo etário e, portanto, deveria ser medido livre de uma restrição na escala de idade ou eliminando-se apenas a mortalidade infantil. Já para Wilmoth & Horiuchi (1999), se o propósito é investigar a relação do processo de retangularização com limites na longevidade, a desconsideração da mortalidade nas primeiras idades deveria ser a opção, dado não resultar do processo de senescência. Para outros propósitos, como apenas analisar as mudanças na variabilidade da idade à morte, Wilmoth & Horiuchi (1999) argumentam que não haveria necessidade de se restringir o intervalo etário ou desconsiderar apenas a mortalidade infantil. Entretanto, Edwards & Tuljapurkar (2005) destacam que quando se utiliza determinado indicador, como o desvio-padrão da idade à morte, por exemplo, a

remoção das mortes até as idade de 5 ou 10 anos pode fornecer uma conceituação mais intuitiva da variabilidade da idade à morte.

Neste trabalho, optou-se por analisar as mudanças na variabilidade da idade à morte desconsiderando a mortalidade abaixo dos 5 anos. A escolha deste intervalo etário se justifica por duas razões. Em primeiro lugar, no Estado de São Paulo, a mortalidade nas primeiras idades ainda é relativamente elevada se comparada aos países desenvolvidos. No Estado de São Paulo, em 2005, a taxa de mortalidade infantil, para ambos os sexos, era cerca de 15 óbitos infantis por mil nascidos vivos (Brasil, 2005). Na Suécia e no Japão, no mesmo ano, essa taxa era, respectivamente, cerca de 2,4 e 2,7 óbitos infantis por mil nascidos vivos (HUMAN MORTALITY DATABASE, 2007). Ademais, uma análise considerando-se apenas os idosos encobriria aspectos relevantes de mudanças no padrão de mortalidade do Estado de São Paulo nas últimas décadas. Por exemplo, o efeito em curto e médio prazo da queda acentuada da mortalidade infantil. Assim, o intervalo selecionado (distribuição dos óbitos acima dos 5 anos de idade) adequa-se plenamente ao objetivo deste trabalho, qual seja, analisar a variabilidade da idade à morte na tentativa de verificar a hipótese de compressão-retangularização, a qual se refere a uma redução na variabilidade da idade nas idades adultas e avançadas (Meyers & Manton, 1984a; Wilmoth, 1997).

3.1.2 Padronização da escala de idade

A padronização da escala de idade é um segundo ponto de discussão metodológica que precede a aplicação de determinado indicador. Existem pesquisadores que se posicionam a favor de uma padronização da escala de idade antes de empregar uma medida de variabilidade da idade à morte (Eakin & Witten, 1995). Tal padronização refere-se, de modo geral, à divisão da idade à morte pela esperança de vida ao nascer. Segundo os autores, se o objetivo na análise do processo de compressão-retangularização é comparar a sobrevivência entre espécies ou entre populações heterogêneas de uma mesma espécie, em períodos distintos do tempo, seria recomendável o uso da escala de idade padronizada.

Contrastando esta idéia, Wilmoth & Horiuchi (1999) destacam que, em situações de grande aumento na esperança de vida ao longo do tempo, a padronização da escala de idade poderia ser usada para comparações históricas da variabilidade na idade à morte na população humana, uma vez que a variabilidade se expressa em relação à medida de tendência central. Entretanto, de acordo com Wilmoth & Horiuchi (1999), como o objetivo da padronização é combinar mudanças na variabilidade da idade à morte com mudanças na esperança de vida, torna-se mais difícil separar os dois efeitos e interpretar as mudanças observadas. Por exemplo, Wilmoth & Horiuchi (1999) verificaram que, desconsiderando a padronização, a variabilidade da idade à morte na Suécia, entre 1751 e 1871, permaneceu aproximadamente constante. Entretanto, ao utilizarem a padronização, a variabilidade da idade à morte, neste mesmo período, diminuiu meramente como função do aumento na esperança de vida. Como a padronização consiste apenas na divisão da idade à morte pela esperança de vida ao nascer, se a variabilidade da idade à morte, com base na escala original das idades, é constante ao longo do tempo, a redução nesta variabilidade com base nas idades padronizadas pode ser, simplesmente, conseqüência de mudanças da esperança de vida ao nascer, que é o denominador no cálculo das idades padronizadas. Portanto, para este trabalho será utilizado o intervalo cronológico de idade, uma vez que o período em que os dados estão disponíveis é relativamente pequeno (25 anos), não justificando, assim, o uso da padronização.

3.2 Como medir as mudanças na variabilidade da idade à morte em São Paulo?

A discussão teórica apresentada por Fries (1980) foi fundamentada, inicialmente, numa inspeção visual das mudanças ocorridas na curva de sobrevivência. Tais mudanças poderiam ser descritas como uma redução significativa das mortes por causas evitáveis, concomitantes a um postergamento das doenças não transmissíveis. Posteriormente, vários estudos foram conduzidos com o objetivo de mensurar empiricamente o processo de compressão-retangularização (Myers & Manton, 1984a; Go *et al*, 1995; Eakin & Witten, 1995; Nusselder & Mackenbach, 1996; Paccaud *et al*, 1998; Edwards & Tuljapurkar, 2005; Cheung *et al*, 2005).

Existem, ainda, alguns estudos voltados para a comparação de diversas metodologias na mensuração do processo (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000).

Para a construção desta revisão teórica, documentou-se a existência de 28 indicadores relacionados ao processo de compressão-retangularização. Entretanto, foge do objetivo do trabalho uma apresentação detalhada de aplicação de cada indicador. Assim, optou-se pela descrição pormenorizada de três medidas que cumprem o papel de mensuração do processo de compressão da mortalidade e ajudam a atingir o objetivo proposto. Nesta seção, serão apresentadas três medidas utilizadas para analisar as mudanças na variabilidade da idade à morte no Estado de São Paulo: a *Distância Interquartílica da Idade à morte* (DIM), o *menor intervalo em que ocorre a contração de 50% dos óbitos* (C50), e o *Desvio-Padrão da idade à morte* (DP). O objetivo é focar a adequação dessas medidas para aplicação aos dados disponíveis neste trabalho.

3.2.1 Distância Interquartílica da idade à morte (DIM)

A primeira medida de variabilidade da idade à morte, considerada como de aplicação mais simples, refere-se à “distância interquartílica da idade à morte” (DIM), que tem a funcionalidade de medir o tamanho do intervalo de idade (entre o primeiro e o segundo quartil da distribuição dos óbitos) em que ocorrem 50% das mortes ao redor da idade mediana à morte.

A distância interquartílica é usada, de forma geral, para encontrar a quantidade de observações que estão compreendidas entre o primeiro e terceiro quartis de determinada distribuição. Como o primeiro e terceiro quartis equivalem, respectivamente, aos percentis de ordem 25 e 75, tem-se que a distância interquartílica representa 50% das observações igualmente espaçadas ao redor da mediana (percentil de ordem 50).

Wilmoth & Horiuchi (1999) propõem uma forma bastante simples para o cálculo da distância interquartílica da idade à morte. Considerando uma tábua de mortalidade cuja raiz é uma unidade (o tamanho inicial da coorte hipotética é igual a 1), o cálculo da distância interquartílica da idade à morte, tal como proposto por

Wilmoth & Horiuchi (1999), necessita apenas da função de sobrevivência que, neste caso, varia de 0 a 1. Assim, a DIM pode ser calculada da seguinte forma:

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

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

As idades exatas 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 terceiro quartis da distribuição dos óbitos por idade. Logo, subtraindo-se a idade em que ocorre o primeiro quartil da idade em que ocorre o terceiro, tem-se a distância interquartílica da idade à morte (DIM).

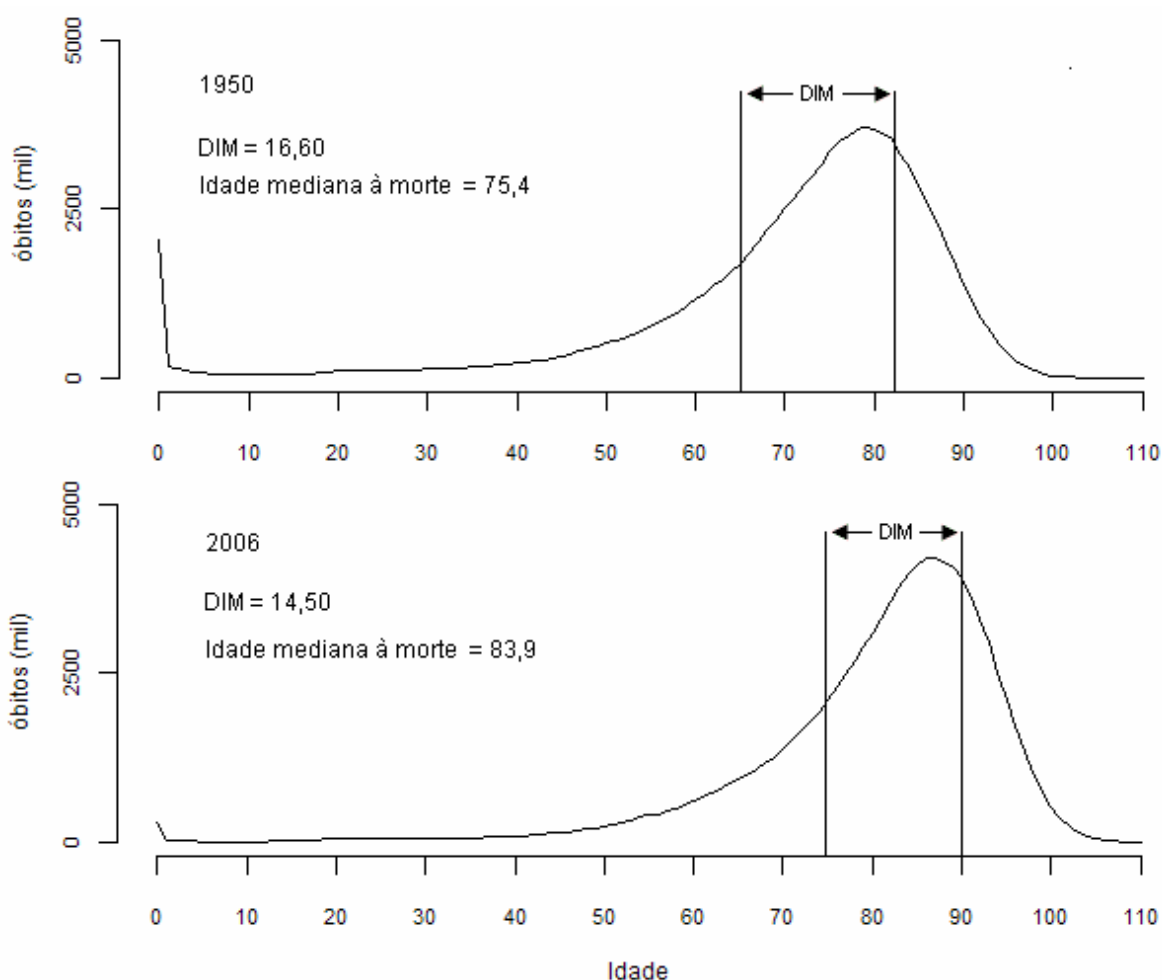
Dentre os estudos analisados nesta revisão, aquele realizado por Wilmoth & Horiuchi (1999) foi o primeiro a utilizar a distância interquartílica como indicador do processo de compressão da mortalidade. Como exemplo de aplicação desta medida, considere a FIG. 4, que apresenta a distribuição do número absoluto de óbitos estimados por idade simples para a população masculina da Suécia em 1950 e 2006. Essa figura fornece uma ilustração da redução da distância interquartílica da idade à morte na população masculina da Suécia entre 1950 e 2006. Em 1950, a maior parte dos óbitos esteve compreendida entre as idades de 65 anos e pouco acima de 80 anos. Já em 2006, estas idades foram em torno de 75 anos e 90 anos.

Para um melhor entendimento do cálculo da DIM, considere, por exemplo, os dados para as estimativas da DIM da população masculina da Suécia em 1950 (FIG. 4). O $l_{x_1} = 0,75$ ocorreu na idade exata de 65,8 anos¹⁰, já o $l_{x_2} = 0,25$ ocorreu na idade exata de 82,5 anos. Neste caso, a DIM estimada para a população masculina da Suécia em 1950 engloba um intervalo de $82,47 - 65,82 = 16,65$ anos. Esse intervalo compreende 50% das mortes masculinas na Suécia em 1950, que estão compreendidas entre o primeiro e o terceiro quartis da distribuição de óbitos por idade.

¹⁰ Nos dados reais dificilmente se tem um l_x exatamente igual a 0,75. Neste caso, uma opção é usar uma interpolação linear para encontrar a fração da idade exata em que l_x é igual a 0,75.

Neste caso, 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 distância interquartílica da idade à morte fica reduzida ao redor desta idade mediana. Se, além desta redução da DIM, ocorrer também um aumento da idade mediana à morte tem-se uma redução na variabilidade da idade à morte e, conseqüentemente, um processo de compressão da mortalidade (Wilmoth & Horiuchi, 1999). O processo de compressão da mortalidade é claramente verificado na FIG. 4, pois, na medida em que a distribuição de óbitos por idade se torna menos dispersa (pela redução da DIM) ocorre, também, um deslocamento desta distribuição para a direita no eixo das idades, tal como medido pela idade mediana à morte (um aumento de 75,4 anos, em 1950, para 83,9 anos, em 2006).

Figura 4: Distribuição de mortes por idade e DIM para população masculina da Suécia, (1950 e 2006)



FONTES DE DADOS BÁSICOS: Human Mortality Database (2007).

A DIM parece adequada para aplicação aos dados de óbitos de residentes do Estado de São Paulo por três motivos principais. Em primeiro lugar, não exige pressupostos relacionados à forma da distribuição dos óbitos por idade. Em segundo, não exige uma curva de sobrevivência excessivamente suavizada. Em terceiro, não exige tábuas de mortalidade com intervalo aberto nas idades muito avançadas, por exemplo, 110 anos e mais, especialmente nos registros censitários. No Estado de São Paulo, estimativas de tábuas de mortalidade truncadas em 110 anos e mais são inviáveis, dados os conhecidos erros de declaração nas idades mais avançadas. Entretanto, como qualquer medida relacionada à estrutura de mortalidade, a DIM exige registros de dados de boa qualidade.

3.2.2 Menor intervalo etário de concentração dos óbitos (Família-C)

O menor intervalo etário de concentração dos óbitos (Família-C) foi um indicador alternativo de compressão da mortalidade, estabelecido por Kannisto (2000). Denota-se este indicador pela letra “C” seguida pela especificação da proporção desejada: C90 (90%), C50 (50%), C25 (25%), entre outros. Por exemplo, o C50 representa o menor intervalo etário em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos. A princípio este indicador pode causar estranheza, pois, certamente, podem-se obter vários intervalos etários nos quais ocorre a concentração de 50% dos óbitos. Contudo, o que se procura é o menor destes vários intervalos.

Segundo Kannisto (2000), a escolha pelo menor intervalo de concentração (90%, 50%, 25%, entre outros) depende de quão baixo é o nível de mortalidade, principalmente da mortalidade infantil, de determinada população. Por exemplo, populações com níveis de mortalidade muito baixos experimentam um processo de compressão da mortalidade bastante avançado (Kannisto, 2000). Neste caso, avaliar mudanças no C50 torna-se irrelevante, uma vez que o menor intervalo etário de concentração de 90% dos óbitos (C90) pode estar muito próximo do menor intervalo etário de concentração de 50% dos óbitos (C50).

Os indicadores da Família-C podem ser aplicados diretamente na distribuição de óbitos por idade observada, sob a justificativa de que os erros de declaração de

idade seriam provenientes de apenas uma fonte, o registro de óbitos. Entretanto, o uso da distribuição de óbitos por idade, estimada por uma tábua de mortalidade de período, pode ser de interesse. Em muitos países desenvolvidos, o declínio da mortalidade nas idades mais avançadas estaria ocorrendo, principalmente, por fatores de período e não por, supostamente, coortes mais saudáveis (Kannisto, 2001). Ademais, se a tábua de mortalidade é estratificada por grupos quinquenais de idade e depois se aplica um método de interpolação osculatória¹¹, pode-se amenizar erros de declaração de idade, os quais seriam evidentes na distribuição de óbitos observada, obtida por idade simples. A idéia seria, em seguida, suavizar os l_x por meio da interpolação osculatória e, posteriormente, calcular ${}_n d_x$, os quais não mais estariam afetados por erros de declaração de idade, dada a correção obtida por meio da suavização. Certamente essa curva de distribuição dos óbitos estimada é mais suavizada que a curva observada, dada a forma de aplicação da interpolação osculatória. A aplicação de um indicador da Família-C exige uma curva de distribuição dos óbitos por idade simples suavizada (Kannisto, 2000). Entretanto, cabe salientar uma limitação associada a este procedimento: a de que uma suavização excessiva poderia distorcer os resultados, principalmente em relação ao cálculo da idade modal à morte (Kannisto, 2000).

A escolha de um indicador da Família-C, mais especificamente o C50, para os dados de residentes do Estado de São Paulo, no período de 1980 a 2005, justifica-se pelo fato de que tal indicador pode medir a compressão da mortalidade considerando-se todo o intervalo etário sem, entretanto, depender de escalas percentis da distribuição dos óbitos por idade (Kannisto, 2000), como no caso da DIM. Além disso, o C50 é mais expressivo para uma queda rápida da mortalidade e é adequado em populações cujas mortes prematuras (por causas evitáveis) são relativamente elevadas (Kannisto, 2000). Assim como a DIM, o C50 não exige qualquer pressuposto em relação à forma da curva de distribuição dos óbitos por

¹¹ A interpolação osculatória é um método de interpolação polinomial, com coeficientes já estimados, que consiste em efetuar uma interpolação de dados por grupos etários quinquenais ou decenais para idade simples. As técnicas podem ser utilizadas para desagregar dados agrupados ou estimar valores pontuais intermediários. Uma das principais vantagens destas técnicas é o fato delas utilizarem as informações dos grupos mais próximos para realizar a interpolação. O resultado é uma curva com dados interpolados para idades simples que mantém uma estrutura fidedigna à curva com dados agrupados (Siegel & Swanson, 2004).

idade. Neste caso, têm-se dois indicadores que capturam a concentração de 50% dos óbitos considerando-se dois aspectos metodológicos distintos: distribuição dos óbitos em escala percentil (DIM) e em escala cronológica (C50).

Para entender a metodologia de Kannisto (2000) referente ao cálculo de um indicador da Família-C considere, por exemplo, a estimativa de C50 para a distribuição de óbitos da tábua de mortalidade masculina da Suécia em 1950. Os cálculos são feitos considerando os dados apresentados na TAB. 1.

Tabela 1: Dados para o cálculo do C50 para a população masculina da Suécia (1950)

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
x	$n d_x$	t	x	$n d_x$	$\Sigma n d_x$	%	Soma requerida*	Indicador
71	2657	1	79	3.708	3.708	3,7		
72	2857	2	78	3.685	7.393	7,4		
73	2980	3	80	3.682	11.075	11,1		
74	3172	4	81	3.633	14.708	14,7		
75	3369	5	77	3.566	18.274	18,3		
76	3499	6	82	3.531	21.805	21,8		
77	3566	7	76	3.499	25.304	25,3		
78	3685	8	75	3.369	28.673	28,7		
79	3708	9	83	3.317	31.990	32,0		
80	3682	10	74	3.172	35.162	35,2		
81	3633	11	84	3.102	38.264	38,3		
82	3531	12	73	2.980	41.243	41,2		
83	3317	13	72	2.857	44.100	44,1		
84	3102	14	85	2.854	46.954	46,9		
85	2854	15	71	2.657	49.611	49,6		
86	2558	16	86	2.558	52.169	52,2	50.013	C50

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Human Mortality Database (2007)

Nota: * Soma requerida para o indicador desejado

- 1) Os dados nas colunas (1) e (2) representam, respectivamente, as idades e uma parte da distribuição de óbitos sob as quais ocorre a proporção de mortes desejada (50%). Esses são os dados requeridos para o procedimento de cálculo do C50. Observe que a idade modal à morte, neste caso, ocorre aos 79 anos (idade com maior número de óbitos).
- 2) A coluna (3) é apenas um indicador do tamanho do intervalo etário para determinada proporção de mortes (coluna 7). Nas colunas (4) e (5) estão as idades e os respectivos óbitos que ocorrem ao redor da idade modal à morte. Esses óbitos são colocados em ordem decrescente, iniciando pelo

valor modal. Os dados precisam ser suficientemente suavizados para que os valores declinem regularmente em ambos os lados da idade modal à morte. A coluna (6) apresenta uma soma acumulada dos óbitos da coluna (5) até que se alcance um valor imediatamente acima do valor que representa a proporção desejada (no caso deste exemplo, em que a soma dos óbitos é 100.026, o número de óbitos que atinge a proporção desejada de 50% é 50.013). Na coluna (7) estão as proporções desejadas referentes a cada acumulado na coluna (6). Note que o número de óbitos para a proporção desejada (50%) se encontra entre o penúltimo e o último valor da coluna (6).

- 3) Percebe-se que o indicador C50, que representa o menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos, está entre os intervalos de tamanho 15 e 16. Por um procedimento de interpolação, C50 é estimado considerando-se o seguinte cálculo:

$$C50 = t - \left(\frac{\sum_n d_x - N}{{}_n d_x} \right) \quad (2)$$

onde t é o tamanho do intervalo imediatamente acima daquele necessário para se alcançar 50% dos óbitos (16); $\sum_n d_x$ é o número acumulado de óbitos que está imediatamente acima do número que representa 50% dos óbitos (ou seja, número acumulado de óbitos dentro do intervalo dado por t, neste caso, 52.169); N é o número equivalente a 50% do total de óbitos (50.013); e ${}_n d_x$ é o número de óbitos entre os acumulados de óbitos imediatamente abaixo e acima da proporção desejada, que se encontra na coluna (5) da TAB. 1 (${}_n d_x = 52.169 - 49.611 = 2.558$).

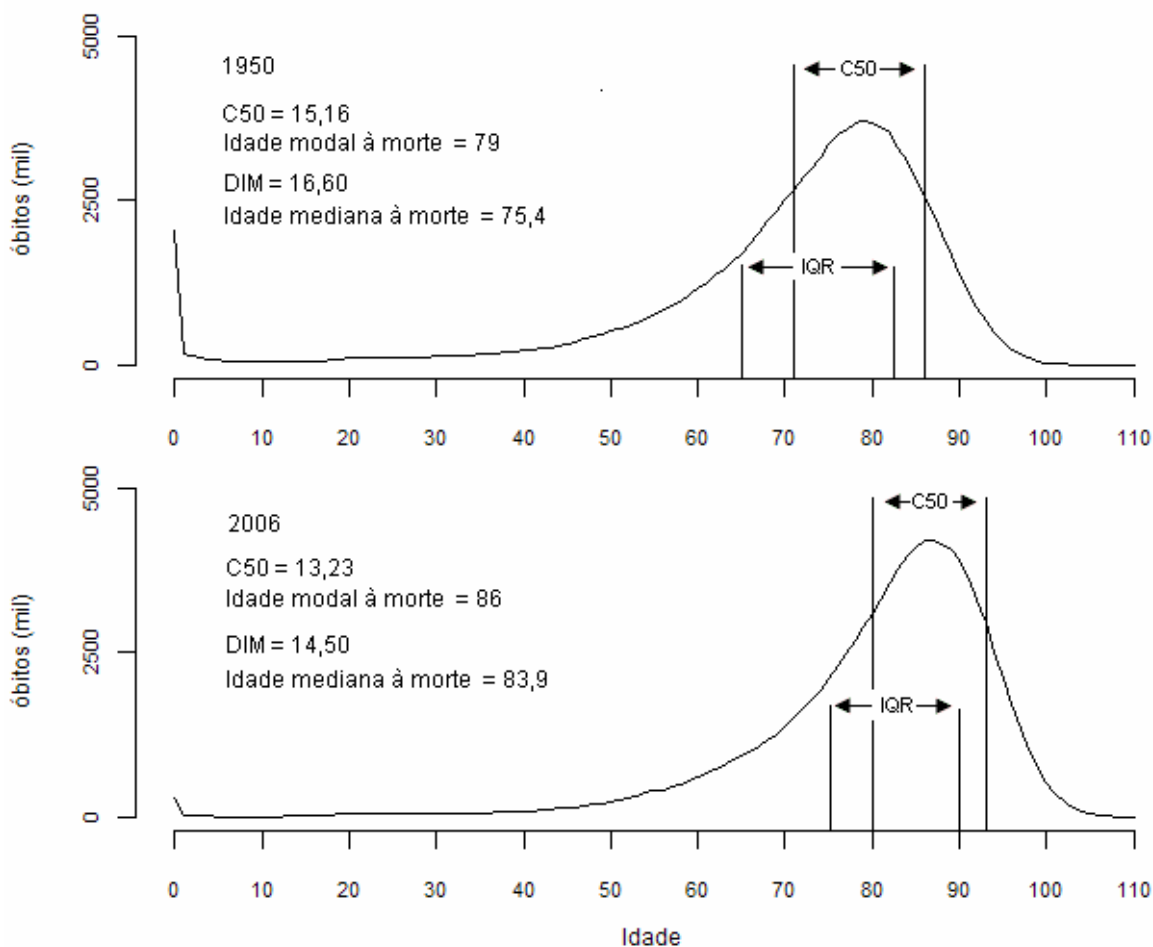
Desta forma, o menor intervalo etário em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos para a população masculina da Suécia em 1950 é estimado em:

$$C50 = 16 - \left(\frac{52.169 - 50.013}{2.558} \right) = 15,16$$

A FIG. 5 apresenta, novamente, a distribuição do número absoluto de óbitos, estimado por idades simples, para a população masculina da Suécia em 1950 e 2006. Além de apresentar o processo de compressão da mortalidade, medido pela DIM e pelo aumento da idade mediana à morte, a FIG. 5 apresenta, também, o processo de compressão da mortalidade medido pelo menor intervalo etário em que ocorre uma concentração de 50% dos óbitos (C50) e pelo aumento na idade modal à morte. Assim como na FIG. 4 da seção 3.2.1, percebe-se, claramente, a evolução do processo de compressão da mortalidade tal como medido pelo C50, pois o intervalo em que ocorre o C50 diminui e se desloca para as idades mais avançadas no período analisado.

A FIG. 5 permite, ainda, uma comparação entre a DIM e o C50 no que tange à mensuração do processo. Ambos os indicadores medem o intervalo etário no qual 50% das mortes ocorrem. Segundo Kannisto (2000), por definição, C50 não pode ter um valor maior que a DIM, fornecendo, assim, um intervalo mais curto para o mesmo número de mortes. 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 o intervalo estimado pela DIM em relação ao estimado pelo C50. Se o país apresenta taxas específicas de mortalidade muito baixas nas idades mais jovens, a diferença entre C50 e DIM é menor e o intervalo tende a se sobrepor (FIG. 5).

Figura 5: Distribuição de mortes por idade e C50 para a população masculina da Suécia (1950 e 2006)



FONTE DE DADOS BÁSICOS: Human Mortality Database (2007).

3.2.3 Idade modal à morte (M)

A idade modal à morte é muito importante, em termos operacionais, para o cálculo do indicador C50, conforme visto. Ademais, a sua utilização se justifica pelo fato de que, assim como a Distância Interquartílica da Idade à Morte (DIM), um indicador da Família-C, apenas, não mede a compressão da mortalidade. Esses indicadores medem simplesmente a redução, ou aumento, na dispersão da distribuição dos óbitos por idade. Neste caso, uma vez que a compressão da mortalidade se refere a uma redução na variabilidade da idade à morte *vis-à-vis* a um deslocamento dos óbitos em direção às idades mais avançadas, necessita-se que as mudanças nesses indicadores sejam analisadas conjuntamente às mudanças em alguma medida de tendência central na distribuição dos óbitos por

idade. Para acompanhar as análises dos indicadores da Família-C é adequada a utilização da idade modal à morte como medida de tendência central, devido ao fato de não sofrer a influência de valores discrepantes na distribuição de óbitos por idade (Kannisto, 2000).

3.2.4 Desvio-Padrão da idade à morte (DP)

O desvio-padrão da idade à morte mede o intervalo de dispersão das mortes por idade ao redor da idade média à morte. Partindo do argumento de Meyers & Manton (1984a) de que um aumento na idade média à morte, com uma redução na dispersão dos óbitos ao redor desta idade, seria um corolário necessário para o processo de compressão-retangularização, pode-se calcular o desvio-padrão em relação à idade média à morte, na distribuição dos óbitos por idade, em vários pontos do tempo, e acompanhar as mudanças ocorridas (Meyers & Manton, 1984a, Wilmoth & Horiuchi, 1999; Edwards & Tuljapurkar, 2005). Entretanto, de acordo com Fries (1984), o cálculo do desvio-padrão diretamente da distribuição dos óbitos por idade seria uma medida enviesada do processo de compressão-retangularização, pois, na medida em que a idade à morte aumenta no tempo, existiriam, naturalmente, maiores proporções de mortes nas idades avançadas, implicando aumentos no desvio-padrão. Para Fries (1980), a metodologia mais adequada seria a comparação de uma proporção constante da distribuição da idade à morte. Neste contexto, vários pesquisadores têm considerado o cálculo do desvio-padrão da idade à morte após uma determinação da distribuição de óbitos por idade em escalas percentis (Myers & Manton, 1984b; Go *et al*, 1995; Paccaud, *et al*, 1998; Kannisto, 2000).

Geralmente, um percentil de ordem 100 de um conjunto de valores dispostos em ordem crescente é um valor tal que $(100p)\%$ das observações estão nele ou abaixo dele, e $100(1-p)\%$ estão nele ou acima dele ($0 < p < 1$) (Farias, César & Soares, 2003). No caso em que se pretende analisar a compressão da mortalidade, ao se considerar a escala percentil da distribuição dos óbitos por idade, com intuito de analisar uma proporção constante ao longo do tempo, considera-se a idade em que, por exemplo, 100%, 75%, 50% ou 25% das mortes

estão nesta idade ou acima dela, pois estaria referindo-se a um deslocamento e concentração dos óbitos nas idades adultas e avançadas.

As justificativas para divisão da distribuição da idade à morte em escalas percentis seriam: (1) o percentil 100 da distribuição dos óbitos permitiria capturar os efeitos da mortalidade no início da vida; (2) os óbitos acima do primeiro e segundo quartis da distribuição omitiriam a mortalidade infantil e considerariam a mortalidade adulta e avançada e; (3) os óbitos acima do terceiro quartil da distribuição considerariam apenas a mortalidade avançada. A vantagem de dividir a distribuição dos óbitos por idade em escalas percentis para depois calcular a média e o desvio-padrão, em relação a determinado percentil, é de que tal metodologia permitiria comparar resultados para diferentes proporções da população total (Go *et al*, 1995).

Várias formas de se considerar o desvio-padrão para medir o processo de compressão da mortalidade são apresentadas (Go *et al*, 1995; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000; 2001; Edwards & Tuljapurkar, 2005). Uma alternativa seria calcular o desvio-padrão acima da idade modal à morte seguindo o desenvolvimento do “comprimento normal do ciclo de vida”, apresentado por Lexis (1878). Outra seria calcular o desvio-padrão da idade à morte em algum quartil da distribuição de óbitos por idade, por exemplo, na idade mediana à morte (Go *et al*, 1995; Kannisto, 2000). Existiria, ainda, a possibilidade de se calcular o desvio-padrão da idade à morte em relação à idade média à morte ou em relação à esperança de vida ao nascer, no caso de se usar tábuas de mortalidade por idade simples (Wilmoth & Horiuchi, 1999).

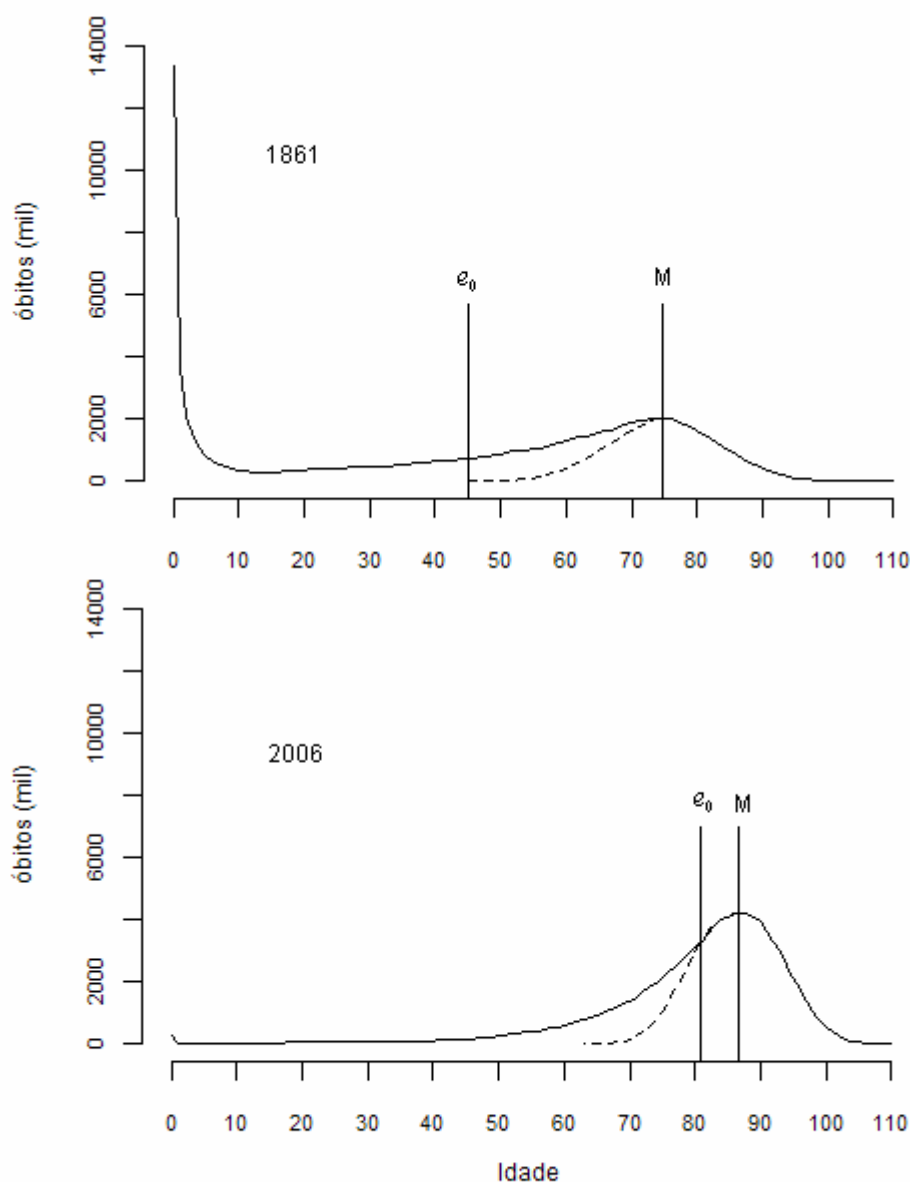
No caso do cálculo do desvio-padrão acima da idade modal à morte ($DP(M+)$), um aumento em M (idade modal à morte), acompanhado por uma redução do desvio-padrão acima de M , resultaria em uma compressão da mortalidade. Kannisto (2000) verificou este processo para quatro países que experimentaram um aumento histórico e continuado da esperança de vida ao nascer (Inglaterra, Finlândia, Holanda e Suíça). Considerando todos os países analisados conjuntamente, a idade modal à morte teve um aumento médio de 13,8 anos e o desvio-padrão acima desta idade modal foi reduzido, em média, em 2,2 anos. Tal resultado significaria que um aumento da esperança de vida ao nascer poderia

resultar não apenas num deslocamento da idade modal à morte para a direita, mas também numa redução do desvio-padrão acima desta idade modal (FIG. 6).

A FIG. 6 descreve, ainda, uma visualização gráfica do conceito de “duração normal da vida”, proposto por Lexis (1878), em dois cenários para a população da Suécia: antes e depois da transição da mortalidade. No modelo de Lexis, a distribuição da idade à morte seria dividida em três grupos: (1) “mortes infantis”; (2) “mortes normais”, que ocorreriam ao redor de uma idade modal à morte e; (3) mortes que ocorreriam em um intervalo etário onde “mortes prematuras” e “mortes normais” estariam sobrepostas. A classificação das mortes em “normais” e “prematargas” requeria a estimativa da dispersão das mortes ao redor de um valor central¹². Em resumo, o argumento de Lexis é de que os óbitos que ocorrem acima da idade modal à morte seriam atribuídos às mortes normais. Então, por simetria, ao se replicar o lado direito da idade modal à morte para o lado esquerdo, em uma distribuição dos óbitos por idade, o resultado seria uma curva normal descrevendo o comprimento natural da vida, cuja área representaria o número de “mortes normais” em uma população (FIG. 6). A área sob a curva tracejada, à esquerda de M, na FIG. 6, seria encontrada ao se subtrair as mortes normais das mortes prematuras.

¹² Maiores detalhes da aproximação de Lexis (1878), são apresentados por Véron & Rohrbasser (2003).

Figura 6: Duração normal da vida, Suécia 1861e 2006 (ambos os sexos)



FORNE DE DADOS BÁSICOS: Construção do autor com base em Human Mortality Database (2007).

Uma aproximação para separação das mortes em prematuras e normais seria considerar a divisão das mortes por causas preveníveis e não preveníveis. Nesta linha pode-se considerar a divisão das causas de morte em “endógenas” e “exógenas” (Bourgeois-Pichat, 1952). Tal divisão das mortes seria facilitada se os dados de mortes estivessem classificados segundo a Classificação Internacional de Doenças (CID). Porém, de acordo com Gavrilov & Gavrilova (1991) as mortes podem resultar de uma interação entre condições endógenas e exógenas, o que dificultaria sua separação em prematuras e normais. Neste caso, Kannisto (2001) sugere o cálculo do $DP(M+)$ considerando-se as mortes por todas as causas com

base no argumento de Lexis (1878), ou seja, de que as mortes acima de M são atribuídas à duração normal do ciclo de vida.

Um resultado apresentado por Kannisto (2000) forneceria suporte à visão de Lexis. Numa representação gráfica, ao comparar o desvio-padrão acima da idade modal à morte ($DP(M+)$) com a esperança de vida na idade modal à morte (e_M), para os dados de mulheres em 16 países e em diversos períodos do tempo, o autor verificou uma correlação linear rigorosa entre os dados ($r = 0,995$). A razão entre o $DP(M+)$ e a e_M variou, geralmente, entre 1,22 e 1,25. O interessante nesse resultado, segundo Kannisto (2000), seria que, em uma curva normal, a razão do desvio-padrão para o desvio médio é igual a $\sqrt{\pi/2} = 1,253$. Este resultado implicaria que, embora possa haver erros observacionais, as distribuições observadas estariam próximas de uma curva normal (Kannisto, 2000).

O cálculo da idade modal à morte, apresentado por Kannisto (2001), considerou a distribuição dos óbitos por idade de uma tábua de mortalidade de período. A justificativa para o uso de tábuas de mortalidade de período estaria relacionada, como já destacado, ao fato de que o declínio da mortalidade nas idades avançadas, em muitos países desenvolvidos, com dados de boa qualidade, foi causado, principalmente, por fatores de período e não por, supostamente, coortes mais saudáveis (Kannisto, 2001). Destaca-se que, para o desenvolvimento proposto por Kannisto (2001), seria importante que a curva de distribuição dos óbitos por idade fosse unimodal e relativamente suavizada nas idades adultas e avançadas.

Para assegurar precisão suficiente nos parâmetros estimados seria necessário estimar a idade modal à morte em frações do ano. De acordo com Kannisto (2001), isso poderia ser feito da seguinte forma:

$$M = x + \frac{{}_n d_x - {}_n d_{x-1}}{[{}_n d_x - {}_n d_{x-1}] + [{}_n d_x - {}_n d_{x+1}]} \quad (3)$$

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

O desvio-padrão acima da idade modal à morte ($DP(M+)$) é a raiz da soma do quadrado dos desvios de M que são positivos. De acordo com Cheung *et al* (2005), o cálculo de $DP(M+)$, na curva de distribuição dos óbitos por idade, sob a suposição de que as mortes seriam uniformemente distribuídas em cada ano de idade, seria feito da seguinte forma:

$$DP(M+) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}} \quad (4)$$

onde x_i é a idade à morte e \bar{x} é a média da duração normal da vida.

Calcula-se o desvio em relação à idade modal à morte para cada observação (óbito). Cada desvio é elevado ao quadrado para que a variabilidade não seja nula e a soma é dividida pelo número de observações (n). Segundo Cheung *et al* (2005), a média da duração normal da vida seria representada em (4) pela idade modal à morte, proposta por Kannisto (2001).

Um desenvolvimento importante dos resultados apresentados por Kannisto (2000) e Kannisto (2001) foi que, dado o estreito intervalo de variação da razão $DP(M+)/e(M)$, de 1,22 a 1,25, seria possível usar a esperança de vida na idade modal à morte ($e(M)$), que é mais fácil de determinar numa tabela de vida, como aproximação para o desvio-padrão acima da idade modal à morte ($DP(M+)$). Neste caso, uma aplicação simples, considerando um multiplicador constante (1,25), seria feita da seguinte forma:

$$DP(M+) \cong e_M(1,25) \quad (5)$$

Uma outra abordagem consiste em considerar o cálculo do desvio-padrão da idade à morte (DP) da forma como proposta por Wilmoth & Horiuchi (1999). Neste caso, o cálculo do desvio-padrão consideraria a função de sobrevivência e a esperança de vida ao nascer numa população. Então, utilizando uma notação estatística, este desvio-padrão seria calculado com base na seguinte aproximação:

$$\sigma^2 \equiv \int_0^{\infty} x^2 f(x) dx - e_0^2 = 2 \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} S(x) dy dx - e_0^2 \quad (6)$$

onde

$$e_0 \equiv \int_0^{\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} S(x) dx \quad (7)$$

Nas Fórmulas (6) e (7) $S(x)$ e e_0 são, respectivamente, a função de sobrevivência e a esperança de vida ao nascer. Neste caso, o desvio-padrão da idade à morte seria estimado pela raiz quadrada de σ^2 . Na medida em que a distribuição da idade à morte torna-se menos variável o desvio-padrão da idade à morte diminui (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Integrais envolvendo a função de sobrevivência podem ser aproximadas por aplicação aos dados discretos da função l_x da tábua de mortalidade (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Neste caso, a integral em (7), com limite superior na idade 100, pode ser aproximada por:

$$\int_0^{100} S(x) dx \cong \left[\frac{1}{2}(l_0 + l_1) + \frac{1}{2}(l_1 + l_2) + \dots + \frac{1}{2}(l_{99} + l_{100}) \right] = \left[\frac{1}{2}l_0 + \sum_{x=1}^{99} l_x + \frac{1}{2}l_{100} \right] \quad (8)$$

Uma alternativa mais simples seria considerar o cálculo do desvio-padrão da idade à morte da forma como proposta na Fórmula (4). Entretanto, ao invés de se utilizar os desvios em relação à idade modal à morte podem-se utilizar os desvios em relação à idade média à morte calculada acima de determinado percentil da distribuição dos óbitos por idade (Go *et al*, 1995). Esta forma de calcular o desvio-padrão da idade à morte tem a vantagem de possibilitar a análise de mudanças na variabilidade da idade à morte considerando-se escalas percentis da distribuição dos óbitos por idade, ou seja, possibilita a comparação dos resultados para diferentes proporções da população (Fries, 1980; Go *et al*, 1995).

No que diz respeito à consideração da distribuição dos óbitos por idade em escala percentil, Kannisto (2000) verificou, nas estimativas para os quatro países desenvolvidos (Inglaterra, Finlândia, Holanda e Suíça), que a idade média à morte no último quartil foi, historicamente, maior que a idade modal à morte. Kannisto (2000) observou, ainda, que o desvio-padrão da idade média à morte no último quartil teve uma redução relativamente maior que o desvio-padrão acima da idade

modal à morte. Estes resultados dariam respaldo à idéia de que a média e o desvio-padrão da idade à morte, no último quartil, representariam uma compressão relativa, ao passo que a análise da dispersão dos óbitos ao redor da idade modal à morte representaria uma compressão absoluta (Kannisto, 2000).

Neste trabalho, calculou-se o desvio-padrão da idade à morte considerando-se a distribuição dos óbitos em escalas percentis. Assim, foi possível obter um indicador de compressão da mortalidade considerando-se três proporções constantes da população: 100%, 75% e 50%. Obteve-se a média dos óbitos acima de cada ponto percentil e, em seguida, calculou-se o desvio-padrão em relação a cada média calculada acima de determinado percentil. O cálculo foi operacionalizado da seguinte forma:

$$DP(p+) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_{ip+} - M_{p+})^2}{n_{p+}}} \quad (9)$$

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

A distribuição percentil dos óbitos foi obtida através da função de sobrevivência. Por exemplo, para utilizar 100% da distribuição consideraram-se todos os óbitos que ocorreram acima da idade em que l_x é igual 100.000; para utilizar todos os óbitos acima do primeiro quartil da distribuição consideraram-se os óbitos que ocorreram acima da idade em que l_x é igual a 75.000 (neste caso, as mortes abaixo do primeiro quartil da distribuição dos óbitos foram desconsideradas); por fim, para utilizar todos os óbitos acima do segundo quartil consideraram-se os óbitos que ocorreram acima da idade em que l_x é igual a 50.000 (neste caso, as mortes abaixo do segundo quartil da distribuição dos óbitos foram desconsideradas). Dessa forma, os resultados obtidos permitiram uma análise das mudanças na variabilidade da idade à morte considerando toda ou parte da distribuição dos óbitos. Assim, a compressão da mortalidade no Estado de São Paulo, medida com base no desvio-padrão da idade à morte, foi analisada com ou sem o efeito da mortalidade dos adultos jovens.

3.3 Considerações adicionais

No Brasil, mais especificamente no Estado de São Paulo, muito se tem avançado em termos de informações de óbitos e de população de boa qualidade para as idades mais avançadas. Entretanto, a qualidade dos dados, mesmo em anos recentes, na maioria dos países Latino Americanos, ainda é inferior à de muitos países desenvolvidos (Dechter & Preston, 1991). Por essa razão, estudos que propõem análises das mudanças ocorridas na variabilidade da idade à morte, com intuito de avaliar a existência ou não do processo de compressão-retangularização no Brasil, devem ser cautelosos quanto ao uso de determinado indicador.

Os indicadores apresentados neste capítulo, dentre aqueles encontrados na literatura, são adequados para estudar as mudanças na variabilidade da idade à morte no Estado de São Paulo por dois motivos. Em primeiro lugar, tanto a DIM quanto o C50 são menos sensíveis à forma da curva de distribuição dos óbitos nas idades mais avançadas e podem ser utilizados em todo o intervalo da distribuição. Em segundo lugar, a DIM e o C50 já foram utilizados para analisar as mudanças históricas na variabilidade da idade à morte dos países desenvolvidos (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000) quando estes ainda não tinham completado a transição da mortalidade.

Outro indicador considerado adequado para aplicação aos dados de residentes do Estado de São Paulo entre 1980 e 2005 refere-se ao desvio-padrão com base numa escala percentil da distribuição dos óbitos por idade. A forma de operacionalização do cálculo deste indicador não exige uma aproximação rigorosa à curva normal, tal como a proposição feita por Lexis (1878). Ademais, as tábuas de mortalidade calculadas neste trabalho estão truncadas no intervalo aberto de 100 anos e mais, o que dificultaria o cálculo do desvio-padrão da forma como proposta por Kannisto (2001). O desvio-padrão calculado acima de determinado percentil da distribuição dos óbitos proporciona a comparação das mudanças na variabilidade da idade à morte considerando-se diferentes proporções da distribuição dos óbitos por idade. Neste caso, tem-se um

acompanhamento das mudanças na variabilidade de idade à morte considerando-se os ganhos em termos de mortalidade em todo o intervalo etário.

Contudo, as conclusões obtidas com respeito à medida do processo com base no desvio-padrão, principalmente do desvio-padrão acima da mediana (50%), serão realizadas com cautela, pois o fato de as tábuas de mortalidade serem truncadas no intervalo etário aberto de 100 anos e mais pode encobrir alguns aspectos relevantes da mortalidade acima desta idade. Além disso, os erros de declaração de idade podem ser maiores nas idades mais avançadas, o que poderia comprometer o cálculo de desvio-padrão acima da idade mediana à morte.

4 DADOS E MÉTODOS

Os indicadores que medem as tendências centrais da idade à morte, bem como as mudanças na variabilidade em torno desta idade podem ser estimados com base em duas fontes de dados: registro de óbitos e população. Com base nesses dados, podem ser estimadas taxas específicas de mortalidade de período que são utilizadas para construção de tábuas de mortalidade. Em seguida é possível obter uma curva de distribuição de óbitos estimada por idade simples pela aplicação de um método de interpolação osculatória.

Destaca-se a importância de serem consideradas as limitações relacionadas ao sub-registro e declaração de idade nos dados de óbito e população. No Brasil, apesar da melhoria da qualidade desses dados, principalmente nas regiões mais desenvolvidas (Vasconcelos, 1998; Paes & Albuquerque, 1999; Vasconcelos, 2000), há muito que se avançar no que diz respeito à avaliação da qualidade e à correção dos problemas relacionados ao sub-registro (erros por omissão) e aos erros de declaração de idade (erros de memória e preferência digital), especialmente nas idades mais avançadas.

Portanto, o objetivo deste capítulo é apresentar a metodologia de construção das tábuas de mortalidade, por grupos de idade e períodos quinquenais, para o Estado de São Paulo no período de 1980 a 2005. Inicialmente, serão apresentadas as fontes de dados utilizadas para este exercício, destacando-se suas limitações no que se refere a analisar as mudanças ocorridas na variabilidade da idade à morte. Em seguida, será apresentada a metodologia adotada para construção destas tábuas de mortalidade e, finalmente, será apresentado o método de interpolação osculatória para obtenção da distribuição dos óbitos estimados por idades simples.

4.1 Fontes de dados de mortalidade no Brasil

Nos países latino-americanos o problema relacionado com a qualidade dos dados ainda existe, principalmente nas idades mais avançadas (Dechter & Preston, 1991). Em primeiro lugar, o período para o qual se dispõe de dados de óbitos de boa qualidade é menos extenso que aquele de muitos países desenvolvidos. No Brasil, mais especificamente no Estado de São Paulo, somente a partir de 1990 alcançou-se um grau de cobertura de óbitos próxima de 100% (Vasconcelos, 1998; 2000). Em segundo lugar, apesar da melhoria na qualidade dos dados, os erros por omissão das mortes podem ser diferentes por grupos de idade. Infelizmente esse diferencial não é corrigido pelas técnicas de correção do sub-registro, que estimam um fator de correção constante que deve ser aplicado a todas as idades (Hill, 1987; 2000; 2003). Finalmente, o problema da má-declaração de idade é um agravante, uma vez que ele é maior nas idades mais avançadas, principalmente devido aos erros de memória (Dechter & Preston, 1991; Preston *et al*, 1996; Hakkert, 1996; Preston, Elo & Stewart, 1999; Hill, Preston & Rosenwaike, 2000).

Antes de apresentar a metodologia de construção das tábuas de mortalidade, serão apresentadas as principais fontes de dados de óbitos e população no Brasil e, em seguida, as limitações desses dados, enfatizando os problemas que podem surgir nas estimativas da estrutura de mortalidade no Estado de São Paulo no período de 1980 a 2005.

4.1.1 Óbitos

Os óbitos por sexo e idade simples, de residentes do Estado do São Paulo, podem ser obtidos por meio de duas fontes: Registro Civil e dados do Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM). A partir de 1973, o IBGE passou a ser o órgão responsável pela coleta, consolidação e publicação dos dados do Registro Civil no Brasil, cujas informações são repassadas pelos cartórios (Vasconcelos, 1998). Já o SIM foi implantado em 1976 com o objetivo de ser uma fonte de dados descentralizada. Desde então, os dois sistemas vêm sendo as únicas fontes de informações diretas de estatísticas vitais no Brasil. No

que diz respeito às diferenças de cobertura, o sistema do IBGE possuía, no início, uma cobertura maior devido ao fato de o SIM ter sido implantado gradualmente. Entretanto, as diferenças foram sendo reduzidas ao longo do tempo e são, em anos recentes, quase inexistentes nas regiões mais desenvolvidas (Vasconcelos, 1998). Quanto às informações desagregadas fornecidas pelos dois sistemas, o SIM possui um maior número de informações e tem a vantagem de fornecer as causas de morte segundo a Classificação Internacional de Doenças. Contudo, por se tratar de um sistema descentralizado, sua qualidade depende da atuação do governo de cada estado. Em São Paulo, os diferenciais de cobertura das duas bases são praticamente inexistentes (Vasconcelos, 1998). Ademais, a partir de 2005, o SIM e o IBGE passam a configurar uma base integrada cujos dados são disponibilizados pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE) através do Sistema de Estatísticas Vitais de São Paulo (SEV).

Destaca-se que, no caso do Estado de São Paulo, a Fundação SEADE, através do SEV, disponibiliza uma longa série de dados de óbitos por idade, causa de morte, região, entre outras. Entretanto, para este trabalho, foram utilizados os dados do SIM, obtidos em sítio da internet (<http://www.datasus.gov.br>) somente para os anos de 1979 a 2005. A escolha por este período de análise justifica-se pelo fato de compreender um período de declínio acentuado da mortalidade infantil, que atingiu níveis moderadamente baixos nos anos recentes (Ortiz, 2002).

4.1.2 População

A população residente por sexo e idade simples, para o Estado de São Paulo, neste trabalho, pode ser obtida por meio dos Censos Demográficos de 1970 a 2000. Como a população no denominador das taxas específicas de mortalidade é tomada no meio do ano (maiores detalhes são apresentados na seção 4.3), as populações para 1º de Julho de cada ano quinquenal foram obtidas por intermédio de interpolação via taxa de crescimento intercensitária, tanto para os anos referentes aos censos (1980, 1991 e 2000) quanto para os anos intercensitários. Tal interpolação é feita com base na equação de crescimento populacional (exponencial). Para tanto, as taxas de crescimento utilizadas foram

as intercensitárias anuais médias específicas por idades quinquenais, no período entre dois censos consecutivos.

Como para o ano de 2005 não se dispunha da taxa de crescimento intercensitária, o procedimento adotado foi utilizar a população fornecida pelo DATASUS. Entretanto, o DATASUS fornece a população por idade quinquenal somente até o grupo de idade de 80 anos e mais. Neste caso, para estimar a população no meio do ano para os grupos de idade 80-84, 85-89, 90-94, 95-99 e 100 anos e mais assumiu-se que a população em tais grupos continuaria crescendo, no período de 2001 a 2005, à mesma taxa de crescimento do período de 1991 a 2000. Tal suposição é factível, uma vez que o declínio acentuado da fecundidade no Brasil começou a ocorrer apenas a cerca de 35 anos atrás. Neste caso, as mudanças nas taxas de crescimento dos grupos de idade mais avançados ainda não foram diretamente afetadas pelo declínio da fecundidade. Por outro lado, o aumento da longevidade pode afetar as taxas de crescimento entre os idosos. Se as estimativas fornecidas pelo DATASUS foram obtidas com base numa extrapolação da taxa de crescimento intercensitária, um viés pode ser encontrado caso a população mais jovem, no período de 2001 a 2005, estivesse crescendo a taxas menores que aquelas no período 1991 a 2000.

4.1.3 As limitações dos dados para a construção dos indicadores de compressão-retangularização

Uma limitação a ser destacada no tocante ao número de óbitos por idade simples, obtidos por informação direta, refere-se à cobertura dos registros desses óbitos. O sub-registro de óbitos no Brasil pode variar conforme o nível de desenvolvimento econômico e regional, nível socioeconômico da população e idade da mãe (Hakkert, 1996; Vasconcelos 1998; Paes & Albuquerque, 1999; Vasconcelos, 2000). O problema do sub-registro é menos preocupante no Estado de São Paulo, onde os graus de cobertura dos registros, em 1990, já eram de 96,15% e 95,24% para os sexos masculino e feminino, respectivamente (Paes & Albuquerque, 1999).

Os métodos utilizados para correção de sub-registro de óbitos, além de exigirem vários pressupostos relacionados aos dados e composição da população,

estimam um fator de correção que é constante em todas as idades¹³ (Hill, 2000). Neste caso, a correção por sub-registro afeta apenas o nível de mortalidade e não a sua estrutura. Uma vez que as mudanças na variabilidade da idade à morte, em países que já experimentaram uma transição da mortalidade, estão ligadas, exclusivamente, a mudanças na estrutura etária da mortalidade (média e dispersão), a correção por sub-registro não afetaria a construção dos indicadores. Por este motivo, optou-se, neste trabalho, pela construção de tábuas de mortalidade sem a correção do sub-registro de óbitos.

Outra limitação das fontes de dados utilizadas neste trabalho refere-se ao problema do erro de declaração de idade, que pode ocorrer tanto nas fontes de óbitos quanto de população. De acordo com Paes & Albuquerque (1999), os erros nas declarações de idade nos registros censitários podem ocorrer devido a problemas na contagem (omissão ou repetição) e nas falhas das declarações por parte do respondente (omissão ou declaração errônea). No que tange à má declaração de idade, o problema seria devido à preferência digital ou ao erro de memória, causando sobre-numeração em algumas idades e sub-numeração em outras.

Estudos indicam que os erros de declaração de idade variam significativamente por sexo, idade e nível de escolaridade da população (Dechter & Preston, 1991; Preston *et al*, 1996). Além disso, parece haver diferenciais de cobertura e má-declaração de idade entre os dados de censo, registro civil e seguridade social (Preston *et al*, 1996). No que diz respeito ao diferencial por sexo, Dechter & Preston (1991) destacam que existem grandes inconsistências nas comparações intercensitárias para mulheres na América Latina. Neste caso, dados que sugerem idade à morte muito avançada para mulheres devem ser analisados com cuidado.

Uma das conseqüências da má-declaração de idade nos países da América Latina pode ser uma estimativa de mortalidade aparentemente baixa nas idades

¹³ No geral, os pressupostos exigidos pelas técnicas de correção de sub-registro são: população estável, ausência de movimentos migratórios, cobertura constante de óbitos por idade, cobertura constante da população por idade e bons registros de idade para a população e óbitos (Hill, 1987; 2000; 2003).

idosas. Este efeito é evidenciado pelo fato de que os países da América Latina, apesar de apresentarem uma esperança de vida ao nascer menor, relativamente aos países europeus de baixa mortalidade, apresentam uma esperança de vida aos 65 anos significativamente maior (Dechter & Preston, 1991). Além disso, a tendência em sobre-declarar a idade é menor em registros de mortes do que de população (Dechter & Preston, 1991).

O padrão complexo de erro de declaração de idade dificilmente pode ser detectado por técnicas indiretas, como aquelas aplicadas ao problema do sub-registro de óbitos. Neste caso, a aplicação de estudos de relacionamento de fontes de dados tem sido crescente em análises demográficas. Nos Estados Unidos, os dados da seguridade social são tidos como mais confiáveis que os dados do censo ou do Registro Civil (Preston *et al*, 1996).

Contudo, as análises realizadas neste trabalho devem ser tomadas com cuidado devido à presença do erro de declaração de idade nos registros de óbitos e, principalmente, nos registros censitários. Considerando a população nas idades avançadas, onde os erros são maiores, uma maior sobre-declaração das idades no censo que no registro de óbitos pode subestimar as taxas específicas de mortalidade e o resultado seria um menor número de óbitos estimados nessas idades. Se a tendência, no censo, é declarar uma idade menor que a verdadeira, o número de óbitos nas idades mais avançadas pode ficar sobre-estimado, dando a falsa impressão de uma maior concentração de mortes nas idades avançadas. Entretanto, as mudanças na variabilidade da idade à morte estão relacionadas a mudanças na estrutura de mortalidade e não no nível da mortalidade. Sendo assim, assumindo que o padrão dos erros de declaração de idade não mudou com o tempo, os resultados não ficaram seriamente comprometidos.

4.2 Construção das tábuas de mortalidade

A análise da evolução da mortalidade de uma população exigiria, inicialmente, o acompanhamento de coortes de nascidos vivos que experimentassem, a cada momento, as diversas taxas de mortalidade até a extinção completa dessa coorte. Na impossibilidade do acompanhamento dessas coortes, tábuas de mortalidade

de período podem ser usadas com aproximação bastante satisfatória (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Myers & Manton, 1984a; Kannisto, 2000).

As taxas de mortalidade de período foram calculadas dividindo-se a média do número de mortes de três anos calendários consecutivos, ocorridos entre as idades x e $x+n$, pela população de 1º de julho, entre x e $x+n$, de cada ano intermediário. Por exemplo, para o cálculo das taxas específicas de mortalidade de 1980 calculou-se a média dos óbitos, por idade quinquenal, que ocorreram em 1979, 1980 e 1981. Em seguida, dividiu-se a média dos óbitos pela população de 1º de julho de 1980, por grupos quinquenais de idade. Tal metodologia permite a eliminação de flutuações no número de óbitos causadas por fatores aleatórios.

Na realidade, como as taxas específicas de mortalidade são consideradas como medida de risco, no denominador do cálculo destas taxas todas as pessoas expostas ao risco de morrer deveriam nelas estarem contidas. De acordo com Carvalho, Sawyer & Rodrigues (1998), uma vez que a população muda a cada instante no decorrer de um ano, o denominador no cálculo destas taxas deveria ser o número de pessoas-ano entre as idades x e $x+n$; assim, as pessoas estariam sendo contabilizadas pela fração de ano vivido e teríamos uma relação risco/exposição. Ou seja, todas as pessoas no denominador estariam expostas ao risco de morrer. A população no meio do ano (1º de julho) é utilizada costumeiramente como estimador do número de pessoas-ano vividos.

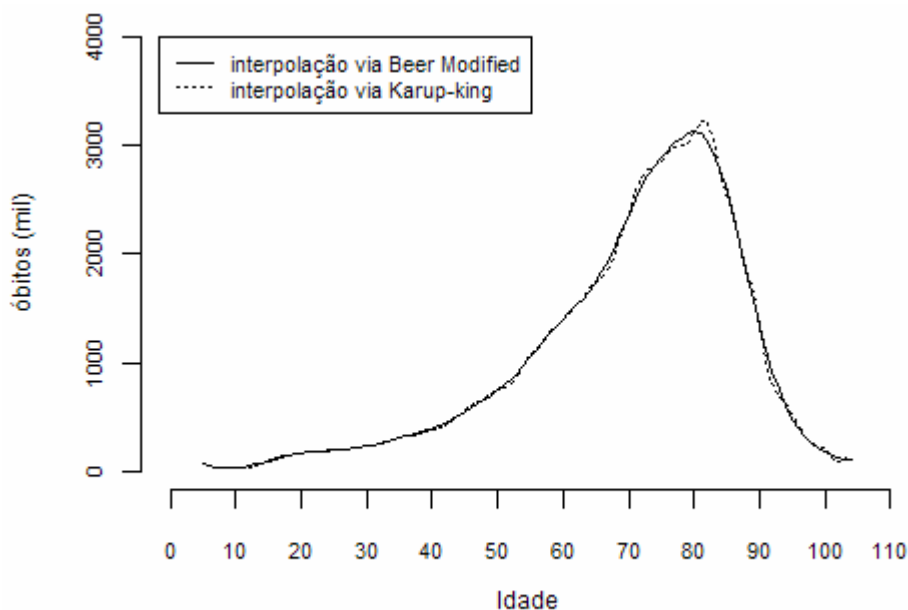
Neste caso, nas TAB. 2 a 19 (Anexo A), são apresentadas as tábuas de mortalidade de período para população de São Paulo, por sexo, grupos de idade e anos quinquenais desde 1980 até 2005. Essas tábuas de mortalidade foram construídas com base nas taxas específicas de mortalidade de período que são convertidas em probabilidades de morte. As metodologias utilizadas para tal conversão e para construção das tábuas de mortalidade de período são descritas com maiores detalhes em Preston, Heuveline & Guillot (2001). Nas TAB. 2 a 19 (Anexo A) considerou-se apenas a mortalidade acima dos 5 anos de idade, não alterando, por isso, as estimativas da esperança de vida nos diversos grupos de idade.

4.3 Interpolação da função de sobrevivência e da distribuição dos óbitos para idade simples

A construção dos indicadores de variabilidade da idade à morte exigiria, inicialmente, tábuas de mortalidade por idade simples. Entretanto, com o objetivo de amenizar a interferência dos erros de declaração de idade nos dados, as tábuas de mortalidade deste trabalho foram construídas por grupos quinquenais de idade. Neste caso, antes de se proceder à construção dos indicadores foi necessário interpolar para cada idade simples a função l_x das tábuas de mortalidade. Várias são as técnicas disponíveis para este tipo de interpolação e as mais conhecidas são as interpolações osculatórias, que podem ser aplicadas, no caso deste estudo, a dados pontuais (Siegel & Swanson, 2004). Uma vez que l_x refere-se ao número de sobreviventes em cada idade exata, as técnicas de interpolação osculatória Karup-King e Beers Modificado para dados pontuais são adequadas para este trabalho (Siegel & Swanson, 2004).

Na FIG. 7 são apresentadas as curvas de distribuições de óbitos por idades simples (acima dos 5 anos de idade), obtidas por meio da aplicação dos métodos de interpolação osculatória de Karup-King e Beers Modificado para dados pontuais (Siegel & Swanson, 2004), utilizando-se a função de sobrevivência da tábua de mortalidade da população total do Estado de São Paulo, estimada para o ano de 1985 (ver TAB. 3, em anexo). Observa-se que os dois métodos de interpolação fornecem estruturas semelhantes das distribuições de óbitos por idades simples. Entretanto, a técnica de Beers Modificado fornece uma curva de distribuição mais suavizada, principalmente nas idades onde a curva de distribuição é mais irregular em sua forma.

Figura 7: Distribuições de óbitos estimados acima dos 5 anos de idade, interpolados via Karup-king e Beers Modificado, São Paulo 1985 (ambos os sexos)



FORNE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de informação de Mortalidade (SIM/DATASUS/MS)
Censo Demográfico Brasileiro (IBGE).

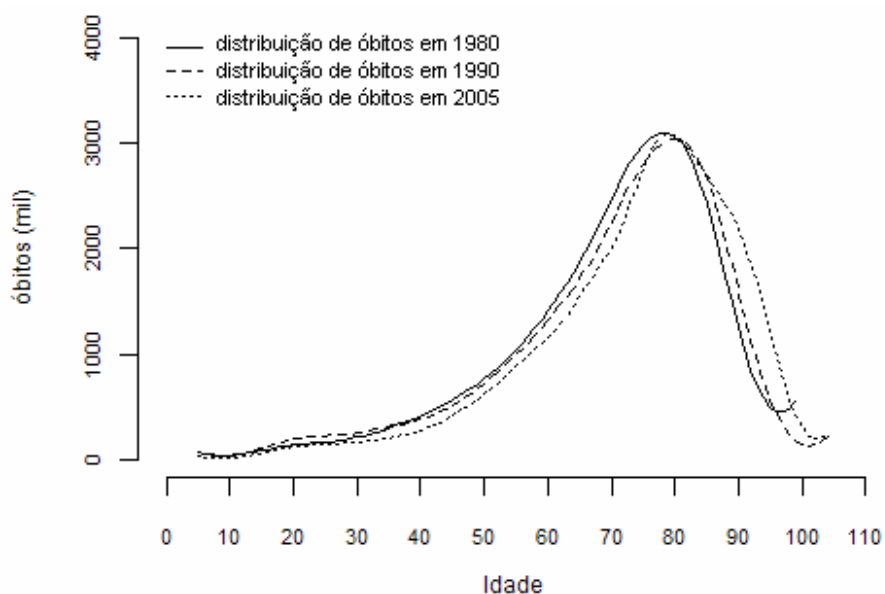
Um exercício com o objetivo de testar as diferenças entre as duas técnicas de interpolação osculatória mostrou que, quando se aplicam essas técnicas às curvas de distribuição dos óbitos observados por grupos quinquenais de idade, e depois se compara os óbitos interpolados para idade simples com os óbitos originais observados por idade simples, os resultados são padrões semelhantes de distribuição, o que indica a robustez dos resultados obtidos com o método utilizado. Entretanto, a técnica de Beers Modificado foi escolhida para aplicação neste trabalho sob a justificativa de proporcionar uma curva mais suavizada e, assim, facilitar as análises de mudanças na idade modal à morte.

4.4 A evolução da mortalidade no Estado de São Paulo entre 1980 e 2005

As mudanças na estrutura de mortalidade no Estado de São Paulo, iniciadas a cerca de meio século atrás (Santos, 1972; Ferreira & Castiñeiras, 1996; 1998; Ortiz, 2002), podem ter provocado mudanças significativas na variabilidade da idade à morte da população. O período de 1980 a 2005 é marcado por uma queda significativa da mortalidade infantil (Ortiz, 2002), permitindo que mais

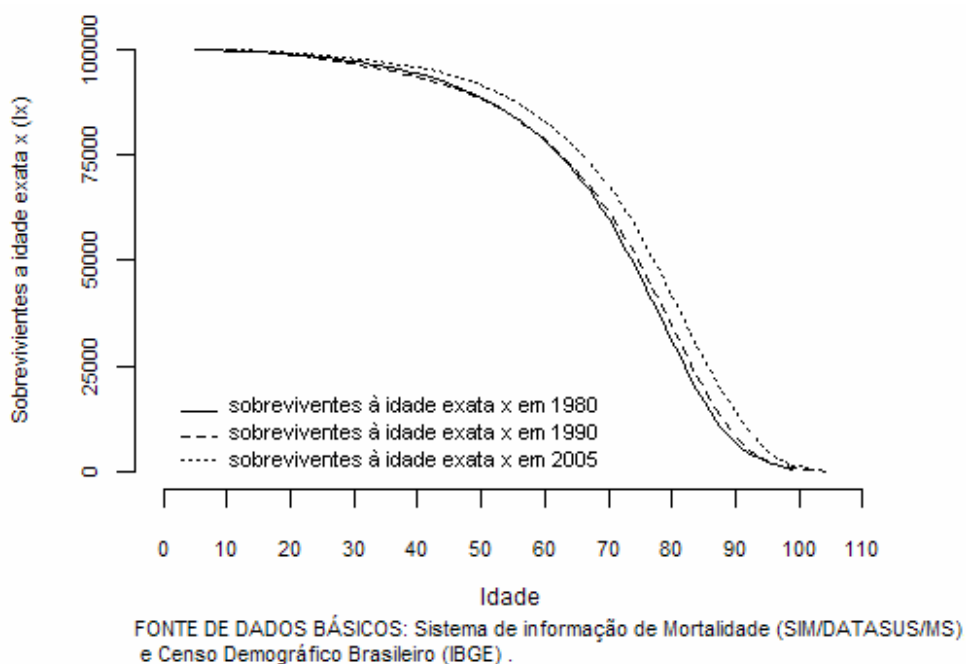
peças sobreviventes até às idades adultas e avançadas. A FIG. 8 apresenta as curvas de distribuição dos óbitos por idade simples a partir dos 5 anos para a população de São Paulo em 1980, 1990 e 2005. Observa-se que a curva de 2005 está mais deslocada para a direita. Há uma diminuição das mortes nas idades mais jovens e adultas, evidenciada pelo fato de que a curva da distribuição dos óbitos em 2005 permanece, no geral, sob as curvas de 1980 e 1990 até a idade de aproximadamente 80 anos. Esses ganhos de mortalidade estão refletidos pelo aumento do número de sobreviventes em quase todas as idades (FIG. 9).

Figura 8: Distribuições de óbitos estimados acima dos 5 anos de idade, São Paulo 1980, 1990 e 2005 (ambos os sexos)



FORNE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de informação de Mortalidade (SIM/DATASUS/MS) e Censo Demográfico Brasileiro (IBGE) .

Figura 9: Função de sobrevivência acima dos 5 anos de idade, São Paulo 1980, 1990 e 2005 (ambos os sexos)

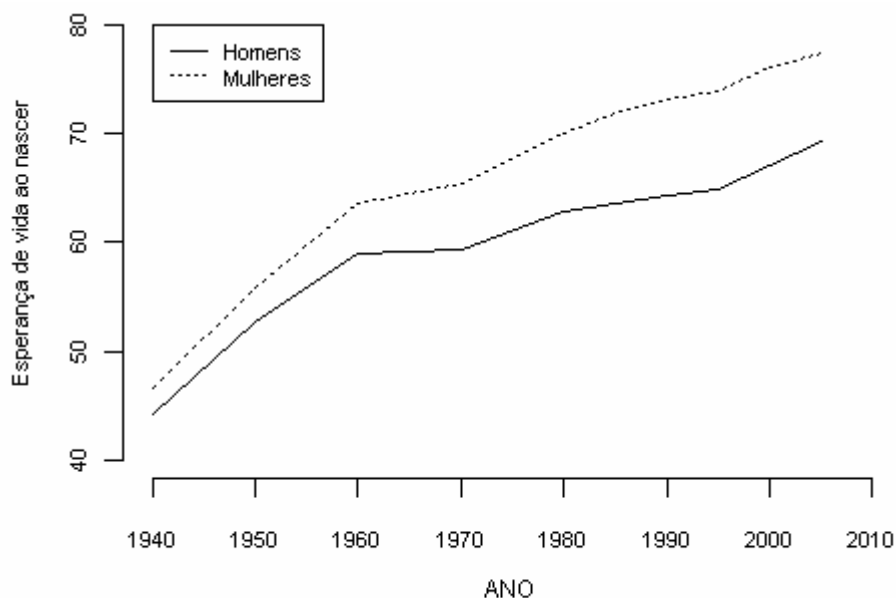


A FIG. 10 apresenta a evolução da esperança de vida ao nascer por sexo desde 1940. Este indicador é amplamente utilizado para sintetizar as condições de mortalidade que prevalecem na população em um determinado momento, referindo-se ao tempo de vida médio de uma população (Ferreira & Castiñeiras, 1996). Nas tábuas de mortalidade a esperança de vida ao nascer pode ser interpretada como a idade média à morte¹⁴. Verifica-se, com base na FIG. 10, um aumento significativo na esperança de vida ao nascer no período de 1940 a 2005 com ritmos diferenciados de aumento em alguns momentos. Entre 1940 e 1950, o aumento acentuado da esperança de vida ao nascer foi devido à redução das mortes por doenças transmissíveis que atingiam, principalmente, a população infantil. A partir de 1960 os fatores determinantes do processo já não produziram os mesmos efeitos acarretando um ritmo de aumento menor em comparação às décadas anteriores (Ferreira & Castiñeiras, 1996; 1998). Em relação ao período considerado para construção dos indicadores de compressão da mortalidade

¹⁴ Numa população estacionária a esperança de vida ao nascer é estimada pelo quociente entre o número de pessoas com x anos ou mais de idade e o número de pessoas que atingem a idade exata x a cada ano, cuja fórmula de cálculo é semelhante ao de uma média simples.

(1980 a 2005), percebe-se um incremento no ritmo de aumento da esperança de vida ao nascer a partir de 1995.

Figura 10: Evolução da esperança de vida ao nascer por sexo, São Paulo 1940 a 2005



FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de informação de Mortalidade (SIM/DATASUS/MS) Censo Demográfico Brasileiro (IBGE) e Ferreira e Castiñeiras (1980) .

Estes aumentos significativos na esperança de vida ao nascer por sexo, a partir de 1940, podem evidenciar um deslocamento da distribuição dos óbitos para a direita e um provável processo de redução na variabilidade da idade à morte (Kannisto, 2000). Além disso, a FIG. 10 evidencia o aumento nas diferenças de ganhos no tempo médio de vida ao nascer entre homens e mulheres.

Em resumo, nas FIG. 8 a 10 são nítidos os ganhos de mortalidade que podem contribuir para mudanças na variabilidade da idade à morte. Em primeiro lugar, nota-se o deslocamento da curva de distribuição de óbitos para a direita no eixo de idades (FIG. 8). Em segundo lugar, percebe-se o aumento na sobrevivência a cada idade em quase todo o intervalo etário (FIG. 9). Finalmente, nota-se o aumento no tempo médio de vida desde o nascimento (FIG. 10). Entretanto, somente essa análise visual é insuficiente para afirmar como as mudanças apresentadas estão afetando a variabilidade da idade à morte. Para isso, faz-se necessária a construção de indicadores que mostrem, de forma mais precisa, se tais mudanças estão contribuindo para uma redução ou aumento nesta

variabilidade *vis-à-vis* um deslocamento dos óbitos para as idades mais avançadas, o que daria suporte à existência de um processo de compressão da mortalidade.

5 MEDINDO A COMPRESSÃO DA MORTALIDADE NO ESTADO DE SÃO PAULO – 1980 A 2005

A hipótese de que um declínio no nível geral de mortalidade aliada a uma mudança no perfil epidemiológico favorece uma redução significativa na variabilidade da idade à morte e, conseqüentemente, um processo de compressão-retangularização, surge, regra geral, com base numa inspeção visual da distribuição dos óbitos por idade e da função de sobrevivência (Fries, 1980). No caso do Estado de São Paulo foram claras as evidências de um deslocamento da distribuição dos óbitos para a direita no eixo de idades, uma redução das mortes nas idades adultas e aumentos significativos na esperança de vida ao nascer, no que tange contribuir para uma redução na variabilidade da idade à morte.

Contudo, faz-se necessário ir além desta constatação visual. Assim, como proposto neste trabalho, para o Estado de São Paulo, os impactos que a evolução da mortalidade tiveram para as mudanças na variabilidade da idade à morte serão analisados com base na construção de indicadores voltados para mensuração do processo de compressão-retangularização. Por motivos de adequação aos dados disponíveis, menor rigorosidade quanto à forma da distribuição dos óbitos por idade e simplicidade de aplicação e interpretação, os indicadores utilizados para análise do processo foram: distância interquartílica da idade à morte (DIM); menor intervalo etário em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos (C50); e desvio-padrão da idade à morte aplicado numa distribuição percentil dos óbitos por idade (DP).

5.1 A compressão da mortalidade medida com base no indicador C50

As estimativas do indicador C50 foram calculadas segundo a metodologia desenvolvida por Kannisto (2000). Na TAB. 20 são apresentadas, além das estimativas do indicador C50, as estimativas do intervalo etário em que o C50 ocorreu e a idade modal à morte para os óbitos estimados e interpolados para

idade simples da população do Estado de São Paulo no período de 1980 a 2005. O deslocamento da distribuição dos óbitos para as idades mais avançadas é verificado por intermédio dos aumentos na idade modal à morte e, também, pelos aumentos dos limites de idade inferior e superior em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos (C50). Já a redução na variabilidade da idade à morte é verificada na medida em que o valor do C50 diminui com o tempo. Por exemplo, considerando-se os anos de 1980 e 2005 (início e fim do período analisado) 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 anos, em 2005. Além disso, os limites de idade inferior e superior em que ocorre o C50 aumentaram, respectivamente, de 68 e 86 anos, em 1980, para 72 e 90 anos, em 2005.

A Figura 11 apresenta uma evolução das estimativas do menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos (C50), para população total e por sexo, no período de 1980 a 2005, tal como apresentadas na TAB. 20. Esta figura evidencia um cenário interessante das mudanças na variabilidade da idade à morte no período analisado. Entre 1980 e 1995 percebe-se um aumento na variabilidade da idade à morte tal como indicado pelos aumentos sucessivos no C50. Em seguida, no período de 1995 a 2005, a tendência é de uma redução nessa variabilidade. Para as mulheres, o cenário é um pouco diferente daquele verificado para os homens e para a população total, pois momentos alternados de reduções e aumentos no C50 são verificados entre 1980 e 2005.

Tabela 20: Estimativas do indicador C50 de compressão da mortalidade e da idade modal à morte para os óbitos estimados, interpolados por sexo e população total, São Paulo, 1980 a 2005

<i>ambos os sexos</i>													
<i>Indicadores</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>	<i>Intervalo¹</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>
<i>C50</i>	17,90	17,88	18,28	18,86	18,53	18,27	<i>Inf.</i>	68	69	69	69	71	72
							<i>Sup.</i>	86	87	87	88	90	90
<i>Moda²</i>	78,9	80,5	80,5	81,8	82,1	79,5							
<i>homens</i>													
<i>C50</i>	19,33	19,85	20,37	20,82	20,50	19,49	<i>Inf.</i>	65	65	65	65	66	67
							<i>Sup.</i>	84	85	85	86	87	86
<i>Moda²</i>	75,8	76,4	77,7	79,5	79,2	78,2							
<i>mulheres</i>													
<i>C50</i>	15,93	15,50	15,71	15,95	15,70	16,10	<i>Inf.</i>	71	72	73	74	75	75
							<i>Sup.</i>	87	88	89	90	91	91
<i>Moda²</i>	80,6	82,2	83,0	83,3	84,3	82,6							

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

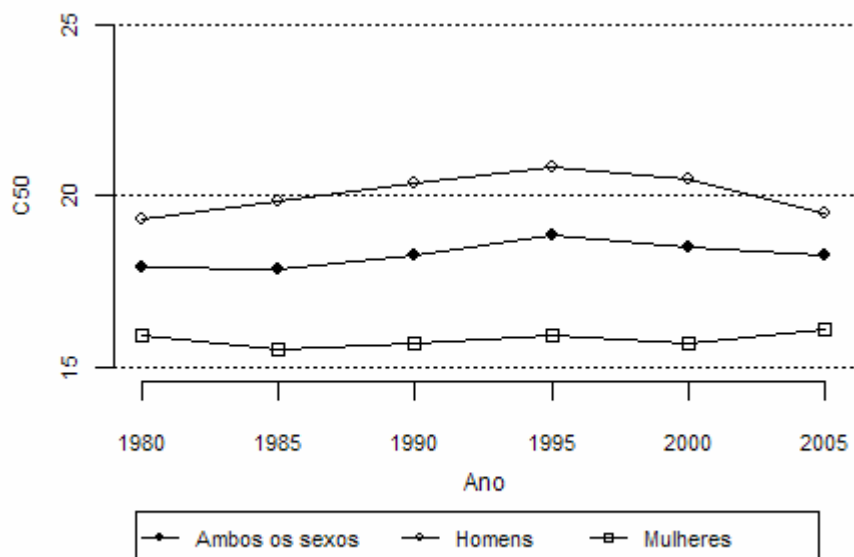
NOTAS: - a interpolação dos óbitos estimados foi feita na função l_x das tábuas de mortalidade com base na técnica de Beers Modificado para dados

pontuais. Após a interpolação obteve-se os óbitos por idade simples a partir da função l_x interpolada.

- ¹ intervalo (arredondado) de idade em que ocorre C50.

- ² idade modal à morte calculada de acordo com Kannisto (2001).

Figura 11: Evolução das mudanças na variabilidade da idade à morte por sexo e população total com base no indicador C50 para óbitos estimados, São Paulo, 1980 a 2005



FORNTE DE DADOS BÁSICOS: SIM/DATASUS/MS e Censos Demográficos Brasileiros.

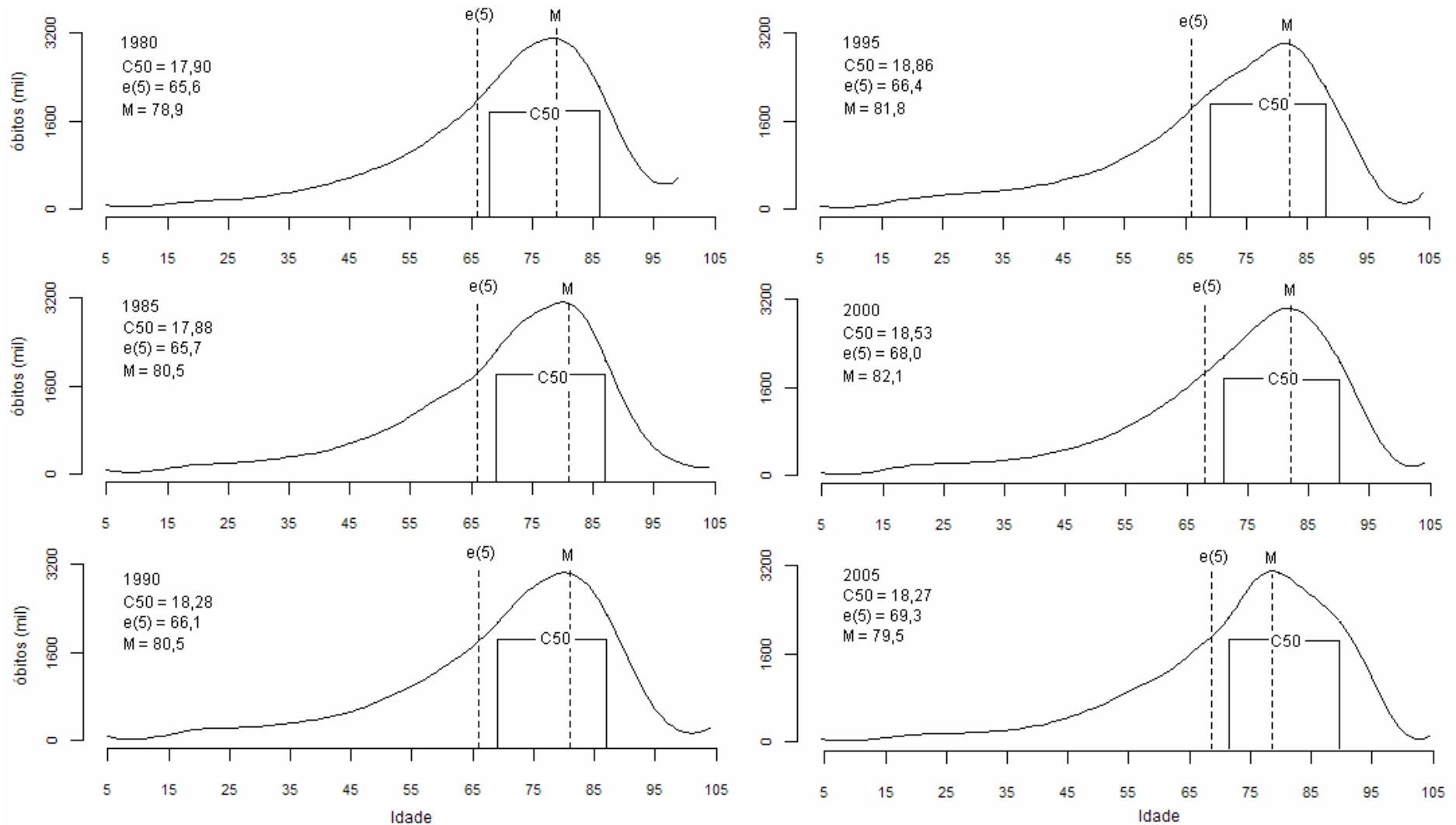
A análise das estimativas por sexo apresenta alguns aspectos interessantes nas mudanças na variabilidade da idade à morte em São Paulo. Em primeiro lugar, a população masculina apresenta uma tendência evidente de redução na variabilidade da idade à morte. Já para mulheres, no último período, ocorreu um aumento na dispersão da idade à morte, o que contrabalançou 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, o C50 das mulheres é bem menor que dos homens (FIG. 11). Além disso, a idade modal à morte dos homens é sempre menor que das mulheres (TAB. 20). Isso indica que a distribuição de óbitos por idade das mulheres é, de forma geral, mais concentrada que a dos homens. Historicamente, a variabilidade da idade à morte entre as mulheres é significativamente menor do que entre os homens (Go *et al*, 1995; Paccaud *et al*, 1998; Edwards & Tuljapurkar, 2005). Esse diferencial por sexo na variabilidade da idade à morte pode estar associado a uma menor exposição aos riscos ou uma menor heterogeneidade socioeconômica e biológica entre as mulheres (Edwards & Tuljapurkar, 2005), especialmente para a população na faixa etária de 15 a 40 anos onde, como no caso de São Paulo, o

diferencial de mortalidade por sexo é amplamente desfavorável para os homens (Vermelho & Jorge, 1996; Ferreira & Castiñeiras, 1998).

A compressão da mortalidade não é medida apenas por uma redução na variabilidade da idade à morte, mas, também, por um deslocamento das mortes para as idades mais avançadas (Myers & Manton, 1984a; Go *et al*, 1995; Nusselder & Mackenbach, 1996; Wilmoth, 1997; Paccaud *et al*, 1998; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000; 2001). A FIG. 12 apresenta as mudanças no C50 juntamente com as mudanças na esperança de vida aos 5 anos e na idade modal à morte¹⁵. Observa-se que, até 1995, o aumento no C50 é acompanhado por aumentos tanto da esperança de vida aos 5 anos quanto na idade modal à morte. A partir de 1995, a tendência de declínio no C50 é acompanhada por uma aproximação entre a esperança de vida aos 5 anos e a idade modal à morte. Estes resultados corroboram o argumento de Kannisto (2000; 2001), de que na medida em que a compressão da mortalidade ocorre, a esperança de vida tende a se aproximar da idade modal à morte. Destaca-se que as curvas de distribuição dos óbitos por idade simples apresentam grandes flutuações ao redor da idade modal à morte, principalmente as curva de 2000 e 2005. Parte dessas flutuações não foi corrigida pela técnica de interpolação. Esse declínio na idade modal à morte, de 2000 para 2005, pode ser resultado, principalmente, dessas grandes flutuações no número de óbitos por idade. Essas flutuações podem ocorrer, principalmente, devido aos erros de declaração de idade, que são maiores nas idades mais avançadas (Kannisto, 2001). Apesar disso, mesmo considerando apenas o início e fim do período (1980 e 2005), ocorreu um pequeno aumento na idade modal à morte (de 78,9 para 79,5 anos).

¹⁵ A idade modal à morte pode ser considerada como o ponto de máximo na curva de distribuição dos óbitos por idade (Wilmoth & Horiuchi, 1999).

Figura 12: Variabilidade da idade à morte com base no C50, e(5) e M, São Paulo, 1980-2005 (ambos os sexos)



FONTE DE DADOS BÁSICOS: SIM/DATASUS/MS e Censos Demográficos Brasileiros

NOTAS:- e(5) é esperança de vida aos 5 anos e M é a idade modal à morte.

5.2 A compressão da mortalidade medida com base na DIM

Na TAB. 21 é apresentada a evolução das estimativas da “distância interquartílica da idade à morte” (DIM) e da idade mediana à morte, por sexo e população total para o Estado de São Paulo entre 1980 e 2005. O deslocamento da distribuição dos óbitos para as idades mais avançadas é claramente evidenciado, neste caso, pelos aumentos na idade mediana à morte, tanto para a população total quanto por sexo. A idade mediana à morte para a população total aumentou de 73,8 anos, em 1980, para 77,3 anos, em 2005. O aumento para as mulheres (3,8 anos) foi mais significativo que para os 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. Por exemplo, em 1995, ano em que a DIM atingiu um valor maior, o diferencial por sexo no valor da amplitude estimada foi de 5,88 anos.

A FIG. 13 apresenta a evolução nas estimativas da distância interquartílica da idade à morte por sexo e população total no Estado de São Paulo entre 1980 e 2005. Percebe-se que o padrão de mudança, tanto para a população total quanto para os homens, é semelhante àquele apresentado pelo indicador C50. Considerando a análise somente para mulheres, diferentemente do C50, a DIM não aponta um aumento na variabilidade da idade à morte no período 2000 a 2005, mas sim para um processo estável. Esse diferencial pode ser explicado pelo fato da DIM considerar a concentração de 50% das mortes numa escala percentil da distribuição dos óbitos por idade. Tal fato pode fazer com que as estimativas do C50 sejam mais influenciadas por maiores flutuações na distribuição dos óbitos por idade.

Tabela 21: Estimativas da Distância Interquartilica da idade à morte (DIM), idade mediana à morte por sexo e população total, São Paulo, 1980 a 2005

<i>Ambos os sexos</i>													
<i>Indicador</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>	<i>Intervalo¹</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>
<i>DIM</i>	19,71	20,25	20,57	20,99	20,59	19,72	<i>Inf.</i>	62	62	63	63	64	66
							<i>Sup.</i>	82	82	83	84	85	86
							<i>Mediana²</i>	73,8	74,2	74,7	75,1	76,6	77,3
<i>Homens</i>													
<i>Indicador</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>	<i>Intervalo*</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>
<i>DIM</i>	21,21	22,07	22,86	23,46	22,74	21,02	<i>Inf.</i>	58	58	57	57	61	61
							<i>Sup.</i>	80	80	80	81	82	82
							<i>Mediana²</i>	70,6	70,5	70,8	70,8	72,4	73,7
<i>Mulheres</i>													
<i>Indicador</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>	<i>Intervalo*</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>
<i>DIM</i>	17,21	16,90	17,09	17,58	17,28	17,25	<i>Inf.</i>	67	68	69	69	70	71
							<i>Sup.</i>	84	85	86	86	88	88
							<i>Mediana²</i>	76,9	77,7	78,4	79,1	80,4	80,7

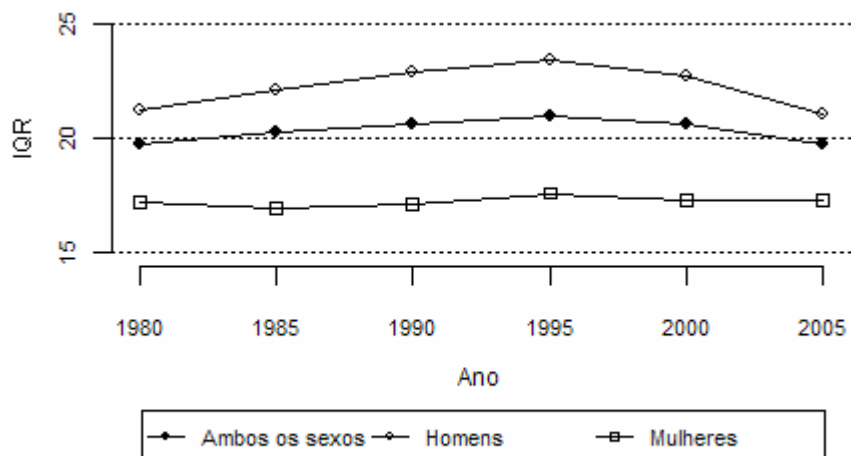
FONTES DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

NOTAS: - óbitos estimados e interpolados via interpolação osculatória (Beer Modified)

- ¹ intervalo (arredondado) de idade em que ocorre a "distância interquartilica da idade à morte" (DIM).

- ² idade mediana à morte.

Figura 13: Evolução da Distância Interquartilica da idade à morte, São Paulo, 1980 a 2005



FONTES DE DADOS BÁSICOS: SIM/DATASUS/MS e Censos Demográficos Brasileiros.

As análises históricas da redução na variabilidade da idade à morte em alguns países desenvolvidos, tal como medidas pela DIM, mostraram que, num período relativamente curto de tempo, a redução nesta variabilidade também foi pequena (Wilmoth & Horiuchi, 1999; Kannisto, 2000). Uma vez que a redução na variabilidade da idade à morte, no Estado de São Paulo, tal como medida pela DIM, inicia-se somente em 1995, um exercício interessante seria comparar o tamanho da redução na variabilidade da idade à morte em alguns países desenvolvidos com esse verificado para o Estado de São Paulo. Neste caso, pode-se fazer esta comparação considerando momentos em que as esperanças de vida ao nascer do Estado de São Paulo e de alguns países desenvolvidos eram próximas. A TAB. 22 apresenta um resumo dos dados para este exercício.

Tabela 22: Distância Interquartílica da idade à morte (DIM) e esperança de vida ao nascer para o Estado de São Paulo (Brasil), Suécia, Japão e Estados Unidos em diversos momentos do tempo (ambos os sexos).

<i>População e Período</i>	<i>e(0)</i>	<i>DIM</i>	ΔDIM
<u>São Paulo</u>			
1995	69,25	20,99	1,27
2005	73,27	19,72	
<u>Suécia</u>			
1945	68,30	19,80	3,40
1955	72,50	16,40	
<u>Japão</u>			
1961	69,40	17,50	1,60
1971	73,50	15,90	
<u>Estados Unidos</u>			
1951	69,10	20,60	1,20
1981	74,50	19,40	

FONTE DE DADOS BÁSICOS: datasus/IBGE, Wilmoth e Horiuchi (1999) e Human Mortality Database (2007).

Considerando-se momentos do tempo em que as esperanças de vida ao nascer eram semelhantes, ou seja, anos em que os níveis de mortalidade eram próximos, os intervalos de redução na variabilidade da idade à morte (ΔDIM) também foram próximos, com exceção para a Suécia, que teve uma redução maior (3,40). Entretanto, com exceção das populações dos Estados Unidos e do Estado de São Paulo (Brasil), as distâncias interquartílicas da idade à morte, em cada momento, para cada população, eram diferentes, mesmo com níveis aproximados de mortalidade. As estruturas de mortalidade das populações da Suécia e Japão são bem diferentes daquela da população do Estado de São Paulo, o que reflete uma variabilidade da idade à morte diferente em cada momento do tempo. O fato da variabilidade da idade à morte entre São Paulo e Estados Unidos serem próximas, quando os níveis de mortalidade também o eram, indica que os padrões de mortalidade das duas populações eram semelhantes nos distintos momentos do tempo. De fato, a FIG. 14 (Anexo B), que apresenta o gráfico das taxas específicas de mortalidade da população do Estado de São Paulo, em 2005, e dos Estados Unidos, em 1981, comprova a semelhança no padrão de mortalidade das duas populações nesses dois momentos.

5.3 A compressão da mortalidade medida com base no DP

O desvio-padrão da idade à morte, acima de determinado percentil da distribuição dos óbitos por idade, foi calculado considerando-se a função de sobrevivência 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 devido ao excessivo número de mortes neste intervalo, o que poderia enviesar os resultados, uma vez que se utiliza, no cálculo do DP, o número de óbitos por idades simples.

As mudanças na variabilidade da idade à morte, tal como medida pelo desvio-padrão da idade à morte (DP), calculado acima de determinado percentil da distribuição dos óbitos por idade, corroboram as análises feitas utilizando-se o C50 e a DIM. Na TAB. 23 são apresentadas as estimativas da média e desvio-padrão da idade à morte acima de diferentes percentis da distribuição dos óbitos, por sexo e para população total do Estado de São Paulo entre 1980 e 2005. A primeira coluna da TAB. 23 indica o percentil da distribuição dos óbitos acima do qual foram calculadas as estimativas da média e desvio-padrão da idade à morte. Por exemplo, considerando-se os óbitos que ocorreram acima da idade de cinco anos, que equivale a considerar 100% a distribuição dos óbitos por idade, verifica-se que a idade média à morte da população total aumentou de 55,22 anos, em 1980, para 57,74 anos, em 2005. Ao se considerar somente os óbitos que ocorreram acima do 25º percentil, que equivale a 75% da distribuição, a idade média da população total aumentou de 66,19 anos, em 1980, para 71,30 anos, em 2005. Por fim, considerando-se os óbitos que ocorreram acima do 50º percentil, que equivale a 50% da distribuição, o aumento na idade média à morte foi de 3,23 anos entre 1980 e 2005. Esses aumentos na idade média à morte em diferentes proporções da distribuição dos óbitos por idade evidenciam o deslocamento das mortes em direção às idades mais avançadas. Esse deslocamento das mortes para as idades mais avançadas também é evidenciado nas estimativas por sexo (TAB. 23).

Tabela 23: Estimativas da média e desvio-padrão da idade à morte acima de diferentes percentis da distribuição dos óbitos, São Paulo, 1980 a 2005

Percentil	Proporção de mortes acima do percentil	1980		1985		1990		1995		2000		2005	
		Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
<i>Ambos os sexos</i>													
-	100%	55,22	27,19	54,89	27,15	55,91	27,27	56,70	29,39	57,76	27,59	57,74	27,59
25	75%	66,19	18,26	67,17	17,48	67,75	17,02	67,61	17,13	70,47	15,33	71,30	14,89
50	50%	87,32	7,54	87,88	7,26	88,62	7,39	89,23	7,14	90,05	6,94	90,55	6,67
<i>Homens</i>													
-	100%	51,57	27,00	50,77	27,03	52,05	27,00	53,27	27,03	54,21	27,09	53,64	27,05
25	75%	61,38	21,23	58,18	23,66	62,19	20,32	62,83	19,81	64,58	18,87	65,91	18,25
50	50%	85,92	8,42	86,21	8,45	86,73	8,54	87,11	8,60	87,95	8,03	87,25	7,54
<i>Mulheres</i>													
-	100%	59,21	27,92	59,55	28,00	60,33	28,22	60,79	28,35	61,59	28,60	62,52	28,92
25	75%	69,93	16,41	70,64	15,83	71,62	15,28	73,38	13,89	75,03	13,02	74,70	13,49
50	50%	88,52	6,65	89,04	6,37	90,05	6,15	90,68	5,89	91,45	5,67	92,29	5,94

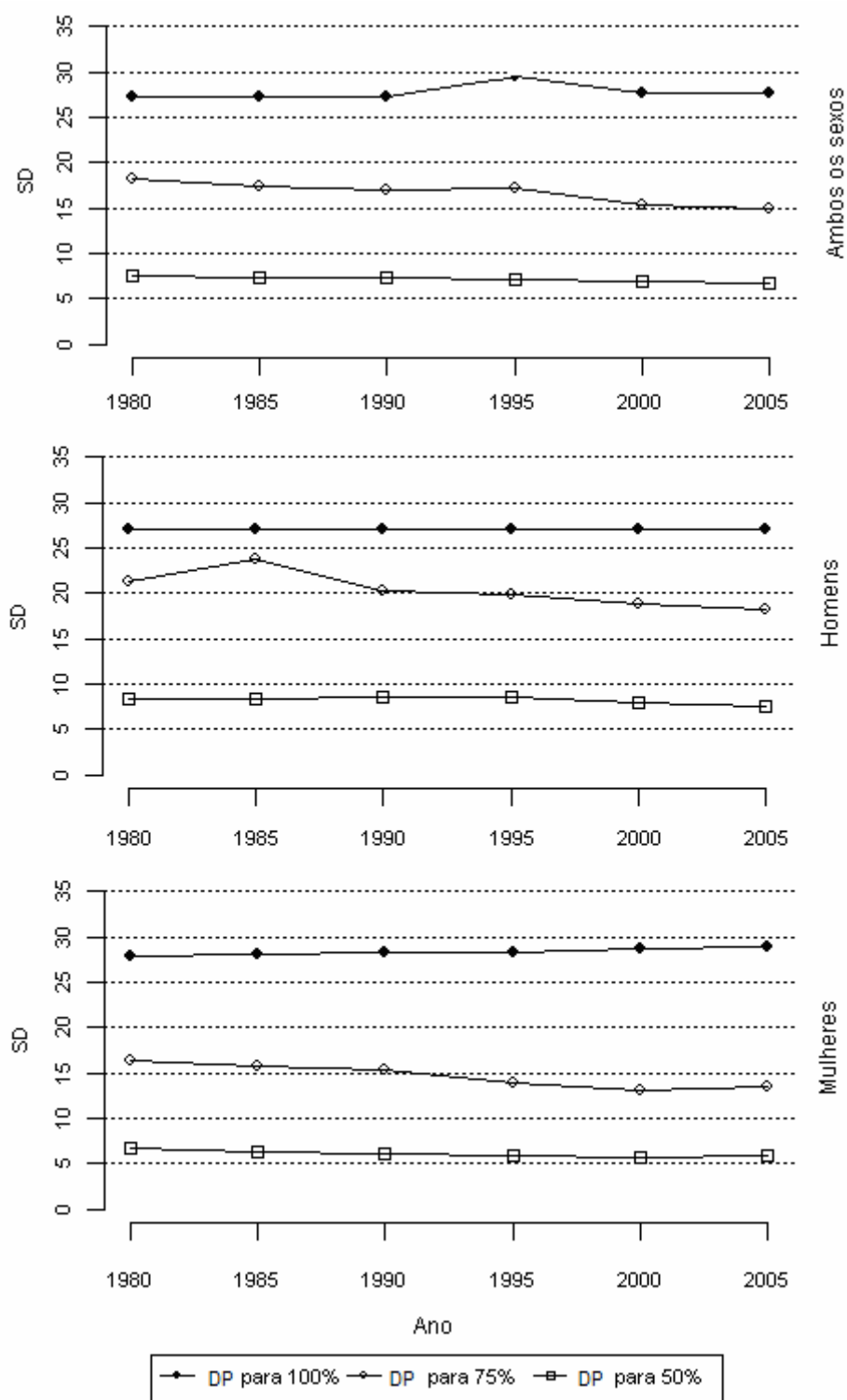
FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

NOTA: A mortalidade abaixo de 5 anos, conforme TAB's. 2 a 19, é desconsiderada nas estimativas; 100% considera as mortes em toda a distribuição dos óbitos por idade acima dos 5 anos; 75% considera somente as mortes acima do primeiro quartil da distribuição dos óbitos; 50% considera somente as mortes acima do segundo quartil da distribuição dos óbitos.

No que diz respeito às mudanças na variabilidade da idade à morte, tal como medido pelas estimativas do desvio-padrão (DP) na TAB. 23, percebe-se dois cenários interessantes. Em primeiro lugar, quando se considera 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 a população total, o DP aumentou de 27,19 anos, em 1980, para 27,59 anos, em 2005. Por outro lado, quando se consideram somente as mortes acima dos 25^o e 50^o percentis da distribuição, onde a mortalidade dos adultos jovens não é considerada, verifica-se que houve uma diminuição no DP, ou seja, que houve uma redução na variabilidade da idade à morte no período analisado. Por exemplo, entre 1980 e 2005, para ambos os sexos, o DP calculado acima do 25^o percentil da distribuição reduziu de 18,26 para 14,89 anos. Já para DP acima do 50^o percentil a redução foi de 7,54 para 6,67 anos.

A FIG. 15 apresenta a evolução das estimativas do DP, nas três proporções da distribuição dos óbitos por idade, por sexo e população total de São Paulo entre 1980 e 2005. De acordo com as tendências apresentadas na FIG. 15, as estimativas obtidas para o DP acima dos 25^o e 50^o percentis da distribuição dos óbitos (75% e 50% da distribuição dos óbitos, respectivamente) corroboram as análises feitas com o C50 e o DIM para a população total e por sexo, indicando uma tendência de redução na variabilidade da idade à morte. Entretanto, o DP para 100% da distribuição dos óbitos indica um processo relativamente estável ou um pequeno aumento na variabilidade (FIG. 15).

Figura 15: Evolução da média e desvio-padrão da distribuição percentil dos óbitos por idade, São Paulo, 1980 a 2005



FONTE DE DADOS BÁSICOS: SIM/DATASUS/MS e Censos Demográficos Brasileiros.

No cálculo do DP para 100% da distribuição dos óbitos estão incluídas as mortes prematuras dos “adultos-jovens” e o efeito dos ganhos de longevidade. Neste caso, quando se considera toda a distribuição, o aumento das mortes nas idades mais jovens e o aumento da sobrevivência nas idades mais avançadas parecem combinar de forma que uma compressão absoluta¹⁶ não seja evidente. Por outro lado, ao se restringir o intervalo etário da distribuição dos óbitos, tal como é feito pelo desvio-padrão acima dos 25º e 50º percentis da distribuição (75% e 50% da distribuição, respectivamente), torna-se evidente um processo de redução na variabilidade da idade à morte, principalmente para o sexo masculino, a partir de 1985 (FIG. 15, Homens). Entre 1985 e 2005 o DP para os homens, calculado acima no 25º percentil, reduziu de 23,66 para 18,25 anos (TAB. 23).

Duas justificativas podem ser apontadas para um processo de compressão da mortalidade mais evidente para os homens, a partir de 1995, tal como medido pelo DP, considerando-se o curto período de análise. Em primeiro lugar, na compressão relativa (que considera 75% e 50% da distribuição dos óbitos) são desconsideradas as mortes prematuras dos adultos-jovens¹⁷, que são maiores para o sexo masculino. Em segundo lugar, os efeitos de ganhos de longevidade são maiores para as mulheres. Ainda no que diz respeito ao diferencial por sexo, verifica-se, novamente, em todo o período analisado, uma menor dispersão das mortes ao redor da idade média à morte para as mulheres.

De acordo com Go *et al* (1995), considerando-se apenas o início e fim do período analisado (1980 e 2005), pode-se dizer que a compressão da mortalidade ocorreu no Estado de São Paulo, acima do primeiro e do segundo quartil da distribuição dos óbitos por idade, somente se dois processos ocorreram simultaneamente: (1) um aumento da idade média à morte acima do quartil de ordem p ; e (2) uma

¹⁶ Neste trabalho, o termo compressão absoluta se refere à ocorrência de uma compressão da mortalidade quanto se considera o DP da distribuição dos óbitos acima dos 5 anos (100% da distribuição considerada). O termo compressão relativa se refere à ocorrência de uma compressão da mortalidade quanto se considera o DP acima de determinado quartil da distribuição dos óbitos (75% ou 50%).

¹⁷ Em todo o período analisado, para ambos os sexos, o primeiro quartil da distribuição dos óbitos ocorreu acima da idade de 51 anos. Já o segundo quartil (50%) ocorreu acima da idade de 70 anos.

redução do desvio-padrão acima do quartil de ordem p. Neste caso, considerando o início e fim do período, a TAB. 24 apresenta as variações na idade média à morte e no desvio-padrão da idade à morte no período 1980-2005. Se a variação da média foi positiva e a variação do desvio-padrão foi negativa, pode-se dizer que a compressão da mortalidade ocorreu naquele período (Go *et al*, 1995). Para Go *et al* (1995), uma redução maior que 0,10 no desvio-padrão acompanhado por um aumento na idade média à morte já é indicativo de que a compressão da mortalidade esteja ocorrendo. Assim, de acordo com os dados da TAB. 24, a compressão da mortalidade no Estado de São Paulo ocorreu 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.

Tabela 24: Estimativas da média e desvio-padrão da idade à morte, São Paulo, 1980 e 2005

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

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

NOTAS: DP - desvio padrão da idade à morte;

Média - Idade média à morte.

5.4 Comparação e discussão dos resultados

As estimativas do “menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% das mortes” (C50) e da “distância interquartílica da idade à morte” (DIM), apresentadas nas FIG. 11 e 13, respectivamente, apontam para dois períodos de mudanças na variabilidade da idade à morte: (1) aumento na variabilidade da idade à morte entre 1980 e 1995; e (2) redução na variabilidade da idade à morte entre 1995 e 2005. Quando se considera estimativas acima de determinado percentil da distribuição de óbitos por idade como, por exemplo, o “desvio-padrão da idade à morte” (DP) acima do primeiro e segundo quartil da distribuição, o cenário de compressão da mortalidade é verificado em quase todo o intervalo (ver FIG. 15).

A evolução das mudanças ocorridas na variabilidade da idade à morte para o Estado de São Paulo, apresentada na FIG. 12, não é tão evidente quanto aquela apresentada para a população da Suécia nos anos de 1861 e 2006. Entretanto, destaca-se, novamente, que o período para o qual se dispõe de dados para análise do processo no Estado de São Paulo é muito inferior à disponibilidade de dados históricos da Suécia. Entretanto, mesmo dispondo de um período curto de tempo para as análises, em comparação com análises históricas dos países desenvolvidos, é possível identificar um padrão divergente de declínio das taxas específicas de mortalidade no Estado de São Paulo entre 1980 e 2005. A mortalidade infantil caiu acentuadamente e houve um aumento de sobrevivência nas idades mais avançadas (Ortiz, 2002; Campos & Rodrigues, 2004). Neste caso, algumas particularidades no que tange às mudanças no padrão de mortalidade em São Paulo corroboram as análises dos determinantes de mudanças na variabilidade da idade à morte, feitas por Wilmoth & Horiuchi (1999).

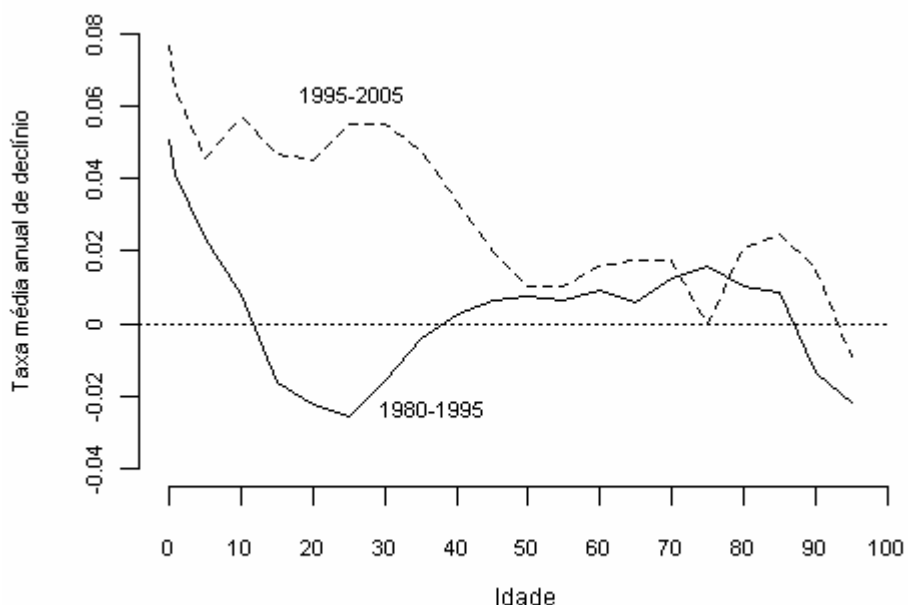
A FIG. 16 apresenta a taxa média anual de declínio (TAMD) das taxas específicas de mortalidade para a população total do Estado de São Paulo em dois períodos distintos de mudança na variabilidade da idade à morte (1980-1995 e 1995-2005), tal como indicado pelas estimativas do C50 e da DIM. De acordo com Wilmoth & Horiuchi (1999), o cálculo desta taxa foi realizado da seguinte forma:

$$TAMD = \frac{-\ln\left(\frac{{}_nM_x(1)}{{}_nM_x(2)}\right)}{t} \quad (10)$$

onde ${}_nM_x(1)$ e ${}_nM_x(2)$ são, respectivamente, as taxas específicas de mortalidade no tempo inicial (1) e final (2); t é o intervalo de tempo entre os tempos 1 e 2.

A operacionalização do cálculo desta taxa é semelhante àquela da taxa de crescimento populacional entre dois censos consecutivos. Entretanto, devido à presença do sinal negativo antes do logaritmo, a interpretação é diferente. Por exemplo, quanto maior o valor positivo desta taxa num determinado grupo etário, maior é a taxa de declínio das taxas específicas de mortalidade e maiores são os ganhos de mortalidade nesse grupo etário (queda nas taxas específicas de mortalidade). Quanto maior é o valor negativo desta taxa num determinado grupo etário, menor é a taxa de declínio das taxas específicas de mortalidade e menores são os ganhos de mortalidade nesse grupo etário (aumento das taxas específicas de mortalidade).

Figura 16: Taxa média anual de declínio das taxas específicas de mortalidade, por grupos de idade para população total de São Paulo, 1980-2005



FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de informação de Mortalidade (SIM/DATASUS/MS) e Censo Demográfico Brasileiro (IBGE).

Com base nos determinantes de redução na variabilidade da idade à morte, estabelecidos por Wilmoth & Horiuchi (1999), apresentados na seção 2.2 (Capítulo 2), a FIG. 16 fornece alguns indícios da relação entre o padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade do Estado de São Paulo para a população total, entre 1980 e 2005, e as mudanças na variabilidade da idade à morte neste mesmo período, tal como medida pelos três indicadores utilizados neste trabalho. Em primeiro lugar, nos dois períodos analisados, a taxa média anual de declínio da mortalidade (TAMD) é maior nas primeiras idades. Este padrão de declínio favorece a redução na variabilidade da idade à morte, pois a maior parte da redução nesta variabilidade, segundo os determinantes apontados por Wilmoth & Horiuchi (1999), seria atribuída à queda na mortalidade abaixo de 5 anos.

Em segundo lugar, a taxa de declínio da mortalidade entre 15 e 35 anos, no primeiro período (1980-1995), é desfavorável à redução na variabilidade da idade à morte. O fato desta taxa ser negativa entre as idades de 15 e 35 anos significa que houve um aumento da mortalidade neste intervalo etário (FIG. 16). A outra parte da redução na variabilidade da idade à morte, destacada por Wilmoth & Horiuchi (1999), seria atribuída, principalmente, à queda na mortalidade abaixo de 50 anos. Em São Paulo, algumas pesquisas apontam para um aumento na proporção e no número de mortes por causas externas nas últimas décadas nas regiões mais desenvolvidas, principalmente de mortes por violência e acidentes de trânsito entre jovens e adultos, especialmente para o sexo masculino (Vermelho & Jorge, 1996; Ferreira & Castiñeiras, 1998; Gawryszewski & Jorge, 2000). Neste caso, boa parte daquele incremento de sobreviventes nas primeiras idades é acometida pelo que Lexis (1878) denomina “mortes prematuras”, o que impede uma maior concentração de óbitos nas idades mais avançadas. Dessa forma, pode-se dizer que o padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade, apresentado no intervalo etário de 15 a 35 anos, no período de 1980 a 1995, não contribuiu para uma redução na variabilidade da idade à morte. Já para o período seguinte, 1995 a 2005, neste mesmo intervalo etário, o padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade é favorável à redução na variabilidade da idade à morte.

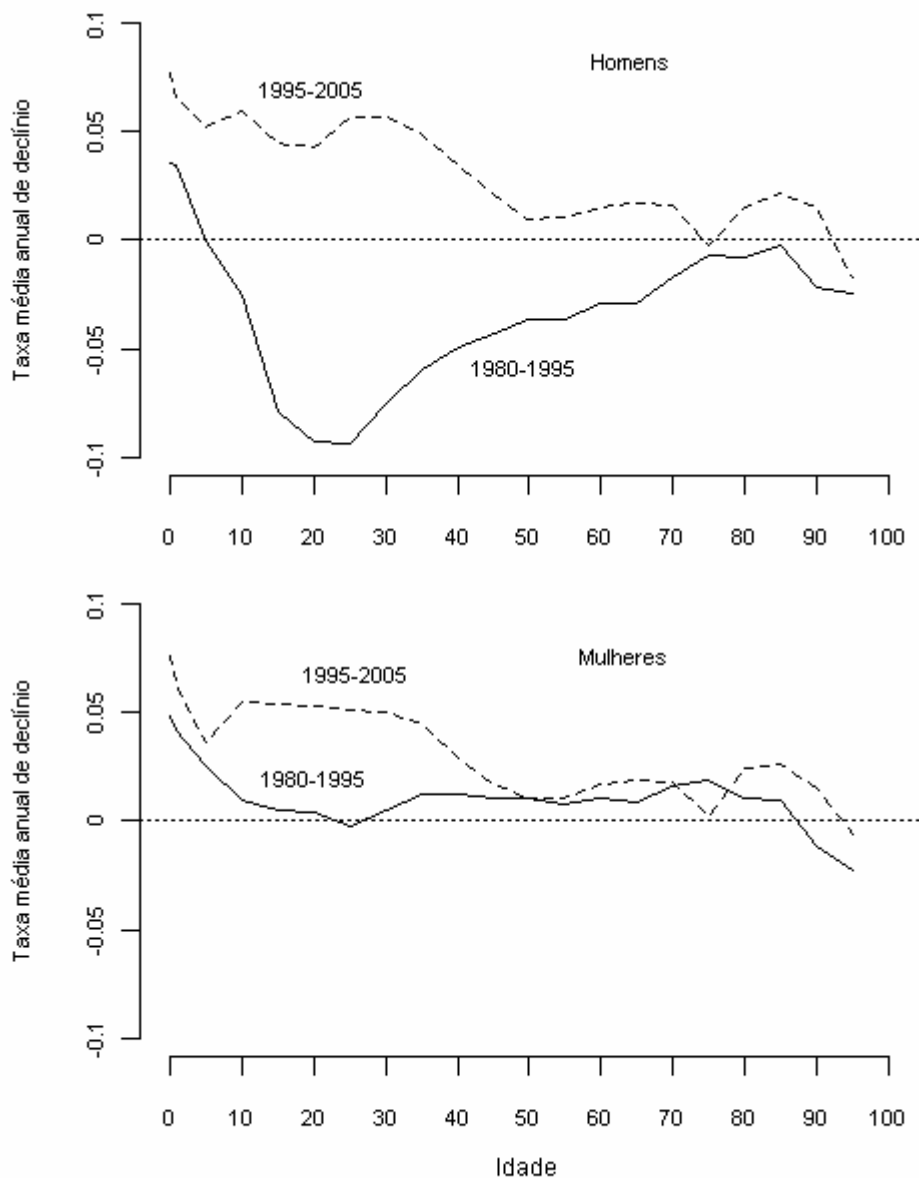
Em terceiro lugar, os ganhos de mortalidade acima dos 50 anos de idade, evidenciado no segundo período (1995-2005) em relação ao primeiro (1980-1995), corroboram análises que indicam um aumento da longevidade no Sudeste do Brasil, entre 1980 e 2000 (Campos & Rodrigues, 2004). Dessa forma, os ganhos de longevidade e o fato de que a curva de distribuição dos óbitos ainda está sofrendo um processo de deslocamento para a direita, evidenciado pelos ganhos na esperança de vida e pelo aumento da idade média e modal à morte (FIG. 12 e TAB. 20), indicam que existem margens significativas para uma maior redução na variabilidade da idade à morte e, conseqüentemente, um processo evidente de compressão da mortalidade no Estado de São Paulo.

Esse padrão divergente de declínio das taxas específicas de mortalidade nos dois períodos (1980-1995 e 1995-2005) é ainda mais evidente quando analisado por sexo (FIG. 17). O padrão de declínio no primeiro período (1980-1995) é amplamente desfavorável a uma compressão da mortalidade masculina devido ao excesso de mortes na faixa etária de 15 a 75 anos. Já no segundo período (1995-2005) as diferenças por sexo no padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade são pequenas. Tanto as mulheres quanto os homens apresentam maiores taxas de declínio nas primeiras idades e nas idades adultas, favorecendo a compressão da mortalidade nesse período. Neste caso, o padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade dos homens, no segundo período, é amplamente favorável para a redução na variabilidade da idade à morte.

Em resumo, o padrão divergente de declínio das taxas específicas de mortalidade, no primeiro período (1980-1995), é menos favorável a uma redução na variabilidade da idade à morte devido às evidências de aumento da mortalidade dos “adultos-jovens”. Neste caso, os padrões de declínio nos dois períodos corroboram as estimativas do C50 e da DIM, que apontam uma compressão da mortalidade somente a partir de 1995. A compressão da mortalidade, tal como medida pelo DP, também é coerente com os padrões apresentados na FIG. 16. As variações no desvio-padrão da idade à morte são negativas apenas quando se considera as mortes que ocorrem acima do primeiro e segundo quartis da distribuição dos óbitos por idade, onde o aumento da

mortalidade no intervalo etário de 15 a 35, evidenciado no período 1980-1995, não é considerado.

Figura 17: Taxa média anual de declínio das taxas específicas de mortalidade, por grupos de idade e sexo, São Paulo, 1980-2005



FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de informação de Mortalidade (SIM/DATASUS/MS) e Censo Demográfico Brasileiro (IBGE) .

As análises das mudanças na variabilidade da idade à morte, neste trabalho, foram feitas considerando-se os dados de óbitos estimados por meio da construção de tábuas de mortalidade de período. Entretanto, um exercício realizado unicamente com o objetivo de apresentar uma comparação entre as estimativas para dados de óbitos estimados e observados mostrou que o padrão

de mudança foi semelhante no período analisado. A única diferença verificada refere-se ao tamanho do intervalo etário estimado na amplitude dos indicadores, cuja causa da diferença apresentada está no fato de que são utilizadas, para obtenção dos óbitos estimados, taxas de mortalidade de período¹⁸.

¹⁸ Este exercício de comparação é apresentado em maiores detalhes no Anexo C.

6 CONCLUSÃO

Este estudo buscou efetuar uma análise das 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 nesta 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, estaria ocorrendo no Estado de São Paulo no período analisado.

Para cumprir esse objetivo foram construídos indicadores capazes de captar os efeitos que as mudanças no padrão de mortalidade do Estado de São Paulo tiveram para a redução na variabilidade da idade à morte no período de 1980 a 2005 e, conseqüentemente, para o processo de compressão da mortalidade. Com base na literatura de indicadores do processo de compressão-retangularização, três desses indicadores foram apontados como os mais adequados para aplicação nos dados de residentes do Estado de São Paulo: o menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% dos óbitos (C50), a distância interquartilica da idade à morte (DIM) e o desvio-padrão da idade à morte (DP) com base na distribuição percentil dos óbitos por idade. Os indicadores foram aplicados às funções de sobrevivência e distribuição dos óbitos estimados, com base na construção de tábuas de mortalidade de período, desconsiderando-se as mortes abaixo dos 5 anos de idade.

No geral, os três indicadores utilizados para analisar as mudanças na variabilidade da idade à morte indicam uma tendência de compressão da mortalidade. Tanto o C50 quanto a DIM identificaram dois períodos de mudanças na variabilidade da idade à morte. No primeiro período, 1980 a 1995, ocorreu um aumento na variabilidade, que pode ser explicado pelo aumento da mortalidade entre a população de 15 a 40 anos; já no segundo período, 1995 a 2005, verificou-se uma tendência de redução nesta variabilidade, possibilitado pelo padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade neste período. O desvio-

padrão da idade à morte, com base na distribuição percentil dos óbitos por idade, foi aplicado para três proporções constantes da população: 100% (que considera toda a distribuição dos óbitos estimados), 75% (que considera somente os óbitos acima do primeiro quartil da distribuição) e 50% (que considera somente os óbitos acima do segundo quartil da distribuição). Com exceção do desvio-padrão da idade à morte calculado para 100% da distribuição dos óbitos por idade (proporção 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. Essas tendências de redução na variabilidade da idade à morte foram acompanhadas por um deslocamento da distribuição dos óbitos em direção às idades mais avançadas, tal como indicado pelas medidas de tendência central dos óbitos ao redor de uma determinada idade (esperança de vida ao nascer, idade modal à morte, idade mediana à morte e idade média à morte calculada acima do primeiro e segundo quartis da distribuição dos óbitos por idade).

No que diz respeito às análises por sexo, as mulheres apresentaram durante todo o período analisado, em todos os indicadores calculados, uma variabilidade da idade à morte significativamente menor que a dos homens. Esse diferencial por sexo na variabilidade da idade à morte corrobora as análises históricas realizadas nos países desenvolvidos. Tal fato pode estar associado a uma menor exposição aos riscos ou a uma menor heterogeneidade socioeconômica e biológica entre as mulheres (Edwards & Tuljapurkar, 2005). 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 foi maior do que entre os homens. Isso seria um indício de que a curva de distribuição dos óbitos femininos está sofrendo um processo de deslocamento mais acentuado em direção às idades mais avançadas. De fato, em todo o período analisado, os aumentos nas idades de tendência central das mortes femininas, ao redor de determinada idade (esperança de vida ao nascer, idade média, mediana e modal à morte), foram mais significativos do que dos homens.

O padrão de redução das taxas específicas de mortalidade, tal como medido pela taxa anual média de declínio da mortalidade, contribuiu para a redução na

variabilidade da idade à morte em todo o período analisado, principalmente no período de 1995 a 2005. No período de 1980 a 1995, a contribuição foi menor devido ao que Lexis (1878) denomina “mortes prematuras”, ou seja, parte do incremento populacional que sobreviveu à mortalidade nas primeiras idades foi acometido pelas mortes por causas externas no intervalo etário de 15 a 35 anos, principalmente entre os homens. As diferenças nos padrões de redução das taxas específicas de mortalidade, identificadas nos dois períodos analisados (FIG. 16), corroboram as estimativas dos indicadores utilizados para medir a compressão da mortalidade nesses dois períodos. Ou seja, um aumento na variabilidade da idade à morte no primeiro período (1980-1995) e uma tendência de compressão da mortalidade no segundo período (1995-2005).

Por fim, acredita-se que os indicadores construídos, assim como a tendência verificada de um processo de compressão da mortalidade no Estado de São Paulo, somam-se aos estudos existentes com o objetivo de identificar as mudanças que estão ocorrendo na estrutura de mortalidade desta população. Além disso, esse trabalho possibilitou uma caracterização estritamente relacionada à dispersão ou amplitude da distribuição dos óbitos ao redor de uma determinada idade. Acredita-se que o acompanhamento das mudanças na variabilidade da idade à morte, onde uma tendência de redução desta variabilidade é apontada pelos indicadores construídos neste trabalho, pode fornecer subsídio para outros trabalhos voltados ao entendimento de outro processo, ou seja, um processo relacionado à melhoria no “estado” de saúde dos idosos na medida em que ocorre uma redução no “estado” de incapacidade e enfermidade ao redor da idade à morte, processo denominado “compressão da morbidade”. Portanto, acredita-se que o estudo das mudanças na variabilidade da idade à morte, nos países em desenvolvimento, não deve ser analisado apenas com o intuito de verificar, demograficamente, a existência de um limite para a longevidade humana, mas, primeiramente como um meio de identificar mudanças ocorridas no padrão de mortalidade da população na direção de um processo de compressão da mortalidade, tal como verificado hoje na maioria dos países desenvolvidos.

Este trabalho limitou-se à análise dos dados de residentes do Estado de São Paulo devido a dois fatores: (1) disponibilidade de registro de óbitos e população de boa qualidade e; (2) padrão de morbidade com características relativamente próximas do grupo que engloba os países de baixa mortalidade. Mesmo assim, é preciso destacar as dificuldades e limitações encontradas no que diz respeito à disponibilidade de bons registros de óbitos e população nas idades muito avançadas. A construção de tábuas de mortalidade que acompanhem a trajetória da coorte hipotética até a sua completa extinção tornaria possível a aplicação de medidas de compressão da mortalidade à luz da extensão da longevidade da população. Além disso, acredita-se que o processo de compressão da mortalidade esteja ocorrendo, também, em outras regiões brasileiras. Neste caso, destaca-se a necessidade de estudos voltados para analisar a qualidade dos dados de óbitos e população, no Brasil, principalmente nas idades mais avançadas. A melhoria nos registros desses dados permitiria uma análise comparativa das mudanças na variabilidade da idade à morte entre estados e regiões brasileiras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAPTISTA, D. B. D. A. **Idosos no município de São Paulo: expectativa de vida ativa e perfis multidimensionais de incapacidade a partir da SABE**. 2003. 124f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.
- BOTEGA, L. A.; RIBEIRO, M. M.; MACHADO, C. J. O impacto de variações na mortalidade por idade e causas sobre os ganhos na esperança de vida ao nascer em Santa Catarina, Brasil, nos anos 90. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 5, p 1079-1088, maio 2006.
- BOURGEOIS-PICHAT. Essai sur la mortalite biologique de l'homme. **Population**, Paris, v. 7, n. 3, p. 381-394, juil/sept. 1952.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **IDB 2005, Brasil: indicadores e dados básicos para a saúde**. Rio de Janeiro: Ministério da Saúde/RIPSA, 2005.
- BUCHALLA, C. M.; WALDMAN, E. A.; LAURENTI, R. A mortalidade por doenças infecciosas no início e no final do século XX no Município de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 6, n. 4, p. 335-344, dez. 2003.
- CAMARGOS, M. C. S.; RODRIGUES, R. N.; MACHADO, C. J. Expectativa de vida saudável para idosos brasileiros, 1998 e 2003. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu, MG. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 2006. 1 CD-ROM.
- CAMBOIS, E.; ROBINE, J. M.; HAYWARD, M. D. Social inequalities in disability-free life expectancy in the french male population, 1980-1991. **Demography**, Chicago, v. 38, n. 4, p. 513-524, nov. 2001.
- CAMPOS, N. O. B.; RODRIGUES, R. N. O ritmo de declínio da mortalidade dos idosos nos estados do sudeste, 1980/2000. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v. 21, n. 2, p. 323-342, jul./dez. 2004.
- CARVALHO J. A. M.; SAWYER, D. O.; RODRIGUES, R. N. **Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia**. 2. ed. São Paulo: ABEP, 1994. 60p.
- CARVALHO, J. A. M. **Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil**. Belo Horizonte: CEDEPLAR 2004. 18p. (Texto para discussão, 227).
- CARVALHO, J. A. M. Para onde iremos: algumas tendências populacionais no século XXI. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, SP, v. 18, n. 1/2, p. 7-13, jan./dez. 2001.

- CARVALHO, J. A. M.; GARCIA, A. G. O envelhecimento da população brasileira: um enfoque demográfico. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3, p 725-733, maio/jun. 2003.
- CHEUNG, S. L. K. et al. Three dimensions of the survival curve: horizontalization, verticalization, and longevity extension. **Demography**, Chicago, v. 42, n. 2, p 243-258, may 2005.
- CHEUNG, S. L. K.; ROBINE, J. M. Increase in common longevity and the compression of mortality: The case of Japan. **Population Studies**, London, v. 61, n. 1, p. 85-97, mar./june 2007.
- DATASUS. Indicadores de dados básicos para saúde. Sistema de Informações de Mortalidade (SIM). Brasília: Ministério da Saúde. Disponível em: <www.datasus.gov.br>. Acesso em: 20 ago. 2007.
- DECHTER, A. R.; PRESTON, S. H. Age misreporting and its effects on adult mortality estimates in Latin America. **Population Bulletin of the United Nations**, New York, n. 31/32, p. 1-16, 1991.
- DUARTE, E. C. et al. Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. **Revista Panamericana de Saúde Pública/Pan American Journal of Public Health**, Washington, DC, v. 12, n. 6, p. 436-444, dec. 2002.
- EAKIN, T.; WITTEN, M. How Square is the Survival Curve of a Given Species? **Experimental Gerontology**, Austria, v. 30, n. 1, p. 33-64, jan./feb. 1995.
- EDWARDS, R. D.; TULJAPURKAR, S. Inequality in life spans and a new perspective on mortality convergence across industrialized countries. **Population and Development Review**, New York, v. 31, n. 4, p. 645-674, dec. 2005.
- FARIAS, A. A.; CÉSAR, C. C.; SOARES, J. F. **Introdução à estatística**. 2.ed. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 2003. 340p.
- FRIES, J. F. Aging, natural death, and the compression of mortality. **The New England Journal of Medicine**, Waltham, Mass., v. 303, n. 3, p. 130-135, july 1980.
- FRIES, J.F. The compression of morbidity. **The Gerontologist**, Washington, DC, v. 24, n. 4, p. 354-359, aug. 1984.
- FRIES, J.F. Measuring and monitoring success in compressing morbidity. **Annals of Internal Medicine**, Philadelphia, v. 139, n. 5 (pt.2), p. 455-459, sept. 2003.
- FERREIRA, C. E. C.; CASTIÑEIRAS, L. L. O Rápido Aumento da Mortalidade dos Jovens Adultos em São Paulo: uma trágica tendência. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 34-41, abr./jun. 1996.

FERREIRA, C. E. C.; CASTIÑEIRAS, L. L. Está diminuindo a esperança de vida paulista? In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 11., 1998, Caxambu, MG. **Trabalhos apresentados...** [s.l.] : ABEP, [1998?]. p. 1961-1974.

GAVRILOV, L. A.; GAVRILOVA, N. S. **The biology of life span: a quantitative approach.** Chur: Harwood Academic Publishers, 1991.

GAWRYSZEWSKI, V. P.; JORGE, M. H. P.M. Mortalidade violenta no Município de São Paulo nos últimos 40 anos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, SP, v. 3, n. 1-3, p. 50-69, dez. 2000.

GO, C. G. et al. Ethnic trends in survival curves and mortality. **The Gerontologist**, Washington, DC, v. 35, n. 3, p. 318-326, june 1995.

HAKKERT, R. **Fonte de dados demográficos.** Belo Horizonte: ABEP, 1996. 72p. (Textos didáticos, 3).

HILL, K. Estimating census and death registration completeness. **Asian and Pacific Population Forum**, v. 1, n. 3, p. 8-24, may 1987.

HILL, K. **Methods for measuring adult mortality in developing countries: a comparative review.** The global burden of disease 2000 in aging populations, [2000?].(Research Paper, 01-13).

HILL, K. Adult mortality in the developing world; what we know and how we know it. In: TRAINING WORKSHOP ON HIV/AIDS AND ADULT MORTALITY IN DEVELOPING COUNTRIES, 8-13 set. 2003, New York. **[Paper presented...]** New York: United Nations, 2003. (UN/POP/MORT/2003/1). Disponível em: <www.un.org/esa/population/publications/adultmort/HILL_Paper1.pdf>. Acesso em: 17/01/2008.

HILL, M. E.; PRESTON, S. H.; ROSENWAIKE, I. Age reporting among white americans aged 85+: results of a record linkage study. **Demography**, Chicago, v. 37, n. 2, p. 175-186, may. 2000.

HORIUCHI, S.; WILMOTH, J. R. Age patterns of the life table aging rate for major causes of death in Japan, 1951-1990. **The Journals of Gerontology: Series A Biological Sciences and Medical Sciences**, Washington, DC, v. 52^a, n. 1, p. B67-B77, jan. 1997.

HORIUCHI, S.; WILMOTH, J. R. Deceleration in the age patterns of mortality at older ages. **Demography**, Chicago, v. 35, n. 4, p. 391-412, nov. 1998.

HUMAN MORTALITY DATABASE. Berkeley, USA: University of California. Disponível em: <www.mortality.org>. Acesso em: 05 out. 2007.

KANNISTO, V. et al. Reductions in mortality at advanced ages: several decades of evidence from 27 countries. **Population and Development Review**, New York, v. 20, n. 4, p 793-810, dez. 1994.

KANNISTO, V. Measuring the compression of mortality. **Demographic Research**, v. 3, n. 6, p. 24, sept. 2000. Disponível em: <<http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol3/6/>>. Acesso em: 03/12/2007.

KANNISTO, V. Mode and dispersion of the length of life. **Population. English Selection**, v. 13, n. 1, p. 159-172, 2001.

LANSKY, S.; FRANÇA, E.; LEAL, M. C. Mortes perinatais evitáveis em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1999. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 5, p. 1389-1400, set./out. 2002.

LEXIS, W. Sur la durée normale de la vie humaine et sur la théorie de la stabilité des rapports statistiques [on the normal human lifespan and on the theory of the stability of the statistical ratios]. **Annales de Démographie Internationale**, Paris, v. 2, n.5, p. 447-460, 1878.

LYNCH, S. M.; BROWN, J. S. Reconsidering mortality compression and deceleration: na alternative model of mortality rates. **Demography**, Chicago, v. 38, n. 1, p. 79-95, feb. 2001.

MEYERS, G. C.; MANTON, K. G. Compression of mortality: myth or reality? **The gerontologist**, Washington, DC, v. 24, n. 4, p. 346-353, 1984.

MEYERS, G. C.; MANTON, K.G. Recent Changes in the U. S. Age at Death Distribution: Further Observations. **The Gerontologist**, Washington, DC, v. 24, n. 6, p. 572-575, dec. 1984.

MOREIRA, M. M. O envelhecimento da população brasileira: intensidade, feminização e dependência. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, SP, v. 15, n. 1, p. 79-94, jan./jun. 1998.

UNITED NATIONS. **World population prospects: the 2004 revision**, v.3: analytical reports. New York, 2004. p. 54-82. (Economic & Social Affairs).

NAGNUR, D. Rectangularization of the survival curve and entropy: the canadian experience, 1921-1981. **Canadian Studies in Population**, Alberta, v. 13, p. 83-102, 1986.

NUNES, A. O envelhecimento populacional e as despesas do Sistema Único de Saúde. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?**. [Rio de Janeiro]: IPEA/IBGE, 2004. p. 427-450.

NUSSELDER, W. J., MACKENBACH, J. P. Rectangularization of the Survival Curve in the Netherlands, 1950-1992. **The Gerontologist**, Washington, DC, v. 36, n. 6, p 773-782, dec. 1996.

OMRAN, A. R. The epidemiologic transition theory. A preliminary update. **Journal of Tropical Pediatrics**, v. 29, n. 6, p. 305-316, dec. 1983.

OMRAN, A. R. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. **The Milbank Quarterly**, New York, v. 83, n.4, p.731-757, dec. 2005.

- ORTEGA, A. **Tablas de mortalidad**. San José, Costa Rica: Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), 1987. 295p.
- ORTIZ, L. P. Evolução da mortalidade infantil no estado de São Paulo 1980-2000. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto, MG. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 2002. 1 CD-ROM.
- PACCAUD, F. et al. Age at death and rectangularisation of the survival curve: trends in Switzerland, 1969-1994. **Journal of Epidemiology Community Health**, v. 52, n. 7, p. 412-415, July 1998.
- PAES, N. A.; ALBUQUERQUE, M. E. E. Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 33, n. 1, p. 33-43, fev. 1999.
- PARTRIDGE, L. Evolutionary biology and age-related mortality. In: WACHTER, K. W.; FINCH, C.E. (Orgs). **Between zeus and the salmon: the biodemography of longevity**. Washington, DC: National Academy Press, 1997. p. 78-95.
- PRATA, P. R. A Transição epidemiológica no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p.168-175, abr/jun, 1992.
- PRESTON, S. H. et al. M. African-American mortality at older ages: results of a matching study. **Demography**, Chicago, v. 33, n. 2, p. 193-209, May 1996.
- PRESTON, S. H.; ELO, I. T.; STEWART, Q. Effects of age misreporting on mortality estimates at older ages. **Population Studies**, London, v. 53, n. 2, p. 165-177, July 1999.
- PRESTON, S. H ; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography: measuring and modelling population process**. Massachusetts: Blackwell, 2001.
- RIOS-NETO, ELG. Questões emergentes na análise demográfica: o caso brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**. Campinas, SP, v. 22, n. 2, p. 371-408, jul./dez. 2005.
- ROMERO, D. E.; LEITE, I. C.; SZWARCOWALD, C. L. Healthy life expectancy in Brazil: applying the Sullivan method. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 21, Sup:S7-S18, 2005.
- ROTHENBERG, R.; LENTZNER, H. R.; PARKER, R. A. Population aging patterns: the expansion of mortality. **Journal of Gerontology: Series B Psychological Science and Social Sciences**, Washington, DC, v. 46, n. 2, p. S66-70, 1991.
- SANTOS, J. L. F. Estimativas do nível de mortalidade e de esperanças de vida para o estado de São Paulo, Brasil, em 1970. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 6, n. 3, p. 269-272, set. 1972.

SASTRY, N.; BURGARD, S. The prevalence of diarrheal disease among Brazilian children: trends and differentials from 1986 to 1996. **Social Science & Medicine**, Amsterdam, v. 60, n. 5, p. 923–935, mar. 2005.

SCHRAMM, J. M. A. et al. Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 4, p. 897-908, out./dez. 2004.

SHKOLNIKOV, V. M.; ANDREEV, E. E.; BEGUN, A. Z. **Gini coefficient as a life table function**: computation from discrete data, decomposition of differences and empirical examples. Rostock, 2004. Disponível em: <<http://www.demogr.mpg.de/Papers/Working/wp-2001-017.pdf>>. Acesso em: 08 nov. 2007.

SIEGEL, J. S.; SWANSON, D. A. **The methods and materials of demography**. 2. ed. San Diego, Califórnia: Elsevier Academic Press, 2004. 732p.

VASCONCELOS, A. M. N. A qualidade das estatísticas de óbitos no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, SP, v. 15, n. 1, p. 115-124, jan./jun. 1998.

VASCONCELOS, A. M. A qualidade das estatísticas de óbitos no Brasil: uma classificação das unidades da federação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2000, Caxambu, MG. **Anais eletrônicos...** Belo Horizonte: ABEP, 2000. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2000/Todos/saut7_1.pdf>. Acesso em: 22/01/2007.

VERMELHO, L. L.; JORGE, M. H. P.M. Mortalidade de jovens: análise do período de 1930 a 1991 (a transição epidemiológica para a violência). **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 319-331, ago. 1996.

VÉRON, J.; ROHRBASSER, J. M. Wilhelm lexis: the normal length of life as an expression of the “nature of things”. **Population**, Paris, v. 58, n. 3, p. 343-363, mars/juin 2003.

WILMOTH, J.R. In search of limits. In: WACHTER, K. W.; FINCH, C. E. (Org.). **Between zeus and the salmon**: the biodemography of longevity. Washington, DC: National Academy Press, 1997. p. 38-64.

WILMOTH, J. R.; HORIUCHI S. E. Rectangularization revisited: variability of age at death within human populations. **Demography**, Chicago, v. 36, n. 4, p. 475-495, nov. 1999.

ANEXO A

Tabela 2: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1980 (ambos os sexos)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00051	2,50000	0,00256	0,99744	100.000	256	99.744	499.359	6.562.314	65,62
10	5	0,00055	2,73456	0,00275	0,99725	99.744	275	99.469	498.096	6.062.955	60,79
15	5	0,00114	2,68590	0,00569	0,99431	99.469	566	98.904	496.036	5.564.858	55,95
20	5	0,00158	2,59140	0,00788	0,99212	98.904	779	98.124	492.641	5.068.822	51,25
25	5	0,00186	2,60403	0,00925	0,99075	98.124	907	97.217	488.447	4.576.181	46,64
30	5	0,00255	2,64109	0,01268	0,98732	97.217	1.232	95.984	483.177	4.087.734	42,05
35	5	0,00366	2,63405	0,01815	0,98185	95.984	1.742	94.242	475.800	3.604.558	37,55
40	5	0,00505	2,63593	0,02497	0,97503	94.242	2.353	91.889	465.648	3.128.757	33,20
45	5	0,00726	2,62302	0,03567	0,96433	91.889	3.277	88.612	451.655	2.663.109	28,98
50	5	0,00991	2,62855	0,04840	0,95160	88.612	4.289	84.323	432.887	2.211.455	24,96
55	5	0,01453	2,62958	0,07025	0,92975	84.323	5.924	78.399	407.573	1.778.567	21,09
60	5	0,02138	2,61622	0,10170	0,89830	78.399	7.973	70.426	372.989	1.370.995	17,49
65	5	0,03168	2,61345	0,14727	0,85273	70.426	10.372	60.054	327.376	998.006	14,17
70	5	0,05097	2,57512	0,22682	0,77318	60.054	13.621	46.433	267.240	670.629	11,17
75	5	0,07872	2,51261	0,32915	0,67085	46.433	15.283	31.149	194.148	403.389	8,69
80	5	0,12300	2,42334	0,46699	0,53301	31.149	14.547	16.603	118.266	209.241	6,72
85	5	0,17721	2,28328	0,59811	0,40189	16.603	9.930	6.673	56.036	90.975	5,48
90	5	0,19829	2,13070	0,63192	0,36808	6.673	4.216	2.456	21.264	34.939	5,24
95	∞	0,17960	-	1,00000	0,00000	2.456	2.456	-	13.675	13.675	5,57

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 3: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1985 (ambos os sexos)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^v(x)$
5	5	0,00046	2,50000	0,00231	0,99769	100.000	231	99.769	499.422	6.574.430	65,74
10	5	0,00051	2,87831	0,00253	0,99747	99.769	253	99.516	498.309	6.075.008	60,89
15	5	0,00139	2,69881	0,00693	0,99307	99.516	690	98.827	495.995	5.576.699	56,04
20	5	0,00185	2,58211	0,00921	0,99079	98.827	911	97.916	491.932	5.080.704	51,41
25	5	0,00215	2,57865	0,01071	0,98929	97.916	1.049	96.868	487.042	4.588.772	46,86
30	5	0,00272	2,60843	0,01349	0,98651	96.868	1.307	95.561	481.213	4.101.730	42,34
35	5	0,00365	2,60707	0,01809	0,98191	95.561	1.729	93.832	473.669	3.620.517	37,89
40	5	0,00473	2,64170	0,02339	0,97661	93.832	2.195	91.638	463.986	3.146.848	33,54
45	5	0,00715	2,62948	0,03515	0,96485	91.638	3.221	88.416	450.551	2.682.862	29,28
50	5	0,00971	2,64146	0,04747	0,95253	88.416	4.197	84.219	432.182	2.232.310	25,25
55	5	0,01493	2,61996	0,07209	0,92791	84.219	6.071	78.148	406.645	1.800.129	21,37
60	5	0,02067	2,59582	0,09844	0,90156	78.148	7.693	70.455	372.244	1.393.483	17,83
65	5	0,02917	2,62115	0,13639	0,86361	70.455	9.610	60.845	329.414	1.021.240	14,49
70	5	0,04881	2,58129	0,21827	0,78173	60.845	13.281	47.564	272.104	691.825	11,37
75	5	0,07349	2,52959	0,31098	0,68902	47.564	14.792	32.773	201.280	419.722	8,82
80	5	0,12354	2,44170	0,46935	0,53065	32.773	15.382	17.391	124.511	218.442	6,67
85	5	0,17938	2,28334	0,60303	0,39697	17.391	10.487	6.904	58.463	93.930	5,40
90	5	0,20812	2,09297	0,64834	0,35166	6.904	4.476	2.428	21.506	35.467	5,14
95	5	0,24917	2,04679	0,71771	0,28229	2.428	1.742	685	6.993	13.961	5,75
100	ω	0,09835	-	1,00000	0,00000	685	685	-	6.968	6.968	10,17

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 4: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1990 (ambos os sexos)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^u(x)$
5	5	0,00041	2,50000	0,00203	0,99797	100.000	203	99.797	499.493	6.613.417	66,13
10	5	0,00046	3,00643	0,00232	0,99768	99.797	231	99.566	498.524	6.113.924	61,26
15	5	0,00154	2,73333	0,00769	0,99231	99.566	766	98.800	496.093	5.615.400	56,40
20	5	0,00222	2,57566	0,01102	0,98898	98.800	1.089	97.711	491.360	5.119.308	51,81
25	5	0,00239	2,55284	0,01188	0,98812	97.711	1.161	96.550	485.714	4.627.948	47,36
30	5	0,00289	2,58324	0,01433	0,98567	96.550	1.383	95.167	479.407	4.142.234	42,90
35	5	0,00363	2,59506	0,01801	0,98199	95.167	1.714	93.453	471.711	3.662.827	38,49
40	5	0,00469	2,62230	0,02317	0,97683	93.453	2.165	91.287	462.115	3.191.116	34,15
45	5	0,00664	2,63816	0,03270	0,96730	91.287	2.985	88.302	449.387	2.729.001	29,89
50	5	0,00960	2,62985	0,04694	0,95306	88.302	4.145	84.157	431.687	2.279.614	25,82
55	5	0,01366	2,62099	0,06617	0,93383	84.157	5.569	78.589	407.538	1.847.927	21,96
60	5	0,01966	2,60963	0,09389	0,90611	78.589	7.379	71.210	375.305	1.440.389	18,33
65	5	0,02834	2,61309	0,13273	0,86727	71.210	9.452	61.758	333.488	1.065.084	14,96
70	5	0,04490	2,58563	0,20256	0,79744	61.758	12.510	49.248	278.587	731.596	11,85
75	5	0,06940	2,53492	0,29632	0,70368	49.248	14.593	34.655	210.268	453.009	9,20
80	5	0,11058	2,45758	0,43157	0,56843	34.655	14.956	19.699	135.250	242.742	7,00
85	5	0,17061	2,33187	0,58621	0,41379	19.699	11.548	8.151	67.684	107.491	5,46
90	5	0,22902	2,13632	0,69155	0,30845	8.151	5.637	2.514	24.613	39.808	4,88
95	5	0,23403	1,91070	0,67914	0,32086	2.514	1.708	807	7.296	15.194	6,04
100	ω	0,10214	-	1,00000	0,00000	807	807	-	7.898	7.898	9,79

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 5: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1995 (ambos os sexos)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^u(x)$
5	5	0,00036	2,50000	0,00181	0,99819	100.000	181	99.819	499.549	6.638.838	66,39
10	5	0,00049	2,96610	0,00243	0,99757	99.819	243	99.577	498.603	6.139.290	61,50
15	5	0,00146	2,74378	0,00727	0,99273	99.577	724	98.853	496.250	5.640.686	56,65
20	5	0,00222	2,61571	0,01103	0,98897	98.853	1.090	97.763	491.665	5.144.437	52,04
25	5	0,00274	2,57027	0,01360	0,98640	97.763	1.329	96.434	485.585	4.652.772	47,59
30	5	0,00322	2,56848	0,01595	0,98405	96.434	1.538	94.895	478.428	4.167.187	43,21
35	5	0,00390	2,57979	0,01933	0,98067	94.895	1.835	93.061	470.036	3.688.759	38,87
40	5	0,00487	2,60377	0,02408	0,97592	93.061	2.241	90.820	459.933	3.218.723	34,59
45	5	0,00660	2,60980	0,03249	0,96751	90.820	2.951	87.869	447.045	2.758.790	30,38
50	5	0,00882	2,63390	0,04320	0,95680	87.869	3.796	84.072	430.361	2.311.744	26,31
55	5	0,01323	2,62455	0,06412	0,93588	84.072	5.391	78.681	407.556	1.881.383	22,38
60	5	0,01863	2,62914	0,08921	0,91079	78.681	7.019	71.662	376.766	1.473.827	18,73
65	5	0,02908	2,60262	0,13594	0,86406	71.662	9.742	61.920	334.956	1.097.061	15,31
70	5	0,04208	2,56649	0,19086	0,80914	61.920	11.818	50.102	280.842	762.105	12,31
75	5	0,06215	2,55281	0,26972	0,73028	50.102	13.514	36.589	217.441	481.263	9,61
80	5	0,10551	2,47592	0,41661	0,58339	36.589	15.243	21.346	144.469	263.822	7,21
85	5	0,15541	2,35257	0,55055	0,44945	21.346	11.752	9.594	75.616	119.353	5,59
90	5	0,24228	2,20234	0,72202	0,27798	9.594	6.927	2.667	28.590	43.737	4,56
95	5	0,24987	1,81323	0,69552	0,30448	2.667	1.855	812	7.423	15.147	5,68
100	ω	0,10514	-	1,00000	0,00000	812	812	-	7.724	7.724	9,51

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 6: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 2000 (ambos os sexos)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00030	2,50000	0,00148	0,99852	100.000	148	99.852	499.631	6.797.658	67,98
10	5	0,00038	3,13600	0,00188	0,99812	99.852	188	99.665	498.913	6.298.027	63,07
15	5	0,00145	2,73553	0,00722	0,99278	99.665	720	98.945	496.694	5.799.114	58,19
20	5	0,00203	2,57883	0,01012	0,98988	98.945	1.002	97.943	492.300	5.302.420	53,59
25	5	0,00226	2,54632	0,01122	0,98878	97.943	1.099	96.844	487.021	4.810.120	49,11
30	5	0,00259	2,56272	0,01286	0,98714	96.844	1.246	95.599	481.186	4.323.099	44,64
35	5	0,00311	2,59709	0,01542	0,98458	95.599	1.474	94.125	474.451	3.841.913	40,19
40	5	0,00415	2,62662	0,02053	0,97947	94.125	1.933	92.192	466.036	3.367.462	35,78
45	5	0,00583	2,62843	0,02873	0,97127	92.192	2.649	89.543	454.678	2.901.426	31,47
50	5	0,00812	2,63676	0,03982	0,96018	89.543	3.566	85.977	439.289	2.446.749	27,32
55	5	0,01193	2,63283	0,05803	0,94197	85.977	4.989	80.988	418.077	2.007.460	23,35
60	5	0,01735	2,62099	0,08331	0,91669	80.988	6.747	74.241	388.889	1.589.383	19,62
65	5	0,02546	2,60357	0,11998	0,88002	74.241	8.908	65.334	349.860	1.200.494	16,17
70	5	0,03728	2,59117	0,17104	0,82896	65.334	11.175	54.159	299.749	850.634	13,02
75	5	0,05819	2,56035	0,25477	0,74523	54.159	13.798	40.361	237.131	550.885	10,17
80	5	0,09268	2,48865	0,37590	0,62410	40.361	15.172	25.189	163.703	313.753	7,77
85	5	0,14083	2,39133	0,51497	0,48503	25.189	12.972	12.218	92.107	150.050	5,96
90	5	0,22137	2,24952	0,68797	0,31203	12.218	8.405	3.812	37.969	57.943	4,74
95	5	0,27707	1,95777	0,75171	0,24829	3.812	2.866	947	10.343	19.974	5,24
100	ω	0,09829	-	1,00000	0,00000	947	947	-	9.630	9.630	10,17

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 7: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 2005 (ambos os sexos)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00023	2,50000	0,00114	0,99886	100.000	114	99.886	499.714	6.933.804	69,34
10	5	0,00027	3,01875	0,00137	0,99863	99.886	137	99.749	499.157	6.434.090	64,41
15	5	0,00091	2,75721	0,00456	0,99544	99.749	455	99.294	497.723	5.934.933	59,50
20	5	0,00141	2,59493	0,00704	0,99296	99.294	699	98.595	494.787	5.437.210	54,76
25	5	0,00158	2,55441	0,00785	0,99215	98.595	774	97.821	491.081	4.942.423	50,13
30	5	0,00185	2,59047	0,00921	0,99079	97.821	901	96.920	486.933	4.451.343	45,51
35	5	0,00242	2,63454	0,01202	0,98798	96.920	1.165	95.755	481.844	3.964.409	40,90
40	5	0,00348	2,66981	0,01727	0,98273	95.755	1.653	94.102	474.922	3.482.565	36,37
45	5	0,00541	2,65896	0,02670	0,97330	94.102	2.513	91.589	464.626	3.007.643	31,96
50	5	0,00794	2,65069	0,03898	0,96102	91.589	3.570	88.019	449.557	2.543.017	27,77
55	5	0,01191	2,61336	0,05789	0,94211	88.019	5.095	82.924	427.933	2.093.460	23,78
60	5	0,01588	2,62220	0,07649	0,92351	82.924	6.343	76.581	399.537	1.665.526	20,09
65	5	0,02436	2,61076	0,11511	0,88489	76.581	8.815	67.765	361.842	1.265.990	16,53
70	5	0,03528	2,62232	0,16276	0,83724	67.765	11.030	56.736	312.603	904.147	13,34
75	5	0,06211	2,54862	0,26951	0,73049	56.736	15.291	41.445	246.195	591.545	10,43
80	5	0,08580	2,45905	0,35222	0,64778	41.445	14.598	26.847	170.132	345.349	8,33
85	5	0,12161	2,41633	0,46268	0,53732	26.847	12.422	14.425	102.142	175.218	6,53
90	5	0,20766	2,30942	0,66612	0,33388	14.425	9.609	4.816	46.273	73.076	5,07
95	5	0,27411	2,01672	0,75399	0,24601	4.816	3.631	1.185	13.248	26.803	5,57
100	ω	0,08741	-	1,00000	0,00000	1.185	1.185	-	13.555	13.555	11,44

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 8: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1980 (homens)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^u(x)$
5	5	0,00060	2,50000	0,00299	0,99701	100.000	299	99.701	499.253	6.245.653	62,46
10	5	0,00068	2,79893	0,00341	0,99659	99.701	340	99.361	497.757	5.746.401	57,64
15	5	0,00159	2,70203	0,00792	0,99208	99.361	787	98.574	494.997	5.248.644	52,82
20	5	0,00225	2,59069	0,01119	0,98881	98.574	1.103	97.471	490.213	4.753.647	48,22
25	5	0,00262	2,59118	0,01300	0,98700	97.471	1.267	96.204	484.303	4.263.513	43,74
30	5	0,00347	2,62801	0,01723	0,98277	96.204	1.658	94.546	477.088	3.779.276	39,28
35	5	0,00489	2,62748	0,02417	0,97583	94.546	2.286	92.261	467.309	3.302.244	34,93
40	5	0,00673	2,63246	0,03313	0,96687	92.261	3.056	89.204	454.068	2.834.985	30,73
45	5	0,00970	2,61337	0,04741	0,95259	89.204	4.229	84.976	435.930	2.380.967	26,69
50	5	0,01300	2,61656	0,06304	0,93696	84.976	5.357	79.618	412.110	1.945.089	22,89
55	5	0,01897	2,61379	0,09076	0,90924	79.618	7.226	72.392	380.849	1.533.038	19,25
60	5	0,02740	2,59377	0,12852	0,87148	72.392	9.304	63.088	339.573	1.152.259	15,92
65	5	0,03965	2,58262	0,18092	0,81908	63.088	11.414	51.674	287.849	812.769	12,88
70	5	0,06165	2,53939	0,26765	0,73235	51.674	13.831	37.844	224.339	525.020	10,16
75	5	0,09120	2,47728	0,37070	0,62930	37.844	14.029	23.815	153.828	300.798	7,95
80	5	0,14154	2,38446	0,51650	0,48350	23.815	12.301	11.514	86.902	147.106	6,18
85	5	0,19183	2,22421	0,62588	0,37412	11.514	7.207	4.308	37.568	60.357	5,24
90	5	0,20509	2,07288	0,64078	0,35922	4.308	2.760	1.547	13.459	22.961	5,33
95	ω	0,18731	-	1,00000	0,00000	1.547	1.547	-	8.261	9.688	6,26

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 9: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1985 (homens)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00056	2,50000	0,00281	0,99719	100.000	281	99.719	499.297	6.200.420	62,00
10	5	0,00064	3,01460	0,00320	0,99680	99.719	319	99.400	497.961	5.701.123	57,17
15	5	0,00216	2,71115	0,01075	0,98925	99.400	1.069	98.331	494.553	5.203.161	52,35
20	5	0,00287	2,57267	0,01426	0,98574	98.331	1.403	96.928	488.250	4.708.608	47,89
25	5	0,00324	2,56164	0,01608	0,98392	96.928	1.558	95.370	480.842	4.220.358	43,54
30	5	0,00395	2,59480	0,01954	0,98046	95.370	1.864	93.507	472.368	3.739.516	39,21
35	5	0,00521	2,59269	0,02573	0,97427	93.507	2.406	91.100	461.740	3.267.148	34,94
40	5	0,00654	2,62653	0,03221	0,96779	91.100	2.934	88.166	448.538	2.805.407	30,79
45	5	0,00972	2,61774	0,04750	0,95250	88.166	4.188	83.978	430.853	2.356.870	26,73
50	5	0,01301	2,63038	0,06313	0,93687	83.978	5.301	78.677	407.328	1.926.016	22,93
55	5	0,01999	2,60709	0,09540	0,90460	78.677	7.506	71.171	375.422	1.518.689	19,30
60	5	0,02746	2,56987	0,12870	0,87130	71.171	9.159	62.011	333.595	1.143.266	16,06
65	5	0,03718	2,58532	0,17058	0,82942	62.011	10.578	51.434	284.515	809.671	13,06
70	5	0,06020	2,54879	0,26231	0,73769	51.434	13.491	37.942	224.098	525.155	10,21
75	5	0,08852	2,48683	0,36206	0,63794	37.942	13.737	24.205	155.187	301.057	7,93
80	5	0,14322	2,39454	0,52151	0,47849	24.205	12.623	11.582	88.136	145.870	6,03
85	5	0,19584	2,22445	0,63437	0,36563	11.582	7.347	4.235	37.517	57.734	4,98
90	5	0,23090	2,04343	0,68610	0,31390	4.235	2.905	1.329	12.583	20.217	4,77
95	5	0,26729	1,95649	0,73695	0,26305	1.329	980	350	3.665	7.634	5,74
100	ω	0,08809	-	1,00000	0,00000	350	350	-	3.969	3.969	11,35

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 10: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1990 (homens)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^u(x)$
5	5	0,00048	2,50000	0,00239	0,99761	100.000	239	99.761	499.404	6.202.053	62,02
10	5	0,00059	3,19645	0,00293	0,99707	99.761	293	99.469	498.279	5.702.650	57,16
15	5	0,00246	2,74707	0,01223	0,98777	99.469	1.217	98.252	494.603	5.204.370	52,32
20	5	0,00356	2,57126	0,01766	0,98234	98.252	1.736	96.516	487.045	4.709.767	47,94
25	5	0,00379	2,54066	0,01876	0,98124	96.516	1.810	94.706	478.130	4.222.722	43,75
30	5	0,00446	2,56718	0,02206	0,97794	94.706	2.089	92.617	468.448	3.744.593	39,54
35	5	0,00544	2,57168	0,02682	0,97318	92.617	2.484	90.133	457.053	3.276.145	35,37
40	5	0,00664	2,60342	0,03266	0,96734	90.133	2.944	87.189	443.610	2.819.092	31,28
45	5	0,00925	2,62042	0,04525	0,95475	87.189	3.945	83.244	426.558	2.375.482	27,25
50	5	0,01294	2,61836	0,06276	0,93724	83.244	5.224	78.020	403.778	1.948.924	23,41
55	5	0,01851	2,60542	0,08861	0,91139	78.020	6.913	71.107	373.545	1.545.147	19,80
60	5	0,02608	2,58521	0,12267	0,87733	71.107	8.722	62.384	334.470	1.171.602	16,48
65	5	0,03658	2,57825	0,16800	0,83200	62.384	10.481	51.903	286.539	837.131	13,42
70	5	0,05539	2,55309	0,24390	0,75610	51.903	12.659	39.244	228.541	550.592	10,61
75	5	0,08466	2,49676	0,34927	0,65073	39.244	13.707	25.538	161.910	322.050	8,21
80	5	0,13044	2,40717	0,48736	0,51264	25.538	12.446	13.092	95.417	160.140	6,27
85	5	0,18888	2,27330	0,62336	0,37664	13.092	8.161	4.931	43.206	64.723	4,94
90	5	0,25056	2,07744	0,72321	0,27679	4.931	3.566	1.365	14.232	21.517	4,36
95	5	0,24074	1,79736	0,67967	0,32033	1.365	928	437	3.853	7.284	5,34
100	ω	0,12742	-	1,00000	0,00000	437	437	-	3.431	3.431	7,85

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 11: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1995 (homens)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^u(x)$
5	5	0,00043	2,50000	0,00215	0,99785	100.000	215	99.785	499.462	6.206.685	62,07
10	5	0,00061	3,12128	0,00305	0,99695	99.785	305	99.480	498.351	5.707.223	57,20
15	5	0,00227	2,76781	0,01129	0,98871	99.480	1.124	98.357	494.892	5.208.872	52,36
20	5	0,00359	2,61635	0,01778	0,98222	98.357	1.749	96.608	487.614	4.713.979	47,93
25	5	0,00439	2,55784	0,02174	0,97826	96.608	2.100	94.507	477.908	4.226.366	43,75
30	5	0,00500	2,55100	0,02468	0,97532	94.507	2.332	92.175	466.825	3.748.457	39,66
35	5	0,00588	2,55982	0,02898	0,97102	92.175	2.671	89.504	454.357	3.281.633	35,60
40	5	0,00704	2,58297	0,03463	0,96537	89.504	3.099	86.405	440.028	2.827.276	31,59
45	5	0,00924	2,59042	0,04520	0,95480	86.405	3.905	82.499	422.613	2.387.247	27,63
50	5	0,01195	2,61927	0,05811	0,94189	82.499	4.794	77.705	401.083	1.964.634	23,81
55	5	0,01785	2,60810	0,08558	0,91442	77.705	6.650	71.055	372.620	1.563.551	20,12
60	5	0,02457	2,60824	0,11603	0,88397	71.055	8.245	62.810	335.556	1.190.932	16,76
65	5	0,03802	2,57827	0,17408	0,82592	62.810	10.934	51.877	287.573	855.376	13,62
70	5	0,05397	2,52979	0,23811	0,76189	51.877	12.352	39.524	228.870	567.803	10,95
75	5	0,07654	2,50397	0,32132	0,67868	39.524	12.700	26.824	165.922	338.933	8,58
80	5	0,12379	2,42863	0,46951	0,53049	26.824	12.594	14.230	101.738	173.010	6,45
85	5	0,17292	2,29762	0,58925	0,41075	14.230	8.385	5.845	48.491	71.273	5,01
90	5	0,26871	2,15203	0,76110	0,23890	5.845	4.449	1.396	16.556	22.782	3,90
95	5	0,25396	1,62579	0,68382	0,31618	1.396	955	442	3.760	6.226	4,46
100	ω	0,17901	-	1,00000	0,00000	442	442	-	2.466	2.466	5,59

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 12: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 2000 (homens)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00034	2,50000	0,00171	0,99829	100.000	171	99.829	499.573	6.362.915	63,63
10	5	0,00047	3,39794	0,00236	0,99764	99.829	235	99.594	498.770	5.863.341	58,73
15	5	0,00239	2,75576	0,01190	0,98810	99.594	1.185	98.409	495.310	5.364.571	53,86
20	5	0,00346	2,57166	0,01718	0,98282	98.409	1.690	96.719	487.940	4.869.261	49,48
25	5	0,00369	2,52633	0,01826	0,98174	96.719	1.767	94.952	479.223	4.381.321	45,30
30	5	0,00407	2,54392	0,02015	0,97985	94.952	1.914	93.039	470.061	3.902.098	41,10
35	5	0,00472	2,57610	0,02332	0,97668	93.039	2.170	90.869	459.933	3.432.037	36,89
40	5	0,00604	2,60621	0,02978	0,97022	90.869	2.706	88.163	447.865	2.972.104	32,71
45	5	0,00821	2,60928	0,04026	0,95974	88.163	3.550	84.613	432.326	2.524.239	28,63
50	5	0,01108	2,62192	0,05399	0,94601	84.613	4.568	80.045	412.202	2.091.912	24,72
55	5	0,01615	2,61554	0,07774	0,92226	80.045	6.223	73.822	385.387	1.679.711	20,98
60	5	0,02292	2,60452	0,10863	0,89137	73.822	8.019	65.803	349.901	1.294.324	17,53
65	5	0,03368	2,58121	0,15571	0,84429	65.803	10.246	55.557	304.233	944.423	14,35
70	5	0,04836	2,55505	0,21623	0,78377	55.557	12.013	43.544	248.415	640.190	11,52
75	5	0,07279	2,51455	0,30819	0,69181	43.544	13.420	30.124	184.366	391.776	9,00
80	5	0,11026	2,43864	0,42990	0,57010	30.124	12.950	17.174	117.451	207.409	6,89
85	5	0,15929	2,33860	0,55933	0,44067	17.174	9.606	7.568	60.304	89.959	5,24
90	5	0,24589	2,19716	0,72783	0,27217	7.568	5.508	2.060	22.401	29.654	3,92
95	5	0,30456	1,84237	0,77627	0,22373	2.060	1.599	461	5.250	7.253	3,52
100	ω	0,23004	-	1,00000	0,00000	461	461	-	2.003	2.003	4,35

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 13: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 2005 (homens)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^u(x)$
5	5	0,00026	2,50000	0,00127	0,99873	100.000	127	99.873	499.681	6.538.367	65,38
10	5	0,00034	3,23243	0,00169	0,99831	99.873	169	99.704	499.064	6.038.686	60,46
15	5	0,00145	2,78320	0,00724	0,99276	99.704	722	98.982	496.918	5.539.622	55,56
20	5	0,00234	2,58927	0,01162	0,98838	98.982	1.150	97.832	492.136	5.042.704	50,95
25	5	0,00250	2,53540	0,01241	0,98759	97.832	1.215	96.617	486.165	4.550.567	46,51
30	5	0,00283	2,57605	0,01404	0,98596	96.617	1.357	95.261	479.798	4.064.402	42,07
35	5	0,00362	2,61502	0,01795	0,98205	95.261	1.710	93.551	472.226	3.584.604	37,63
40	5	0,00498	2,64969	0,02459	0,97541	93.551	2.300	91.251	462.348	3.112.379	33,27
45	5	0,00750	2,64509	0,03685	0,96315	91.251	3.363	87.888	448.334	2.650.031	29,04
50	5	0,01083	2,63761	0,05282	0,94718	87.888	4.642	83.246	428.473	2.201.697	25,05
55	5	0,01604	2,59930	0,07723	0,92277	83.246	6.429	76.817	400.795	1.773.224	21,30
60	5	0,02108	2,60485	0,10032	0,89968	76.817	7.706	69.110	365.626	1.372.429	17,87
65	5	0,03214	2,58899	0,14914	0,85086	69.110	10.307	58.803	320.701	1.006.803	14,57
70	5	0,04573	2,58632	0,20593	0,79407	58.803	12.109	46.694	264.787	686.102	11,67
75	5	0,07845	2,51255	0,32820	0,67180	46.694	15.325	31.369	195.349	421.315	9,02
80	5	0,10594	2,40462	0,41546	0,58454	31.369	13.033	18.336	123.020	225.966	7,20
85	5	0,13989	2,35116	0,51035	0,48965	18.336	9.358	8.978	66.894	102.946	5,61
90	5	0,23079	2,26019	0,70694	0,29306	8.978	6.347	2.631	27.501	36.053	4,02
95	5	0,30067	1,91438	0,77985	0,22015	2.631	2.052	579	6.824	8.551	3,25
100	ω	0,33537	-	1,00000	0,00000	579	579	-	1.727	1.727	2,98

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 14: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1980 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00043	2,50000	0,00212	0,99788	100.000	212	99.788	499.469	6.909.872	69,10
10	5	0,00042	2,63455	0,00209	0,99791	99.788	208	99.579	498.445	6.410.403	64,24
15	5	0,00070	2,64245	0,00348	0,99652	99.579	347	99.232	497.078	5.911.958	59,37
20	5	0,00090	2,58777	0,00449	0,99551	99.232	446	98.787	495.086	5.414.880	54,57
25	5	0,00109	2,63350	0,00541	0,99459	98.787	535	98.252	492.668	4.919.794	49,80
30	5	0,00161	2,66921	0,00802	0,99198	98.252	788	97.464	489.422	4.427.126	45,06
35	5	0,00242	2,64391	0,01206	0,98794	97.464	1.175	96.289	484.550	3.937.704	40,40
40	5	0,00335	2,64182	0,01662	0,98338	96.289	1.600	94.689	477.670	3.453.155	35,86
45	5	0,00484	2,64062	0,02391	0,97609	94.689	2.264	92.425	468.102	2.975.484	31,42
50	5	0,00688	2,64755	0,03385	0,96615	92.425	3.128	89.296	454.764	2.507.383	27,13
55	5	0,01027	2,65638	0,05016	0,94984	89.296	4.480	84.817	435.984	2.052.618	22,99
60	5	0,01588	2,64893	0,07653	0,92347	84.817	6.491	78.326	408.825	1.616.634	19,06
65	5	0,02463	2,65223	0,11643	0,88357	78.326	9.119	69.207	370.221	1.207.810	15,42
70	5	0,04180	2,61660	0,19007	0,80993	69.207	13.154	56.052	314.682	837.589	12,10
75	5	0,06871	2,54889	0,29404	0,70596	56.052	16.482	39.571	239.864	522.907	9,33
80	5	0,11012	2,45809	0,43017	0,56983	39.571	17.022	22.549	154.585	283.043	7,15
85	5	0,16785	2,32338	0,57908	0,42092	22.549	13.057	9.491	77.793	128.457	5,70
90	5	0,19458	2,16685	0,62716	0,37284	9.491	5.953	3.539	30.592	50.664	5,34
95	ω	0,17630	-	1,00000	0,00000	3.539	3.539	-	20.072	20.072	5,67

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 15: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1985 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00036	2,50000	0,00179	0,99821	100.000	179	99.821	499.551	6.985.195	69,85
10	5	0,00037	2,64895	0,00185	0,99815	99.821	185	99.636	498.668	6.485.644	64,97
15	5	0,00063	2,64605	0,00313	0,99687	99.636	312	99.324	497.444	5.986.976	60,09
20	5	0,00081	2,61105	0,00406	0,99594	99.324	403	98.920	495.656	5.489.532	55,27
25	5	0,00107	2,62971	0,00532	0,99468	98.920	527	98.394	493.354	4.993.876	50,48
30	5	0,00149	2,64121	0,00743	0,99257	98.394	731	97.662	490.244	4.500.522	45,74
35	5	0,00210	2,63664	0,01047	0,98953	97.662	1.022	96.640	485.896	4.010.278	41,06
40	5	0,00292	2,67312	0,01451	0,98549	96.640	1.402	95.238	479.938	3.524.382	36,47
45	5	0,00464	2,64983	0,02297	0,97703	95.238	2.187	93.051	471.049	3.044.445	31,97
50	5	0,00649	2,66138	0,03197	0,96803	93.051	2.975	90.075	458.295	2.573.396	27,66
55	5	0,01021	2,64206	0,04987	0,95013	90.075	4.492	85.583	439.785	2.115.101	23,48
60	5	0,01460	2,63499	0,07056	0,92944	85.583	6.038	79.545	413.635	1.675.316	19,58
65	5	0,02223	2,66728	0,10566	0,89434	79.545	8.405	71.140	378.119	1.261.680	15,86
70	5	0,03931	2,61905	0,17974	0,82026	71.140	12.787	58.354	325.257	883.562	12,42
75	5	0,06194	2,57424	0,26924	0,73076	58.354	15.711	42.642	253.656	558.305	9,57
80	5	0,11015	2,48197	0,43116	0,56884	42.642	18.386	24.257	166.916	304.648	7,14
85	5	0,16915	2,32261	0,58211	0,41789	24.257	14.120	10.137	83.478	137.733	5,68
90	5	0,19643	2,12522	0,62769	0,37231	10.137	6.363	3.774	32.391	54.255	5,35
95	5	0,24115	2,08999	0,70854	0,29146	3.774	2.674	1.100	11.088	21.863	5,79
100	ω	0,10208	-	1,00000	0,00000	1.100	1.100	-	10.775	10.775	9,80

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 16: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1990 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00033	2,50000	0,00166	0,99834	100.000	166	99.834	499.584	7.059.248	70,59
10	5	0,00034	2,68053	0,00169	0,99831	99.834	169	99.665	498.777	6.559.664	65,71
15	5	0,00063	2,66949	0,00314	0,99686	99.665	313	99.352	497.595	6.060.887	60,81
20	5	0,00085	2,59548	0,00426	0,99574	99.352	423	98.929	495.743	5.563.292	56,00
25	5	0,00103	2,59964	0,00512	0,99488	98.929	507	98.422	493.427	5.067.549	51,22
30	5	0,00136	2,62781	0,00676	0,99324	98.422	666	97.756	490.531	4.574.122	46,47
35	5	0,00188	2,65201	0,00936	0,99064	97.756	915	96.841	486.633	4.083.590	41,77
40	5	0,00277	2,66296	0,01377	0,98623	96.841	1.333	95.508	481.090	3.596.957	37,14
45	5	0,00414	2,67023	0,02050	0,97950	95.508	1.958	93.550	472.977	3.115.867	32,62
50	5	0,00636	2,65339	0,03136	0,96864	93.550	2.933	90.616	460.865	2.642.890	28,25
55	5	0,00929	2,64908	0,04544	0,95456	90.616	4.118	86.499	443.401	2.182.025	24,08
60	5	0,01405	2,64424	0,06798	0,93202	86.499	5.880	80.618	418.641	1.738.623	20,10
65	5	0,02133	2,65919	0,10158	0,89842	80.618	8.189	72.429	383.923	1.319.983	16,37
70	5	0,03642	2,62325	0,16758	0,83242	72.429	12.137	60.292	333.299	936.059	12,92
75	5	0,05818	2,57383	0,25492	0,74508	60.292	15.370	44.922	264.171	602.760	10,00
80	5	0,09734	2,49998	0,39143	0,60857	44.922	17.584	27.338	180.651	338.589	7,54
85	5	0,15960	2,37123	0,56214	0,43786	27.338	15.368	11.970	96.292	157.938	5,78
90	5	0,21861	2,17194	0,67546	0,32454	11.970	8.086	3.885	36.985	61.646	5,15
95	5	0,23096	1,95963	0,67842	0,32158	3.885	2.636	1.249	11.411	24.660	6,35
100	ω	0,09429	-	1,00000	0,00000	1.249	1.249	-	13.249	13.249	10,61

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 17: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 1995 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00029	2,50000	0,00145	0,99855	100.000	145	99.855	499.638	7.102.586	71,03
10	5	0,00036	2,70602	0,00180	0,99820	99.855	180	99.676	498.864	6.602.948	66,13
15	5	0,00065	2,65483	0,00323	0,99677	99.676	322	99.353	497.622	6.104.084	61,24
20	5	0,00085	2,61458	0,00422	0,99578	99.353	419	98.934	495.766	5.606.462	56,43
25	5	0,00112	2,61823	0,00559	0,99441	98.934	553	98.381	493.352	5.110.696	51,66
30	5	0,00150	2,62106	0,00745	0,99255	98.381	733	97.648	490.160	4.617.344	46,93
35	5	0,00201	2,62897	0,01003	0,98997	97.648	979	96.669	485.918	4.127.183	42,27
40	5	0,00279	2,64890	0,01385	0,98615	96.669	1.339	95.330	480.195	3.641.266	37,67
45	5	0,00410	2,64558	0,02031	0,97969	95.330	1.936	93.393	472.089	3.161.070	33,16
50	5	0,00584	2,66203	0,02883	0,97117	93.393	2.692	90.701	460.673	2.688.981	28,79
55	5	0,00908	2,65322	0,04443	0,95557	90.701	4.030	86.671	444.049	2.228.308	24,57
60	5	0,01346	2,65866	0,06526	0,93474	86.671	5.656	81.015	420.114	1.784.258	20,59
65	5	0,02164	2,63417	0,10291	0,89709	81.015	8.338	72.678	385.352	1.364.144	16,84
70	5	0,03271	2,61055	0,15171	0,84829	72.678	11.026	61.652	337.044	978.792	13,47
75	5	0,05173	2,60284	0,23013	0,76987	61.652	14.188	47.464	274.250	641.748	10,41
80	5	0,09365	2,51516	0,37986	0,62014	47.464	18.030	29.435	192.520	367.498	7,74
85	5	0,14526	2,38923	0,52660	0,47340	29.435	15.500	13.934	106.706	174.977	5,94
90	5	0,22989	2,23186	0,70244	0,29756	13.934	9.788	4.146	42.577	68.272	4,90
95	5	0,24810	1,88665	0,69989	0,30011	4.146	2.902	1.244	11.697	25.694	6,20
100	ω	0,08890	-	1,00000	0,00000	1.244	1.244	-	13.998	13.998	11,25

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

Tabela 18: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 2000 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^u(x)$
5	5	0,00025	2,50000	0,00124	0,99876	100.000	124	99.876	499.691	7.253.456	72,53
10	5	0,00028	2,69488	0,00139	0,99861	99.876	139	99.738	499.062	6.753.765	67,62
15	5	0,00051	2,63961	0,00254	0,99746	99.738	253	99.485	498.091	6.254.703	62,71
20	5	0,00062	2,61522	0,00310	0,99690	99.485	308	99.176	496.688	5.756.612	57,86
25	5	0,00086	2,62901	0,00427	0,99573	99.176	424	98.753	494.877	5.259.924	53,04
30	5	0,00116	2,62981	0,00578	0,99422	98.753	571	98.182	492.410	4.765.047	48,25
35	5	0,00159	2,65458	0,00794	0,99206	98.182	779	97.403	489.082	4.272.637	43,52
40	5	0,00237	2,67000	0,01179	0,98821	97.403	1.149	96.254	484.337	3.783.555	38,84
45	5	0,00360	2,66473	0,01784	0,98216	96.254	1.717	94.537	477.260	3.299.218	34,28
50	5	0,00537	2,66283	0,02651	0,97349	94.537	2.506	92.031	466.828	2.821.958	29,85
55	5	0,00814	2,66226	0,03994	0,96006	92.031	3.676	88.355	451.561	2.355.131	25,59
60	5	0,01251	2,64659	0,06077	0,93923	88.355	5.369	82.986	429.140	1.903.569	21,54
65	5	0,01876	2,63439	0,08982	0,91018	82.986	7.454	75.532	397.297	1.474.430	17,77
70	5	0,02878	2,63388	0,13474	0,86526	75.532	10.177	65.355	353.581	1.077.132	14,26
75	5	0,04771	2,60814	0,21412	0,78588	65.355	13.994	51.361	293.304	723.551	11,07
80	5	0,08160	2,53083	0,33958	0,66042	51.361	17.441	33.920	213.740	430.248	8,38
85	5	0,13057	2,42649	0,48864	0,51136	33.920	16.575	17.345	126.945	216.507	6,38
90	5	0,21010	2,27870	0,66836	0,33164	17.345	11.593	5.752	55.179	89.563	5,16
95	5	0,26615	2,00608	0,74061	0,25939	5.752	4.260	1.492	16.007	34.384	5,98
100	ω	0,08120	-	1,00000	0,00000	1.492	1.492	-	18.377	18.377	12,32

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

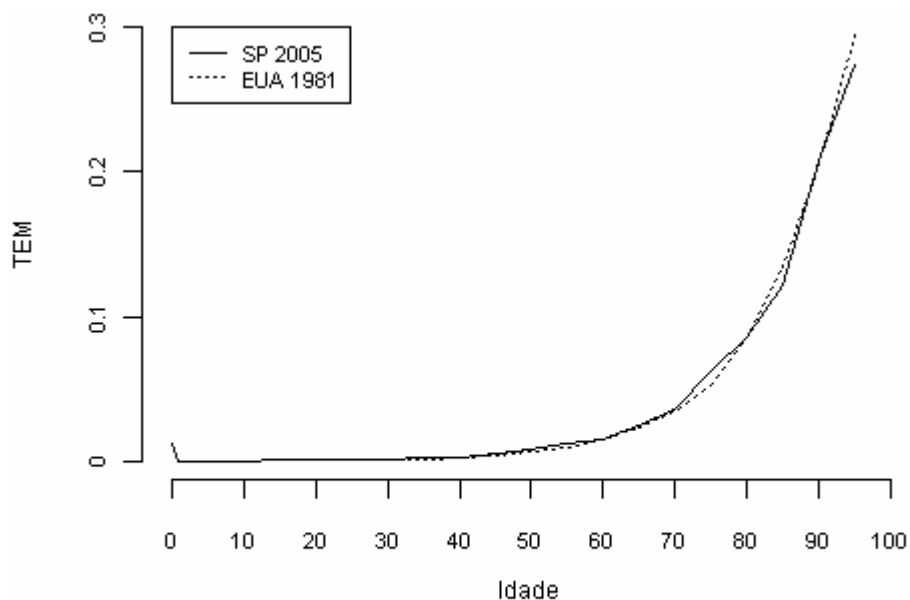
Tabela 19: Tábua de mortalidade por grupos quinquenais de idade, São Paulo, 2005 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	${}_np_x$	l_x	${}_nd_x$	l_{x+n}	${}_nL_x$	T_x	$e^0(x)$
5	5	0,00020	2,50000	0,00101	0,99899	100.000	101	99.899	499.748	7.339.749	73,40
10	5	0,00021	2,67572	0,00104	0,99896	99.899	104	99.795	499.254	6.840.001	68,47
15	5	0,00038	2,65890	0,00189	0,99811	99.795	189	99.607	498.534	6.340.747	63,54
20	5	0,00050	2,62118	0,00249	0,99751	99.607	248	99.359	497.443	5.842.212	58,65
25	5	0,00067	2,62516	0,00335	0,99665	99.359	333	99.026	496.003	5.344.769	53,79
30	5	0,00091	2,63955	0,00452	0,99548	99.026	448	98.578	494.073	4.848.766	48,96
35	5	0,00129	2,68638	0,00642	0,99358	98.578	633	97.946	491.427	4.354.693	44,18
40	5	0,00208	2,71066	0,01035	0,98965	97.946	1.014	96.932	487.407	3.863.265	39,44
45	5	0,00345	2,68309	0,01710	0,98290	96.932	1.658	95.274	480.818	3.375.859	34,83
50	5	0,00525	2,67378	0,02593	0,97407	95.274	2.471	92.803	470.622	2.895.041	30,39
55	5	0,00817	2,63789	0,04007	0,95993	92.803	3.719	89.085	455.232	2.424.418	26,12
60	5	0,01137	2,64929	0,05536	0,94464	89.085	4.932	84.152	433.829	1.969.186	22,10
65	5	0,01797	2,64112	0,08619	0,91381	84.152	7.253	76.899	403.653	1.535.358	18,24
70	5	0,02723	2,66553	0,12802	0,87198	76.899	9.845	67.054	361.514	1.131.705	14,72
75	5	0,05044	2,58701	0,22482	0,77518	67.054	15.075	51.979	298.895	770.191	11,49
80	5	0,07349	2,50688	0,31054	0,68946	51.979	16.141	35.837	219.652	471.296	9,07
85	5	0,11187	2,45911	0,43553	0,56447	35.837	15.608	20.229	139.528	251.644	7,02
90	5	0,19723	2,33609	0,64648	0,35352	20.229	13.078	7.151	66.308	112.115	5,54
95	5	0,26443	2,05956	0,74380	0,25620	7.151	5.319	1.832	20.116	45.808	6,41
100	ω	0,07131	-	1,00000	0,00000	1.832	1.832	-	25.692	25.692	14,02

FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS/MS) e Censos Demográficos Brasileiros.

ANEXO B

Figura 14: Taxas Específicas de Mortalidade do Estado de São Paulo em 2005 e dos Estados Unidos em 1981 (ambos os sexos)



FONTE DE DADOS BÁSICOS: Sistema de informação de Mortalidade (SIM/DATASUS/MS); Censo Demográfico Brasileiro (IBGE) e Human Mortality Database (2007).

NOTA: TEM - Taxas Específicas de Mortalidade

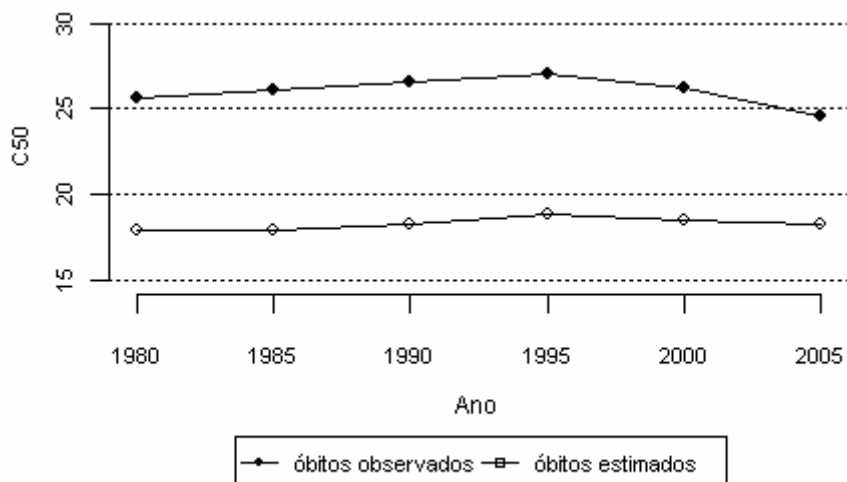
ANEXO C

Comparação das análises entre dados de óbitos observados e estimados conforme o cálculo do C50.

Neste trabalho, considerou-se a construção de indicadores do processo de compressão da mortalidade com base na distribuição de óbitos estimados por intermédio das taxas de mortalidade de período. Uma questão importante na construção de indicadores do processo de compressão da mortalidade refere-se ao diferencial entre as estimativas realizadas com dados de óbitos observados e estimados.

Para uma discussão das fontes desse diferencial considere, por exemplo, a evolução das estimativas de C50 realizadas com dados de óbitos observados e estimados para população total de São Paulo, entre 1980 e 2005, tal como apresentado na FIG. 18. Este exercício foi feito considerando-se apenas a evolução do C50 que é mais fácil de ser calculado para dados de óbitos observados. Verifica-se que as estimativas de C50 para os óbitos observados apresentam valores significativamente mais elevados do que as estimativas com dados de óbitos estimados (FIG. 18). Apesar da redução na variabilidade da idade à morte ser mais evidente com dados de óbitos observados, o padrão de mudança no C50 é semelhante tanto para óbitos observados quanto para óbitos estimados.

Figura 18: Evolução das mudanças na variabilidade da idade à morte com base no indicador C50 de compressão da mortalidade para óbitos observados e estimados, São Paulo, 1980 a 2005 (ambos os sexos)

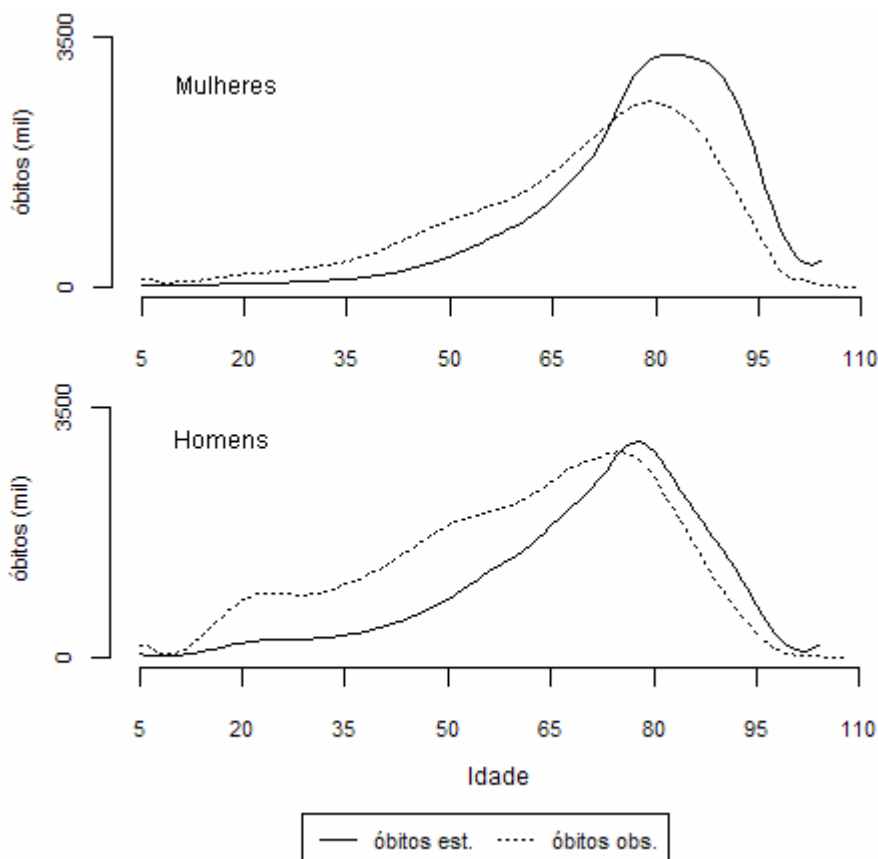


FONTE DE DADOS BÁSICOS: SIMDATASUSMS e Censos Demográficos Brasileiros.

Uma explicação pode ser dada partindo de uma análise visual da FIG. 19, que apresenta as curvas de distribuição dos óbitos estimados e observados por idade e sexo. Percebe-se que a distribuição da idade à morte estimada é mais concentrada à direita no eixo de idades que a distribuição da idade à morte observada para ambos os sexos. As tábuas de mortalidade são construídas com base nas taxas específicas de mortalidade de período, que são convertidas em probabilidades de mortes. Essas tábuas representam uma construção abstrata da evolução de uma coorte de nascidos vivos, já que nenhuma geração real viveria desde o nascimento até a sua completa extinção, sob as mesmas condições de mortalidade. A estrutura etária da população representada nessas tábuas refere-se àquela de uma população estacionária onde o número de mortes em cada idade é igual ao número de nascimentos. Dessa forma, a estrutura etária da população representada nas tábuas de mortalidade é definida, exclusivamente, pela estrutura das taxas específicas de mortalidade de período impostas no momento da construção dessas tábuas. Então, se o padrão das taxas específicas de mortalidade, observadas num determinado período, é representativo de uma população com muitas mortes nas idades avançadas, o resultado, na construção da tábuas de mortalidade, será uma população cuja estrutura etária é mais envelhecida que a população de onde foram extraídas as taxas específicas de mortalidade observadas. Neste caso, como a composição etária da população

estacionária, representada nas tábuas de mortalidade, é construída com base nessas taxas de mortalidade de período observadas, quanto maior o nível de mortalidade nas idades avançadas, da população do período em questão, mais concentrada, nessas idades, será a distribuição da idade à morte estimada.

Figura 19: Distribuição de óbitos estimados e observados por grupo de idade e sexo, São Paulo - 2005



FONTE DE DADOS BÁSICOS: SIM/DATASUS/MS e Censos Demográficos Brasileiros.